

Influence of Stock Market Liberalization on Capital Market Information Efficiency

—Evidence from the Mainland China-Hong Kong Stock Connect

Siyu Zhou

SILC Business School, Shanghai University

Email: 13941993052@163.com

Abstract

With the accelerating process of China's capital market opening up to the outside world, China's stock market has introduced mechanisms and policies such as QFII and the Mainland China—Hong Kong Stock Connect to attract foreign investors. Previous research has mixed opinions on the effects of such opening policies. As a typical emerging market, China's stock market has always had the problem of low information efficiency, and individual investors have a lot of irrational behavior. So, can stock market liberalization alleviate the above-mentioned deficiencies in China's market and play a positive role in market development? This study takes the Mainland China—Hong Kong Stock Connect as the background, uses stock price synchronicity as a measure of information efficiency, and designs a quasi natural experiment based on a staggered difference-in-differences model to study this issue. Empirical results show that the Stock Connect has a significant reducing effect on stock price synchronicity. Mechanism analysis shows that the implementation of the policy has improved the information efficiency of the capital market through two mechanisms: reducing information asymmetry and enhancing corporate governance quality. This study further explores the economic consequences of improving information efficiency at the company level. The results indicate that the risk of the company's stock price crash has significantly decreased, and the company's growth ability and capital allocation efficiency have also been improved.

Keywords: *Stock Market Liberalization; Information Efficiency; Stock Price Synchronicity; the Mainland China—Hong Kong Stock Connect*

股票市场开放对资本市场信息效率的影响

——来自“沪深港通”的经验证据

周思宇

上海大学悉尼工商学院

摘要: 随着中国资本市场对外开放的进程不断加快,国内股票市场推出了诸如 QFII、沪港通等吸引境外投资者投资的机制和政策,学者们对于此类开放政策带来的效应褒贬不一。作为一个典型的新兴市场,我国股票市场一直以来都存在信息效率较低的问题,个体投资者有较多非理性行为。那么,股票市场对外开放能否缓解我国市场的上述缺陷,对市场发展起到积极作用?本文以沪深港通的开通为背景,使用股价同步性作为信息效率的衡量指标,基于分步扩容的双重差分模型设计准自然实验对这一问题进行了研究。研究发现,沪深港通的开通对股价同步性有着显著的降低作用。机制分析表明,沪深港通的实施通过降低信息不对称性和提升公司治理质量两种机制提升了资本市场的信息效率。本文还进一步探究了信息效率提升在公司层面带来的经济后果。结果表明,公司的股价崩盘风险显著下降,公司的成长能力和资本配置效率也得到了提升。

关键词: 股票市场开放; 信息效率; 股价同步性; 沪深港通

引言

我国长期坚持对外开放政策，其中股票市场对外开放是重要一环。近年来，通过 QFII、RQFII、沪港通、深港通、沪伦通等机制，股票市场开放步伐加快，境外投资者成为重要市场参与者，助力经济高质量发展。然而，股票市场开放对新兴市场而言具有双重性：一方面，股票市场开放能提升市场信息效率，降低企业资本成本，促进经济发展；另一方面，这也可能使市场暴露于全球外部风险，增加脆弱性和不稳定性。鉴于中国市场作为新兴资本市场面临的信息效率较低的问题，探索适合其发展现状的对外开放方式具有重要现实意义和政策意义。

股价同步性是衡量市场信息效率的关键，低同步性意味着高信息效率。中国市场因个体投资者占比高，股价同步性偏高，影响信息效率和资金配置^{[10][8][14]}。境外投资者参与虽能改善信息披露，但也可能加剧市场波动。本文通过研究聚焦沪深港通开通，发现其开通能显著降低股价同步性，主要是通过改善信息不对称和提升公司治理来提高信息效率，并且还能提升公司成长能力和资本配置效率。研究采用多期双重差分法，全面分析沪港通/深港通影响，补充了现有文献，揭示了资本市场开放机制的深层次影响。

1 文献回顾、理论分析与研究假说

资本市场开放对金融市场来说既是机遇也是挑战，其对国家经济的影响在学术界也存在多种看法，包括开放会冲击国内资本市场，降低信息效率，开放会吸引外资、促进资产配置多元化，推动经济成熟，提升公司治理^{[12][2][13][4]}。资本市场开放会优化投资者结构，增加机构参与度，削弱我国个体投资者占比较高带来的问题。沪港通与深港通作为中国资本市场开放的重要举措，学者们已经对沪深港通这一政策的开启对资本市场的影响进行了不同角度的研究。沪深港通的开通显著增大了三地市场间投资者情绪互相影响的可能性。此外，在沪深港通机制开启之后，标的公司总体的真实盈余管理程度有所降低，且这种作用效应在证券市场披露环境改善和公司面临较大股票卖出压力时更加显著^[17]。总的来说资本市场开放对增强市场联动、提升投资效率、降低盈余管理具有重大作用。

股价同步性反映信息效率，低同步性意味高信息含量。高同步性可能损害公司治理。现有研究多聚焦于“信息机制”对同步性的影响，忽略“噪音机制”，且多集中于沪港通，对深港通探讨不足。此外，简单分组对比可能因样本差异影响结果准确性。本研究旨在设计更合理的实验，突破现有研究的局限。

证券价格对市场信息的反应程度反映市场效率。有效市场假说认为，有效市场中新信息将迅速准确地反映于证券价格，这个反映的过程需要投资者参与^[5]。我国资本市场效率不高中小投资者占比大，分析师间存在差距，导致交易行为非理性。资本市场开放（沪深港通）等会吸引海外投资者对我国上市公司进行投资，这将对我国上市公司的股价同步性进行改善。外国投资者具备丰富投资知识、经验和专业分析能力，坚持中长期价值投资，理论上能提升信息效率^[11]。同时，境外投资者可以提升公司信息披露透明度，提高治理水平和信息效率^{[9][22]}。因此，被境外投资者持股的公司往往能够提升自身信息披露的透明度，进而提高治理水平和信息效率。基于此，本研究提出假设 H1：

H1: 沪深港通能够降低上市公司股价同步性。

以往学者研究指出，高股价同步性可能源于高信息获取成本，中小投资者难以获取公司特质信息，依赖市场整体表现进行决策，导致股价融入噪声多，同步性高^{[8][2][19]}。分析师在传递信息中起关键作用，研究认为信息不对称会影响市场中的股价同步性^[15]。沪深港通可以引入境外专业投资者，从而改善信息环境，缓解信息不对称。资本市场开放后，标的公司为吸引投资提升信息披露质量，并且增加分析师数量，提升预测精度，进一步缓解了信息不对称^[6]。基于上述论述，本文提出如下假设：

H2: 沪深港通的开启通过降低投资者与上市公司之间的信息不对称性从而降低股价同步性。

沪深港通实施可以通过两大路径优化公司治理：一是吸引海外资金，促使标的公司提升信息披露质量，减少盈余管理，满足国际投资者高标准，降低投资者信息获取成本，增强自主披露动机，吸引外资关注，

并倾向采用国际审计标准。二是强化外部监管，约束违规行为，促进信息深度挖掘，改善信息环境，增加分析师关注，加大信息挖掘力度，提升治理水平。治理水平的提升会减少基本面不确定性，削弱市场噪声，降低股价同步性。基于此，本研究提出如下假设：

H3: 沪深港通的开启通过提高上市公司的治理水平从而降低股价同步性。

2 研究设计

本文选取 2012-2019 年沪深两市 A 股上市公司作为研究样本，并对初始数据进行如下处理：（1）剔除金融业上市公司样本；（2）剔除样本期间内出现 ST、*ST、PT 情形的样本；（3）剔除关键数据缺失的样本。此外，为降低数据异常值的影响，本文对所有的连续型变量进行上下 1%分位的缩尾处理。本文所有数据均来源于 CSMAR 数据库。

本文参考以往学者的研究，构建模型（1）对股价同步性进行定义^[10]错误!未找到引用源。：

$$\text{Return}_{i,t} = \alpha + \gamma_1 \text{MKTReutr}_t + \gamma_2 \text{MKTReturn}_{t-1} + \gamma_3 \text{INDReturn}_{i,t} + \gamma_4 \text{INDReturn}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在上式中， $\text{Return}_{i,t}$ 表示的是上市公司 i 在第 t 日的回报率， MKTReutr_t 表示的是市场在第 t 日的市值加权回报率（不包含上市公司 i ）， $\text{INDReturn}_{i,t}$ 表示的是行业组织第 t 日的市值加权回报率（不包含上市公司 i ）。我们根据模型（1）得到回归方程的拟合优度 R^2 ，再对 R^2 进行附录表 1 所示的对数变换处理，从而得到股价同步性（SYN1）的样本数据。 Treat_i 为标的公司虚拟变量，如果上市公司为沪深港通标的股票，则赋值为 1，否则赋值为 0； $\text{Post}_{i,t}$ 为开通时间虚拟变量，若在第 t 期被加入沪深港通，则该期及以后赋值为 1，否则赋值为 0。

本文在参考前人研究的基础上，引入一系列控制变量，包括公司规模、资产负债率、总资产净利润率、营业收入增长率、董事人数、独立董事比例、两职合一、第一大股东持股比例、账面市值比、产权性质、上市年限、机构投资者持股比例等。同时，引入年份虚拟变量（Year）和行业虚拟变量（Industry），用以控制时间和行业层面内不可观测因素产生的影响。具体变量衡量方式见附录表 1¹。

本文的主要目的是探究沪深港通的开通对我国股市股价同步性的影响。为了一定程度上解决内生性问题，本研究将沪深港通的开通视为一个外生冲击事件，运用多期双重差分法（Difference-in-differences）构建了如下的基准回归模型：

$$\text{SYN1}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{i,t} + \beta_2 \text{Treat}_i + \beta_3 \text{Treat}_i \times \text{Post}_{i,t} + \beta_4 \text{Control} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中， i 代表公司个体， t 代表会计年度， $\text{SYN1}_{i,t}$ 为企业的股价同步性， Treat_i 为标的公司虚拟变量， $\text{Post}_{i,t}$ 为开通时间虚拟变量，Control 为控制变量。

3 结果分析

3.1 描述性统计

表 1 报告了主要变量描述性统计的结果。股价同步性（SYN1）的样本均值为-0.8997，显示出我国当前市场上存在股价同步性偏高，信息传递效率较低的问题。同时，样本中股价同步性的最大值为 2.0904，最小值为-14.4419，极差较大。这表明我国股票市场上不同个股之间的股价同步性水平存在明显差异。其余变量的描述性统计情况详见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
SYN1	19117	-0.8997	1.2503	-14.4419	2.0904
Size	19117	22.2692	1.4283	19.4357	27.4677
Lev	19117	0.4321	0.2160	0.0521	0.9907

¹ 附录链接 <https://pan.baidu.com/s/1dfIjH9OHv2waX659qpKqKA> 提取码:4n

ROA	19116	0.0368	0.0766	-0.5172	0.2209
Growth	18030	0.1905	0.555	-0.7266	5.8301
BM	19117	1.0598	1.420	0.0481	12.5308
INST	19104	0.3753	0.2377	0.0001	0.8875
SOE	19098	0.3176	0.4655	0	1
ListAge	19117	2.0914	0.9199	0	3.3322
Top1	19063	0.3374	0.1464	0.0826	0.7546
Board	19115	2.1220	0.2050	1.6094	2.7081
Indep	19115	0.3766	0.0534	0.3000	0.5714
Dual	18837	0.2899	0.4537	0	1

3.2 基准回归

股票市场开放对资本市场信息效率影响的多元回归结果如表 2 所示。在第 (1) 列中, 本文仅将 DID 交乘项纳入回归中, 回归结果显示 DID 交乘项的系数在 1% 的显著性水平下显著为负, 证明了沪深港通的开启能够降低市场上的股价同步性。在第 (2) 列中, 本文将控制变量也加入回归中, 回归结果显示 DID 交乘项的回归系数依然在 1% 的显著性水平下显著为负。这进一步证明, 即使存在其他因素同时对股价同步性产生影响, 沪深港通仍然能有效地带来股价同步性的下降, 带来市场上信息传递效率的升高。

表 2 沪深港通开通对股价同步性影响的回归结果

	(1)	(2)
	SYN1	SYN1
Treat×Post	-0.178***	-0.103***
	(-5.23)	(-2.92)
N	21428	20206
adj. R ²	0.360	0.395
控制变量	否	是
公司固定效应	是	是
年度固定效应	是	是

注: 括号内为 t 值, *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著

3.3 稳健性检验

为了确保实验组和对照组在沪深港通开启之前具有相同的变化趋势, 而不是在外生事件发生前两者就已经具有分化的股价同步性走势, 从而证明沪深港通开启对股价同步性的独立影响, 本文对样本进行了平行趋势及动态效应检验。本文定义了样本中各上市公司被加入沪港通/深港通前后各年和当年的年度虚拟变量 Before、After 和 Current, 再将其与 Treat 变量的交乘项分别加入回归。回归结果如附录表 2 所示。附录表 2 显示, 在被纳入沪港通/深港通的前几年, 样本公司的股价同步性并未发生显著变化, 而在被加入沪港通/深港通的当年和后几年, 股价同步性显著下降, 验证了沪深港通的开启对股价同步性有负向的影响, 且该影响随着时间的推移逐渐变强, 具有动态效应。

为进一步检验沪深港通的开启是否存在内生性问题, 在这一部分本研究进行了分组随机性检验。本文运用生存分析的方法, 建立 Cox 模型, 对 Treat 变量和样本公司被加入沪港通/深港通的年份变量 EventYear 进行回归, 研究哪些因素会对上市公司被加入沪港通/深港通起到显著的影响作用, 回归结果如附录表 3 所示。回归结果表明, 公司规模、增长率等等诸多变量的系数均呈现显著的结果, 这表明公司被纳入沪港通/深港通的过程并不完全是随机分组的, 本研究认为上市公司被加入沪深港通可能本身就非严格意义上的外生事件, 可能被加入沪深港通的企业本就在基本面层面表现更优异。基于此, 本研究决定在下一部分使用倾向得分匹配法 (PSM) 进行前侧检验, 以提高双重差分模型的可靠性。

由于上市公司被加入沪港通/深港通的年份并不相同, 整个过程时间横跨多年, 即不同样本公司在沪深港通开启这一事件上存在前后时间顺序上的差异。因此, 本文参考以往学者的实验方法, 运用逐年进行匹

配的 PSM 方法，将当年的实验组与对照组进行匹配^[18]。回归结果如表 3 所示，列（1）为半径匹配，列（2）为核匹配，列（3）为近邻匹配。表 3 显示，虽然在三种匹配方式下 DID 交乘项的系数间略有差异，但均在 1% 的显著性水平下显著为负。由此，沪深港通的开启降低了证券市场的股价同步性这一结论的可靠性得以验证。

表 3 倾向得分匹配法结果

	(1)	(2)	(3)
	SYN1	SYN1	SYN1
Treat×Post	-	-	-
	0.129***	0.158***	0.103***
	(-3.56)	(-5.59)	(-2.92)
控制变量	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
年度固定效应	是	是	是
N	19648	20054	20206
adj. R ²	0.400	0.402	0.395

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著

为一定程度上排除其他可能存在的影响因素，进一步验证样本区间内股价同步性的下降归因于沪深港通的开启，本文更改了实验组每家上市公司被加入沪港通/深港通的时间，分别将其提前三年和提前四年，构造了伪事实进行基准回归。回归结果如表 4 所示。表 4 显示，列（1）、列（2）中交乘项的系数均为正数且不显著，表明新生成的基于伪事实的交乘项对被解释变量不存在处理效应，证明沪深港通开启是带来上市公司股价同步性的真正因素。

表 4 安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)
	事件年提前三年	事件年提前四年	SYN1
	SYN1	SYN1	
Treat×Post_False_3	0.00722		
	(0.79)		
Treat×Post_False_4		0.00718	
		(0.22)	
Treat_Remove×Post			0.0557**
			(2.31)
控制变量	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
年度固定效应	是	是	是
N	20206	20206	6009
adj. R ²	0.394	0.394	0.405

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著

相似地，本研究对标的虚拟变量 Treat 变量也进行了 1000 次 0 和 1 随机赋值进行检验，根据基准回归，股价同步性的估计值如模型（3）所示：

$$\widehat{\beta}_1 = \beta_1 + \gamma \frac{\text{cov}(\text{DID}_{i,t}, \mu_{it} | \text{Controls})}{\text{var}(\text{DID}_{i,t} | \text{Controls})} \quad (3)$$

在上述公式中，若要 β_1 的估计是无偏的，则 γ 需为 0。因为 γ 是否为 0 无法直接判断，同时 β_1 的估计系数受到的不可观测随机扰动项的影响无法直接检验，所以本研究采用对标的虚拟变量随机赋值 1000 次的方法，若在结果中得到 $\widehat{\beta}_1=0$ ，那么即可推出 $\gamma=0$ 。（附录图 2）

本文还将移出沪深港通作为外生冲击事件，以验证反事实情况下“移出沪深港通”的政策效应。实证结果如附录表 4 所示，逆向交乘项的回归系数在 5% 的显著性水平下显著，这说明标的上市公司被移出沪深港通

标的池确实提高了市场上的股价同步性，从反面验证了开启沪深港通的政策效应。

为考量沪深港通的开启对原先处于不同股价同步性水平的上市公司的不同影响，尤其是为研究原先股价同步性较低的公司在被纳入沪港通/深港通后股价同步性能否更进一步降低，本文按照股价同步性水平将样本公司分为三组进行了分样本回归^[20]。回归结果如表 5 所示。在表 5 中，原先股价同步性较高的公司受沪深港通开启带来的影响在 1% 的显著性水平下显著，而那些原先股价同步性较低的公司受到的影响显著性相对较低，但依然在 10% 的显著性水平下显著。这验证了本研究的猜想，同时也证明即便是对于那些原本信息效率水平较高的公司而言，被加入沪深港通仍能进一步提升其信息传递效率，验证了政策的有效性。

表 5 分位数回归

	(1)	(1)	(1)
	20th Quant	50th Quant	80th Quant
	SYN1	SYN1	SYN1
Treat×Post	-0.0243*	-0.0253*	-0.0602***
	(-1.66)	(-1.80)	(-2.79)
控制变量	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
年度固定效应	是	是	是
N	20206	20206	20206
Pseudo R ²	0.2220	0.2248	0.2191

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著

在本文选取的样本时间区间内，不仅仅发生了沪深港通开启这一可能会对股价同步性造成冲击的外生事件，还发生了包括融资融券、营改增、沪伦通开启和 MSCI 纳 A 等可能会同时对股价同步性造成影响的事件。因此，本文试图在本部分排除上述其他混淆因素的干扰，以验证沪深港通开启对股价同步性的影响。

对于融资融券和营改增，由于它们发生的时间和沪深港通的逐步开通时间几乎重合，因此本文采用加入控制变量的方法（详见表 6 的列（1）、列（2）和列（3））；对于沪伦通的开通和 MSCI 纳 A，因为它们发生的时间点均在 2018 年之后，所以本研究采用的处理方法是移出 2018 年之后的样本（详见表 6 的列（4））。回归结果如表 6 所示。表 6 显示，即使控制了融资融券、营改增、沪伦通与 MSCI 纳 A 的影响，DID 项的系数依然都显著为负，这说明即便同时期的其他因素可能也确实带来了股价同步性的降低（融资融券变量在 1% 的显著性水平下显著为负），但沪深港通开通对股价同步性下降的效应也是客观存在的。

表 6 控制混淆效应

	(1)	(2)	(3)	(4)
	SYN1	SYN1	SYN1	SYN1
DID	-0.120**	-0.130***	-0.118**	-0.131***
	(-2.19)	(-3.40)	(-2.15)	(-3.43)
融资融券	-0.0568***		-0.0620***	
	(-5.27)		(-5.07)	
营改增		0.0159	0.0785	
		(0.36)	(1.10)	
控制变量	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
N	6822	17649	6822	17649
adj. R ²	0.439	0.408	0.439	0.408

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下显著

本部分试图证明沪深港通的开启对公司与投资者之间的信息不对称性带来影响以解释其降低股价同步性的原因。本文采用了 Amihud 指标用以衡量信息不对称性^[1]。Amihud 指标的构造方法如下：

$$Amihud_{i,t} = -\frac{1}{D_{i,t}} \sum \sqrt{\frac{V_{i,t}(k)}{|r_{i,t}(k)|}} \quad (4)$$

在模型 (4) 中, $V_{i,t}(k)$ 为第 k 天的成交量, $r_{i,t}(k)$ 为第 k 天的股票收益率, $D_{i,t}$ 为交易天数。

随后, 本部分对基准回归的模型进行调整, 加入上述新的变量以及新的交叉项, 设定回归模型 (5):

$$SYNCH1_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_{i,t} + \beta_2 Amihud_{i,t} + \beta_3 Treat_i \times Post_{i,t} \times Amihud_{i,t} + \beta_4 Control + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

类似地, 本研究参考杨青等 (2019) 的方法, 构造了另外两个衡量信息不对称性的指标分析师盈余预测偏差 FERROR 和分析师盈余预测离散度 FDISP。构造方式如下:

$$FERROR_{i,t} = \frac{1}{N_{i,t}} \sum_{n=1}^{N_{i,t}} |F_{i,n,t} - A_{i,t}| / p_{i,t-1} \quad (6)$$

$$FDISP_{i,t} = \left[\frac{1}{N_{i,t}-1} \sum_{n=1}^{N_{i,t}} (F_{i,n,t} - \overline{F_{i,-n,t}})^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (7)$$

在模型 (6)、(7) 中, $N_{i,t}$ 表示 t 时间对上市公司 i 做出盈利预测分析师数量, $F_{i,n,t}$ 为 t 时间所有分析师对上市公司 i 的 EPS 的预测值, $A_{i,t}$ 为实际值, 因此本研究对分析师盈余预测偏差 FERROR 是所有分析师对公司 EPS 预测值与公司 EPS 真实值之差的绝对值的均值, 并除以上一年年末的收盘价 $p_{i,t-1}$ 。对分析师盈余预测离散度 FDISP 的定义实际上是 t 时间所有分析师对上市公司 i 的 EPS 预测值的标准差, 用以度量其预测的偏离度。

基于此, 本研究将上述两个变量加入回归模型中, 设定如下:

$$SYN1_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_{i,t} + \beta_2 FERROR_{i,t} / FDISP_{i,t} + \beta_3 Treat_i \times Post_{i,t} \times FERROR_{i,t} / FDISP_{i,t} + \beta_4 Control + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

回归结果如表 7 第 (1) - (3) 列所示。其中 $Treat \times Post \times Amihud$ 、 $Treat \times Post \times FERROR$ 、 $Treat \times Post \times FDISP$ 的系数均显著为负, 表明沪深港通的开启确实通过信息不对称性的作用进一步降低了股价同步性, 验证了假设 H2。

本文使用修正 Jones 模型计算可操纵性总应计利润, 并用前三期的可操纵性总应计利润绝对值之和来衡量公司的信息透明度水平^[3]。回归结果如表 7 所示。 $Treat \times Post \times AbsDA$ 、 $Treat \times Post \times Opaque$ 两个交乘项的系数均显著为负, 验证了假设 H3, 证明沪深港通的开启通过提高公司的治理水平带来了股价同步性的下降。

表 7 影响机制检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	SYN1	SYN1	SYN1	SYN1	SYN1
Treat×Post	-0.0939** (-2.34)	-0.0849** (-2.12)	-0.0925** (-2.20)	-0.101** (-2.30)	-0.125** (-2.27)
Amihud	1.55*** (3.99)				
Treat×Post×Amihud	-0.44* (-1.70)				
FERROR		0.000817** (2.38)			
Treat×Post×FERROR		-0.00550** (-1.99)			
FDISP			0.00116** (2.33)		
Treat×Post×FDISP			-0.00384** (-2.46)		
AbsDA				0.131** (2.02)	
Treat×Post×AbsDA				-0.301* (-1.69)	
Opaque					0.0139**

					(2.12)
Treat×Post×Opaque					-0.0319**
					(-2.17)
控制变量	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是
N	20206	17429	15876	16028	11581
adj. R ²	0.396	0.400	0.398	0.415	0.441

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%显著性水平下显著

本文参考以往学者的做法，构建了模型，是为了剥离市场影响因素对个股回报率的影响^[16]。此外，本研究定义 $W_{j,t} = \ln(1 + \varepsilon_{j,t})$ 作为个股特定周收益率的指标。随后，本研究构造了第一个衡量崩盘风险的指标负收益偏态系数 Ncskew；最后，本文构造了第二个衡量崩盘风险的指标收益率上下波动比率 Duvol。回归结果如表 8 所示。本文研究发现沪深港通的开通通过降低股价同步性显著降低了股价崩盘风险，同时提高了企业成长能力，资本市场的开放进一步提高了公司资本的配置效率。（具体内容见附录表 5）

表 8 经济后果检验：股价崩盘风险及公司成长性

	(1)	(2)	(3)
	Ncskew	Duvol	Tobin' s Q
Treat×Post	-0.0614** (-2.46)	-0.0549*** (-3.46)	0.0576* (1.68)
SYN1	0.0608*** (4.97)	0.0347*** (4.61)	-0.0854*** (-7.61)
Treat×Post×SYN1	-0.0272* (-1.72)	-0.0279** (-2.34)	0.0821*** (4.60)
控制变量	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
年度固定效应	是	是	是
N	20202	20202	19862
adj. R ²	0.090	0.091	0.660

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%显著性水平下显著

本文分别采用替换基准回归模型被解释变量、LMSW 模型，以及控制全球市场回报率的方法，合成新的股价同步性。本文研究发现沪深港通开启能够降低股价同步性，提升了信息传递效率水平，进一步验证了主回归结论的稳健性。

表 9 替换基准回归模型的被解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	SYN2	SYN3	SYN4	SYN5
Treat×Post	-0.0810*** (-2.90)	0.0622** (-2.50)	0.0154* (1.75)	-0.0126* (1.81)
控制变量	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
N	20202	20202	9859	20202
adj. R ²	0.391	0.403	0.095	0.417

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%显著性水平下显著

其他稳健性检验结果如表 10 所示，第（1）列为 Fama-Macbeth 回归 DID 交乘项的系数显著为负。更换回归模型后结论保持一致，验证了本研究结论的稳健性。第（2）列和第（3）列分别选用差分 GMM 和系统 GMM 进一步地验证主线回归的稳健性。两种 GMM 回归的结果中 DID 项系数均显著为负，结果稳健。第（4）列加入行业×年度高维固定效应 DID 交乘项的系数依然显著为负，验证了主回归结论的可靠性。第（5）

列为平衡面板回归，DID 交乘项的系数在 10%的显著水平下显著为负，与主回归结论一致。如表 10 后三列所示，移除交叉上市公司的样本三组模型中的 DID 交乘项都在 1%的显著性水平下显著为负，结论稳健。

表 10 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Fama-Macbeth	差分 GMM	系统 GMM	高维固定效应	平衡面板	去除 B 股	去除 H 股	去除 B+H 股
	SYN1	SYN1	SYN1	SYN1	SYN1	SYN1	SYN1	SYN1
Treat×Post	-0.0399** (-2.22)	-0.258* (4.76)	-0.248* (4.68)	-0.104*** (-3.12)	-0.0745* (-1.79)	-0.108*** (-2.96)	-0.109*** (-2.93)	-0.113*** (-2.93)
L.SYN1		0.00394 (0.41)	0.0644*** (8.77)					
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	否	是	是	是	是
行业×年度固定效应	否	否	否	是	否	否	否	否
N	20206	14906	17946	20103	12192	19477	19444	18728
avg. R ²	0.1631			0.411	0.407	0.393	0.396	0.395
Wald χ^2		672.80	771.50	0.411	0.407	0.393	0.396	0.395

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%显著性水平下显著

异质性检验结果如表 11 所示，本文研究发现在信息披露质量低以及非四大审计的公司中，沪深港通降低股价同步性的效果显著；在市场化程度高和市场竞争程度高的地区的公司中，沪深港通降低股价同步性的效果更为显著。

表 11 异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	信息披露质量高	信息披露质量低	四大审计	非四大审计	市场化程度高	市场化程度低	市场竞争程度高	市场竞争程度低
	SYN1	SYN1	SYN1	SYN1	SYN1	SYN1	SYN1	SYN1
Treat×Post	-0.0192 (-0.35)	-0.201*** (-3.69)	-0.130 (-0.95)	-0.135*** (-3.29)	-0.170*** (-2.62)	-0.0902 (-1.61)	-0.110** (-2.19)	0.0917 (1.46)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	9985	9985	1174	16467	6424	8466	10678	6704
adj. R ²	0.425	0.388	0.432	0.412	0.424	0.430	0.413	0.415

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%显著性水平下显著

4 结论与启示

本文使用多期双重差分模型研究了沪深港通的开通对股价同步性的影响，研究发现：（1）沪深港通的开通对股价同步性有着显著的降低作用，多种稳健性检验均验证了主回归结果的稳健性；（2）沪深港通实施过降低信息不对称性和提升公司治理质量两种作用机制促使股价同步性下降；（3）沪深港通开通对股价同步性的影响在信息披露质量、审计质量、市场化程度、市场竞争程度等方面不同的公司中存在一定的差异；（4）沪深港通开通带来的资本市场信息效率的提高可以降低股价崩盘风险，同时提高企业成长能力和资本配置效率。

本文的研究结论表明，资本市场的对外开放对我国资本市场产生了积极的效应，这一结论为我国的政策制定者和宏观决策者提供了充分的理论依据。在未来，政府或许可以开通更多类似的交易机制，逐步减少境外投资者在使用互联互通机制进行交易时的某些限制；在不提升我国证券市场风险水平的情况下，鼓励外资更多地参与我国的股票市场活动，进一步引导我国的市场继续向成熟化迈进。

参考文献

- [1] Amihud Y, Mendelson H. Asset pricing and the bid-ask spread[J]. Journal of Financial Economics, 1986, 17(2):223-249.
- [2] Amy, P, Hutton. Opaque financial reports, R2, and crash risk[J]. Journal of Financial Economics, 2009.
- [3] Dechow P M, Sloan R G, Hutton A P. Detecting Earnings Management[J]. Accounting Review, 1995, 70(2):193-225.
- [4] Errunza, V. R. and Miller, D. P., Market Segmentation and the Cost of Capital in International Equity Markets [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2000, 35(4):577-600.
- [5] Fama E F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work[J]. The Journal of Finance, 1970, 25:383-417.
- [6] Frankel R, Li X. Characteristics of a firm's information environment and the information asymmetry between insiders and outsiders [J]. Journal of Accounting & Economics, 2004, 37(2): 229-259.
- [7] Gul F A, Kim J B, Qiu A A. Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence from China[J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95(3):425-442.
- [8] Jin, L, and Myers, S. R2 around the world: New theory and new tests[J]. Journal of Financial Economics Amsterdam, 2006.
- [9] Khanna T, Palepu K. Is Group Affiliation Profitable in Emerging Markets? An Analysis of Diversified Indian Business Groups[J]. Journal of Finance, 2000, 55(2):867-891.
- [10] Morck R, Yeung B, Yu W. The information content of stock markets: why do emerging markets have synchronous stock price movements?[J]. Journal of Financial Economics, 2000, 58(1):215-260.
- [11] Ramadorai F T. Institutional Portfolio Flows and International Investments[J]. The Review of Financial Studies, 2008, 21(2):937-971.
- [12] Singh M, Iii W D. Agency costs, ownership structure and corporate governance mechanisms[J]. Journal of Banking & Finance, 2003, 27(5):793-816.
- [13] Torre A D L, Gozzi J C, Schmukler S L. Stock Market Development Under Globalization: Whither the Gains from Reforms? [J]. Journal of Banking & Finance, 2007, 31(6):1731-1754.
- [14] 黄俊, 郭照蕊. 新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析[J]. 管理世界, 2014, 000(005):121-130.
- [15] 胡军, 王甄. 微博、特质性信息披露与股价同步性[J]. 金融研究, 2015, 425(11):194-210.
- [16] 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):19.
- [17] 彭雅哲, 汪昌云. 资本市场开放与企业真实盈余管理——基于“沪深港通”的经验证据[J]. 经济管理, 2022:1-16.
- [18] 司春晓, 孙诗怡, 罗长远. 自贸区的外资创造和外资转移效应: 基于倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)的研究[J]. 世界经济研究, 2021(05):9-23+134.
- [19] 王亚平, 刘慧龙, 吴联生. 信息透明度、机构投资者与股价同步性[J]. 金融研究, 2009(12):162-174.
- [20] 吴武清, 赵越, 田雅婧, 苏子豪. 研发补助的“挤入效应”与“挤出效应”并存吗?——基于重构研发投入数据的分位数回归分析[J]. 会计研究, 2020(08):18-37.
- [21] 杨青, 吉赞, 王亚男. 高铁能提升分析师盈余预测的准确度吗?——来自上市公司的证据[J]. 金融研究, 2019(03):168-188.
- [22] 张宗益, 宋增基. 境外战略投资者持股中国上市银行的效果研究[J]. 南开管理评论, 2010(6):9.
- [23] 朱红军, 何贤杰, 陶林. 中国的证券分析师能够提高资本市场的效率吗——基于股价同步性和股价信息含量的经验证据[J]. 金融研究, 2007(02A):12.