

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2026.02.001

资本市场开放、投资者非理性行为与资本市场效率^①

陈镇喜¹, 李京翰¹, 张 维²

(1. 华南理工大学经济与金融学院, 广州 510006; 2. 天津大学管理与经济学部, 天津 300072)

摘要: 资本市场开放是我国高水平开放的重要内容, 对于优化投资者结构、提升市场效率具有重要意义。本文基于异质性主体思想构建开放状态下的资产定价模型, 探讨“沪港通”的实施对投资者非理性行为及市场效率的影响。研究结果表明, 资本市场开放对两类代表性投资者行为的影响存在差异。“沪港通”的实施并不会对投资者的主观随机行为产生明显作用。相比之下, “沪港通”的实施不仅会直接降低投资者羊群效应的总体水平, 也将强化宏观经济变量对羊群效应的影响, 使羊群效应在人民币升值和 Libor 上行时得以减弱。本文综合考虑理性、非理性因素构建本地市场效率指标, 发现“沪港通”的实施将增强本地市场基本面对股价变化的驱动力、提升本地市场效率。本文的结果有助于理解资本市场开放对市场主体行为的影响, 为进一步扩大资本市场开放提供经验依据。

关键词: 沪港通; 资本市场开放; 投资者行为; 资本市场效率

中图分类号: F832.51 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2026)02-0001-20

0 引言

对外开放是衡量一国资本市场发达程度的重要标志。上世纪九十年代起, 我国的资本市场已有序开启对外开放的进程。2014 年 11 月 17 日, “沪港通”开通运行。相较于以往的 QFII、RQFII 等开放政策, “沪港通”的开放力度更大。境外的机构投资者和非机构投资者均可参与“沪港通”中的北向交易, 在额度限制下买卖规定范围内的上市公司股票。“沪港通”的实施不仅有助于完善资本市场投资者结构, 也为后续“深港通”、“沪伦通”、“债券通”和“跨境理财通”的设置提供了经验参考和实践依据。2022 年 9 月 9 日, 证监会宣布将大幅拓宽“互联互通”标的范围^②, 面对金融开放

带来的机遇与挑战, 当下更有必要全面评估金融开放的宏微观影响。

从资产定价交易的角度, 投资者理性和非理性交易行为都将影响市场效率的表现。理性行为主要受基本面信息驱动, 而非理性行为主要由基本面以外的噪声驱动。与西方发达市场不同, 我国资本市场仍然处于发展阶段, 金融机构和监管法规仍相对不成熟, 市场中存在着大量活跃且相对不成熟的中小型投资者。中国结算数据显示, 截至 2022 年 2 月, 我国股票市场投资者总数已经超过 2 亿。从历史交易数据上看, 我国个人投资者中持股市值在 50 万元以下的中小投资者占比达 97%^③。个人投资者 90% 的情况下持股时间不会超过 20 个交易日, 这一时间远远少于相对发达的

① 收稿日期: 2022-09-02; 修订日期: 2024-01-24。

基金项目: 国家自然科学基金资助专项项目(72141304; 72342022); 国家社会科学基金资助项目(21BJY237); 中央高校基本科研业务费专项资金项目(CXTD202407)。

作者简介: 陈镇喜(1980—), 男, 广东汕头人, 博士, 教授, 博士生导师。Email: chenxz@scut.edu.cn

② 以“沪股通”为例, 标的股票将由上证 180 指数、上证 380 指数扩展为上证 A 股指数, 成分股的覆盖面将大幅提高。新闻报道见: <http://www.csrc.gov.cn/csrc/c100028/c6917366/content.shtml>。具体实施办法已于 2023 年 3 月 3 日发布。

③ 中国证监会时任副主席阎庆民发言, http://epaper.zqrb.cn/html/2021-09/24/content_769727.htm。

美国股市^[1]。此外,概念题材等事件炒作现象在我国股市中屡见不鲜,市场投机性氛围浓厚,种种现状都意味着我国股市中存在着不可忽视的非理性成分。在资本市场对外开放不断扩大的背景下,境外投资者的引入能否促进股价回归内在价值,我国股票市场中的非理性行为能否得到缓解,是我国资本市场进一步高水平开放需要回答的重要问题。

本文在 Alfarano 等^[2]异质性主体模型的基础上引入跨市场投资者,构建了开放市场下的资产定价模型,并使他们的模型变成本文模型的一个特例。除放弃私人信息而选择从众的羊群效应外,本文的异质性主体模型还从“同涨同跌”现象中分离出噪声交易者的主观随机行为,也即由噪声交易者主观心理偏差和随机性因素产生的非理性行为。在控制了跨市场间影响后,借鉴 Chen 和 Lux^[3]的思路,本文使用模拟矩估计方法,以上证 180 指数为样本测度我国股市中的主观随机行为和羊群效应两种非理性行为。以“沪港通”的实施作为资本市场开放的外生性事件,本文发现“沪港通”的实施显著降低了羊群效应,但并不能显著缓解主观随机行为。同时,资本市场开放使宏观经济变量对投资者的非理性羊群效应行为的影响变得显著。“沪港通”实施后,人民币的升值和 Libor 的上升能够缓解股票市场中的羊群效应。但“沪港通”的实施并没有使宏观和市场变量对投资者的主观随机行为产生额外的显著作用。整体上,通货膨胀的增加将导致股票市场出现更加明显的羊群效应。最后,本文以本地市场中基本面对股价波动的驱动力构建市场效率指标,分离了外围市场溢出效应对本地市场效率的作用。本文发现“沪港通”的实施显著提升了本地资本市场的运行效率,即本地市场基本面在驱动股价波动方面的能力有所增强。

本文的贡献主要体现在以下几点:

第一,在 Alfarano 等^[2]的基础上构建了开放市场框架下的异质性主体模型。一方面,本文的模型克服了传统“自上而下”的行为测度中存在的偏差^[4]。虽然不同类型的投资者行为在产生机理方面存在差异,但它们仍可能市场层面上产生相似的结果。因此,将所有“同涨同跌”现象归因于羊群效应是有待商榷的。基于“自下而上”的思路,在分离基本面对“同涨同跌”作用的同时明确

区分羊群效应和主观随机行为两种非理性行为。另一方面,在全球金融一体化的背景下,全球金融周期在推动国际资本流动和影响股票市场表现方面发挥着越来越重要的作用^[5],本文的模型在 Alfarano 等^[2]的基础上进一步引入跨市场投资者,能够避免国际因素带来的伪羊群效应^[6]等市场间影响,更加准确地衡量投资者非理性行为。

第二,综合考虑开放状态下本地市场中的非理性行为,并探讨了“沪港通”的实施对非理性行为的影响与机制。现有研究关于资本市场开放与非理性行为的研究大多聚焦于开放政策对机构羊群效应的影响^[7,8],但仍缺乏对个人投资者非理性行为的关注。相较于成熟的机构投资者,个人投资者更可能是我国股市非理性行为的主要来源。本文在避免偏误的基础上估测了市场整体的非理性行为,同时纳入了机构投资者和个人投资者的作用。相较于既往文献,本文能够更全面地捕捉“沪港通”的实施对非理性行为的影响。

第三,以基本面对股价波动的解释力刻画本地市场效率指标的定量变化,直接检验资本市场开放对本地市场效率的作用。现有研究大多从信息角度切入推断市场效率,通过考察信息融入股价引起的股价波动推测市场效率。但信息含量的增加并不一定意味着市场效率提升,这是因为信息与效率之间并不一定呈现线性相关关系,而且非理性的噪声交易对市场效率的作用同样不可忽略^[9]。因此,分析市场效率需要全面考虑理性参与者和非理性参与者的动态力量对比^[10]。在资本市场开放的背景下,各地市场间的相互依存使得各地市场效率的联系愈发紧密^[11]。在剔除跨市场效应的基础上,本文的市场效率指标同时考虑了基本面因素和非理性行为两种市场力量。研究结果表明我国股市存在明显的理性、非理性过渡转换,且资本市场开放将显著推升基本面因素对股价波动的驱动力、提升市场效率。

1 文献述评

在市场非理性扰动的组成部分中,羊群效应因其对市场信号的放大作用而备受关注。羊群效应指的是投资者在决策中放弃私人信息,选择跟

随其他投资者做出相同决策的一种行为。由于投资者行为无法被直接观察,已有研究往往从羊群效应可能导致的“同涨同跌”宏观效果倒推羊群效应的存在。Lakonishok 等^[12]是股票市场羊群效应研究的开拓者之一。依据羊群效应会导致投资者超额购买的推论,他们以单个股票的超额购买量构建衡量羊群效应的 LSV 指标。其后,Christie 和 Huang^[13]、Chang 等^[14]将羊群效应作为导致股票“同涨同跌”的唯一来源,分别从股票收益偏离均值的程度以及股票收益与市场波动的非线性关系角度,采用 CSSD 以及 CSAD 方法检验是否存在羊群效应。在这些测度方法的基础上,现有研究对羊群效应的成因及表现进行了详细分析^[8, 15-17]。

然而,基于宏观基本面的理性投资行为和非基本面的投资者非理性行为都能导致“同涨同跌”的市场结果。这也意味着 LSV、CSSD、CSAD 测度方法存在以下两点缺陷: 1) 它们无法区分由基本面共同信息驱动的伪羊群效应。尽管羊群效应表现为相同的交易行为,但相同的交易行为并不一定由羊群效应引起。面临相同信息的投资者也可能做出相同的投资决策,进而产生伪羊群效应^[6]。其后,Xie 等^[18]同样强调在测度羊群效应时考虑基本面因素的必要性。Bohl 等^[4]的研究也表明传统的 CSSD 和 CSAD 方法在测度羊群效应中可能存在偏误; 2) 除跟随性质的羊群效应外,由投资者主观心理偏差产生的主观随机行为也可以导致“同涨同跌”的宏观表现,从而干扰前述研究的结论。

异质性主体模型(heterogenous agents model, HAM)为测度投资者行为提供了具有微观基础的方法,能够有效缓解上述测度偏误。基于自下而上的视角,HAM 从投资者行为异质性入手,从微观层面个体投资者行为产生宏观层面复杂经济现象。在早期关于 HAM 的研究中,Kirman^[19]受蚂蚁信息传递和信息交流的启发而构建理论模型,并论证了该模型对金融市场中投资者行为的解释能力。Lux^[20]则直接刻画了投机性金融市场中的羊群效应,并强调投资者情绪与羊群效应存在重要关联。遵循 Kirman^[19]、Lux^[20]思路,Alfarano 等^[2]构建了一个封闭市场环境下的资产定价模型,其中资产价格变化由基本面波动以及投资者主观随

机和羊群效应两种交易行为决定。这一测度方法有效解决了现有投资者行为测度混杂伪羊群效应和随机性因素的缺陷。但上述 HAM 均忽略了跨市场影响对资产定价的作用。其中,全球金融周期作为共同信息将影响跨市场投资者的决策,推动国际资本的市场间流动,使得不同国家的金融市场产生协同联动性^[5]。倘若忽略跨市场影响,很有可能对投资者行为做出有偏的估计,产生伪羊群效应,这也突显出对传统封闭市场框架下的 HAM 进行改进的必要性。

在资本市场开放的背景下,投资者行为的影响因素可以从国内、国际经济环境两个维度刻画。我国股票市场是一个典型的“政策市”,作为投资者行为的宏观表现,市场收益率和波动率受到国内经济政策的影响^[21]。作为政策调控的手段和目标,利率变动通过折现率、预期股票分红影响股票价格;汇率变动则作用于跨境资本流动,影响投资者对于不同国家股票市场的偏好和行为^[22]。通货膨胀则会影响股票市场的真实表现,改变投资者行为预期,导致市场出现非理性泡沫^[23]。资本市场开放政策本身即是影响投资者行为的重要因素。一方面,资本市场开放改善投资者结构,优化市场环境。通过引入境外价值投资者,资本市场开放能够传递成熟投资理念、优化市场信息环境、提升公司治理水平^[24-26]。表现为上市公司运行效率和资本市场稳定性的提升^[27-29]以及国家科技创新水平的增强^[30]。另一方面,资本市场开放带来的市场环境优化也将缓解机构投资者的羊群效应^[8]。但资本市场开放同样可能是一柄双刃剑。当市场中存在套利限制和异质性投资者时,资本市场开放也可能推升一部分短期的投机性泡沫^[31]。此外,境外投资者本身的投机行为同样值得关注,资本市场开放也可能加剧本地的崩盘风险^[5, 7]。综合而言,资本市场开放能否缓解本地市场的非理性行为、何时能够缓解本地市场的非理性行为,仍有待进一步探讨。

纵观市场开放对资本市场的正面和负面影响,关键在于资本市场开放能否使得信息在市场中有效反映、提升市场效率。高效运行的股票市场是信息充分反映的市场,但信息含量的增加并不一定意味着市场效率提升:信息与效率之间并不一定呈现线性相关关系,且非理性的噪声交易对

市场效率的作用同样不可忽略^[9]. 不同于钟覃琳和陆正飞^[24]将股价异质性波动作为公司特质信息的做法, 钟凯等^[32]将股价异质性波动作为噪声交易的代表, 发现“沪港通”对市场效率的提升反而表现为股价异质性波动的降低. 作为一个迅速发展新兴市场, 我国股市更像是一个不断进化的“生态系统”, 是一个存在理性与非理性、市场有效与无效动态博弈的“适应性市场”^[10]. 因此, 将股价波动直接推断为信息或噪声的作用都是有待商榷的. 由于缺乏对投资者异质性的全面刻画, 现有研究在综合考虑理性、非理性交易者对市场效率的作用以及市场效率的定量变化方面仍存在一定困难. 此外, 市场间溢出效应在开放背景下显著增强, 资本市场间协调联动从而形成复杂的金融网络^[11, 33], 忽略国际因素对本地市场的作用可能会影响对本地市场效率的估计. 在相互依存的金融市场间, 对外开放是否能让本地市场更加有效, 仍有待进一步探究.

基于上述研究存在的不足, 本文在 Alfarano 等^[2]的基础上构建了开放情境下的异质性主体模型并测度了我国股票市场中的主观随机行为和羊群效应. 本文的结果表明, “沪港通”的实施将明显缓解羊群效应, 且投资者的羊群效应在开放后对汇率和利率变量的敏感性增强. 综合考虑理性、非理性因素, 本文基于投资者异质性构建本地市场效率指标. 结果表明“沪港通”的实施也将直接提升本地市场基本面对股价的驱动力、明显改善本地市场效率.

2 测度投资者行为

2.1 理论模型

本文在 Alfarano 等^[2]的基础上引入市场间影响, 构造了开放市场情形下的微观行为资产定价模型. 由于不同资金属性的投资者可能表现出相同的决策动机, 基于机构投资者、个人投资者或基于境内投资者、境外投资者进行建立异质性主体模型并不能准确刻画各类投资者的行为. 根据决策动机的不同, 本文则将投资者分为基本面投资者、噪声交易者和跨市场投资者. 基本面投资者和噪声交易者基于本地市场进行决策, 而跨市场投

资者的决策则受外围市场影响. 本文理论模型中的本地市场和外围市场均为股票市场, 不涉及其他金融市场.

2.1.1 基本面投资者

基本面投资者根据本地市场价格与内在价值的偏离关系决策. 当市场价格低于内在价值时, 他们会选择买入资产, 反之则选择卖出资产. 假设本地市场中基本面投资者的数量为 N_f , 并且每个基本面投资者平均每笔交易的数量为 V_f . 令 p_t, F_t 分别表示本地市场在 t 时刻市场价格的对数值和内在价值的对数值. 在一个较短的时间间隔(如一天)内, 市场基本面价值并不一定呈现出明显的可预测性^[34]. 假设股票市场的内在价值 F_t 服从布朗运动

$$F_t = F_{t-1} + \sigma_f \times e_t \quad (1)$$

其中 σ_f 是股票市场内在价值变化的标准差, 而 e_t 是服从标准正态分布的独立同分布变量. 基于上述设定, 基本面投资者的超额需求可以定义为

$$D^f = N_f V_f (F_t - p_t) \quad (2)$$

开放市场中的基本面投资者包含了所有基于本地市场基本面投资的市场主体. 相较于个人投资者, 资金规模更大、投资经验更丰富的机构投资者更可能是理性的基本面投资者. 境外投资者也可以是基本面投资者. 其中, “沪港通”投资者因其信息优势而能够将公司特质信息融入股价^[24]. 这说明“沪港通”投资者更可能是基于内在价值和市场价格的关系决策的基本面投资者.

2.1.2 噪声交易者

与理性的基本面投资者不同, 非理性的噪声交易者依据其情绪状况决策. 噪声交易者对股票市场持乐观态度时将选择买入, 若持悲观态度则选择卖出. 假设本土市场中噪声交易者的数量为 N_c , 每个噪声交易者平均每笔交易的数量为 V_c . 在 t 时刻, 假设市场中存在 n_t 个乐观的噪声交易者以及 $N_c - n_t$ 个悲观的噪声交易者. 噪声交易者的超额需求由其中持乐观态度的净人数决定, 由此可以定义市场中噪声交易者的整体情绪状态

$$x_t = 2n_t/N_c - 1 \quad (3)$$

其中 x_t 等于 0 表示市场中持不同态度的噪声交易者数量持平, x_t 为正(负)则代表市场整体处于乐观(悲观)的状态. 同时, 噪声交易者可以在不同情绪状态之间转化, 这意味着市场整体情绪并

非固定而是呈现出时变性的特征. 这一随时间变化的市场情绪可以用两个带有时变特征的转换率 $\pi_{x_i}^+$ 、 $\pi_{x_i}^-$ 刻画. 一方面, $\pi_{x_i}^+$ 衡量了悲观交易者变为乐观交易者的情况. 另一方面, $\pi_{x_i}^-$ 则代表乐观交易者转为悲观交易者的转换率. 这两种转换率中均包含两种不同特征的行为. 其一是投资者的主观随机行为, 代表投资者因自身主观、随机的非理性因素而产生的情绪转换. 主观随机行为源于单个噪声交易者自身, 投资者的过度自信可以作为主观随机行为的一个表现^[35]. 但值得注意的是, 主观随机行为由噪声交易者情绪转换的结果定义, 而非由具体的心理偏差定义. 这一定义方式有助于更全面地刻画源于噪声交易者自身的非理性行为. 本文采用泊松强度 (Poisson Intensity) a 刻画主观随机行为, 并将其用以表示在给定时间区间内, 投资者产生主观随机行为的平均次数. 其二是投资者因与其他具有相反观点的噪声交易者沟通交流产生的跟随行为, 也就是羊群效应. 噪声交易者之间的交互行为是我国股票市场的重要特征^[36]. 羊群效应将驱动噪声交易者改变其目前的情绪状态而跟随其他噪声交易者的选择. 本文使用参数 b 刻画羊群效应的强度^④. 至此, 噪声交易者的在不同情绪状态之间的转换可以采用如下方式衡量

$$\begin{cases} \pi_{x_i}^+ = (N_c - n_i)(a + bn_i) = (1 - x_i) \times \\ \quad [2a/N_c + b(1 + x_i)]N_c^2/4 \\ \pi_{x_i}^- = n_i[a + b(N_c - n_i)] = (1 + x_i) \times \\ \quad [2a/N_c + b(1 - x_i)]N_c^2/4 \end{cases} \quad (4)$$

噪声交易者情绪的转换使得 x_i 的值将随着时间变化而变化. 参考 Alfarano 等^[2]的研究, x_i 的概率密度函数 $\omega(x)$ 的时变特征可由 Fokker-Planck 方程或 Kolmogorov 前向方程刻画

$$\frac{\partial \omega(x, t)}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} [A(x) \omega(x, t)] + \frac{1}{2} \frac{\partial^2}{\partial x^2} [D(x) \omega(x, t)] \quad (5)$$

式中的漂移项和扩散项分别为 $A(x) = -2ax$, $D(x) = 2b(1 - x^2) + 4a/N_c$. 给定 $\frac{\partial \omega(x, t)}{\partial t}$, 可以

直接推出 x_i 的动态演化规律. 基于以上对于投资者情绪的设定, 噪声交易者超额需求 D^c 表达式如下

$$D^c = N_c V_c x_i \quad (6)$$

我国股票市场中数量众多的中小型投资者是噪声交易的重要来源. 机构投资者也可以出现非理性的羊群效应, 表现为噪声交易者^[7, 8]. 值得注意的是, 境外资金也可以表现为投机性的噪声交易者^[5]. 历史上的典型案例可见于亚洲金融危机中的恐慌性境外资金.

2.1.3 跨市场投资者

在 Alfarano 等^[2]的封闭市场设置里, 本地市场交易者由基本面投资者和噪声交易者构成. 本文则进一步引入跨市场投资者, 从而将 Alfarano 等^[2]的模型拓展到开放市场情形. 国际投资组合就属于典型的跨市场投资. 投资者在不同市场间配置资产, 且资产的配置根据各个市场的表现不断调整. 例如, 当美国股市上涨, 新兴市场的资产会出现相对的价值洼地. 此时, 国际投资者会相应地买进新兴市场股票. 对于给定的本地股票市场, 其在对外开放的情形下将更容易受到外围市场的溢出效应. 设 Z_{t-1} 为外围 k 个市场的对数价格向量, 参考 De Jong 等^[37]的建模思路, 投资者参考外围市场的价格在本地进行投资, 其由外围市场影响导致的本地市场超额需求为

$$D^m = \rho^T Z_{t-1} \quad (7)$$

投资者的跨市场需求系数 ρ 为 k 维向量, T 是转置. ρ 向量任意元素的数值可以大于 0, 或者小于 0. $\rho > 0$ 说明本地市场与对应的外围市场是正相关, 而 $\rho < 0$ 则代表本地市场与外围市场负相关.

跨市场投资者包含境内外所有基于外围市场决策的投资者. 无论外围市场的波动源于其基本面或非理性噪声, 跨市场投资者对本地市场的需求囊括了所有由外围市场驱动的本地市场波动.

2.1.4 市场出清

在做市商设定下, 股票价格根据基本面投资者、噪声交易者和跨市场投资者等所有市场交易者的超额需求进行适应性的调整, 服从

④ 投资者行为的强度 a 、 b 与投资者行为本身可以相互转化. 例如, 羊群效应强度 b 的上升时代表噪声交易者的情绪状态受羊群效应的影响增强, 噪声交易者表现出更强的羊群效应. 主观随机行为强度 a 与主观随机行为也存在相对应的关系.

$$\begin{aligned} \frac{dp_t}{dt} &= \eta(D^m + D^f + D^c) \\ &= \eta[\rho^T Z_{t-1} + N_f V_f (F_t - p_t) + N_c V_c x_t] \end{aligned} \quad (8)$$

其中 η 代表价格调整因子. 考虑我国股票市场高度的流动性^[38], 假定市场出清 ($\eta \rightarrow \infty$), 可以得到由内在价值、噪声交易者情绪和市场间影响构成的本地市场出清价格

$$p_t = \frac{\rho^T}{N_f V_f} Z_{t-1} + F_t + \frac{N_c V_c}{N_f V_f} x_t \quad (9)$$

在离散的时间区间内, 股票市场的回报率可以定义为对数价格的变化, 即

$$\begin{aligned} r_t^* &= p_t - p_{t-1} \\ &= \frac{\rho^T}{N_f V_f} (Z_{t-1} - Z_{t-2}) + F_t - F_{t-1} + \\ &\quad \frac{N_c V_c}{N_f V_f} (x_t - x_{t-1}) \\ &= \frac{\rho^T}{N_f V_f} R_{t-1}^- + \sigma_f \times e_t + \frac{N_c V_c}{N_f V_f} (x_t - x_{t-1}) \end{aligned} \quad (10)$$

其中 R_t^- 为外围市场的回报率向量, 区别于 Alfarano 等^[2] 的封闭市场设置. 本文股票市场回报率不仅受到本地市场投资者交易行为的影响, 还受到跨市场间的影响. 即使本地市场基本面没有发生改变, 噪声投资者没有变化, 外围市场的变化也会影响本地市场的回报率. 同时, 在极端情形下, 即 $\rho = 0$, 本地市场回报率完全不受外围市场影响, 只受本地市场基本面和噪声投资者影响, 则此时的模型与 Alfarano 等^[2] 的设置一致. 因此, Alfarano 等^[2] 的封闭市场设置是本文开放市场设置模型的一个特例. 考虑到参数 $\frac{N_c V_c}{N_f V_f}$ 与其他参数存在的共线性问题, 将 $\frac{N_c V_c}{N_f V_f}$ 设置为 1. 因此, 在控制市场间影响后, 收益率将由内在价值的动态变化和投资者情绪的转化共同决定, 即由参数向量 $\theta = (a \ b \ \sigma_f)$ 决定.

2.2 SMM 估计

基于模型高度的非线性特征, 采用两步法估计参数向量 $\theta = (a \ b \ \sigma_f)$. 首先将本地市场的回报率对外围多个市场的收益率进行回归, 残差即为控制了市场间影响后的收益率 δ_t , 该收益率由本地市场投资者驱动. 其后, 使用模拟矩估计法 (simulated method of moments, SMM) 对上述理论

模型中的参数向量 θ 进行估计. 厚尾分布和波动成群往往是时间序列的典型特性. 对于时间长度为 T 的收益率序列 δ_t , 可以用一些统计量来刻画这些典型特征, 如 δ_t 的二阶矩、四阶矩以及其原始值或更高幂次值的自协方差. 将用于估计的一组矩统计量定义为向量 $m = (m_1, \dots, m_n)$, 其中 m_n 表示第 n 个矩统计量. 对于长度为 L 的一个收益率样本, 定义 $z_t = (\delta_t, \delta_{t-1}, \dots, \delta_{t-L})$, 则经验数据的矩统计量可表示为

$$m^{emp} = (1/T_{emp}) \sum_{t=1}^{T_{emp}} m(z_t^{emp}) \quad (11)$$

其中 T_{emp} 是经验数据的样本量. 类似的, 模拟数据的矩统计量可以表示为

$$m^{sim} = (1/T_{sim}) \sum_{t=1}^{T_{sim}} m[z_t^{sim}(\theta, \varepsilon_t)] \quad (12)$$

其中 T_{sim} 是模拟数据的样本量, $\theta = (a \ b \ \sigma_f)$ 即为待估计参数, ε_t 反映了内在价值波动的维纳过程, 以及噪声交易者情绪形成过程中的随机因素的联合影响, $z_t^{sim}(\theta, \varepsilon_t)$ 是由参数 θ 以及噪声 ε_t 生成的模拟时间序列. 在实际操作中, 通常需保证模拟数据的样本量 T_{sim} 大于经验数据的样本量 T_{emp} 以实现更好的估计效果. 令 $R = T_{sim}/T_{emp}$, 本文设定 R 为正整数以控制模拟数据的样本量. 模拟矩估计的目标在于最小化 $h_T = m^{emp} - m^{sim}$, 因此参数 θ 的估测方式为

$$\hat{\theta}_T = \arg \min_{\theta} [h_T(\theta)' W_T h_T(\theta)] \quad (13)$$

其中 W_T 是采用 Newey-West 方法得到的加权系数矩阵.

使用日度数据估测当月的投资者行为参数 a 和 b . 根据 Chen 和 Lux^[3] 的思路, 使用表 1 所示的 7 个矩统计量进行 SMM 估计, 包括收益率数据 δ_t 的二阶矩和四阶矩、滞后一期的自协方差, 以及收益率的平方 δ_t^2 和收益率的绝对值 $|\delta_t|$ 滞后一期和滞后五期的自协方差. 对初始参数的设定为 $N_c = 100, N_f = 100, V_c = 1, V_f = 1, R = T_{sim}/T_{emp} = 64$.

表 1 矩统计量列表

Table 1 List of moment statistics

m_1	m_2	m_3	m_4	m_5
$E(\delta_t^2)$	$E(\delta_t \delta_{t-1})$	$E(\delta_t^2 \delta_{t-1}^2)$	$E(\delta_t^4)$	$E(\delta_t \delta_{t-1})$
m_6	m_7			
$E(\delta_t^2 \delta_{t-5}^2)$	$E(\delta_t \delta_{t-5})$			

3 研究设计

3.1 模型构建

本文研究以“沪港通”为代表的金融开放政策对投资者非理性行为以及市场效率的影响。考虑规模、流动性以及行业代表性,选择上证180指数为“沪港通”样本,对应模型里的本地市场。截至2021年10月,上证180指数覆盖82.9%的“沪港通”标的行业,占“沪港通”标的股票总市值的平均比例为73.1%。平均而言,上证180指数中“沪港通”投资者持股市值占“沪港通”投资者持股总市值的86.7%。因此,本文选用上证180指数可以代表绝大部分“沪港通”投资者的交易行为^⑤。

在估算投资者行为参数 a 、 b 前,需要控制外围金融市场对本地市场的影响以避免市场间的溢出效应干扰对投资者行为的估测。本文将外围市场设定为“沪港通”的连接方中国香港和最重要的国际金融中心美国对上证180指数的影响。因此,实证研究涉及到的外围市场的数量 k 等于2。本文分别用 $r_{hk,t}$ 、 $r_{us,t}$ 、 $r_{sh,t}$ 代表三个市场的日度收益率,其中中国香港股市和美国股市分别用恒生综指和标普500指数代表。通过如下方式剔除市场间影响

$$r_{sh,t} = c_1 r_{hk,t-1} + c_2 r_{us,t-1} + \delta_t \quad (14)$$

其中 δ_t 即为剔除了市场间影响后的上证180指数增长率。结合式(10), δ_t 也可以表达为式(15)的形式

$$\delta_t = \sigma_f \times e_t + (x_t - x_{t-1}) \quad (15)$$

基于 δ_t ,进一步运用SMM模拟矩方法估测出每个月的投资者行为参数。在估测出投资者行为参数的基础上,本文构建如下实证模型以检验“沪港通”政策实施对投资者行为的影响效果

$$\begin{aligned} behavior_\tau = & \beta_0 + \beta_1 connect_\tau + \gamma_1 epu_{\tau-1} + \\ & \gamma_2 connect_epu_{\tau-1} + \gamma_3 dollar_{\tau-1} + \\ & \gamma_4 connect_dollar_{\tau-1} + \gamma_5 shibor_{\tau-1} + \\ & \gamma_6 connect_shibor_{\tau-1} + \gamma_7 libor_{\tau-1} + \\ & \gamma_8 connect_libor_{\tau-1} + \gamma_9 cpi_{\tau-1} + \\ & \gamma_{10} connect_cpi_{\tau-1} + qfii_{q-1} + \\ & \sum_{k=1}^6 year_k + \mu_\tau \end{aligned} \quad (16)$$

其中 $behavior_\tau$ 表示投资者行为在月份 τ 的表现。本文分别采用 a_τ 、 b_τ 衡量主观随机行为和羊群效应。 a_τ 、 b_τ 的数值越大,投资者的非理性行为的强度越大。 $connect_\tau$ 是一个时间虚拟变量,在2014年11月“沪港通”实施后取值为1,否则为0,代表“沪港通”政策的实施与否。模型中包含一组与资本市场开放和投资者行为相关的国内外宏观变量,包括经济政策不确定性、汇率、利率和通货膨胀几方面因素,下文将对其作详细说明。本文也在模型中加入了政策变量与其他宏观变量的交互项以探究资本市场开放影响投资者行为的可能机制。为缓解逆向因果带来的内生性偏误,将所有宏观变量以及其与政策变量的交互项滞后一期。同时,模型中已控制上季度的QFII持股比例 $qfii_{q-1}$ 以排除竞争性政策对“沪港通”效果的评价。本文在模型中加入代表2008年、2009年、2015年、2016年、2020年、2021年这些年份的6个虚拟变量 $\sum_{k=1}^6 year_k$ 以控制2008年次贷危机、2015年股灾和新冠疫情对于股票市场的冲击。

3.2 变量介绍

由于“沪港通”于2014年11月17日正式启动实施,本文将2014年11月后的 $connect_\tau$ 赋值为1,并将其余月份的 $connect_\tau$ 赋值为0。“沪港通”的实施为外资进出我国市场提供了更加便利的通道,而经济政策不确定性将影响跨境资本流动^[39]。因此,在模型中加入衡量我国各个月份的经济政策不确定性变化率 epu_τ ,以刻画国内经济政策形势的动态变化。汇率、利率将影响非理性行为的表现^[22]。本文也在模型中加入了美元兑人民币中间价($dollar_\tau$)以及三月期的Shibor($shibor_\tau$)、Libor($libor_\tau$)以探讨其能否作为资本市场开放影响投资者行为的调节机制。考虑到通货膨胀对非理性投机泡沫的作用^[23],本文在模型中加入CPI的同比增长率(cpi_τ)^⑥。

QFII机制也是境外投资者参与股票市场交易、提升市场效率的重要渠道^[40]。图1展示了QFII各季度持股市值的时间变化趋势,可以发现随着政策的调整与放宽,QFII对我国A股市场的

⑤ 行业分类参考2012版证监会细分行业分类。由于可获取数据的限制,“沪港通”投资者持股市值数据的起始时间为2017年10月9日。

⑥ 感谢匿名评审专家的建议,本文在实证模型中加入通货膨胀这一关键变量。

投资同样在“沪港通”实施节点后明显增加。其中,QFII对上证180指数成分股的投资在“沪港通”实施后存在短期上升,此后维持于1 000亿元左右。为排除QFII对“沪港通”效果评价的影响,本文控制上一季度的QFII持股比例($qfii_{q-1}$)。由于QFII持股比例的原始数据是公司层面的季度数据,本文根据成分股权重进行加权平均以得到对应指数的QFII持股比例。

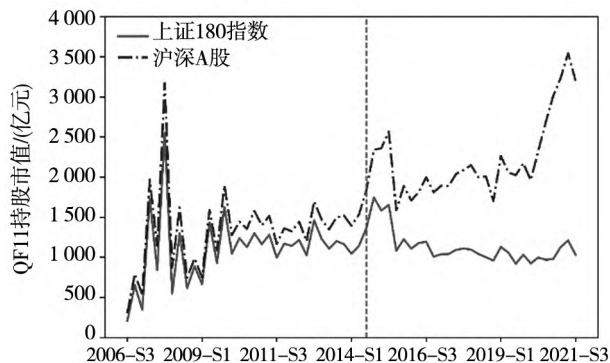


图1 QFII持股市值(亿元)的时间变化趋势

Fig. 1 The time-varying pattern of the market values (100 million Yuan) of QFII

注:中间虚线之后为“沪港通”运行阶段。

本文使用的汇率和利率变量的原始数据均为日频数据,通过取当月均值的方式将其转化为月频数据。变量的描述性统计如表2所示。

表2 描述性统计

Table 2 Descriptive statistics

类型	变量	观测	均值	标准差	最小值	最大值
政策	$connect_{\tau}$	181	0.459	0.500	0.000	1.000
	epu_{τ}	181	0.110	0.548	-0.829	4.239
汇率	$dollar_{\tau}$	181	6.673	0.415	6.104	7.903
利率	$shibor_{\tau}$	181	3.523	1.151	1.211	6.127
	$libor_{\tau}$	181	1.299	1.502	0.123	5.494
通胀	cpi_{τ}	181	2.627	1.975	-1.800	8.700
QFII	$qfii_q$	181	1.195	0.464	0.390	2.060

3.3 数据质量

本文使用的指数回报率、汇率、利率数据均来自于WIND数据库,CPI数据源于中经统计数据,QFII持股数据来自国泰安数据库,经济政策不确定变量参考自Baker等^[41]⑦。最终样本集合由时间跨度为2006年10月—2021年10月的181个月频样本组成。其中恒生综指、标普500指

数和上证180指数的收益率是日度数据,用以估计当月的投资者行为参数 a_{τ} 和参数 b_{τ} 。各变量单位根检验结果如表3所示,其中ADF检验根据SC准则选择最优滞后阶数,所有检验均包括截距项而不含时间趋势项。结果表明,除变量 $qfii_q$ 外,其余变量均拒绝单位根检验的原假设,大部分宏观变量在样本内均保持平稳。而QFII持股的波动可能源于我国资本市场开放的高速发展,长期来看, $qfii_q$ 仍可能是平稳的。出于经济意义考虑,本文在模型中保留QFII持股比例的原始值,并在回归后检验残差的平稳性。

表3 单位根检验

Table 3 Unit root test

变量	ADF 检验	PP 检验
epu_{τ}	-13.988 *** (0.000)	-16.516 *** (0.000)
$dollar_{\tau}$	-2.879 ** (0.050)	-2.949 ** (0.042)
$shibor_{\tau}$	-2.817 * (0.058)	-2.331 (0.164)
$libor_{\tau}$	-2.779 * (0.063)	2.656 * (0.084)
cpi_{τ}	-2.730 * (0.071)	-2.985 ** (0.038)
$qfii_q$	-1.136 (0.695)	-2.130 (0.234)

4 实证结果

4.1 投资者行为估测结果

首先检验股票市场间的日度溢出效应,如表4所示,香港股市对上证180指数没有显著影响,但美国股市对上证180指数存在显著的溢出效应。

表4 市场间影响估测结果

Table 4 Estimation for the cross-market effects

变量	$r_{sh,t}$
$r_{hk,t-1}$	0.004 (0.021)
$r_{us,t-1}$	0.155 *** (0.023)
N	3 915
R^2	0.015
adj. R^2	0.015

注: *、**、*** 分别表示10%、5%、1%显著性水平,括号内为稳健标准误,下同。

⑦ 经济政策不确定变量来源于 www.policyuncertainty.com。

控制市场间影响后,本文在月度滚动窗口下用 SMM 模拟矩法估测出当月的投资者行为参数 a_t 、参数 b_t 。为了更加直观地说明资本市场开放与投资者非理性行为的关系,本文将参数 a_t 、参数 b_t 的所有估计值乘以 1 000。估测参数 a_t 、参数 b_t 的目的在于比较非理性行为的变化,即比较参数 a_t 、参数 b_t 的相对大小。将所有估计值乘以 1 000 对此并无影响。图 2 展现了投资者主观随机行为和羊群效应随时间变化的情况,可以发现二者在 2008 年次贷危机、2015 年股灾以及新冠疫情等重大事件中波动较为剧烈,噪声交易者主观随机行为和羊群效应强度较大。对比 2014 年 11 月沪港通实施前后,若不考虑冲击性事件的影响,也可以发现参数 a_t 、参数 b_t 整体上均有所下降,资本市场开放有助于缓解投资者的非理性行为。同时,参数 a_t 、参数 b_t 月度数据都通过了平稳性检验。

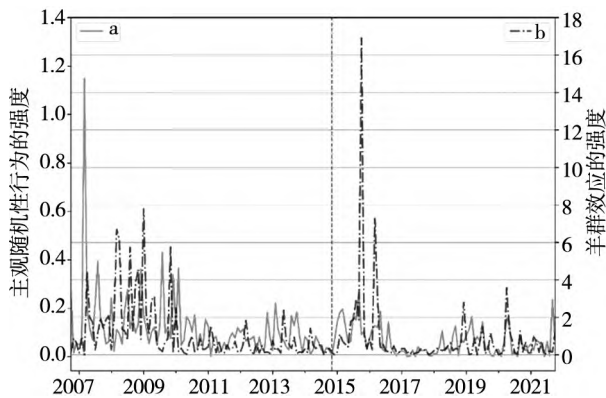


图 2 投资者行为的时间变化趋势

Fig. 2 Time-varying patterns of investor behaviors

注: 中间虚线之后为“沪港通”运行阶段。

4.2 “沪港通”对投资者行为影响的估测结果

首先在仅控制年份虚拟变量的情况下,检验资本市场开放对投资者行为的影响。表 5 第(1)列~第(2)列的结果表明, $connect_t$ 分别在 1%、10% 水平下显著为负,这意味着“沪港通”在降低投资者的主观随机行为的同时,也将缓解 A 股市场的羊群效应,与图 2 中的直观结论相一致。进一步加入 QFII 持股比例,发现 QFII 持股的增加也将显著降低 A 股市场的羊群效应,这也证明了控制 QFII 持股的必要性。进一步加入宏观经济变量以及宏观经济变量与 $connect_t$ 的交互项,结果表明“沪港通”政策并不能直接影响投资者的主观

随机行为,且表 5 第(5)列的回归结果中所有交互项均不显著,并未发现“沪港通”政策对主观随机行为的间接影响。相对地,表 5 第(6)列的结果表明“沪港通”的实施将直接降低 A 股市场的羊群效应,但 QFII 则不能明显缓解羊群效应。 $connect_dollar_{t-1}$ 和 $connect_libor_{t-1}$ 的显著性则表明资本市场开放后,投资者的羊群效应对宏观经济因素的敏感性增强。经检验,各组回归模型中残差均为平稳时间序列,这也在一定程度上说明了模型的有效性。

如本文理论模型部分所述,“沪港通”的核心作用之一在于引入理性的境外投资者。虽然本文不能排除部分“沪港通”投资者存在噪声交易的可能性,但“沪港通”投资者整体上表现为理性的市场力量。“沪港通”的实施将促进上市公司信息披露质量的提升并降低市场中信息不对称的程度^[28, 32]。由于噪声交易者在信息不对称程度更强的环境中更易表现出羊群效应^[8],“沪港通”对市场信息不对称程度的缓解将进一步弱化市场中的羊群效应。

宏观经济变量是调节“沪港通”等境外资金进出的关键变量。“沪港通”资金流入水平的变化也将影响信息不对称水平进而作用于非理性羊群效应。关于汇率对投资者行为的影响,“沪港通”实施后,市场中的羊群效应将随着人民币的升值得到缓解。人民币升值将导致我国股市的吸引力上升,推动“沪港通”资金净流入增加^[42]。最终,人民币升值驱动的“沪港通”资金流入将缓解我国股市中的羊群效应。在利率的作用方面,投资者的羊群效应在“沪港通”实施后将随着 Libor 的上升而减弱。利率的变化将影响投资者对于股票市场和货币市场的偏好。在开放背景下,国际利率可以通过“风险规避转移机制”影响股票市场^[43]。“风险规避转移机制”代表境外投资者因外围市场风险增加而将资金转投本地市场的行为。Libor 的上升代表国际国币市场出现紧缩,导致国际资本市场承压,此时理性的“沪港通”投资者可将资金转入我国股市。这一由 Libor 上升引发的“沪港通”资金流入也将缓解我国股市中的羊群效应。国际利率对羊群效应的显著作用也说明开放背景下货币市场和股票市场之间存在明显的联

动性^[33]。

本文同样发现羊群效应对通货膨胀率的敏感性并没有受到资本市场开放的影响。通货膨胀率的上升将明显增加投资者的非理性羊群效应。在不完全的理性预期下,通货膨胀对资产表现的影响可以源于投资者的“通胀幻觉”,即投资者错误

使用名义利率对资产收益进行贴现的行为。而通胀的增加除导致传统意义上的“通胀幻觉”外,也会导致投资者的非理性行为偏差,引发市场过度投机^[23]。本文的结果是这一“行为偏差”的直接证据。通货膨胀的增加将明显推升我国股票市场中的非理性羊群效应。

表5 资本市场开放对投资者非理性行为的影响

Table 5 The impact of stock market liberalization on irrational investor behaviors

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	a_{τ}	b_{τ}	a_{τ}	b_{τ}	a_{τ}	b_{τ}
$connect_{\tau}$	-0.060*** (0.018)	-0.245* (0.125)	-0.088** (0.035)	-0.641*** (0.225)	-0.004 (0.019)	-0.467** (0.214)
$epu_{\tau-1}$					0.006 (0.011)	-0.075 (0.112)
$connect_epu_{\tau-1}$					0.005 (0.020)	1.294 (0.954)
$dollar_{\tau-1}$					0.015 (0.081)	-1.274 (0.867)
$connect_dollar_{\tau-1}$					-0.020 (0.014)	0.577** (0.277)
$shibor_{\tau-1}$					-0.023 (0.015)	-0.170 (0.192)
$connect_shibor_{\tau-1}$					0.013 (0.011)	-0.619 (0.381)
$libor_{\tau-1}$					0.019 (0.014)	0.366 (0.256)
$connect_libor_{\tau-1}$					0.014 (0.023)	-0.755* (0.439)
$cpi_{\tau-1}$					-0.004 (0.013)	0.211* (0.110)
$connect_cpi_{\tau-1}$					-0.001 (0.011)	-0.071 (0.162)
$qfti_{q-1}$			-0.055 (0.037)	-0.761** (0.327)	0.036 (0.030)	-0.427 (0.654)
$_cons$	0.106*** (0.017)	0.652*** (0.090)	0.184*** (0.067)	1.741*** (0.499)	0.031 (0.547)	9.241 (5.646)
Year_Dum	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Res_Stationary	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	181	181	181	181	180	180
R^2	0.100	0.186	0.132	0.209	0.203	0.277
adj. R^2	0.064	0.153	0.092	0.172	0.113	0.196

注: *、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。样本期为2006年10月~2021年10月,Res_Stationary指残差的平稳性,单位根检验都是平稳的。

4.3 稳健性检验

4.3.1 排除竞争性解释

本文采用时间虚拟变量的方式定义政策变

量,这类变量可能带有一定程度竞争性解释。例如在同一年内政府出台了其他关于资本市场开放的重大措施,或是当年发生了对股票市场产生巨大

影响的事件,这些都影响本文对于“沪港通”实施效果的评估.针对这一潜在问题,本文对于2014年左右我国资本市场开放的相关政策进行了详细查询.除2016年12月启动的“深港通”外,并未发现其他产生重大影响的举措.而本文刻画投资者行为的样本来自上证180指数,并不会直接受到深圳股票市场的影响.同时,本文已在回归模型中控制QFII持股比例,并加入代表2015年和2016年的两个虚拟变量以控制当年发生股票市场剧烈波动对投资者行为的影响,尽可能缓解其他开放政策和重大冲击性事件带来的估计偏误.

从两方面进一步讨论竞争性解释的影响.首先,删除了2020年—2021年的所有样本,考察政策实施更短时间内的政策效应.结果如表6第(1)列和第(2)列所示.对于主观随机行为,本文仍未发现“沪港通”对其产生的直接或间接影响.“沪港通”的实施仍将直接降低A股市场的羊群效应,并且此时 $connect$ 与 $dollar$ 的交互项仍显著为正, $connect$ 与 $libor$ 的交互项仍显著为负.这说明本文的实证结果主要源自“沪港通”的实施而非其他竞争性解释.其次,本文将政策处理前置,从而定义虚拟的政策变量.除“深港通”的实施外,我国在2011年12月起陆续出台了一系列关于RQFII的试点与调整举措,这可能也会带来少量的噪音.为进一步论证政策变量定义的合理性,假

设“沪港通”政策发生在2011年12月,令虚拟的政策变量在2011年12月后取值为1.表6第(3)列和第(4)列的结果表明,虚拟的政策并不能对投资者行为产生明显的直接影响.在虚拟政策的框架下,汇率和利率变量对行为存在作用.但由于虚拟的政策本身并不能显著影响投资者行为,缺少直接的政策效果使其并不能简单地认为宏观经济变量对虚拟政策的效果起到了调节作用.对比表5第(6)列的结果可以发现,表6第(4)列中政策变量与 $dollar$ 和 $libor$ 的交互项系数明显更小.这意味着汇率和利率的明显作用可能源于虚拟政策的定义方式,虚拟的政策变量中包括了“沪港通”的效果.整体上看,本文的结论仍然是稳健的.

4.3.2 加入投资者行为的滞后项

为尽可能缓解逆向因果的内生性偏误,本文已将模型中的宏观变量及其交互项均滞后一期.同时,在计算非理性行为强度时均采用当月的月度数据,这在一定程度可以避免不同时期投资者行为存在内在关联的问题.为进一步检验遗漏变量问题对本文结果稳健性的影响,在回归模型中加入滞后一期的因变量.表6第(5)列和第(6)列的结果表明滞后的因变量均不显著,主要结论均与前文保持一致.同样的,各组回归的残差也均为平稳时间序列,这也再次说明本文实证结果的稳健性.

表 6 稳健性检验

Table 6 Robustness test

变量	缩短样本期		政策处理前置		滞后因变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	a_{τ}	b_{τ}	a_{τ}	b_{τ}	a_{τ}	b_{τ}
$connect_{\tau}$	-0.005 (0.017)	-0.447** (0.199)	0.015 (0.033)	-0.355 (0.516)	-0.007 (0.021)	-0.482** (0.221)
$epu_{\tau-1}$	0.006 (0.011)	-0.068 (0.113)	0.000 (0.012)	-0.107 (0.130)	0.006 (0.011)	-0.083 (0.113)
$connect_epu_{\tau-1}$	0.003 (0.019)	1.374 (1.036)	0.018 (0.018)	0.797 (0.553)	0.005 (0.019)	1.272 (0.948)
$dollar_{\tau-1}$	0.031 (0.092)	-1.527* (0.905)	-0.036 (0.047)	-0.925 (0.646)	0.014 (0.079)	-1.318 (0.880)
$connect_dollar_{\tau-1}$	-0.030 (0.019)	0.776* (0.466)	-0.021** (0.010)	0.394* (0.218)	-0.020 (0.014)	0.597** (0.293)
$shibor_{\tau-1}$	-0.020 (0.017)	-0.217 (0.198)	-0.025 (0.018)	-0.161 (0.185)	-0.025* (0.014)	-0.180 (0.194)
$connect_shibor_{\tau-1}$	0.020 (0.013)	-0.756 (0.522)	0.008 (0.016)	-0.370 (0.341)	0.013 (0.011)	-0.641 (0.396)

续表6

Table 6 Continues

变量	缩短样本期		政策处理前置		滞后因变量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	a_τ	b_τ	a_τ	b_τ	a_τ	b_τ
$libor_{\tau-1}$	0.016 (0.015)	0.415 (0.264)	0.029** (0.014)	0.294* (0.169)	0.021 (0.016)	0.376 (0.260)
$connect_libor_{\tau-1}$	0.028 (0.028)	-1.014* (0.607)	-0.013 (0.016)	-0.604** (0.265)	0.014 (0.023)	-0.770* (0.450)
$cpi_{\tau-1}$	-0.005 (0.013)	0.226** (0.111)	-0.010 (0.017)	0.240 (0.180)	-0.004 (0.012)	0.217* (0.110)
$connect_cpi_{\tau-1}$	0.005 (0.018)	-0.247 (0.292)	0.016 (0.018)	-0.027 (0.229)	-0.002 (0.011)	-0.081 (0.163)
$a_{\tau-1}$					-0.042 (0.102)	
$b_{\tau-1}$						-0.034 (0.073)
qfi_{q-1}	0.036 (0.031)	-0.443 (0.658)	0.042 (0.029)	-0.450 (0.611)	0.038 (0.032)	-0.437 (0.650)
$_cons$	-0.077 (0.622)	11.024* (5.903)	0.401 (0.325)	6.820 (4.743)	0.048 (0.523)	9.575* (5.741)
Year_Dum	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Res_Stationary	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	158	158	180	180	180	180
R^2	0.196	0.278	0.212	0.259	0.204	0.278
adj. R^2	0.105	0.197	0.124	0.176	0.109	0.192

注：*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。第(1)列和第(2)列样本期为2006年10月~2019年12月，第(3)列和第(4)列为政策处理前置，第(5)列和第(6)列加入投资者行为的滞后项，Res_Stationary指残差平稳性，单位根检验都是平稳的。

4.3.3 构造双重差分模型

本文构造双重差分模型(difference-in-difference, DID)进一步论证“沪港通”影响投资者行为的效果与机制。处理组选择作为“沪港通”标的来源的上证180指数，控制组分别则选取中证500指数和上证综指。由于中证500指数包含“深港通”标的股票，纳入2016年后的样本将不满足控制组的定义。因此，本文以2014年为中心，将DID的样本区间设定为2012年—2016年。由于中证500指数和上证综指的成分股中包含大量非“沪港通”标的股票，而上证180指数的成分股均为“沪港通”标的，倘若“沪港通”政策的确能够影响标的股票的非理性行为，政策变量对上证180指数的直接或间接作用也将明显强于其对中证

500指数和上证综指的效应。本文使用随机效应回归估计如下DID模型^⑧

$$behavior_{i,\tau} = \beta_0 + \beta_1 connect_\tau + \beta_2 treat_i + \beta_3 did_{i,\tau} + \gamma_1 epu_{\tau-1} + \gamma_2 did_epu_{i,\tau-1} + \gamma_3 dollar_{\tau-1} + \gamma_4 did_dollar_{i,\tau-1} + \gamma_5 shibor_{\tau-1} + \gamma_6 did_shibor_{i,\tau-1} + \gamma_7 libor_{\tau-1} + \gamma_8 did_libor_{i,\tau-1} + \gamma_9 cpi_{\tau-1} + \gamma_{10} did_cpi_{i,\tau-1} + qfi_{i,q-1} + \sum_{k=1}^2 year_k + \mu_{i,\tau} \quad (17)$$

其中 $behavior_{i,\tau}$ 代表指数 i 在 τ 月的非理性行为，各指数的非理性行为估测方式与前文一致。 $connect_\tau$ 是时间虚拟变量，在2014年11月后取值为1，否则为0。 $treat_i$ 是处理组虚拟变量，当样本

^⑧ 本文也在不使用稳健标准误的情况下对比了固定效应模型的估计效果。由于两者的估计系数和标准误均完全相同，且Hausman检验均无法拒绝原假设，此时使用随机效应模型的估计效率更高。

为上证 180 指数时取值为 1, 当样本为中证 500 指数或上证综指时取值为 0, 可以有效控制处理组和控制组在非理性行为方面的内在差异。 $did_{i,\tau}$ 是 $connect_{\tau}$ 与 $treat_i$ 的交互项, 代表“沪港通”政策的真实效果。与基准模型(16)类似, 本文加入了相同的宏观经济变量以及它们与 $did_{i,\tau}$ 的交互项, 并将宏观经济变量和交互项滞后一期。为控制 QFII 带来的竞争性解释, 本文同样控制了对应指数在上一季度的 QFII 持股比例 $qfii_{i,t-1}$ 。其中, 中证 500 指数的成分股权重数据来自国泰安数据库。由于国泰安数据库中并未记录上证综指的成分股权重, 本文采用流通市值加权计算上证综指的 QFII 持股比例。本文也加入了 2015 年和 2016 年两个年份虚拟变量以排除股灾对非理性行为的影响。

与基准结果一致, 表 7 的估计结果表明“沪港通”的实施的确能够明显缓解投资者的羊群效应, 人民币的升值和国际利率的上升在“沪港通”实施后都将明显降低羊群效应, 且通货膨胀率的

上升也将增强羊群效应。不同之处在于, 主观随机行为也在“沪港通”实施后的短期内得到缓解。随着“沪港通”的实施, 本文也发现汇率和利率对主观随机行为的作用有别于对羊群效应的作用。人民币的升值和利率的上升反而会增强投资者的主观随机行为。由于汇率、利率变量对不同类型的非理性行为表现出不同的作用, 这一结果进一步体现出准确刻画投资者行为的必要性。相较于放弃私人信息的羊群效应, 主观随机行为作为投资者主观心理偏差的宏观体现, 更易受到非理性投资者自身信心的影响^⑨。不同类型的非理性行为具有不同的产生机制, “沪港通”的实施并不一定意味着噪声交易者主观心理偏差的削弱。由汇率、利率驱动的“沪港通”资金的流入虽然能够通过缓解信息不对称程度而削弱羊群效应, 但也会增强一部分噪声交易者的短期主观信心, 表现为主观随机行为的增强。结合本文的基本结论, 资本市场开放对主观随机行为的长期作用并不明显。

表 7 双重差分模型的稳健性检验结果

Table 7 The results of DID models for robustness test

变量	中证 500 指数		上证综指	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$a_{i,\tau}$	$b_{i,\tau}$	$a_{i,\tau}$	$b_{i,\tau}$
$connect_{\tau}$	0.044 (0.043)	0.198 (0.833)	-0.008 (0.030)	6.385*** (0.551)
$treat_{\tau}$	-0.126*** (0.001)	-0.140 (0.195)	-0.077*** (0.011)	0.416 (0.415)
$did_{i,\tau}$	-0.055*** (0.001)	-0.598*** (0.076)	-0.001* (0.000)	-6.488*** (0.094)
$epu_{\tau-1}$	-0.004 (0.026)	0.113*** (0.022)	0.000 (0.021)	0.445* (0.246)
$did_epu_{i,\tau-1}$	0.010 (0.020)	1.808*** (0.070)	0.014 (0.020)	1.491*** (0.327)
$dollar_{\tau-1}$	-0.584 (0.660)	4.050 (8.334)	-0.071 (0.069)	1.320 (10.425)
$did_dollar_{i,\tau-1}$	-0.005 (0.005)	0.871*** (0.240)	-0.038*** (0.007)	1.845*** (0.325)
$shibor_{\tau-1}$	-0.072 (0.045)	-0.107 (0.821)	-0.029*** (0.010)	-0.163 (0.831)

⑨ 如本文在理论部分所述, 过度自信可以作为主观随机行为的一个体现。投资者过度自信可以表现为过高的换手率^[35]。本文将上证 180 指数的换手率对主观随机行为 a 、羊群效应 b 、内在价值波动 σ_j 、滞后的上证 180 指数波动率以及年份虚拟变量回归, 发现主观随机行为 a 的系数显著为正而羊群效应 b 的系数不显著。将内在价值波动 σ_j 替换为表 2 中的经济政策不确定性、汇率、利率和通胀变量不改变这一结论。因此, 相较于羊群效应, 主观随机行为与噪声交易者信心的关系更加密切。

续表7

Table 7 Continues

变量	中证500指数		上证综指	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$a_{i,\tau}$	$b_{i,\tau}$	$a_{i,\tau}$	$b_{i,\tau}$
$did_shibor_{i,\tau-1}$	0.044 *** (0.014)	-1.566 *** (0.386)	0.015 *** (0.003)	-1.467 *** (0.445)
$libor_{\tau-1}$	0.141 (0.357)	-4.220 (3.375)	-0.276 *** (0.029)	-0.827 (6.296)
$did_libor_{i,\tau-1}$	-0.063 (0.099)	-7.496 *** (1.724)	0.113 * (0.064)	-8.030 *** (2.108)
$cpi_{\tau-1}$	0.060 *** (0.017)	0.208 *** (0.021)	0.033 *** (0.005)	0.262 *** (0.095)
$did_cpi_{i,\tau-1}$	-0.009 (0.039)	2.290 *** (0.363)	0.048 *** (0.002)	2.289 *** (0.395)
$qfi_{i,q-1}$	0.037 *** (0.000)	0.004 (0.124)	0.081 *** (0.014)	-0.499 (0.491)
$_cons$	3.906 (4.160)	-23.304 (54.486)	0.587 (0.489)	-6.997 (66.846)
Year_Dum	Yes	Yes	Yes	Yes
Res_Stationary	Yes	Yes	Yes	Yes
N	118	118	118	118
R ²	0.242	0.281	0.345	0.363
Hausman p-values	1.000	1.000	1.000	1.000

注: *、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平. 样本期为2012年1月~2016年12月, Res_Stationary指残差的平稳性. 单位根检验都是平稳的.

5 资本市场开放与市场效率

综合考虑理性和非理性因素是判断资本市场开放提升市场效率与否的关键. 根据“适应性市场假说”^[10], 市场效率程度取决于市场上的理性参与者和非理性参与者的力量对比动态. 当理性参与者占主导时, 市场偏向于更有效的状态; 反之, 则市场更偏于非有效状态. 而在开放市场状态下, 本地市场效率会受到市场间溢出效应的影响. 倘若跨市场投资者引入了额外的理性波动, 保留市场间溢出效应可能会使本地市场效率被高估. 相对的, 如果跨市场投资者引入了额外的非理性波动, 本地市场效率可能会被低估. 据此, 在剔除跨市场效应的基础上, 以本地基本面驱动收益率波动占本地市场收益率波动的比例定量地刻画本地市场效率.

在控制了跨市场间影响后, 参考 Alfarano 等^[2], 本地市场收益率 δ_i 在 τ 月的方差解析解为

$$Var_{sol,\sigma} = \sigma_{f,\sigma}^2 + \frac{4a_\tau}{2a_\tau/b_\tau + 1} \tag{18}$$

其中本地市场基本面的波动 $\sigma_{f,\sigma}^2$ 、主观随机行为 a_τ 和羊群效应 b_τ 都将直接驱动收益率的波动. 本文也因此更加具体的衡量由本地市场驱动的基本面波动对于本地市场收益率方差的贡献, 定义

$$fund_\tau = \frac{\sigma_{f,\sigma}^2}{Var_{sol,\sigma}} \tag{19}$$

其中 $fund_\tau$ 的值越大代表着本地市场基本面对股价波动的驱动越强、市场效率越高. $fund_\tau$ 直接刻画了本地理性、非理性因素的作用, 可以避免由股价波动复杂内涵推断市场效率带来的偏误^[9]. 相较于 Chen 和 Lux^[3]以及 Chen 和 Zheng^[44]的在封闭市场下的指标, 本文的市场效率指标排除了市场间溢出效应的影响, 能够准确测度本地市场效率. 图3展示了市场效率指标的时间变化趋势, 可以看出 $fund_\tau$ 整体的波动较为剧烈. 这体现出股价围绕其内在价值波动的动态过程以及不同类型投资者的异质性作用, 与“适应性市场假说”关于

市场在理性和非理性之间过渡转换是一致. 相较于“沪港通”政策实施前, 本地市场效率均值由 34.5% 提升至 41.2%, 市场中由基本面驱动的股票波动明显增强, 噪声交易得到有效缓解, 市场效率整体呈现震荡上行趋势.

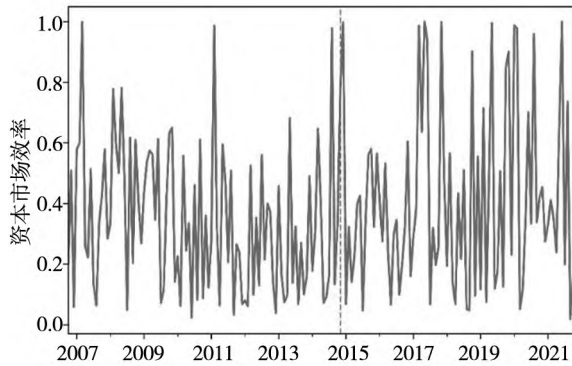


图 3 资本市场效率的时间变化趋势

Fig. 3 Time-varying pattern of stock market efficiency

注: 中间虚线之后为“沪港通”运行阶段.

替换模型 (16) 的因变量, 本文使用如下模型检验“沪港通”实施对于资本市场效率的影响

$$fund_{\tau} = \beta_0 + \beta_1 connect_{\tau} + \gamma_1 epu_{\tau-1} + \gamma_2 connect_epu_{\tau-1} + \gamma_3 dollar_{\tau-1} + \gamma_4 connect_dollar_{\tau-1} + \gamma_5 shibor_{\tau-1} + \gamma_6 connect_shibor_{\tau-1} + \gamma_7 libor_{\tau-1} +$$

表 8 资本市场开放对市场效率的影响

Table 8 The impact of stock market liberalization on market efficiency

变量	(1)	(2)	(3)
	$fund_{\tau}$	$fund_{\tau}$	$fund_{\tau}$
$connect_{\tau}$	0.138 ** (0.063)	0.103 (0.072)	0.707 *** (0.066)
$epu_{\tau-1}$			-0.018 (0.035)
$connect_epu_{\tau-1}$			-0.071 (0.081)
$dollar_{\tau-1}$			0.311 * (0.181)
$connect_dollar_{\tau-1}$			-0.067 (0.053)
$shibor_{\tau-1}$			0.077 * (0.042)
$connect_shibor_{\tau-1}$			-0.062 (0.055)
$libor_{\tau-1}$			-0.053 (0.038)

$$\gamma_8 connect_libor_{\tau-1} + \gamma_9 cpi_{\tau-1} + \gamma_{10} connect_cpi_{\tau-1} + qfii_{q-1} + \sum_{k=1}^6 year_k + \mu_{\tau} \quad (20)$$

表 8 的估计结果说明资本市场开放能够显著提升 A 股市场中基本面对股价的驱动力, “沪港通”的实施对资本市场运行效率具有明显的改善作用. 在控制冲击性事件的影响后, 资本市场开放使得基本面对股价的驱动力提高了 13.8%, 且进一步控制 QFII 持股比例和更多宏观因素的基础上, 这一积极作用则变得更加显著. 由式 (18) 和式 (19) 可知, “沪港通”提升资本市场效率的机制即在于降低非理性行为的强度进而提升本地基本面对价格的驱动力. 由于“沪港通”投资者倾向于理性的基本面投资者^[24], 资本市场开放将促进基本面信息融入股价, 降低信息不对称程度. 前文基本结果已经表明, “沪港通”的实施将缓解羊群效应, 但不能明显影响主观随机行为. 综合而言, “沪港通”的实施通过引入理性的境外投资者缓解本地市场的非理性行为, 从而提升本地市场中基本面的驱动力和市场效率. 本文也在 DID 的框架下进一步论证“沪港通”对非理性行为的缓解作用, 表 9 的结果表明“沪港通”能够明显提升标的指数的效率.

续表 8

Table 8 Continues

变量	(1)	(2)	(3)
	$fund_{\tau}$	$fund_{\tau}$	$fund_{\tau}$
$connect_libor_{\tau-1}$			0.016 (0.109)
$cpi_{\tau-1}$			-0.020 (0.019)
$connect_cpi_{\tau-1}$			0.040 (0.053)
qfi_{q-1}		-0.067 (0.054)	-0.081 (0.074)
$_cons$	0.312 *** (0.028)	0.408 *** (0.082)	-1.806 (1.280)
Year_Dum	Yes	Yes	Yes
Res_Stationary	Yes	Yes	Yes
N	181	181	180
R^2	0.072	0.079	0.143
adj. R^2	0.034	0.036	0.047

注: *、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。样本期为2006年10月—2021年10月,Res_Stationary指残差的平稳性,单位根检验都是平稳的。

表 9 双重差分框架下资本市场开放对市场效率的作用

Table 9 The impact of stock market liberalization on market efficiency using DID framework

变量	中证 500 指数	上证综指	变量	中证 500 指数	上证综指
	(1)	(2)		(1)	(2)
	$fund_{i,\tau}$	$fund_{i,\tau}$		$fund_{i,\tau}$	$fund_{i,\tau}$
$connect_{\tau}$	0.017 (0.095)	0.409 *** (0.025)	$libor_{\tau-1}$	-0.299 (0.359)	0.158 *** (0.022)
$treat_i$	0.012 (0.017)	0.203 ** (0.080)	$did_libor_{i,\tau-1}$	0.221 (0.205)	0.079 (0.246)
$did_{i,\tau}$	0.722 *** (0.018)	0.264 *** (0.021)	$cpi_{\tau-1}$	-0.001 (0.106)	-0.033 (0.074)
$epu_{\tau-1}$	0.052 (0.043)	0.003 (0.003)	$did_cpi_{i,\tau-1}$	0.045 (0.112)	0.065 (0.088)
$did_epu_{i,\tau-1}$	-0.032 (0.045)	0.013 (0.008)	$qfi_{i,q-1}$	-0.032 *** (0.011)	-0.134 (0.095)
$dollar_{\tau-1}$	0.291 *** (0.112)	-0.065 (0.260)	$_cons$	-1.574 ** (0.783)	0.713 (1.683)
$did_dollar_{i,\tau-1}$	-0.081 *** (0.000)	-0.032 (0.028)	Year_Dum	Yes	Yes
$shibor_{\tau-1}$	0.041 *** (0.014)	0.010 (0.038)	Res_Stationary	Yes	Yes
$did_shibor_{i,\tau-1}$	-0.116 *** (0.021)	-0.076 * (0.046)	N	118	118
			R^2	0.172	0.216
			Hausman p -values	1.000	1.000

注: *、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。样本期为2012年1月—2016年12月,Res_Stationary指残差的平稳性,单位根检验都是平稳的。

6 结束语

本文基于异质性主体模型探讨“沪港通”政策的实施对两种非理性行为和市场效率的影响。研究结果表明,“沪港通”政策的实施并不会影响本地市场中主观随机行为的强度,但将影响羊群效应的表现。一方面,“沪港通”的实施直接缓解了投资者的羊群效应;另一方面,“沪港通”政策实施后,宏观经济变量对羊群效应的影响从不显著变为显著。在人民币对美元升值和 Libor 增加这两种情境下,市场中的羊群效应将明显减弱;而当这些宏观经济变量反方向变动时,羊群效应也会相应地增强。最后,本文在剔除跨市场效应的基础上,以本地市场基本面对本地市场波动的解释力构建市场效率指标,发现“沪港通”的实施将明显提升市场效率。综上,本文的研究结论表明资本市场开放有助于缓解市场中的非理性羊群效应,在一定程度上改善了市场运行效率;与此同时,宏观经济变量对投资者羊群效应的影响变为显著,这使得资本市场与宏观经济环境联系更加紧密。

本文的结论具有如下的政策启示: 1) 资本市场开放使得国内股票市场面临着更多来自国际市场的不确定性。人民币汇率自 2022 年 4 月一段时间内出现剧烈波动起整体呈现贬值趋势,这将使

开放的股票市场中表现出更加明显的羊群效应。而国际利率的持续上升则可能对我国股市非理性行为存在一定缓解作用。不同宏观经济变量对股市的异质性影响可能会加剧股市的非理性扰动; 2) 在扩大开放的背景下,强化本地市场因素对股市非理性行为的调控能力仍尤为重要。一方面,由通货膨胀带来的非理性羊群效应并未因资本市场开放而得到明显缓解。另一方面,由汇率和利率驱动的“沪港通”资金流入在缓解信息不对称之余也可能强化一部分噪声交易者的短期信心,表现为主观随机行为增加。巩固和提升资本市场开放带来的效率提升更需辅之以适宜的本地政策,引导投资者预期回归本地基本面; 3) 统筹利弊对金融高水平开放具有重要意义。国际上近期的地缘冲突、全球新冠肺炎疫情、以及主要经济体货币政策变化等超预期形势,使宏观经济变量产生重大变化,导致开放的金融市场上资产价格的剧烈波动、引发金融市场动荡。应该认识到,在全球经济相对正常运行的情况下,资本市场开放有助于市场效率提升;而在外部宏观环境朝着不利方向变化的期间,需进一步强化开放背景下的市场监管能力,明确开放金融市场的初衷,规范市场主体的交易行为。面对开放带来的机遇与挑战,需引入境外基本面投资者及其信息能力,来对冲宏观波动带来的风险,充分发挥资本市场开放对市场运行效率的正面作用。

参考文献:

- [1] 陆蓉, 李金龙, 陈实. 中国投资者的股票出售行为画像——处置效应研究新进展[J]. 管理世界, 2022, 38(3): 59-78.
Lu Rong, Li Jinlong, Chen Shi. Portraits of investors' selling behavior in China's stock market: Advances in disposition effect[J]. Journal of Management World, 2022, 38(3): 59-78. (in Chinese)
- [2] Alfarano S, Lux T, Wagner F. Time variation of higher moments in a financial market with heterogeneous agents: An analytical approach[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2008, 32(1): 101-136.
- [3] Chen Z, Lux T. Estimation of sentiment effects in financial markets: A simulated method of moments approach[J]. Computational Economics, 2018, 52(3): 711-744.
- [4] Bohl M T, Branger N, Trede M. The case for herding is stronger than you think[J]. Journal of Banking & Finance, 2017, (85): 30-40.
- [5] 谭小芬, 虞梦微, 朱菲菲. 跨境资本流动顺周期性及其异质性的微观机制——兼论 A 股被纳入国际基准指数的影响[J]. 管理科学学报, 2023, 26(7): 32-53.
Tan Xiaofen, Yu Mengwei, Zhu Feifei. Micro mechanisms of procyclicality of cross-border capital flows and their heterogeneity: On the impact of A-shares inclusion in Global Benchmark Indexes[J]. Journal of Management Sciences in China, 2023,

- 26(7): 32–53. (in Chinese)
- [6] Bikhchandani Sushil, Sharma Sunil. Herd behavior in financial markets: A review [J]. *IMF Economic Review*, 2000, (47): 279–310.
- [7] 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 [J]. *管理世界*, 2013, (7): 31–43.
Xu Nianhang, Yu Shangrao, Yi Zhihong. Institutional herding and stock price crash risk [J]. *Journal of Management World*, 2013, (7): 31–43. (in Chinese)
- [8] Zhao Y, Xiang C, Cai W. Stock market liberalization and institutional herding: Evidence from the Shanghai-Hong Kong and Shenzhen-Hong Kong Stock Connects [J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2021, (69): 101643.
- [9] 游家兴. R^2 的复活——股价同步性研究评述与展望 [J]. *管理科学学报*, 2017, 20(3): 63–79.
You Jiaying. The resurgence of R^2 : Review and prospect on the studies on stock price synchronicity [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(3): 63–79. (in Chinese)
- [10] 周孝华, 宋庆阳, 刘星. 适应性市场假说及其在中国资本市场的实证 [J]. *管理科学学报*, 2017, 20(6): 111–126.
Zhou Xiaohua, Song Qingyang, Liu Xing. Adaptive markets hypothesis and evidence from China's capital markets [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2017, 20(6): 111–126. (in Chinese)
- [11] 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 [J]. *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 [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(1): 97–110. (in Chinese)
- [12] Lakonishok J, Shleifer A, Vishny R W. The impact of institutional trading on stock prices [J]. *Journal of Financial Economics*, 1992, 32(1): 23–43.
- [13] Christie W G, Huang R D. Following the pied piper: Do individual returns herd around the market? [J]. *Financial Analysts Journal*, 1995, 51(4): 31–37.
- [14] Chang E C, Cheng J W, Khorana A. An examination of herd behavior in equity markets: An international perspective [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2000, 24(10): 1651–1679.
- [15] 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 [J]. *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 [J]. *Journal of Financial Research*, 2019, (7): 191–206. (in Chinese)
- [16] 郑挺国, 葛厚逸. 中国股市羊群效应的区制转移时变性研究 [J]. *金融研究*, 2021, (3): 170–187.
Zheng Tingguo, Ge Houyi. A study of the time-varying characteristics of herding effects in China's stock market based on a regime-switching model [J]. *Journal of Financial Research*, 2021, (3): 170–187. (in Chinese)
- [17] Wang X, Kim M H, Suardi S. Herding and China's market-wide circuit breaker [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2022, (141): 106533.
- [18] Xie T, Xu Y, Zhang X. A new method of measuring herding in stock market and its empirical results in Chinese A-share market [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2015, (37): 324–339.
- [19] Kirman A. Ants, rationality, and recruitment [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(1): 137–156.
- [20] Lux T. Herd behaviour, bubbles and crashes [J]. *The Economic Journal*, 1995, 105(431): 881–896.
- [21] 杨晓兰, 王伟超, 高媚. 股市政策对股票市场的影响——基于投资者社会互动的视角 [J]. *管理科学学报*, 2020, 23(1): 15–32.
Yang Xiaolan, Wang Weichao, Gao Mei. The Impact of stock market policies on stock market: From the perspective of investor social interaction [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2020, 23(1): 15–32. (in Chinese)
- [22] Gong P, Dai J. Monetary policy, exchange rate fluctuation, and herding behavior in the stock market [J]. *Journal of Business Research*, 2017, (76): 34–43.
- [23] 王宇伟, 丁慧, 盛天翔. 股票收益率与通货膨胀预期的动态影响关系研究——基于 TVP-VAR-SV 模型的实证研究 [J]. *南开经济研究*, 2018, (6): 129–148.
Wang Yuwei, Ding Hui, Sheng Tianxiang. Research on dynamic relationship between inflation expectation and stock price:

- Based on TVP-VAR-SV model [J]. *Nankai Economic Studies*, 2018, (6): 129 - 148. (in Chinese)
- [24] 钟覃琳, 陆正飞. 资本市场开放能提高股价信息含量吗? ——基于“沪港通”效应的实证检验 [J]. *管理世界*, 2018, 34(1): 169 - 179.
Zhong Qinlin, Lu Zhengfei. Can stock market liberalization improves information content of stock prices: An empirical test based on the effect of “Shanghai-Hong Kong Stock Connect” [J] *Journal of Management World*, 2018, 34(1): 169 - 179. (in Chinese)
- [25] 连立帅, 朱松, 陈关亭. 资本市场开放、非财务信息定价与企业投资——基于沪深港通交易制度的经验证据 [J]. *管理世界*, 2019, 35(8): 136 - 154.
Lian Lishuai, Zhu Song, Chen Guanting. Stock market liberalization, non-financial information pricing, and corporate investment: Empirical evidence based on “Shanghai-Hong Kong Stock Connect” and “Shenzhen-Hong Kong Stock Connect” [J]. *Journal of Management World*, 2019, 35(8): 136 - 154. (in Chinese)
- [26] 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 [J]. *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 [J] *Journal of Financial Research*, 2021, (2): 188 - 206. (in Chinese)
- [27] 李沁洋, 许年行. 资本市场对外开放与股价崩盘风险——来自沪港通的证据 [J]. *管理科学学报*, 2019, 22(8): 108 - 126.
Li Qinyang, Xu Nianhang. Capital market liberalization and stock price crash risk: Evidence from “Shanghai-Hong Kong Stock Connect” [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2019, 22(8): 108 - 126. (in Chinese)
- [28] 戴鹏毅, 杨胜刚, 袁礼. 资本市场开放与企业全要素生产率 [J]. *世界经济*, 2021, 44(8): 154 - 178.
Dai Pengyi, Yang Shenggang, Yuan Li. Capital market opening up and corporate total factor productivity [J]. *The Journal of World Economy*, 2021, 44(8): 154 - 178. (in Chinese)
- [29] 刘力源, 尹玉刚, 刘亚辉. 股票市场错误定价会影响上市公司运行效率吗? [J]. *管理科学学报*, 2023, 26(8): 52 - 73.
Liu Liyuan, Yin Yugang, Liu Yahui. Dose the stock mispricing affect the efficiency of listed companies? [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2023, 26(8): 52 - 73. (in Chinese)
- [30] Moshirian F, Tian X, Zhang B, et al. Stock market liberalization and innovation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 139(3): 985 - 1014.
- [31] Liu C, Wang S, Wei K C J. Demand shock, speculative beta, and asset prices: Evidence from the Shanghai-Hong Kong Stock Connect program [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2021, (126): 106102.
- [32] 钟凯, 孙昌玲, 王永妍, 等. 资本市场对外开放与股价异质性波动——来自“沪港通”的经验证据 [J]. *金融研究*, 2018, (7): 174 - 192.
Zhong Kai, Sun Changling, Wang Yongyan, et al. Stock market liberalization and idiosyncratic return volatility: Evidence from “Shanghai-Hong Kong Stock Connect” scheme [J]. *Journal of Financial Research*, 2018, (7): 174 - 192. (in Chinese)
- [33] 何德旭, 苗文龙, 闫娟娟, 等. 全球系统性金融风险跨市场传染效应分析 [J]. *经济研究*, 2021, 56(8): 4 - 21.
He Dexu, Miao Wenlong, Yan Juanjuan, et al. Analysis on the global systemic financial risks cross-market contagion effect [J]. *Economic Research Journal*, 2021, 56(8): 4 - 21. (in Chinese)
- [34] 顾琪, 王策. 融资融券制度与市场定价效率——基于卖空摩擦的视角 [J]. *统计研究*, 2017, 34(1): 80 - 90.
Gu Qi, Wang Ce. Margin trading and market pricing efficiency: Base on the perspective of short-sale frictions [J]. *Statistical Research*, 2017, 34(1): 80 - 90. (in Chinese)
- [35] Han X, Li K, Li Y. Investor overconfidence and the security market line: New evidence from China [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2020, (117): 103961.
- [36] 陈张杭健, 吴粤, 李世炳, 等. 股吧个体信息交互对股价联动关系的影响研究 [J]. *管理科学学报*, 2021, 24(5): 47 - 69.
Chen Zhanghangjian, Wu Yue, Li Shibing, et al. Impact of interaction of individual stock bar information on stock price co-movement [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(5): 47 - 69. (in Chinese)

- [37] De Jong E, Verschoor W F C, Zwinkels R C J. Behavioural heterogeneity and shift-contagion: Evidence from the Asian Crisis[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2009, 33(11): 1929 – 1944.
- [38] Pan L, Tang Y, Xu J. Speculative trading and stock returns[J]. *Review of Finance*, 2016, 20(5): 1835 – 1865.
- [39] 王东明, 鲁春义. 经济政策不确定性、金融发展与国际资本流动[J]. *经济学动态*, 2019, (12): 75 – 93.
Wang Dongming, Lu Chunyi. Economic policy uncertainty, financial development, and international capital flows[J]. *Economic Perspectives*, 2019, (12): 75 – 93. (in Chinese)
- [40] 李春涛, 刘贝贝, 周 鹏, 等. 它山之石: QFII 与上市公司信息披露[J]. *金融研究*, 2018, (12): 138 – 156.
Li Chuntao, Liu Beibei, Zhou Peng, et al. Stones from other hills: QFII and corporate information disclosure[J]. *Journal of Financial Research*, 2018, (12): 138 – 156. (in Chinese)
- [41] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593 – 1636.
- [42] 许从宝, 刘晓星, 吴 凡. 人民币汇率、沪港通交易与股指波动[J]. *系统工程理论与实践*, 2020, 40(6): 1452 – 1467.
Xu Congbao, Liu Xiaoxing, Wu Fan. The exchange rate of RMB, SH-HK Stockconnect trading and stock index volatility[J]. *Systems Engineering: Theory & Practice*, 2020, 40(6): 1452 – 1467. (in Chinese)
- [43] 谭德凯, 田利辉, 李孝琳. 货币市场流动性如何影响股票市场波动——兼论市场风险防控与资本市场开放[J]. *金融监管研究*, 2020, (4): 66 – 82.
Tan Dekai, Tian Lihui, Li Xiaolin. How money market liquidity affects stock market volatility: On market risk prevention and capital market opening[J]. *Financial Regulation Research*, 2020, (4): 66 – 82. (in Chinese)
- [44] Chen Z, Zheng H. Herding in the Chinese and US stock markets: Evidence from a micro-founded approach[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2022, (78): 597 – 604.

Stock market liberalization , investor irrational behavior , and stock market efficiency

CHEN Zhen-xi¹ , LI Jing-han¹ , ZHANG Wei²

1. School of Economics and Finance , South China University of Technology , Guangzhou 510006 , China;

2. College of Management and Economics , Tianjin University , Tianjin 300072 , China

Abstract: Stock market liberalization plays an essential role in China’s high-level opening by optimizing the investor structure and improving market efficiency. Based on the heterogeneous agents model in the open economy , this paper explores the impact of the “Shanghai-Hong Kong Stock Connect” program on irrational investor behavior and market efficiency. It is discovered that stock market liberalization influences the two representative irrational behaviors differently. The implementation of the “Shanghai-Hong Kong Stock Connect” program has an insignificant impact on autonomous switching behavior but directly reduces herding. After the implementation of the “Shanghai-Hong Kong Stock Connect” program , herding decreases when the RMB appreciates and when the Libor increases. This paper develops a market efficiency indicator incorporating both rational and irrational forces. It is found that the implementation of the “Shanghai-Hong Kong Stock Connect” program improves the proportion of stock return volatility driven by fundamental force , thus increasing the efficiency of the local market. This paper extends the literature on stock market liberalization’s effect on micro-entities and provides an empirical basis for further liberalization.

Key words “Shanghai-Hong Kong Stock Connect” program; stock market liberalization; investor behaviors; stock market efficiency