

资本市场开放、分析师关注与股票流动性

——基于沪深港通机制的准自然实验

李沁洋 陈婷¹

【摘要】：以中国沪深港通机制的实施作为准自然实验，选取 2008—2020 年沪市 A 股上市公司和 2012—2020 年深市 A 股上市公司为样本，构建多时点双重差分模型（Staggered DID），考察资本市场开放如何影响上市公司股票流动性。研究发现，沪深港通机制的实施显著提高了标的公司的股票流动性，且分析师关注的提高是沪深港通机制提升股票流动性的重要路径。进一步分析发现，沪深港通机制对股票流动性的正向影响主要体现在民营企业、没有 QFII 持股的企业和信息透明度较低的企业中。

【关键词】：资本市场开放；沪深港通；股票流动性；分析师关注；多时点双重差分模型

【中图分类号】：F830.9 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1006-169X（2022）12-0077-11

DOI: 10.19622/j.cnki.cn36-1005/f.2022.12.008

一、引言与文献综述

对外开放是一国资本市场发展成熟的内在要求，也是激发市场活力的重要举措。当前，中国证券监督管理委员会一直坚定不移推进资本市场制度型对外开放。特别是沪港股票市场交易互联互通机制和深港股票市场互联互通机制的启动^②，标志着中国资本市场迈向高水平双向开放新阶段。沪港通和深港通分别于 2014 年 11 月 17 日、2016 年 12 月 5 日正式开通，旨在放宽香港和内地跨境投资的限制，允许香港等境外投资者自由买卖中国 A 股市场上的部分股票（沪深港通标的公司股票），并且同时允许大陆投资者自由交易香港股市的标的股票。经过几年平稳运行，沪深港通已成为外资参与中国 A 股市场的主要渠道，并推动 A 股纳入 MSCI 新兴市场指数，促使内地资本市场成为全球资产配置的重要场所。

现有文献发现中国资本市场开放对股票市场的影响具有两面性。大部分学者认为资本市场开放能通过提高公司信息披露质量和公司治理水平以缓解信息不对称问题，从而显著降低股价异质性波动（钟凯等，2018）、股价崩盘风险（李沁洋和许年行，2019）和股价同步性（Li et al., 2022），提升股票市场的定价效率（毕鹏，2021）。相反，也有研究表明，资本市场开放可能加大交易的信息不对称程度，从而降低股票流动性和股票定价效率，增加股价波动性（许香存和陈志娟，2016）。因此，中国资本市场开放政策的经济后果需要持续关注与研究，从而更好地促进资本市场高质量发展。

¹ **【基金项目】** 国家自然科学基金青年基金项目“并购业绩补偿承诺的影响因素及其经济后果研究”（71902165）；重庆市社会科学规划项目“数字化转型促进重庆市企业创新的作用机理及效应研究”（2021NDYB047）。

【作者简介】 李沁洋（1988—），重庆人，西南大学经济管理学院，博士，副教授，研究方向为资本市场与企业并购；陈婷（1996—），四川遂宁人，西南大学经济管理学院，硕士研究生，研究方向为金融投资与风险管理。

² ①沪港股票市场交易互联互通机制在后文简称沪港通，深港股票市场互联互通机制在后文简称深港通，沪港股票市场交易互联互通机制和深港股票市场互联互通机制合在一起简称沪深港通。

在股票市场中，流动性是市场参与者之间进行交易的前提，体现了股票市场的运行质量与水平（唐静武，2009）。当市场缺乏流动性时，交易则难以完成，股票市场也就难以发挥其优化资源配置、促进经济增长的作用（杨墨等，2022）。中国资本市场作为一个新兴市场，一直致力于基础制度的完善，先后进行了股权分置改革、融资融券制度建设、新三板做市商制度及分层制度变革等，促使上市公司的股票流动性显著增强（刘惠好和汪洁琼，2018）。沪深港通作为中国资本市场开放的重大制度创新，不仅优化了 A 股市场的投资者结构，而且有助于提升中国资本市场效率（连立帅等，2019）。那么，沪深港通机制的实施是否会影响公司的股票流动性？此外，由于分析师在市场中能充分挖掘并有效传递公司信息，增加市场中知情交易者的数量，缓解信息不对称程度，可能有助于股票流动性的提升。那么，沪深港通机制是否通过证券分析师这一重要的信息中介影响股票流动性？为回答上述问题，选取 2008—2020 年沪市 A 股上市公司和 2012—2020 年深市 A 股上市公司的样本数据，利用沪深港通事件作为资本市场开放的准自然实验，构建多时点双重差分模型（Staggered DID），检验沪深港通对股票流动性的影响及其传导机制。

主要贡献在于：虽然现有研究发现沪港通这一资本市场开放政策对股票流动性产生了负面影响（徐寿福和陈百，2021），但本文的结论却表明沪深港通制度的实施提高了标的公司的股票流动性。产生以上差异的原因在于：第一，徐寿福和陈百（2021）的研究主要基于交易渠道进行理论分析，认为沪港通的实施降低了标的股票的交易强度和交易频率，进而降低了股票流动性；笔者从信息不对称理论出发，认为沪深港通机制启动后，分析师加大了对标的公司的关注，并通过专业分析与价值判断向市场提供更多深度信息，减少了标的公司的信息不对称程度，从而提高了标的公司的股票流动性。第二，从分析师关注度的视角检验了沪深港通对股票流动性的影响机制，肯定了分析师在股票市场中的信息中介作用，首次将沪深港通、分析师关注度和股票流动性三者同时联系起来，表明中国分析师在沪深港通政策的实施中起到了积极的信息传递作用，这点在徐寿福和陈百（2021）的研究中并未体现。第三，徐寿福和陈百（2021）仅考虑了沪市情况，并且研究期间较短；而本文考虑了深港通实施的情况，并选择了更长的时间跨度³，考察沪深港通制度实施的长期效应。第四，与徐寿福和陈百（2021）文献中衡量流动性的相对有效价差 RES 指标不同，笔者采用 Amihud（2002）的非流动性指标求平方根以减少偏移，修正后的指标更适用于实证研究，使得研究结果更加可靠。

二、制度背景、理论分析与研究假设

（一）制度背景

为促进内地和香港股票市场共同发展，满足国家对外开放战略的需要，吸引更多境外投资者参与 A 股市场，中国证监会联合香港证监会先后于 2014 年 11 月 17 日和 2016 年 12 月 5 日正式实施了沪港股票市场交易互联互通机制和深港股票市场交易互联互通机制。沪深港通是中国首次推出的双向跨境交易机制，允许在上海、深圳证券交易所，以及香港联合交易所开户的投资者通过当地证券公司（或经纪商）买卖对方交易所上市的部分股票（仅限标的公司股票范围内）。

沪深港通的启动实现了内地股市与香港股市的双向互通交易，吸引了大量外资进入 A 股市场，逐步成为外资参与 A 股市场的重要渠道。如图 1 所示，从 2014 年沪港通实施到 2021 年底，通过沪深港通渠道流入 A 股市场的境外资金从 764.10 亿元增至 2021 年的 11806.80 亿元，翻了 15.45 倍，特别是在 2016 年底深港通实施后，资金净流入增速度显著提高，年均复合增长率达到 59.03%⁴。沪深港通畅通了外资进入中国 A 股的投资渠道，随后 MCSI、标普道琼斯、富时罗素三大国际指数也相继宣布将通过沪深港通进行交易的合格 A 股纳入其指数体系。由此可见，沪深港通发挥了吸引外资的积极作用，推动中国资本市场开放不断深化，加速迈向高水平开放新阶段。

³ ①(1)徐寿福和陈百（2021）的研究期间为 2012 年 1 月 1 日—2017 年 6 月 30 日，本文为 2008 年 1 月 1 日—2020 年 12 月 31 日。

⁴ ②(1)数据来源于东方财富网。

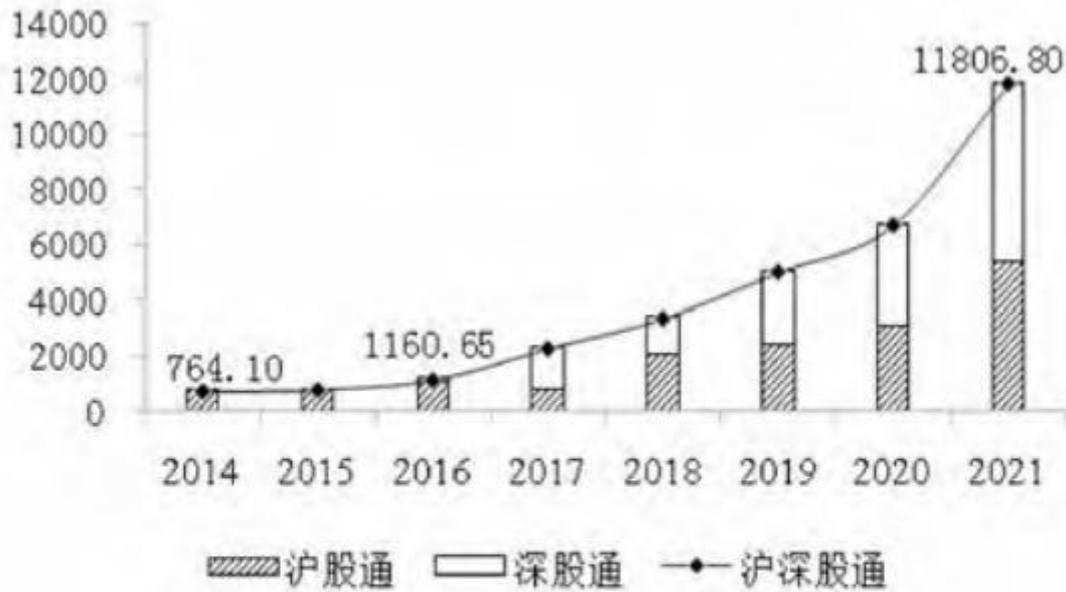


图1 2014—2021年沪深股通的资金净流入情况（单位：亿元）

数据来源：东方财富网。

（二）理论分析与研究假设

沪深港通联通政策的实施，不仅使得内地投资者能够购买香港股市股票，同时也吸引了境外投资者参与内地股市交易。并且，新的政策与新的投资需求能够引起更多分析师的关注，而分析师的信息中介、监督作用及分析师之间的竞争，能够改善公司的信息环境，并且从外部监督方向加强公司治理，从而对股票流动性产生影响。因此，推断沪深港通机制可能通过增加分析师关注进而提高标的股票流动性。

分析师的关注度取决于资本市场对分析师服务的需求和供给均衡点。第一，就需求方面而言，沪深港通机制的实施，使得更多境外投资者进入内地股市进行股票交易。这些新进入的境外投资者面对新的市场和新的股票投资对象，必然需要收集大量相关信息以熟悉投资标的，阅读分析师的研究报告便是其快速获取信息的渠道之一（郭阳生等，2018）。此外，境外投资者相比与境内投资者而言，对境内上市公司熟悉程度较低（万华林等，2022）。因而境外投资者对内地市场的上市公司需要更多专业可靠的信息，以帮助其判断内地公司的投资价值。因此，这些境外投资者的信息需求可能会推动更多分析师关注沪深港通标的公司，并深入挖掘标的公司的信息、撰写相关研究报告，向市场提供更多沪深港通标的公司的深度信息，帮助境外投资者充分了解内地上市公司的情况，为境外投资者的投资决策提供支撑。第二，从供给方面看，沪深港通的实施有助于改善标的公司信息披露质量，降低分析师的信息搜集成本，从而促使分析师更加关注沪深港通标的公司。由于沪深港通机制对标的公司有着更为严格的信息披露要求，并且信息披露质量的提升也有利于境外投资者快速熟悉标的公司进而购买其公开发行的股票，因此标的公司无论出于主动或被动的的原因，都会向市场提供更为丰富、质量更高的信息（阮睿等，2021）。当公司的信息披露质量提高时，分析师的信息收集和分析成本降低，自然更乐于跟踪、研究此类公司，向市场提供更多的服务（Lang&Lundholm, 1996）。

基于上述分析，沪深港通机制可能通过促进分析师服务需求与供给的增加，促进更多分析师关注沪深港通标的公司。

当标的公司受到更多分析师关注后，分析师可能会通过向市场传递更多信息，降低投资者之间的信息不对称程度，进而提高标的公司的股票流动性。第一，沪深港通机制通过吸引更多分析师关注标的公司，发挥信息传递功能，减少信息不对称程度，可能会提升股票流动性。信息不对称理论表明，在现实市场经济中，信息并不总是完全对称的，提高市场信息含量，降低信息不对称程度，是促使市场更有效的重要路径。分析师作为专业的上市公司信息研究人员，在搜集公开信息的同时能够凭借其私有渠道获取更多有关公司的特定信息（Cen et al., 2021）。与普通投资者相比，他们具有更专业的分析能力和丰富的研究经验，能够更深入地解读并向市场传递公司信息（Dang et al., 2021）。当沪深港通标的公司受到更多分析师关注时，市场中的相关信息会变得更丰富，信息质量也会得到提升，标的公司的股票流动性也越高（Aman&Moriyasu, 2022）。第二，沪深港通机制通过吸引更多分析师关注标的公司，能够加强公司的外部监督，改善公司信息披露质量，从而提高股票流动性。分析师凭借其对市场和投资者的影响力从而对公司产生震慑作用，有助于预防公司财务错报发生（刘柏和琚涛，2021），提高公司的信息披露质量。当公司信息披露水平和质量提高时，股票流动性也可能会得到提高（柳木华等，2021; Aman&Moriyasu, 2022）。第三，标的公司被多个分析师跟踪会导致知情投资者数量增加，可能会加剧他们之间的竞争，进而提升市场信息含量，降低不知情投资者面临的不确定性，最后提高股票流动性（Holden&Subrahmanyam, 1992）。基于以上理论分析，提出以下研究假设：

H1：沪深港通机制实施后，标的公司的股票流动性会得到提高。

H2：沪深港通机制的实施，能够通过提升标的公司的分析师关注度，进而提高其股票流动性。

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

初始样本为中国 2008—2020 年沪市 A 股上市公司和 2012—2020 年深市 A 股上市公司^⑤，并对样本数据进行如下处理：剔除金融行业的值；剔除 ST 股票的值；删除缺失值；参考陈运森和黄健峤（2019）剔除 2014 年 11 月 17 日以后移除或移进沪港通的沪市股票数据和 2016 年 12 月 5 日以后移除或移进深港通的深市股票数据；为避免异常值对回归结果产生不利影响，对所有连续变量进行 1%和 99%的缩尾（Winsorize）处理。最终，共得到 15319 个有效观测值。上市公司财务相关数据和沪深港通标的股票数据分别来自国泰安数据库和香港联合交易所官网。

（二）变量定义与度量

1. 被解释变量

被解释变量为股票流动性(Liquidity)，采用 Amihud(2002)的非流动性指标衡量，并借鉴 Hasbrouck(2009)及吴非等(2021)的研究方法降低非流动性指标的极端值，按照式（1）计算股票非流动性指标（ILLIQ）。

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{D_{i,t}} \sqrt{\frac{|r_{i,t,d}|}{V_{i,t,d}}} \quad (1)$$

⁵ ①(1)沪港通是 2014 年实施的，深港通是 2016 年实施的，为保证样本区间在政策实施前后的对称性，沪市 A 股样本起始时间是 2008 年；深市 A 股样本起始时间是 2012 年。此外，在稳健性检验中，统一时间起点为 2008 年，研究结论不变。

其中, $D_{i,t}$ 为公司 i 在 t 年的交易日天数, $r_{i,t,d}$ 为公司 i 在 t 年第 d 个交易日考虑现金红利再投资的回报率, $V_{i,t,d}$ 为公司 i 在 t 年第 d 个交易日的成交额, 单位为百万元人民币。因此, $|r_{i,t,d}|/V_{i,t,d}$ 可以看作股票 i 在 t 年第 d 个交易日每单位成交金额所引起的收益率变化, 对其开平方根后加总取均值, 即为非流动性指标。ILLIQ 数值越大, 说明单位交易金额对股票价格的冲击越大, 投资者的交易成本越高, 股票流动性就越低, 反之亦然。为使实证结果简单易读, 股票流动性指标 Liquidity 采用非流动性指标的相反数来测度, 计算方式如下:

$$\text{Liquidity} = -\text{ILLIQ} \quad (2)$$

因此, Liquidity 数值越大, 则意味着企业的股票流动性越高。

2. 解释变量

Treat 和 Post。Treat 为沪深港通标的公司的虚拟变量, 当样本公司为沪深港通标的的时, 取值为 1, 否则取值为 0。Post 为沪深港通开通的虚拟变量, 当样本为沪市 A 股上市公司且年份大于 2014 时, 取值为 1, 否则取值为 0; 当样本为深市 A 股上市公司且年份大于 2016, 则取值为 1, 否则取值为 0。Treat×Post 表示 Post 与 Treat 的交互项。

3. 控制变量

借鉴吴非等 (2021) 做法, 选取影响股票流动性的其他因素作为控制变量, 包括企业营收规模 (Sale)、第一大股东持股比例 (Tophold)、审计意见 (Audit)、净资产收益率 (Roe)、股票收益波动性 (Stdret)、账面市值比 (BM)、现金流强度 (Cash)、两职合一 (Dual)、资产负债率 (Lev)。

(三) 模型设定

由于双重差分模型在政策效应评估的相关研究中被广泛使用, 能够在很大程度上缓解内生性问题, 排除逆向因果存在的可能 (钟覃琳和陆正飞, 2018)。因此选择双重差分模型进行检验。此外, 由于多时点双重差分模型对于因果关系的识别更为干净, 能够减少结论存在替代性解释的可能, 使研究结论更加可靠, 因此进一步将模型扩展至多时点双重差分模型。由于沪港通和深港通机制均采用试点制, 使得市场中同时存在沪港通标的公司和非沪港通标的公司 (实验组和对照组), 并且沪港通和深港通机制实施的时点不同, 为构建多时点双重差分模型提供了很好的自然实验条件。因此, 构建多时点双重差分模型检验假设 H1, 模型如下:

$$\begin{aligned} \text{Liquidity}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Treat}_{i,t} + \beta_2 \text{Post}_{i,t} + \beta_3 \text{Treat}_{i,t} \\ & \times \text{Post}_{i,t} + \beta_4 \sum \text{Controls}_{i,t} \\ & + \sum (\beta_n \text{Industry}) + \sum (\beta_m \text{Year}) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

模型 (3) 考察资本市场开放对股票流动性的影响。Liquidity 是被解释变量股票流动性, 其数值越大, 则意味着企业的股

票流动性越高。Treat×Post 是核心解释变量，如果 Treat×Post 前的系数为正且显著，则说明资本市场开放会提高股票流动性；反之，则说明资本市场开放会降低股票流动性。涉及的主要变量及其定义如表 1 所示。

表 1 变量定义和计算公式

变量符号	变量名称	定义和计算方法
Liquidity	股票流动性	采用模型 (1) (2) 计算得出
Post	沪深港通是否开通	当股票为沪市 A 股且年份大于 2014 时，则取值为 1，否则取值为 0；当股票为深市 A 股且年份大于 2016 时，则取值为 1，否则取值为 0
Treat	是否沪深港通标的公司	股票为沪深港通标的的股票时，则取值为 1，否则取值为 0
TreatxPost	交互项	Post 与 Treat 交互项
Sale	企业营收规模	企业营业收入的自然对数
Tophold	第一大股东持股比例	第一大股东持股比例
Audit	审计意见	会计事务所出具标准无保留意见取 0，否则为 1
Roe	净资产收益率	净利润/净资产
Stdret	股票收益波动性	企业月收益率的年度标准差
BM	账面市值比	权益/市值
Cash	现金流强度	现金及其现金等价物/总资产
Dual	两职合一	公司董事长与总经理是否两职合一，若是取值为 1，反之取值为 0
Lev	资产负债率	资产负债率，总负债/总资产

Year	年度虚拟变量	年度虚拟变量
Industry	行业虚拟变量	行业虚拟变量

（四）描述性统计

表2展示了主要变量的描述性统计结果。其中，股票流动性 Liquidity 的均值和中位数分别为-0.0190 和-0.0170，最大值和最小值分别为-0.0040 和-0.0780，说明不同公司股票流动性存在较大差异。沪深港通标的股票虚拟变量 Treat 的均值为 0.393，说明在研究样本中，沪深港通标的公司占全样本的 39.3%。对于控制变量，所有样本的变量取值均分布在正常范围内。

表2 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最大值	最小值
Liquidity	15319	-0.0190	-0.0170	0.0120	-0.0040	-0.0780
Post	15319	0.5580	1.0000	0.4970	1.0000	0.0000
Treat	15319	0.3930	0.0000	0.4880	1.0000	0.0000
TreatxPost	15319	0.1820	0.0000	0.3860	1.0000	0.0000
Sale	15319	21.4900	21.2500	1.5900	26.0400	18.2000
Tophold	15319	34.3700	32.7300	14.4400	73.0100	8.7340
Audit	15319	0.0290	0.0000	0.1660	1.0000	0.0000
Roe	15319	0.0580	0.0690	0.1340	0.3160	-0.7920
Stdret	15319	0.1320	0.1150	0.0710	0.4910	0.0440
BM	15319	0.3370	0.3180	0.1570	0.7690	0.0350
Cash	15319	0.1580	0.1250	0.1210	0.5930	0.0100
Dual	15319	0.2770	0.0000	0.4480	1.0000	0.0000
Lev	15319	0.4270	0.4180	0.2080	0.8970	0.0550

四、实证结果分析

（一）基准回归结果

表3为模型(3)的回归结果。其中,列(1)报告了不加控制变量的回归结果,列(2)报告了加入控制变量的回归结果。由表3结果可知,无论是否控制其他变量,核心变量Treat×Post的系数在1%的水平下显著为正。当股票流动性为被解释变量且加入控制变量时,Treat×Post的系数为0.0012,这说明沪深港通开通后,沪深港通标的公司的股票流动性相较于非标的公司有所提高。由此可以得出结论,资本市场开放可以提高公司股票流动性。

表3 资本市场开放对股票流动性的影响

变量	Liquidity	
	(1)	(2)
Treat	0.0095*** (27.3581)	0.0047*** (14.3351)
TreatxPost	0.0037*** (10.7424)	0.0012*** (3.7685)
Post	0.0020*** (7.1015)	-0.0004 (-0.7215)
Sale		0.0031*** (27.8566)
Tophold		-0.0001*** (-12.1436)
Audit		0.0001 (0.1734)
Roe		-0.0033*** (-5.2567)
Stdret		-0.0372*** (-14.9094)
BM		-0.0176*** (-21.4203)
Cash		-0.0040*** (-4.2428)
Dual		-0.0003 (-1.5727)
Lev		-0.0135*** (-15.5892)
常数项	-0.0250*** (-97.7722)	-0.0741*** (-29.9568)
控制变量	否	是
行业效应	否	是
年份效应	否	是

样本量	15319	15319
R ² 值	0.2298	0.4550

注：括号内的数值为经公司层面聚类调整后的 t 值，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著，下同。

（二）分析师关注的中介效应

为检验分析师关注度的中介效应，采用中介效应模型来检验资本市场开放对股票流动性的影响传导机制，并且借鉴刘柏和 琚涛（2021）及阮睿等（2021）等的研究，将分析师关注度（Analyst）定义为公司 i 在第 t 年内分析师（团队）对该公司进行过跟踪分析的数量加 1 后取自然对数^⑥。Analyst 越大，则说明分析师的关注度越高。

表 4 报告了分析师关注度渠道检验的结果。第一步，Treat×Post 的回归系数在 1%的水平上显著为正，说明资本市场开放可以显著提高股票流动性；第二步，Treat×Post 的回归系数在 1%的水平上显著为正，说明资本市场开放能够显著提高分析师的关注度，从而改善企业的信息环境，加强公司治理；第三步，Treat×Post 的回归系数在 1%的水平上显著为正，同时 Analyst 的回归系数在 1%的水平上显著为正，因此分析师关注度存在部分中介效应。

表 4 中介效应检验结果

变量	第一步	第二步	第三步
	Liquidity	Analyst	Liquidity
	(1)	(2)	(3)
Treat	0.0047*** (14.3021)	0.6456*** (12.5559)	0.0040*** (12.3156)
TreatxPost	0.0012*** (3.7742)	0.1935*** (5.1204)	0.0010*** (3.1256)
Post	-0.0004 (-0.7172)	-0.3506*** (-7.7704)	0.0000 (0.0289)
Analyst			0.0011*** (11.0488)
常数项	-0.0742*** (-29.9540)	-5.4685*** (-17.5771)	-0.0682*** (-27.1192)
控制变量	是	是	是
行业效应	是	是	是
年份效应	是	是	是
样本量	15310	15310	15310
R ² 值	0.4551	0.5146	0.4613

此外，表 4 的列（2）显示，Post 系数显著为负，说明相比于 2014 年以前和 2016 年以前，在 2014 年以后和 2016 年以后，

^⑥ ①(1)其中，不以团队中成员数量计数，一个团队就表示数量 1。

A 股市场上单个公司的平均分析师关注度有所下降。但是由于 Post 系数未区分标的与非标的股票，非沪港通标的公司并不会受到沪深港通机制实施的影响，同样存在分析师关注度降低的现象，所以 Post 为负很可能并非是由沪深港通交易机制的实施所致。研究发现，单个公司的分析师关注度下降主要是因为整个市场的上市公司在大幅增加，而分析师团队增长速度缓慢⁷。上述结果表明，资本市场开放通过加大分析师对标的公司的关注度，从而提高其股票流动性，假设 2 得到验证。

（三）稳健性检验

1. 平行趋势检验

采用双重差分模型前提处理组和控制组在政策实施前具有共同的变化趋势。因此，借鉴黄小勇和查育新（2022）的做法，通过绘制平行趋势图进行检验。图 2 和图 3 分别报告了沪深两市受政策影响的处理组和未受影响的控制组的股票流动性的变化趋势⁸。图 2 显示，在 2014 年沪港通启动之前，沪市处理组和控制组的公司股票流动性变化趋势基本一致，但是 2014 年后，处理组和控制组的股票流动性差异有所扩大；图 3 显示，在 2016 年深港通启动之前（除 2015 年外），深市处理组和控制组的公司股票流动性变化趋势也基本一致⁹，2016 年后这一差距逐渐拉大。因此，双重差分的平行趋势基本通过了检验。

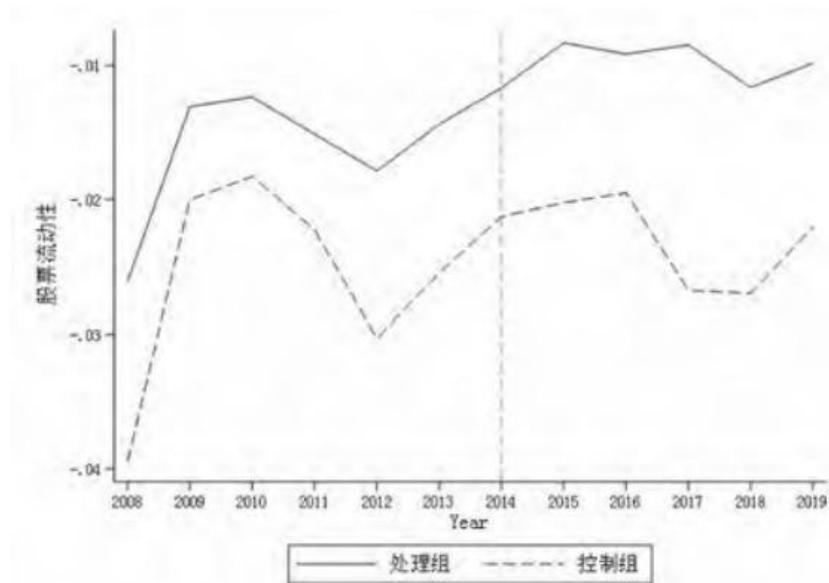


图2 股票流动性的事前平行趋势检验(沪市)

数据来源:国泰安数据库。

⁷ ①(1)根据国泰安数据库统计，2014年初，中国A股上市公司2549家，在2014—2021年间，A股上市公司平均每年新上市公司约275家，总共增加2203家；分析师团队在2014年初2085个，2014—2021年年均增加约167个，总共增加1339个；此外，按年分组求得A股单个上市公司年平均分析师关注度，同样发现该指标总体呈下降趋势，进一步验证了以上解释，限于篇幅结果留存备索。

⁸ ②(2)由于沪港通和深港通政策分别于2014年和2016年实施，因此将沪市和深市的股票流动性趋势图分别绘制，更好地体现沪深港通对两市股票流动性的影响。

⁹ ③(1)2015年A股市场发生“股灾”，可能对上市公司股票流动性产生了较大影响。当剔除2015年数据后，整体趋势平行。

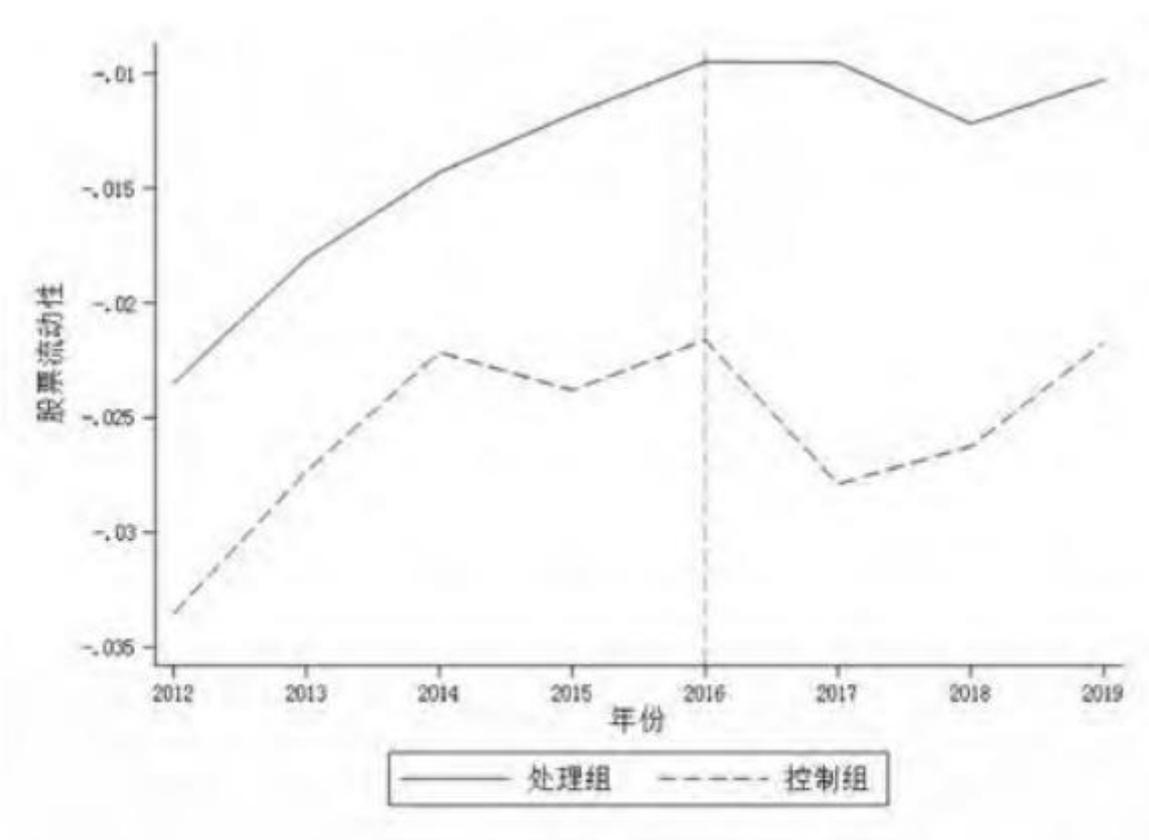


图3 股票流动性的事前平行趋势检验(深市)
数据来源:国泰安数据库。

2. PSM-DID 检验

为控制样本的选择性偏差,借鉴阮睿等(2021)的做法,使用PSM方法重新构造对照组。以资产规模(Size)、总资产回报率(Roa)、现金流强度(Cash)为匹配变量,用卡尺范围为0.01的最邻近一对一有放回方式匹配控制样本,再用DID方法重新检验沪深港通机制对股票流动性的影响。结果所示,匹配后匹配变量在处理组和对照组之间的均值差异显著下降,T值均未超过1.65,说明该匹配有效修正了样本的选择性偏差问题;Panel B中Treat×Post的系数在1%的水平上显著为正,表明匹配后的回归结果与前文结论相符。

3. 剔除沪市2014年数据和深市2016年数据

由于沪深港通机制分别于2014年和2016年实施,2014和2016年既包括沪深港通实施之前的数据,也包括沪深港通实施之后的数据,可能对研究结论产生干扰。因此,在进行稳健性检验时,剔除了沪市2014年数据和深市2016年数据,结果显示,无论是否剔除2014年和2016年的样本数据,Treat×Post的系数都在1%的水平上显著为正,与前文结论相符。

4. 分样本检验

将总样本分为沪市、深市两个子样本，然后分别对沪市、深市样本进行回归，回归结果显示，沪市的 $Treat \times Post$ 系数都在 10% 的显著水平下为 0.0009，深市的 $Treat \times Post$ 系数都在 1% 的显著水平下为 0.0017。说明资本市场开放显著提高了沪、深两市标的股票的流动性，与前文结论相符。

5. 更换股票流动性的衡量指标

进一步采用 Roll (1984) 提出的买卖价差衡量股票流动性，从而检验结果的稳健性。鉴于 Roll 的买卖价差模型存在无定义部分，因此借鉴熊家财和苏冬蔚 (2016) 的方法定义一个修正的 Roll 指标：

$$Roll = \begin{cases} -2\sqrt{\text{cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})}, & \text{当 } \text{cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) < 0 \\ 0, & \text{当 } \text{cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t-1}) \geq 0 \end{cases} \quad (4)$$

其中， P_t 表示单只股票在 t 周期内，考虑现金红利再投资的日收益率； $\text{cov}(\Delta P_t, \Delta P_{t-1})$ 表示单个股票在 t 周期内，考虑现金红利再投资的日收益率的一阶差分序列协方差。Roll 指标数值越大，说明买卖价差越大，此时，股票流动性越低。以 Roll 指标衡量股票流动性的回归结果显示， $Treat \times Post$ 的系数在 1% 的水平上显著为负，与前文结论相符。

6. 改变样本区间

为保证研究结论在时间上的普适性，选取以下三个时间段作为样本区间重新进行回归：（1）深市、沪市样本区间均为 2008—2020 年；（2）深市样本区间为 2013—2019 年，沪市样本区间为 2009—2019 年；（3）深市样本区间为 2013—2020 年，沪市样本区间为 2009—2020 年。上述稳健性检验的回归结果显示， $Treat \times Post$ 系数都在 1% 的水平上显著为正，说明改变样本区间后，沪深港通机制依然提高了标的公司的股票流动性，与前文结论相符。

五、进一步分析

（一）产权性质异质性分析

国有企业由于国有股权一股独大，往往存在行政方面的诸多干预，除了盈利等目标外还担负着社会责任，例如保障就业、维护社会稳定和刺激经济增长等，其经济行为受到一定限制。因此，推断由于国有企业的天然政策性特征，资本市场开放对其影响较小，对民营企业的影响更大。

根据产权性质将样本企业划分为国有与民营两种类型，并且进行分组回归，回归结果列示于表 5 列 (1) (2)。由其结果可知， $Treat \times Post$ 的回归系数在民营企业样本中在 1% 的水平上显著为正，在国有企业样本中 $Treat \times Post$ 的回归系数虽然也为正值，但是不显著。因此，表明沪深港通政策能提高民营企业的股票流动性，而对国有企业的股票流动性影响不显著。

（二）QFII 持股异质性分析

2002 年 11 月，中国证监会和央行联合推出 QFII 制度，意味着合格境外机构投资者可以进入境内资本市场进行投资，是中国资本市场对外开放的另一重大举措。当企业被 QFII 持股时，其跟踪的分析师数量将会增加，从而信息披露质量得到提高（李

春涛等，2018）。由于沪深港通制度实施时间在 QFII 制度之后，已有 QFII 持股的公司相较于其他公司已经存在境外机构投资者投资，沪深港通机制可能对其产生的边际作用效果相对较小。因此，推断相比于有 QFII 持股的标的公司而言，沪深港通机制对没有 QFII 持股的标的公司影响更大。

根据公司是否有 QFII 持股将样本划分为已有 QFII 持股公司与没有 QFII 持股公司两组，并且进行分组回归，回归结果列示于表 5 列 (3) (4)。由其结果可知，Treat×Post 的回归系数在没有 QFII 持股公司样本中在 1%的水平上显著为正，在已有 QFII 持股公司样本中 Treat×Post 的回归系数虽然也为正值，但是不显著。上述回归结果表明，沪深港通这一资本市场开放政策能显著提高没有 QFII 持股公司的股票流动性，而对已有 QFII 持股公司的股票流动性影响不显著。

(三) 信息透明度异质性分析

部分文献发现，沪港通机制对信息披露质量较低的企业影响更大（陈运森和黄健峤，2019）。对于沪港通开通前盈余操纵较为严重的企业，纳入沪港通交易范围能够更有效地提升其信息披露质量（阮睿等，2021），从而吸引更多分析师关注，提升股票流动性。因此，推断相比于信息透明度较高的企业，资本市场开放对信息透明度较低的企业股票流动性影响更大。

表 5 异质性分析

变量	Liquidity					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	民营企业	已有 QFII 持股	没有 QFII 持股	信息透明度较低	信息透明度较高
Treat	0.0047 (10.5661)	0.0042*** (9.2166)	0.0040*** (5.2138)	0.0047*** (13.6576)	0.0040*** (11.5139)	0.0041*** (12.2349)
TreatxPost	0.0006 (1.4436)	0.0019*** (3.9259)	0.0012 (1.4480)	0.0013*** (3.7677)	0.0012*** (4.1228)	0.0005* (1.8543)
Post	-0.0002 (-0.4007)	-0.0024** (-2.2415)	-0.0005 (-0.5003)	-0.0004 (-0.7516)	0.0009*** (2.7175)	0.0003 (0.9710)
常数项	-0.0763*** (-26.0950)	-0.0758*** (-18.0021)	-0.0730*** (-21.0220)	-0.0731*** (-26.3668)	-0.0719*** (-31.9323)	-0.0803*** (-35.8622)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
样本量	5846	9194	1633	13652	6836	6833
R2 值	0.6522	0.3925	0.6000	0.4359	0.6460	0.6829
系数差异检验 (P 值)					0.0007 (* 0.0550)	

选取操纵性应计项目盈余管理 (Dis Acc) 衡量信息透明度。操纵性应计项目盈余管理是参考修正琼斯模型 (Jones, 1991) 分行业分年度回归得到，并以 Dis Acc 分行业分年度的中位数为界，将样本数据划分为两组。当企业的 Dis Acc 指标大于中位数时，则企业的盈余管理程度较高，信息透明度较低；当 Dis Acc 小于中位数时，则企业的盈余管理程度较低，信息透明度较高。随后将信息透明度高、低两组样本进行回归，回归结果列示于表 5 列 (5) (6)。结果可知，在信息透明度较低的样本中，Treat×Post 的回归系数在 1%的水平上显著为正；在信息透明度较高的样本中，Treat×Post 的回归系数在 10%的水平上也显著为正，说明资本市场开放可以提高股票流动性。但是在信息透明度较低的样本中，Treat×Post 的回归系数绝对值为 0.0012，

大于信息透明度较高的样本系数 0.0005，又通过自体抽样 (Bootstrap)，共重复抽样 1000 次，得到经验 P 值为 0.0550，在 10% 的水平上显著，证实两组回归中 Treat×Post 系数差异在统计上是显著的。因此，资本市场开放更能提高信息透明度较低公司的股票流动性，而对信息透明度较高的公司的股票流动性影响相对较小。

六、结论与建议

以沪深港通机制的实施为准自然实验，采用多时点双重差分模型 (Staggered DID)，检验资本市场对外开放对股票流动性的影响及其作用路径。研究结果表明，与非沪深港通标的公司相比，沪深港通机制的实施显著提高了标的公司的股票流动性，且分析师关注度的增加是沪深港通机制提升股票流动性的重要路径。进一步研究发现，沪深港通机制对股票流动性的提升作用在民营企业、没有 QFII 持股的企业和信息透明度较低的企业中更为显著。上述研究结果说明，资本市场开放能够提高股票流动性，肯定了分析师在资本市场对外开放与股票流动性之间的作用。

基于上述结论，提出以下三条建议：第一，持续推进沪深港通政策。政府部门可以进一步实施沪深港通开放政策，不断扩大互联互通的标的范围，并且可以逐步放开沪深港通交易限制，让更多的内地公司享受到资本市场开放的红利，从而促进内地股票市场健康发展。第二，完善面向境外投资者的信息披露体系。监管部门应当制定与国际接轨的信息披露制度，搭建境外信息披露平台，要求沪深港通标的公司参照国际信息披露标准，同步披露汉英双语版的公司公告，为境外投资者提供更便利的信息获取渠道，提升沪深港通标的公司的信息披露质量。第三，提升分析师的专业能力和国际化研究水平。证券分析师应当抓住资本市场开放的良好机遇，主动提升国际视野和专业能力，加强与境外投资者的沟通交流，撰写符合其个性化需求的研究报告；同时恪守职业伦理，培养职业使命，推动中国资本市场实现高水平对外开放和高质量发展。

参考文献

- [1] 毕鹏. 陆港通交易机制缓解了资产误定价吗? [J]. 金融与经济, 2021(10):4-11.
- [2] 陈运森, 黄健峤. 股票市场开放与企业投资效率: 基于“沪港通”的准自然实验[J]. 金融研究, 2019(8):151-170.
- [3] 郭阳生, 沈烈, 郭枚香. 沪港通改善了上市公司信息环境吗?: 基于分析师关注度的视角[J]. 证券市场导报, 2018(10):35-43.
- [4] 黄小勇, 查育新. 中国环境政策创新对城市绿色竞争力的影响研究[J]. 中国软科学, 2022(8):140-150.
- [5] 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.
- [6] 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(8):108-126.
- [7] 连立帅, 朱松, 陈超. 资本市场开放与股价对企业投资的引导作用: 基于沪港通交易制度的经验证据[J]. 中国工业经济, 2019(3):100-118.
- [8] 刘柏, 琚涛. “事前震慑”与“事后纠偏”: 分析师关注对财务错报和重述的跨期监管研究[J]. 南开管理评论, 2021(1):50-61.
- [9] 刘惠好, 汪洁琼. 做市商制度的引入改善了新三板市场的流动性吗?: 基于 PSM-DID 模型分析[J]. 金融与经济, 2018(12):50-56.

-
- [10] 柳木华, 任嘉乐, 郭振. 关键审计事项披露的信息价值: 基于股票流动性视角[J]. 审计与经济研究, 2021(3):21-32.
- [11] 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.
- [12] 唐静武. 中国股票市场流动性特征及其影响因素[J]. 金融与经济, 2009(1):43-46.
- [13] 万华林, 朱凯, 于雪彦. 资本市场开放促进了资本市场公平吗?基于“沪港通”开放事件的准自然实验研究[J]. 世界经济研究, 2022(4):91-104.
- [14] 吴非, 胡慧芷, 林慧妍, 等. 企业数字化转型与资本市场表现: 来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 2021(7):130-144.
- [15] 熊家财, 苏冬蔚. 股票流动性与代理成本: 基于随机前沿模型的实证研究[J]. 南开管理评论, 2016(1):84-96.
- [16] 徐寿福, 陈百助. 资本市场开放与股票流动性: 来自沪股通的证据[J]. 世界经济文汇, 2021(1):44-65.
- [17] 许香存, 陈志娟. 沪港通对股票市场波动性和流动性影响的实证研究[J]. 浙江工商大学学报, 2016(6):76-83.
- [18] 杨墨, 董大勇, 徐永安. 风险信息披露与股票流动性: 基于中国 A 股上市公司年报文本分析[J]. 系统管理学报, 2022(4):1-28.
- [19] 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.
- [20] 钟覃琳, 陆正飞. 资本市场开放能提高股价信息含量吗?: 基于“沪港通”效应的实证检验[J]. 管理世界, 2018(1):169-179.
- [21] Aman H, Moriyasu H. Effect of corporate disclosure and press media on market liquidity: Evidence from Japan[J]. International Review of Financial Analysis, 2022, 82(7):102167.
- [22] Amihud Y. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects[J]. Journal of Financial Markets, 2002, 5(1):31-56.
- [23] Cen L, Chen J et al.. Do analysts and their employers value access to management? Evidence from earnings conference call participation[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2021, 56(3):745-787.
- [24] Dang C, Foerster S et al.. Analyst talent, information, and insider trading[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 67(4):101803.
- [25] Hasbrouck J. Trading costs and returns for U.S. equities: Estimating effective costs from daily data[J]. The Journal of Finance, 2009, 64(3):1445-1477.

[26] Holden C W, Subrahmanyam A. Longlived private information and imperfect competition[J]. The Journal of Finance, 1992, 47(1):247-270.

[27] Jones J. Earnings management during import relief investigations[J]. Journal of Accounting Research, 1991, 29(2):193-228.

[28] Lang M H, Lundholm R J. Corporate disclosure policy and analyst behavior[J]. The Accounting Review, 1996, 71(4):467-492.

[29] Li Q Y, Liu X Q et al.. Does stock market liberalization reduce stock price synchronicity?—Evidence from the Shanghai-Hong Kong Stock Connect[J]. International Review of Economics & Finance, 2022, 77(1):25-38.

[30] Roll R. A Simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market[J]. Journal of Finance, 1984, 39(4):1127-1139.