

# 证券业“强监管”政策的宣告效应——基于 ICSS-GARCH 模型

马飞飞

西北师范大学经济学院，甘肃兰州，中国

**【摘要】**随着资本市场的快速发展，监管政策对证券市场的影响日益显著。本文聚焦于“强监管”政策对证券市场股价波动的影响，选取中国证券市场 2021 年 1 月至 2024 年 6 月深证成指收益率作为样本，采用 ICSS-GARCH 模型对“强监管”政策宣告效应进行实证分析。研究发现，在“强监管”政策宣告后，证券市场短期内出现显著的波动性聚集现象，股价波动率在政策宣告初期显著上升，随后逐渐回归至正常水平，这表明市场参与者对监管政策的反应存在一定的滞后性和不确定性，导致短期内市场情绪波动加剧。

**【关键词】**强监管政策；宣告效应；方差突变点；ICSS-GARCH 模型；股价波动率

## 1. 引言

证券业作为资本市场的重要组成部分，其波动性一直备受投资者、政策制定者和学术界的关注。2017 至 2019 年间，A 股市场经历冲高回落后续入震荡调整阶段。截至 2023 年 12 月 28 日收盘，上证指数年内下跌 4.36%，深证成指下跌 14.30%，创业板指下 19.91%，三大指数年内均录得不同幅度回撤。整体来看，沪深股市在此期间多次在牛熊转换中呈现剧烈波动态势。

关于股市波动性影响因素的研究路径有：一是宏观经济状况对股市波动性影响的视角。一些学者认为宏观经济政策的实施会对股市波动性产生影响，从宏观政策变动的角度对股市波动进行了解释。Cedricl.mbanga[1]研究了财政和货币政策对股市波动性的长短期影响，发现重要的政策变动会引致股市波动。二是股市特征对股市波动性影响的视角。如袁源[2]建立考虑股本规模和股权分置改革的投资者策略模型对波动性影响因素进行分析，并发现股改有利于股市波动性的降低。林炳华和黄小琴[3]基于 GARCH 回归、VAR 和脉冲响应等计量方法研究了融资融券制度对股市波动性的影响，发现两融交易总体上抑制了股市波动性。朱涛[4]首先对可能引发股市波动的各类重大政策事件进行了系统性的分类与界定。为精准捕捉市场结构性变化，其采用修正后的 ICSS 算法对上证综指的关键变点展开识别与检测，随后基于这一分析框架构建起 ARMA-EGARCH 模型，专门用于量化分析重大政策事件对股市波动形成的冲击力度与影响机制。最终研究结论表明，在各类政策因素中，金融监管领域的政策事件是驱动沪市出现波动的核心诱因。除此之外，

境外风险的跨市场溢出效应对股市波动性的影响，构成了该领域研究的第三个重要视角。Mensia[5]检验了美国股市和金砖五国股市之间的风险溢出效应，结果显示巴西、印度、中国和南非股市显而易见，中国股票市场呈现出鲜明的“政策驱动特征”，其收益率水平、价格波动幅度及系统性风险状况均受到政策因素的显著影响。近年来，学术界针对股价波动与证券市场监管政策的关联展开了大量深入研究。例如，郝旭光等[6]通过测算三项特殊金融监管政策颁布前后的股市波动率，经对比分析后发现，所选取的这三项金融监管政策均会对中国股市的波动态势产生显著作用。贾德奎和李瑞海[7]则通过构建政策风险指数开展实证研究，结果表明股市波动性与政策风险之间存在显著的正相关关系，各类政策干预是引发股市波动的主要推力，其中金融监管政策的影响效果尤为突出。刘沛佩[8]进一步提出，对证券市场中的异常交易行为实施金融监管，能够在一定程度上防范那些明显偏离市场供需规律的价格波动，从而维护证券交易的正常秩序，保障证券市场运行过程中的公平性与效率性。综合上述研究可以看出，在各类重大政策事件当中，金融监管政策事件很可能是导致股市出现剧烈波动的主要政策诱因。因此，有必要深入研究“强监管”政策因素对股市波动的冲击影响，这对保障中国证券市场稳健运行具有非常重要的理论与现实意义。

本文的边际贡献在于：第一，本文采用修正后的 ICSS 算法识别方差的结构性断点，并基于此对应匹配金融监管政策事件，相关研究方法具有较强的客观性。第二，本文通过引入虚拟变量的方式，构建“未考虑政策事件影响”

的基准模型与“考虑政策事件影响”的改进模型，有利于进一步分析“强监管”政策对于股价波动的影响，从而为证券市场管理提出建设性意见。

本文研究思路如下：首先，用修正的 ICSS 算法检测深证成指收益率的结构性变点，进而寻找与之相匹配的金融监管政策事件；其次，先利用 STATA 软件进行模型选择与优化，再使用 ICSS-GARCH 模型进行回归分析，实证研究各类“强监管”政策事件对股市波动的冲击影响；最后，采用比较研究法分析“强监管”政策对股市波动的影响程度。

## 2. 理论基础与理论模型

### 2.1 理论基础

“强监管”政策是指证监会集中发布的四项“两强两严”政策文件，旨在通过强化监管、严格管理，牢牢把握强监管、防风险、促高质量发展的主线，落实监管要“长牙带刺”“有棱有角”的要求。金融监管的本质是政府通过制度供给弥补市场机制缺陷。

### 2.2 理论模型

#### 2.2.1 修正的 ICSS 算法

波动性变点检测 (ICSS 算法) 由 Tiao[9] 首先提出，该方法的基本假设为：时间序列在起始阶段的某一区间内保持方差稳定，受突发性事件影响后方差出现改变，此后在新的区间内维持稳定状态，而方差发生改变的时刻即被界定为波动性结构的突变节点。这一算法的核心逻辑在于借助累积平方和的计算方式，对序列中的突变节点进行识别。

当前，修正的 ICSS 算法构建的结构性突变检测方法，在相关研究领域应用最为普遍。Inclan&Tiao 提出的检验统计量 IT 为：

$$IT = \sup_k \left| \sqrt{\frac{T}{2}} D_k \right| \quad (1)$$

其中：

$$D_k = \frac{C_k}{C_T} - \frac{k}{T}, k=1,2,\dots,T, D_0 = D_T = 0 \quad (2)$$

$$C_k = \sum_{i=1}^k a_i^2, k=1,2,\dots,T \quad (3)$$

迭代残差序列为：

$$a_k = \frac{Y_k - \left( \sum_{i=0}^{k-1} Y_i / k \right)}{\sqrt{\left( \frac{k+1}{k} \right) S_{Y^2}}, k=1,2,\dots,T \quad (4)$$

$Y_k = u + \varepsilon_k, k=1,2,\dots,T$ ， $u$  是  $Y_k$  的均值，残差  $\varepsilon_k$  的方差是  $\sigma^2$ ， $S_{Y^2}$  是  $Y$  的方差估计值。若  $a_k \sim N(0, \sigma^2)$ ，那么  $D_k$  的分布服从一个布朗桥，记为  $IT \sim \sup_k |W^*(r)|$ ， $W^*(r) \equiv W(r) - rW(1)$  是一个布朗桥， $W(r)$  本质上是一个高斯随机过程。这

样用  $D_k$  分布的临界值得到某一置信水平上、下确界，零假设为  $a_k$  为常数，以此对显著突变点的存在性进行检验。当  $\text{Max} \sqrt{\frac{T}{2}} |D_k|$  达到时 ( $N$  为  $a_k$  长度)，用  $k^*$  表示  $k$  在序列的位置，如果 IT 值小于预先给的临界值，则认为序列不存在显著突变点，反之则拒绝原假设，认为序列至少存在一个突变点。鉴于异方差问题的影响，Sanso 等人对 ICSS 算法加以修正，并提出了相应的检验统计量  $k_2$ 。

$$k_2 = \sup_k \left| \frac{G_k}{\sqrt{T}} \right| \quad (5)$$

其中： $G_k = \frac{1}{\sqrt{\hat{\omega}}} (C_k - \frac{k}{T} G_T)$ ， $\hat{\omega}$  是  $\omega$  的一致估

计量， $\omega$  和  $\hat{\omega}$  的计算公式如下：

$$\omega = \lim_{T \rightarrow \infty} E \left( \frac{1}{T} \left( \sum_{i=1}^T a_i^2 - \sigma^2 \right) \right)^2 \quad (6)$$

$$\hat{\omega} = \frac{1}{T} \left( \sum_{i=1}^T a_i^2 - \sigma^2 \right) + \frac{2}{T} \sum_{l=1}^m \alpha(l,m) \times \sum_{i=1}^T (a_i^2 - \sigma^2)(a_{i-l}^2 - \sigma^2) \quad (7)$$

其中  $\omega(l,m) = 1 - \frac{l}{m+1}$ ， $m$  为窗宽，通过自动选择程序来选择。

#### 2.2.2 考虑结构突变的 GARCH 模型

由于时间序列发生结构突变，因此原先用来捕捉波动持续性的 GARCH 模型就需要进行相应的改进。为了解波动结构的特征，将波动结构中的突变点引入了普通 GARCH 模型中。

原来的 GARCH(1,1) 模型为：

$$Y_t = \mu + a_t, a_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha a_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (9)$$

其中： $N$  是均值为 0、方差为  $\sigma_t^2$  的正态概率密度函数， $I_{t-1}$  是  $t-1$  时刻的信息。

把方差突变点当虚拟变量引入 GARCH(1,1) 表示为：

$$Y_t = \mu + a_t, a_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (10)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + d_1 D_1 + \dots + d_n D_n + \alpha a_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (11)$$

其中： $D_1, \dots, D_n$  是虚拟变量， $D_i$  在特定处取 1，其余位置取 0。

## 3. 实证研究

### 3.1 数据来源

本文选取深证成指指数的日交易数据，样本取值从 2021 年 1 月至 2024 年 6 月，样本量为 825，数据来自 choice 金融终端。通过深证成指收益率的计算公式得到该段时间内股价的波动序列。证券市场“强监管”文件来自于中华人民共和国中央人民政府网站 (www.gov.cn)，本文统计与实证分析由 stata17 软件完成。

### 3.2 深证成指收益率描述性统计

表 1.深证成指收益率描述性统计

变量	均值	标准差	偏度	峰度
Income_rate	-0.00054	0.01263	0.00271	4.58791

从直方图的结果来看，深证成指收益率符合正态分布，因此满足 GARCH 建模的基本前提。同时，表 1 数据显示，深证成指收益率的均值为-0.000541，标准差为 0.0126314，偏度为 0.0027103，接近于 0，表明盈利的概率接近亏损概率，峰度为 4.58791，大于正态分布的峰度（正态分布的峰度为 3），这反映了收益率分布具有尖峰厚尾的特征（如图 1）

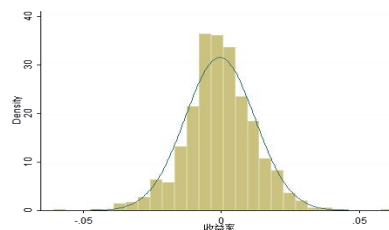


图 1.深证成指收益率直方图

### 3.3 方差突变点检测

用 ICSS 算法对收益率序列的平方残差(或标准化残差)进行方差突变点检测，确定  $t_1$ 、 $t_2$ 、..... $t_k$ ，结果如表 2 所示。

表 2.证成指收益率结构突变点表

序号	突变点位 置(日期)	深证成指收 益率	间隔交易 日天数	Prob.*	强监管政策
1	10mar2022	.02178709		0.0120	发行监管部发出再融资反馈意见
2	20jan2022	-.0006257	30	0.0587	中国证券监督管理委员会《关于修改〈非上市公司信息披露管理办法〉的决定》
3	10mar2021	.00650206	243	0.0000	中国证券监督管理委员会《可转换公司债券管理办法》
4	01mar2021	.02411795	250	0.0003	证监会发布《公司债券发行与交易管理办法》《证券市场资信评级业务管理办法》。
5	05feb2021	-.00652988	261	0.0381	签署《关于在粤港澳大湾区开展“跨境理财通”业务试点的谅解备忘录》备忘录内容涉及监管信息交流、执法合作、投资者保护、联络协商机制等方面。
6	22jan2021	.00696687	271	0.0011	为规范指数基金投资运作，中国证券监督管理委员会公布《公开募集证券投资基金运作指引第 3 号——指数基金指引》
7	30mar2022	.03099769	14	0.0363	《网络安全审查办法》
8	20apr2022	-.02072409	27	0.0494	《证券投资基金经营机构董事、监事、高级管理人员及从业人员监督管理办法》
9	05feb2024	-.0113037	466	0.0564	国务院政策例行吹风会

## 4.基于 ICSS-GARCH 模型的实证研究

### 4.1 平稳性和随机性检验

为进一步研究“强监管”政策对于股价波动的影响，本文首先对深证成指收益率时间序列进行了平稳性检验和随机性检验，结果如表 3 表 4 所示。根据表中数据可知，深证成指收益率为平稳非白噪声时间序列，符合建模要求。

表 3.F 单位根检验表

	DF 统 计量	1%临 界值	5%临 界值	10%临 界值	P 值
收益率序列	-17.258	-3.430	-2.860	-2.570	0.0000

表 4.检验表

		滞后 6 阶	滞后 12 阶	滞后 18 阶
收益率序列	LB 统计量	6.9768	13.9149	20.5866
收益率序列	P 值	0.3400	0.3062	0.3008

### 4.2 方差齐性检验以及 PP 检验

其次，本文对收益率时间序列进行一阶差分，提取确定性信息后，观察残差序列平方时序图（图 2）可知，收益率残差序列呈现显著的集群效应，集群效应的特征是一段小幅度波动，再一段时间大幅度波动。因此使用 ARCH 族模型进行实证分析。

波动，再一段时间大幅度波动。因此使用 ARCH 族模型进行实证分析。

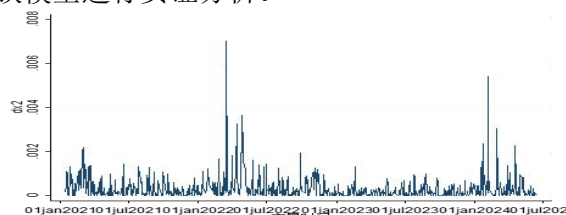


图 2.差分后残差序列平方时序图

表 5.齐性检验分析表

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	13.065	1	0.0003
2	64.169	2	0.0000
3	24.771	3	0.0000
4	32.962	4	0.0000

注：H0: no ARCH effects

由检验结果（表 5）可知，拒绝方差齐性原假设，接受方差非齐备择假设。由于收益率序列残差序列方差非齐，因此利用 pp 检验重新对收益率序列再次进行平稳性检验。PP 检验（Phillips-Perron 检验）是一种用于时间序

列数据的单位根检验方法,由 Peter. B. Phillips 和 Pierre Perron 于 1988 年提出。这种检验方法特别适用于小样本数据,并且在存在异方差性下比 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 检验更为稳健。

表 6.PP 检验序列平稳性分析表

变量	类型	滞后阶数	T 统计量	1%临界值	5%临界值	10%临界值	平稳性
Income_rate	无漂移项	3	-27.101	-2.580	-1.950	-1.620	平稳
Income_rate	有漂移项	3	-27.155	-3.430	-2.860	-2.570	平稳
Income_rate	有时间趋势	3	-27.133	-3.960	-3.410	-3.120	平稳

#### 4.3 ARCH 模型与 GARCH 模型比较

表 7.ARCH(4)与 GARCH(1,1)模型比较表

	ARCH (4)	GARCH (1,1)
cons	-0.000 (-0.79)	-0.00100 (-1.44)
L.arch	0.077** (2.11)	0.094** (2.52)
L2.arch	0.185** (2.46)	
L3.arch	0.018 (0.55)	
L4.arch	0.192*** (4.77)	
L.garch		0.942***
N	825	825
AIC	-4915.19	-4899
BIC	-4886.90	-4880

注:\*\*\* \*\* \*代表在 1% 5% 10%水平上显著。

此外,由 LM 检验结果显示:12 阶延迟拒绝方差齐性的原假设,说明残差平方序列存在长期的相关关系,RCH 效应存在,时可用高阶 ARCH 模型或低阶的 GARCH 模型提取残差平方序列中蕴含的相关关系故拟合 ARCH(4)和 GARCH(1,1)进行模型比较,比较结果见表 7。

显然,由可知,ARCH(4)与 GARCH(1,1)项均较为显著,且 BIC 值较小且十分接近,因此,有必要做 GARCH 模型。

#### 4.4 未加入虚拟变量的模型

由于深证成指收益率序列存在四阶自相关,且序列残差具有显著集群效应,因此,对收益率时间序列建立 AR(4)-GARCH(1,1)模型,得到如下结果:

$$Y_t = -0.006 - 0.56Y_{t-1} + 0.53Y_{t-2} + 0.26Y_{t-3} + 0.0009Y_{t-4} + a_t \quad (12)$$

$$\sigma_t^2 = 0.098a_{t-1}^2 + 0.926\sigma_{t-1}^2$$

模型得到的回归系数显示, $\alpha$  值为 0.098, $\beta$ 二者之和接近于 1,齐岳[10]表明深证成指收益率波动性具有很强的长期记忆性,同时残差序列为“尖峰厚尾”状,Alfredi 等[11]对股

据表 6 可知,深证成指收益率的 T 统计量值均小于在 1%、5%、10%显著性水平下临界值,因此拒绝原假设,即时间序列不存在单位根,由此判定深证成指收益率时间序列为平稳的时间序列。

市指数收益率的实证研究,结果表明不考虑股市波动性突变影响因素可能导致模型对股市波动性持续性和记忆性的高估。因此,本文引入“强监管”政策冲击进一步研究深证成指波动性特征。

同时,利用标准化残差检验模型是否还存在 ARCH 效应,检验结果如表 8 和图 3 所示,检验结果表明:残差序列已不存在 ARCH 效应。

表 8.ARCH 效应检验表

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q
1	.0121	.0152	.12054	.7284
2	-.0095	-.0158	.19573	.9068
3	-.0004	-.0784	.19587	.9783
4	.0048	.0219	.21488	.9946

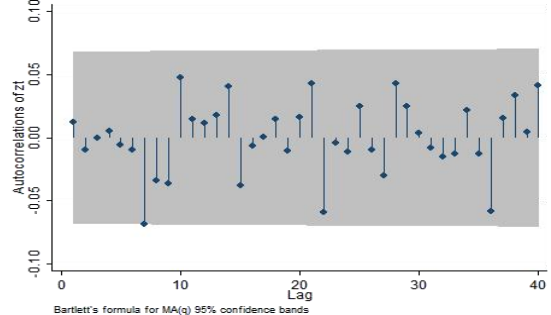


图 3. ARCH 效应图

#### 4.5 加入虚拟变量的模型

把用 ICSS 算法算出的方差结构突变点作为虚拟变量 dum 加入方差模型中,并将其与未加入虚拟变量的模型结果作比较,得到结果如表 9 所示:

根据比较结果可知,加入政策冲击虚拟变量后,AIC 和 BIC 值均相应减小,且  $\alpha + \beta = 0.947$  小于未加入政策冲击模型中的相应值(1.124),这表明虚拟变量能够捕捉结构突变效应。此外,分析结果表明,回归系数显著为正,说明在“强监管”政策宣告后,证券市场短期内出现了显著的波动性聚集现象,股价波动率在“强监管”政策宣告初期显著上升。

表 9.模型对比分析表

	(1)	(2)
	argarch11	dumargarch11
cons	-0.00100 (-1.43)	-0.001* (-1.70)
ARMA		
L.ar	-0.0550 (-1.24)	-0.0540 (-1.22)
L2.ar	0.0540 (1.14)	0.0620 (1.37)
L3.ar	0.0260 (0.50)	0.0590 (1.12)
L4.ar	-0.00100 (-0.03)	0.0230 (0.59)
ARCH		
L.arch	0.098*** (2.59)	0.102*** (2.80)
L.garch	0.926*** (3.47)	0.845*** (3.80)
cons	0 (-0.20)	
HET		
dum		5.328 (0.35)
cons		-13.17 (-0.84)
AIC	-4894	-4914
BIC	-4857	-4871

注：dumargarch11 为加入虚拟变量的 GARCH 模型，\*\*\* \*\* \*代表在 1% 5% 10%水平上显著。

### 5.样本外预测

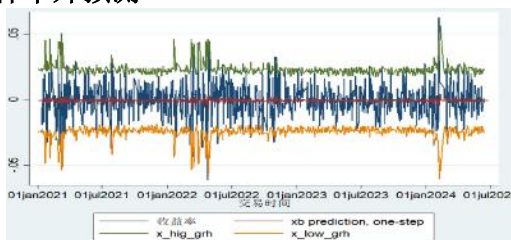


图 4.样本外预测图

通过样本外推法进行预测（见图 4）可知，虽然在“监管”策宣告后，证券市场短期内出现了显著的波动性聚集现象，股价波动率在政策宣告初期显著上升，随后逐渐回归至正常水平。这表明市场参与者对监管政策的反应存在一定的滞后性和不确定性，导致短期内市场情绪波动加剧。但从长期来看，其有助于建立一个更加稳定和可预测的市场环境，对股价有正面影响。

### 6.结论与政策建议

为研究中国证券市场“强监管”政策对股价造成的影响，本文通过 ICSS 算法检验了深证成指收益率的波动性突变点，通过将突变点以虚拟变量的形式引入到 GARCH 模型，进而分析了“强监管”政策的宣告效应。分析结论如下：(1) 上证综指和深证成指的收益率序列均表现为平稳且非随机的时间序列属性；(2) 把方差结构突变点设为虚拟变量纳入 GARCH (1,1) 模型后，能够清晰揭示“强监管”政策作用于股价波动的内在机制；(3) 波动的结构突变效应可借助虚拟变量能够被有效捕捉。

需要注意的是，“强监管”政策需要在促进市场创新和维护市场秩序之间找到平衡，过度监管可能会抑制市场的活力和创新。此外，制定和实施监管政策时，需要充分考虑市场预期和反应机制，以减少政策宣告对市场的短期冲击，促进资本市场的长期稳定发展。本研究存在局限于样本量不足，未来可选取更大样本量开展研究。

### 参考文献

- [1]A. f.darrat Cedric l. mbanga. Fiscal policy and the US stock market[J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2016, 47(14): 987-1002.
- [2]袁源. 中国证券市场波动性的实证分析[J]. 系统工程, 2008: 103-106.
- [3]林炳华, 黄小琴. 融资融券是否平抑了中国股市的波动性?[J]. 科研管理, 2017, 38(11): 147-160.
- [4]朱涛, 黄蕾, 熊检. 金融监管政策对股市波动的影响研究[J]. 中国注册会计师, 2022, (05): 30-37.
- [5]Mensia, Shawkat Hammoudehc, Duc-khuong Nguyend, Global financial crisis and spillover effects among the US and BRICS stock markets. International Review of Economics and Finance, 2016, 46: 257-276.
- [6]郝旭光, 范红岗, 周智丽. 中国证券监管政策有效性的判断——一个基于超额收益和市场波动率的事后标准[J]. 财经科学, 2010, (07): 33-38.
- [7]贾德奎, 李瑞海. 政策风险指数与中国股市波动[J]. 金融论坛, 2018, 23(05): 66-80.
- [8]刘沛佩. 证券异常交易行为监管问题研究[J]. 金融发展研究, 2021, (07): 84-89.
- [9]Carla Inclan, George C. Tiao. Use of

- Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance. *Journal of the American Statistical Association*, 1994, 89(427): 913-923.
- [10] 齐岳. 政策因素、金融危机对中国股.SS-GARCH 模型的分析[J]. *系统工程*, 2018, 36 (4) : 18-20.
- [11] Ajab-a Alfreedi, Zaidi Isa, Abu Hassan. Regime shifts in asymmetric GARCH models assuming heavy-tailed distribution: evidence from GCC stock markets. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 2012, 1(1): 43-76