

# Does Capital Market Liberalization Reduce Stock Price Crash Risk?

—Evidence from Mainland China–Hong Kong Stock Connect

Hongxu Cao, Jianeng Zhu<sup>†</sup>

UTS Business School, University of Technology Sydney

<sup>†</sup>Email: Jianeng\_Zhu@outlook.com

## Abstract

Taking the Mainland China–Hong Kong Stock Connect as a quasi-natural experiment, this study adopts a difference-in-differences (DID) approach to analyze the impact of capital market liberalization on stock price crash risk of Chinese listed companies. The results show that the Stock Connect significantly reduces underlying firms' stock price crash risk, and plausible underlying mechanisms include improving corporate governance and increasing the information content of stock price. In addition, the effect is more pronounced for firms that are not audited by Big 4 accounting firms, with low analyst attention, and of high marketization. The conclusions remain valid through a series of robustness check. This study enriches literature on the economic consequences of capital market liberalization and determinants of stock price crash risk. It also provides important insights for policy makers, listed firms, and investors.

**Keywords:** Mainland China–Hong Kong Stock Connect; Stock Price Crash Risk; Information Disclosure; Corporate Governance

## 资本市场对外开放降低股价崩盘风险吗？ ——基于“沪深港通”机制的实证研究

曹洪絮，朱嘉能<sup>†</sup>

悉尼科技大学商学院

**摘要：**本研究以沪深港通为背景，采用双重差分模型（DID）分析资本市场开放对中国上市公司股价崩盘风险的影响。结果表明，沪深港通显著降低了公司股价崩盘风险，主要机制包括提高公司治理水平和增加股价特质信息含量。此外，政策对非四大会计师事务所审计、分析师关注度低及市场化程度高的公司效果更为显著。通过稳健性检验，结论依然成立。本研究拓展了资本市场开放对股价崩盘风险影响的文献，为政策制定者和公司提供了重要启示。

**关键词：**沪深港通；股价崩盘风险；信息披露；公司治理

## 引言

随着全球化和中国经济的快速发展，资本市场对外开放逐步深化。近年来，随着沪港通和深港通等机制的推出，中国资本市场逐步打破了地域限制，为国际投资者提供了便捷的投资渠道，这不仅标志着中国资本市场走向国际化的重要一步，也成为国内企业吸引外资、提升市场活力的重要动力。然而，伴随资本市场开放带来的机遇与挑战，股价波动性及崩盘风险也逐渐受到关注，成为重要的研究课题。本文旨在研究沪深港通政策对中国上市公司股价崩盘风险的影响，分析其作用机制，并提供政策建议。沪深港通作为中国资本市场对外开放的重要举措，连接了内地与香港两个资本市场，不仅为国际投资者进入中国市场提供了便捷渠道，也为内地企业吸引外资创造了新机遇。然而，随着资本市场逐步开放，市场透明度和信息披露质量的差异，以及投资者行为的多样性，使得股价波动性和崩盘风险成为不容忽视的问题。为深入探

讨这一议题，研究采用双重差分模型，以沪深港通的实施为准自然实验，通过稳健性检验验证模型的可靠性。结果显示，资本市场开放在整体上有效抑制了股价崩盘风险，尤其在信息透明度较低的企业中效果更为显著。这一发现为提升资本市场稳定性、优化企业信息披露机制提供了重要政策依据。

## 1 文献综述与假设提出

资本市场开放是金融开放的重要组成部分。研究表明，股票市场对外开放后，其风险来源从本地扩展至全球市场，根据 CAPM 模型，开放有助于分散风险并降低资本成本<sup>[1]</sup>。但资本市场开放也可能引入国际投机资本，增加市场波动风险，尤其在新兴市场<sup>[2]</sup>。

股价崩盘风险源于代理冲突和信息不对称。管理层为私利选择性披露信息，负面信息集中披露时易引发股价崩盘<sup>[3]</sup>。宏观经济政策和法律制度的完善可降低崩盘风险，尤其在公司治理较弱的企业中<sup>[4]</sup>。彭雅哲和汪昌云<sup>[5]</sup>发现，沪深港通降低了公司盈余管理，境外投资者加强对财务信息的监督，管理层隐瞒信息的成本上升，从而提升公司治理水平，降低崩盘风险。

中国资本市场开放前不成熟，个人投资者主导、波动频繁。沪深港通引入发达国家机构投资者，这些专业投资者提高了市场透明度，使股价更准确地反映公司真实状况，降低了股价崩盘风险，对资本市场产生了积极影响。

基于以上分析，本文提出研究假设：

$H_1$ :在保持其他因素不变的情况下，公司成为沪深港通标的会降低股价崩盘风险。

## 2 研究设计

通过参考许年行<sup>[6]</sup>和 Kim<sup>[7]</sup>的研究，本文将选取以下变量作为影响股价崩盘风险的其他因素，具体变量定义以下表 1 所示。

表 1 变量及变量定义

变量	符号	变量定义
股价崩盘风险 1	Ncskew	负收益偏态系数
股价崩盘风险 2	Duvol	收益上下波动比率
沪深港通政策	Treat*Post	表示公司是否在政策实施后成为沪深港通标的，进入沪深港通取 1
公司规模	Size	年末总资产的自然对数
资产负债率	Lev	年末总负债除以年末总资产
总资产净利润率	ROA	净利润/总资产平均余额
净资产收益率	ROE	净利润/股东权益平均余额
营业收入增长率	Growth	本年营业收入/上一年营业收入-1
董事人数	Board	董事会人数取自然对数
独立董事比例	Indep	独立董事除以董事人数
第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量/总股数
账面市值比	BM	账面价值/总市值
托宾 Q 值	TobinQ	(流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产
月均超额换手率	Dturn	当年股票月均换手率-去年股票月均换手率
机构投资者持股比例	INST	公司年初机构投资者持有普通股的数量占全部流通股的比例与公司年末机构投资者持有普通股的数量占全部流通股的比例的平均值
行业	Industry	证监会 2012 年行业分类，制造业取两位代码，其他行业用大类
年份	Year	年度指示变量

### 2.1 股价崩盘风险

为了验证上文提出的假设 $H_1$ 本文构建了双重差分模型（1）来检验中国上市公司成为沪深港通标的是否

能降低公司的股价崩盘风险。

$$Ncskew(Duval) = \alpha_0 + \alpha_1 Treat * Post + \alpha_n Controls + Industry + Year + \varepsilon \quad (1)$$

在模型中,  $Treat * Post$ 项前的系数 $\alpha_1$ 的大小和显著程度说明了沪深港通政策对于公司股价崩盘风险的影响。如果系数 $\alpha_1$ 显著且为负数, 表明我国上市公司成为沪深港通标的能够有效降低公司股价崩盘风险, 即假设  $H_1$  成立。

## 2.2 股价特质信息含量

前文已经介绍过, 沪深港通机制会吸引境外机构投资者, 专业投资者的交易行为可以降低市场中的噪音, 从而有助于加快信息融入股价的速度, 使得股价更好地反应出公司信息, 同时使得公司的信息质量提高, 进而降低股价崩盘风险。为了验证这一作用路径, 本文采用股价同步性来刻画股价特质信息含量, 构建回归模型 (2)。

$$SYN = \alpha_0 + \alpha_1 Treat * Post + \alpha_n Controls + Industry + Year + \varepsilon \quad (2)$$

如果系数 $\alpha_1$ 显著且为负数, 表明公司成为沪深港通标的能够有效降低股价同步性, 换言之, 增加了股价特质信息含量, 从而达到降低股价崩盘风险的目的。

其中股价同步性  $SYN$  采用了三种计算方法, 本文分别参考了朱红军<sup>[8]</sup>、王亚平<sup>[9]</sup>和伊志宏<sup>[10]</sup>的文献。

方法一采用了朱红军<sup>[8]</sup>提出的模型 (如模型 (3) 和 (4) 所示),  $R_i$  是个股  $i$  收益率,  $R_m$  是综合指数收益率, 回归后得到的拟合度  $R^2$  示个股  $i$  收益率能够被市场解释的部分, 由于它的大小不符合最小二乘法的要求, 对  $R^2$  进行对数处理。

$$R_i = \alpha + \beta R_m + \varepsilon \quad (3)$$

$$RSQ = \log\left(\frac{R^2}{1-R^2}\right) \quad (4)$$

方法二采用了王亚军<sup>[9]</sup>提出的模型 (如模型 (5) 和 (6) 所示), 在模型 (3) 的基础上增加了变量  $R_l, R_l$  表示以公司市值为权重的加权行业收益率, 回归后得到拟合度  $R^2$ , 然后对  $R^2$  进行对数处理。

$$R_i = \alpha + \beta_1 R_m + \beta_2 R_l + \varepsilon \quad (5)$$

$$SYN = \ln\left(\frac{R^2}{1-R^2}\right) \quad (6)$$

方法三采用了伊志宏<sup>[10]</sup>提出的模型 (如模型 (7) 和 (8) 所示), 加入了  $t-1$  时间段的数据, 得到  $R^2$  后做对数处理。

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 R_{m,t} + \beta_2 R_{m,t-1} + \beta_3 R_{l,t} + \beta_4 R_{l,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$SYNCH = \ln\left(\frac{R^2}{1-R^2}\right) \quad (8)$$

## 2.3 公司治理水平

如前所述, 资本市场开放吸引大量境外投资者, 境外投资者持股后, 会对公司财务信息进行更加严格的监督和检验, 提升公司治理水平, 从而有助于降低公司股价崩盘风险。为了验证这一作用机制, 本文采用  $AbsDA$ 、 $C\_Score$  和  $KV$  作为公司治理变量。以下是回归模型 (9):

$$InfoDisclosure = \alpha_0 + \alpha_1 Treat * Post + \alpha_n Controls + Industry + Year + \varepsilon \quad (9)$$

如果  $AbsDA$  作为被解释变量, 系数 $\alpha_1$ 显著且为负数,  $C\_Score$  和  $KV$  为被解释变量时,

$\alpha_1$  显著为正, 表明公司成为沪深港通标的能够有效提高公司治理水平, 从而达到降低股价崩盘风险的目的。

$AbsDA$  是通过修正琼斯模型计算所得的盈余管理程度, 据查阅资料,  $TA_{i,t}$  是总应计利润,  $NDA_{i,t}$  是非操控应计利润, 盈余管理程度  $DA_{i,t}$  越高, 则说明公司的治理水平越低, 计算模型如下<sup>[11]</sup>:

$$DA_{i,t} = \frac{TA_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} - NDA_{i,t} \quad (10)$$

根据 Khan & Watts<sup>[12]</sup>的研究, 会计稳健性  $C\_Score$  通过以下回归模型计算所得:

$$\frac{EPS_{i,t}}{P_{i,t-1}} = \beta_1 + \beta_2 DR_{i,t} + (\mu_1 + \mu_2 Size_{i,t} + \mu_3 Lev_{i,t} + \mu_4 MB_{i,t}) * R_{i,t} + (\lambda_1 + \lambda_2 Size_{i,t} + \lambda_3 Lev_{i,t} + \lambda_4 MB_{i,t}) * DR_{i,t} * R_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \# \quad (11)$$

参考徐寿福<sup>[13]</sup>的研究，KV 的具体度量方法如下：

$$\ln \frac{\Delta P_i}{P_{t-1}} = \alpha + \beta (Vol_t - Vol_0) + \mu_i \# \quad (12)$$

$$KV = \beta * 1000000 \# \quad (13)$$

其中， $P_t$ 是收盘价， $Vol_t$ 是某日的交易数， $Vol_0$ 是年平均交易量。

### 3 实证结果与分析

#### 3.1 描述性统计

下表 2 展示了主要变量的描述性统计。作为衡量股价崩盘风险的指标，Ncskew 指数的平均值为-0.388，标准差为 0.768，Duvol 指数的平均值为-0.276，标准差为 0.496。两个指数的均值表明我国上市公司的股价崩盘风险较低，但是两个指数的标准差也反映出我国上市公司在 2007 到 2019 年之间个股的股价崩盘风险存在着较大差异。而衡量股价崩盘频率的指标，Crash 指数的平均值为 0.081，结合样本观测数，说明在样本期间发生过股价崩盘现象的公司占据一定数量。

表 2 描述性统计

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
Ncskew	20206	-.388	.768	-5.173	5.078
Duvol	20206	-.276	.496	-2.558	2.932
Crash	20206	.081	.273	0	1
Size	20206	22.051	1.539	18.203	27.468
Lev	20206	.451	.267	.027	3.52
ROA	20206	.044	.072	-.517	.449
Growth	20206	.219	.644	-.849	7.957
BM	20206	1.041	1.402	.048	12.531
Dturn	20206	-.122	.508	-2.494	1.469
INST	20206	.357	.244	0	.892
SOE	20206	.375	.484	0	1
ListAge	20206	1.968	.945	0	3.332
Top1	20206	.348	.149	.083	.755
Board	20206	2.148	.209	1.609	2.833
Indep	20206	.373	.053	.25	.571
Dual	20206	.267	.442	0	1

#### 3.2 沪深港通与股价崩盘风险——主线回归

表 3 展现了沪深港通政策对股价崩盘风险的回归结果。列（1）和列（3）在模型中仅加入解释变量进行了回归，而列（2）和列（4）在回归模型中添加了解释变量以及控制变量。得出四次回归中解释变量前的系数皆为负，并且存在显著关系，在加入控制变量后，列（2）和列（4）的显著关系更为明显，其中-0.053 在 5%的水平上显著，-0.048 在 1%的水平上显著。上述的结果得到了本文主线回归的结论，验证了假设 H<sub>1</sub>，即在控制其他因素不变的情况下，沪深港通政策显著降低了上市公司的股价崩盘风险。

表 3 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ncskew	ncskew	duvol	duvol
Treat×Post	-0.038*	-0.053**	-0.043***	-0.048***
	(-1.66)	(-2.12)	(-2.97)	(-3.03)

控制变量	否	是	否	是
N	20206	20206	20206	20206
adj. R <sup>2</sup>	0.083	0.088	0.085	0.090
公司固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	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

#### 3.3.1 平行趋势及动态效应检验

本文采用双重差分法研究沪深港通对股价崩盘风险的影响，通过构建交叉变量 Treat×Before、Treat×Current、Treat×After 分别表示公司进入沪深港通前、当年和之后的数据，基于九年数据进行回归。表 4 结果显示，在公司进入沪深港通之前，系数不显著，进入之后系数显著，表明回归结果符合平行趋势假定，实验组和对照组在事件前保持一致的时间趋势。

表 4 平行趋势及动态效应检验

	Before 4	Before 3	Before 2	Before 1	Current	After1	After2	After3	After4	_cons
ncskew	0.0055 3 (0.16)	0.0046 8 (0.15)	- 0.0397 (-1.07)	-0.137 (-1.54)	-0.184*** (-4.53)	-0.109*** (-2.70)	-0.0477** (-2.08)	-0.0771* (-1.72)	-0.0950* (-1.78)	-1.061*** (-2.83)
duvol	0.0189 (0.87)	0.0107 (0.49)	- 0.0128 (-0.51)	- 0.0815 (-1.15)	-0.120*** (-4.61)	0.0806*** (-3.01)	-0.0380** (-2.32)	-0.0388** (-2.33)	-0.0249* (-1.72)	-0.366 (-1.45)

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

#### 3.3.2 PSM-DID 检验

为了验证双重差分模型在主回归中的选择偏差，本文采用 PSM-DID 模型进行检验，参考 Bockerman & Ilmakunnas<sup>[14]</sup>的研究，通过沪深港通进入时间的逐期匹配解决该问题。如表 5 所示，采用半径匹配、核匹配和近邻匹配三种方式。结果显示，沪深港通政策变量的系数与主回归结果无显著浮动，支持主回归中沪深港通降低股价崩盘风险的结论，表明结论具有稳健性。

表 5 稳健性检验：PSM-DID

	(1) 半径匹配 ncskew	(2) 核匹配 ncskew	(3) 近邻匹配 ncskew	(4) 半径匹配 duvol	(5) 核匹配 duvol	(6) 近邻匹配 duvol
Treat×Post	-0.0467* (-1.82)	-0.0531** (-2.12)	-0.0531** (-2.12)	-0.0424*** (-2.60)	-0.0481*** (-3.03)	-0.0481*** (-3.03)
_cons	-0.829** (-2.20)	-0.778** (-2.15)	-0.778** (-2.15)	-0.232 (-0.91)	-0.214 (-0.88)	-0.214 (-0.88)
Controls	是	是	是	是	是	是
N	19648	20206	20206	19648	20206	20206
adj. R <sup>2</sup>	0.084	0.088	0.088	0.086	0.090	0.090
公司固定效应	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	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

#### 3.3.3 安慰剂检验

本文通过安慰剂检验证实公司进入沪深港通之前，股价崩盘风险未显著下降，从而确保风险下降可归因于沪深港通政策。采用虚设政策事件时间点的方法，在公司进入沪深港通前 4 年和前 5 年分别设立时间点，构造 Treat×Post\_False\_4 和 Treat×Post\_False\_5 进行反事实检验。如表 6 所示，两个构造项的回归系数均不显

著，论证了双重差分模型中的平行趋势假设，验证了股价崩盘风险的下降确实可归因于沪深港通政策，证实了该政策显著降低股价崩盘风险的观点。

表 6 安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ncskew	ncskew	duvol	duvol
Treat×Post_False_4	-0.0457 (-1.51)		-0.0418 (-1.19)	
Treat×Post_False_5		-0.0414 (-1.47)		-0.0203 (-1.02)
_cons	-0.591* (-1.70)	-0.593* (-1.70)	-0.0450 (-0.19)	-0.0460 (-0.20)
Controls	是	是	是	是
N	20206	20206	20206	20206
adj. R <sup>2</sup>	0.088	0.088	0.089	0.089
公司固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	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

### 3.3.4 沪港通、梯队 DID 和逆向 DID

为验证主回归的稳健性，本文通过扩大样本范围，筛选只进入沪港通的公司进行回归分析，构建新的 Treat×Post 变量。Treat 表示公司是否进入沪港通（是为 1，否则为 0），Post 表示进入沪港通后的年份（是为 1，否则为 0）。表 7（左）列（1）（2）显示，Treat×Post 的系数为-0.164 和-0.132，且在 1%水平上显著，表明沪港通显著降低股价崩盘风险。此外，考虑到沪港通和深港通的不同开通时间，表 7（左）列（3）（4）显示解释变量系数为负，且在 5%水平上显著，进一步支持沪港通的积极影响。本文还通过对进入沪深港通后又退出的公司构造 DID\_Remove 变量，进行反事实分析，表 7 列（左）（5）（6）显示 DID\_Remove 系数在 1%水平下显著为正，表明未成为沪深港通标的显著提高了崩盘风险，进反向证实沪深港通政策显著降低股价崩盘风险。

表 7 稳健性检验

沪港通、梯队 DID、移出沪深港通						改变股价崩盘风险度量方法	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)
	ncskew	duvol	ncskew	duvol	ncskew	duvol	Crash
Treat×Post	-0.164*** (-4.78)	-0.132*** (-6.01)	-0.0134** (-2.23)	-0.0326** (-2.37)			Treat×Post -0.0150* (-1.83)
DID_Remove					0.170*** (3.38)	0.0875*** (2.82)	_cons 0.205* (1.68)
_cons	-0.585 (-1.25)	0.0557 (0.17)	-2.675** (-2.01)	-1.043 (-1.21)	-1.356 (-0.92)	-0.270 (-0.30)	Controls 是
Controls	是	是	是	是	是	是	N 20206
N	13231	13231	3812	3812	7858	7858	
adj. R <sup>2</sup>	0.085	0.088	0.101	0.110	0.113	0.124	adj. R <sup>2</sup> 0.052
公司固定效应	是	是	是	是	是	是	公司固定效 应 是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是	年度固定效 应 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

### 3.3.5 股票崩盘频率

根据文献，衡量股价崩盘风险的指标主要有三种：Ncskew（负收益偏态系数）、Duvol（收益上下波动比率）和 Crash（股价崩盘概率）<sup>[15]</sup>。本节将以 Crash 作为被解释变量进行回归，其余变量与主回归保持一

致，通过改变度量指标检验主回归的稳健性。表 7（右）结果显示，解释变量的回归系数为-0.015，在 10% 水平下显著，表明使用股价崩盘概率作为指标时，沪深港通政策仍显著降低股价崩盘风险，与主回归结果一致。

### 3.3.6 GMM 回归

为避免遗漏变量导致的内生性问题，本文使用广义矩估计（GMM）方法进行稳健性检验，采用了差分 GMM 和系统 GMM 两种方式，对主回归进行验证。其中，L.ncskew 和 L.duvol 分别表示 Ncskew 和 Duvol 滞后一期的数据。表 8 结果显示，解释变量 Treat×Post 的系数均显著为负，表明沪深港通政策显著降低了股价崩盘风险，且不存在内生性问题。

表 8 稳健性检验：GMM

	(1)	(2)	(3)	(4)
	差分 GMM	差分 GMM	系统 GMM	系统 GMM
	ncskew	duvol	ncskew	duvol
L.ncskew	-0.0106 (-1.02)		0.00240 (0.31)	
L.duvol		-0.0192* (-1.88)		-0.0134* (-1.79)
Treat×Post	-0.0897** (-2.56)	-0.0664*** (-2.95)	-0.0885** (-2.57)	-0.0594*** (-2.70)
_cons	0.695 (1.09)	0.688* (1.68)	1.017* (1.73)	0.498 (1.34)
Controls	是	是	是	是
N	15570	15570	18643	18643
公司固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	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

### 3.3.7 剔除 B 股、H 股上市的公司

由于进入沪深港通的公司可能同时在 B 股或 H 股市场上市，相比仅在 A 股上市的公司拥有更高比例的国外投资者，导致股价稳定性不同。因此，本文对仅在 A 股上市公司的数据进行了稳健性检验。表 9 结果显示，列（1）和列（4）去除了 B 股上市公司，列（2）和列（5）去除了 H 股上市公司，列（3）和列（6）同时去除了 B 股和 H 股上市公司数据。解释变量的系数均显著为负，表明在三种剔除方式下，沪深港通政策仍显著降低股价崩盘风险，与主回归结果一致。

表 9 稳健性检验：剔除 B 股、H 股

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除 B 股	剔除 H 股	同时剔除	剔除 B 股	剔除 H 股	同时剔除
	ncskew	ncskew	ncskew	duvol	duvol	duvol
Treat×Post	-0.0558** (-2.18)	-0.0501* (-1.94)	-0.0519* (-1.96)	-0.0496*** (-3.05)	-0.0440*** (-2.67)	-0.0448*** (-2.66)
_cons	-0.755** (-2.09)	-0.840** (-2.26)	-0.785** (-2.11)	-0.215 (-0.87)	-0.172 (-0.69)	-0.148 (-0.58)
Controls	是	是	是	是	是	是
N	19480	19432	18719	19480	19432	18719
公司固定效应	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	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

### 3.3.8 排除其他政策影响因素

为研究对外开放政策是否能降低股价崩盘风险，除沪深港通政策外，本文还检验样本期间内是否存在其他政策对股价崩盘风险的影响。本文加入 RZRQ（融资融券）和 tax\_after（营改增）作为控制变量，再次进行回归分析。表 10（左）结果显示，列（1）和列（4）控制融资融券，列（2）和列（5）控制营改增，列（3）和列（6）同时控制融资融券和营改增。回归结果中，解释变量 Treat×Post 的系数均显著为负，表明在控制融资融券和营改增政策后，沪深港通政策仍显著降低股价崩盘风险。

表 10 稳健性检验

控制融资融券、营改增							控制行业×年度固定效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(1)	(2)	
	ncskew	ncskew	ncskew	duvol	duvol	duvol	ncskew	duvol	
Treat×Post	-0.101*** (-3.55)	-0.0911*** (-3.33)	-0.100*** (-3.52)	0.0766*** (-4.24)	0.0719*** (-4.12)	0.0764*** (-4.21)	Treat×Post	-0.0441* (-1.86)	-0.0406*** (-2.68)
RZRQ	0.0142 (0.54)		0.0143 (0.55)	0.0106 (0.58)		0.0106 (0.59)	_cons	-1.062*** (-3.01)	-0.378 (-1.61)
tax_after		-0.0199 (-0.66)	-0.0167 (-0.54)		-0.00688 (-0.36)	-0.00518 (-0.27)			
_cons	-0.731* (-1.86)	-0.760** (-1.97)	-0.737* (-1.87)	-0.212 (-0.77)	-0.228 (-0.85)	-0.214 (-0.78)			
Controls	是	是	是	是	是	是	Controls	是	是
N	17288	17649	17288	17288	17649	17288	N	20103	20103
公司固定效应	是	是	是	是	是	是	公司固定效应	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是	行业×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

### 3.3.9 固定行业及年度的稳健性检验

表 10（右）结果所示，在固定了行业和年份后，解释变量的系数大小虽然和主线回归有所区别，但仍然显著为负，说明了在控制住样本中公司行业以及进入沪深港通的年份后，能够得到沪深港通政策对股价崩盘风险产生显著降低影响。

## 3.4 政策效应检验——异质性检验

### 3.4.1 会计师事务所与分析师追踪

四大会计师事务所审计的财务报表质量较高，有助于提高企业透明度、优化信息环境，进而降低股价崩盘风险<sup>[16]</sup>。本文将沪深港通标的公司分为四大和非四大会计师事务所审计组进行回归分析。表 11 左四列结果显示，沪深港通政策在降低股价崩盘风险方面对两组公司均有效，但对非四大审计公司的影响更显著。关于分析师关注度，表 11 右四列结果显示，分析师跟踪数量少的公司在 1%水平上显著降低股价崩盘风险，而分析师跟踪数量多的公司效果不显著，表明沪深港通政策对分析师关注度低的公司效果更明显。

表 11 异质性检验：四大审计/非四大审计与分析师跟踪

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
四大审计	非四大审计	四大审计	非四大审计	分析师跟踪多	分析师跟踪少	分析师跟踪多	分析师跟踪少
ncskew	ncskew	duvol	duvol	ncskew	ncskew	duvol	duvol

Treat×Post	-0.253**	-0.0808***	-0.150**	-0.0637***	-0.0517	-0.108***	-0.0489	-0.0857***
	(-2.51)	(-2.74)	(-2.45)	(-3.40)	(-0.96)	(-3.07)	(-1.42)	(-3.86)
_cons	1.911	-1.006**	1.012	-0.368	-0.803	-0.920*	-0.162	-0.349
	(0.83)	(-2.49)	(0.71)	(-1.31)	(-0.97)	(-1.80)	(-0.28)	(-1.01)
Controls	是	是	是	是	是	是	是	是
N	1174	16467	1174	16467	5500	11882	5500	11882
adj. R <sup>2</sup>	0.254	0.084	0.256	0.089	0.098	0.093	0.106	0.099
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
χ <sup>2</sup> 检验	0.172***		0.086***				-	

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

### 3.4.2 市场化水平

本文依据《中国分省份市场化指数报告》<sup>[17]</sup>将公司按市场化程度分组。表 12 分组回归结果显示，沪深港通政策在高市场化地区显著降低股价崩盘风险，而在低市场化地区无显著影响，表明政策效果与市场化水平相关。

表 12 异质性检验：市场化程度

	(1)	(2)	(3)	(4)
	市场化指数高 ncskew	市场化指数低 ncskew	市场化指数高 duvol	市场化指数低 duvol
Treat×Post	-0.0866**	-0.0162	-0.0624***	-0.0364
	(-2.56)	(-0.41)	(-2.90)	(-1.48)
_cons	-1.283**	-0.227	-0.435	-0.0742
	(-2.45)	(-0.44)	(-1.24)	(-0.21)
Controls	是	是	是	是
N	11900	8216	11900	8216
adj. R <sup>2</sup>	0.092	0.088	0.096	0.084
公司固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	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

## 3.5 股价崩盘风险影响路径研究

### 3.5.1 股价特质信息含量与公司治理角度

在股价特质信息含量和公司治理的研究中，Roll<sup>[18]</sup>指出，市场和行业收益无法解释大部分个股波动，股价特质信息含量越高，股价越能准确反映公司价值。本文采用 SYN1、SYN2、SYN3 衡量股价同步性，回归结果显示政策效应与同步性负相关，系数分别为-0.103、-0.081 和-0.0622，均显著，表明沪深港通政策通过提升股价特质信息含量降低了股价崩盘风险。

从公司治理角度，本文通过 AbsDA（盈余管理）、C\_Score（会计稳健性）和 KV（财务报表质量）衡量治理水平。结果显示，AbsDA 的系数为-0.0136，显著降低了盈余管理；C\_Score 和 KV 的系数分别为 0.00284 和 0.0471，均显著，说明沪深港通政策提升了公司治理水平。

表 13 影响机制检验

	股价特质信息含量			公司治理		
	(1) SYN1	(2) SYN2	(3) SYN3	(1) AbsDA	(2) C_Score	(3) KV
Treat×Post	-0.103***	-0.0810***	-0.0622**	Treat×Post	-0.0136***	0.00284**
	(-2.92)	(-2.90)	(-2.50)		(-4.14)	(2.34)
_cons	-3.043***	-2.669***	-1.893***	_cons	-0.0260	1.356***
						-0.420***

	(-5.55)	(-6.12)	(-5.08)		(-0.26)	(60.87)	(-5.19)
N	20206	20202	20202	N	16028	19439	19970
adj. R <sup>2</sup>	0.395	0.391	0.403	adj. R <sup>2</sup>	0.168	0.885	0.348
公司固定效应	是	是	是	公司固定效应	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	年度固定效应	是	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

### 3.6 拓展性检验——沪深港通与股票收益率波动

本文分别使用了日收益率标准差 CRT1、周收益率标准差 CRT2、月收益率标准差 CRT3，三种度量股票收益波动的指数来进行回归。以下表 14 结果显示，解释变量关于这三种收益率标准差的回归系数均在 1%的水平下显著为负，说明沪深港通政策在降低了股价崩盘风险的同时，也显著降低了股票收益波动率，避免公司股价出现过大幅波动而遭受损失。

表 14 经济后果检验：股票收益波动性

	(1)	(2)	(3)
	CRT1	CRT2	CRT3
Treat×Post	-0.0425*** (-5.79)	-0.0651*** (-6.99)	-0.0621*** (-5.27)
_cons	-3.091*** (-24.00)	-2.001*** (-12.69)	-1.692*** (-9.25)
Controls	是	是	是
N	20206	20206	20206
adj. R <sup>2</sup>	0.718	0.641	0.522
公司固定效应	是	是	是
年度固定效应	是	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，CRT1：日收益率标准差，CRT2：周收益率标准差，CRT3：月收益率标准差

## 4 结论与启示

本文以沪港通和深港通为背景，实证分析了资本市场开放对中国上市公司股价崩盘风险的影响。研究发现，沪深港通显著提升了上市公司的信息透明度和公司治理水平，从而降低了股价崩盘风险。特别是在未采用四大审计、分析师关注度低、市场化程度高的公司中，政策效果更加显著。此外，稳健性检验证明了研究结论的可靠性，进一步分析表明该政策还降低了股价波动性。

本文对上市公司和政策制定者提出启示：公司应完善治理结构、提升信息披露质量，并积极参与沪深港通；政策制定者应扩大沪深港通标的范围，逐步推进资本市场开放。本文还为其他国家提供了资本市场开放的实证经验。

研究不足之处包括数据受疫情影响较大，未来需继续研究政策效果；此外，经济后果的研究角度可进一步扩展到分析师预测和企业价值等方面。

## 参考文献

- [1] CHARI A, HENRY PB. Risk Sharing and Asset Prices: Evidence from a Natural Experiment. *Journal of Finance*. 2004;59(3):1295-1324. doi:10.1111/j.1540-6261.2004.00663.x
- [2] Stiglitz JE. Reforming the Global Economic Architecture: Lessons from Recent Crises. *Journal of Finance* (Wiley-Blackwell). 1999;54(4):1508-1521.
- [3] Lin Jin, Myers SC. R<sup>2</sup> Around the World: New Theory and New Tests. *CFA Digest*. 2006;36(3):45-47. Accessed December 19, 2022.
- [4] Wang J. Foreign equity trading and emerging market volatility: Evidence from Indonesia and Thailand. *Journal of Development*

Economics. 2007;84(2):798-811. doi:10.1016/j.jdeveco.2006.05.001

- [5] Peng, Y.Z., Wang, C.Y. (2022). Stock Market Liberalization and Real Earnings Management: Evidence from Mainland-Hong Kong Stock Connect. *Business and Management Journal*, Vol 44, no. 01, pp. 176-191 (in Chinese). doi:10.19616/j.cnki.bmj.2022.01.010.
- [6] Xu, N.H., Jiang, X.Y., Yi, Z.H., Xu, X.Z. (2012). Conflicts of Interest, Analyst Optimism and Stock Price Crash Risk. *Economic Research Journal*, Vol 47, no. 07, pp.127-140(in Chinese)
- [7] Kim J-B, Wang Z, Zhang L. CEO Overconfidence and Stock Price Crash Risk. *Contemporary Accounting Research*. 2016;33(4):1720-1749. doi:10.1111/1911-3846.1221
- [8] Zhu, H.J., He, X.J., Tao, L. (2007). Can Securities Analysts in China Improve the Efficiency of Capital Markets: Based on Empirical Evidence on Stock Price Synchronicity and Price Information Content. *Journal of Financial Research*, no. 02, pp. 110-121 (in Chinese).
- [9] Wang, Y.P., Liu, H.L., Wu, L.S. (2009). Information Transparency, Institutional Investor and Stock Price Comovement. *Journal of Financial Research*, no. 12, pp. 162-174 (in Chinese).
- [10] Yin, Z.H., Yang, S.Z., Chen, Q.Y. (2019). Could Analysts Reduce Stock Price Synchronicity: A Textual Analysis Based on Analyst Report. *China Industrial Economics*, no. 01, pp. 156-173 (in Chinese). doi:10.19581/j.cnki.ciejournal.2019.01.009.
- [11] Dechow P M, Sloan R G, Sweeney A P. Detecting Earnings Management[J]. *Accounting Review*,1995,70(2):193-225.
- [12] Khan M, Watts RL. Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting & Economics*. 2009;48(2/3):132-150. doi:10.1016/j.jacceco.2009.08.002
- [13] Xu, S.F., Xu, L.B. (2015). Information Disclosure Quality and Misvaluation in Capital Market. *Accounting Research*, no. 01, pp. 40-47+96 (in Chinese).
- [14] Bockerman P, Ilmakunnas P. Unemployment and Self-Assessed Health: Evidence from Panel Data[J]. *Health Economics*,2009,18(02):161-179. doi:org/10.1002/hec.1361
- [15] Jiang, X.Y., Xu, N.H. (2015). Corporate Over-Investment and Stock Price Crash Risk. *Journal of Financial Research*, no. 08, pp. 141-158 (in Chinese).
- [16] Lin, Y.J., Wang, Z.Q. (2013). Is Audit Quality in International Big Four Accounting Firms higher? Evidence from Listed Companies in China. *Journal of Finance and Economics*, Vol 39, no. 06, pp. 73-83 (in Chinese). doi:10.16538/j.cnki.jfe.2013.06.012.
- [17] Wang, X.L., Hu, L.P., Fan, G. Marketization Index of China's Provinces: Neri Report 2021 [M]. Beijing: Social Sciences Academic Press, 2021: 23-98
- [18] ROLL R. R<sup>2</sup>. *Journal of Finance*. 1988;43(3):541-566. doi:10.2307/2328183