

# 中证500股指期货的推出对中国股票市场波动性的影响研究

## ——基于Markov-Switching-GARCH模型

邵佳磊

浙江财经大学数据科学学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2024年11月23日; 录用日期: 2024年12月19日; 发布日期: 2024年12月25日

### 摘要

本文研究了中证500ETF期权推出对中国股票市场波动性的影响。通过对2011年6月1日至2023年6月30日的中证500指数收益率序列进行分析, 分别建立GARCH和Markov-Switching-GARCH模型, 比较期权推出前后的市场表现。结果表明, 期权的推出显著增强了市场的稳定性, 减小了波动持续性, 降低了对信息的过度敏感性。此外, 期权市场的存在为投资者提供了风险规避的工具, 使得市场对信息冲击的反应更加理性。最后, 基于实证结果, 提出了对投资者和监管者的建议, 以进一步推动金融市场的发展。

### 关键词

中证500ETF期权, 波动性, GARCH模型, Markov-Switching-GARCH模型, 市场稳定性

# A Study on the Impact of the Launch of CSI 500 Stock Index Futures on the Volatility of China's Stock Market

## —Based on the Markov-Switching-GARCH Model

Jialei Shao

School of Data Sciences, Zhejiang University of Finance and Economics, Hangzhou Zhejiang

Received: Nov. 23<sup>rd</sup>, 2024; accepted: Dec. 19<sup>th</sup>, 2024; published: Dec. 25<sup>th</sup>, 2024

## Abstract

This paper investigates the impact of the launch of the CSI 500 ETF options on the volatility of the Chinese stock market. By analyzing the return series of the CSI 500 Index from June 1, 2011, to June 30, 2023, we establish both GARCH and Markov-Switching-GARCH models to compare market performance before and after the introduction of options. The results indicate that the introduction of options significantly enhances market stability, reduces volatility persistence, and diminishes oversensitivity to information. Furthermore, the presence of the options market provides investors with tools for risk hedging, leading to more rational responses to information shocks. Finally, based on the empirical findings, recommendations are made for both investors and regulators to further promote the development of the financial market.

## Keywords

CSI 500 ETF Options, Volatility, GARCH Model, Markov-Switching-GARCH Model, Market Stability

Copyright © 2024 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

随着中国资本市场的不断发展和金融创新，衍生品市场作为金融体系的重要组成部分，受到广泛关注。股指期货，作为衍生品市场的一种重要产品，允许投资者在未来某一时间点以事先约定的价格买入或卖出特定股票指数，为投资者提供了更多选择和灵活性，同时也为风险管理和投资组合构建提供了新的工具。2015年4月，中证500股指期货的推出标志着我国期权市场的重要发展，吸引了市场的高度关注，尽管也引发了对市场波动性的担忧。

市场波动性反映了价格的波动程度和不确定性，对投资决策、风险管理和资产定价等方面具有重要影响。然而，关于期权市场对股票市场波动性的影响机制仍存在争议。部分研究认为，期权交易可能增加市场波动性，因为其活跃交易会加剧市场的交易活动。反之，也有研究表明，期权市场的推出并未显著影响股票市场波动性，波动性更多受到基本面和宏观经济因素的驱动。

在此背景下，本文选择中证500股指期货的推出为研究对象，旨在探讨其对中国股票市场波动情况的影响。通过波动性理论和实证模型的应用，分析期权市场对股票市场波动性的影响，为投资者和决策者提供参考依据，并为我国期权市场的进一步发展和监管提供借鉴。

关于期权对现货市场波动性的影响，早期研究主要采用传统的GARCH模型。例如，李媛[1]通过GARCH模型分析了比特币价格波动，揭示了其高波动性和对外部冲击的敏感性。然而，随着金融市场的复杂性增加，传统模型逐渐无法完全解释市场波动现象，因此学者们开始转向更复杂的模型。例如，唐森[2]验证了股指期货的上市显著影响股票现货市场的波动性，并能在一定程度上减缓其波动。张欣晨[3]使用VEC-BEKK-GARCH模型检验了期权与现货之间的波动溢出效应，发现二者之间存在双向的波动溢出效应，现货对期权的影响更为明显。耿悦[4]则发现期权市场的交易活动对股票市场波动性产生显著影响。张颖芝[5]则提出了结合Realized GARCH模型和LSTM神经网络的混合模型，以提高股票波动率预测的精确度。

另一方面，Markov-Switching-GARCH模型作为GARCH模型的扩展，能够更准确地反映市场波动性的变化。在股票市场波动性研究中，该模型被用来分析市场的多态性和波动性突变现象。徐琪[6]发现

Markov-Switching-GARCH 模型相较于传统 GARCH 模型在拟合效果上表现更优，能够更细致地刻画收益率序列的波动情况。张天衢[7]指出该模型更适合体制变换市场，牛天骄[8]则表明其能够有效解决结构转换带来的波动率状态改变问题。

尽管期权市场对现货市场波动性的影响机制尚有争议，Markov-Switching-GARCH 模型在中国股指期货市场中的应用仍较少，徐琪[6]研究表明上证 50ETF 期权的推出通过使用 Markov-Switching-GARCH 模型有效降低了中国股票市场的波动性，并增强了市场的稳定性。

因此，本文旨在运用该模型深入探讨中证 500 股指期货的推出对股票市场波动性的影响，以期为投资者和决策者提供更准确的风险评估和决策依据，同时为期权市场的稳健运行与风险管理贡献力量。

## 2. 中证 500 股指期货相关内容介绍

本章从期权的概念和发展历史出发，介绍了期权作为金融衍生品的基本特征，并探讨了其对现货市场的影响，特别是通过期权的双向机制平衡市场多空力量，最后介绍中证 500ETF 期权。

### 2.1. 期权的产生及定义

期权市场起源于 18 世纪的欧美场外交易，1973 年芝加哥期权交易所的成立标志着期权进入了场内交易的新时代。布莱克-舒尔斯期权定价模型的引入，很大程度上推动了期权市场的发展。股指期货于 1983 年首次在芝加哥期权交易所推出，随后多个国家纷纷上市，促进了全球期权市场的快速扩展。

期权作为一种合约，赋予买方在未来以预定价格买入或卖出资产的权利，买方需向卖方支付权利金。这一机制使得期权成为投资者规避市场风险和进行套期保值的重要工具。

### 2.2. 期权对现货市场的影响

期权的推出对现货市场具有以下三方面的影响：

平衡多空双方力量：期权的做空机制能够有效平衡市场中的多空力量，减少市场波动并避免极端行情的出现。

优化机构投资者环境：期权为机构投资者提供了有效的风险管理工具，帮助他们更好地控制风险并吸引更多机构进入市场，推动市场稳定发展。

吸引国外资本：期权的推出丰富了投资工具，有助于吸引更多国际资本进入中国市场，提高中国金融市场的国际竞争力。

### 2.3. 中证 500ETF 期权简介

中证 500ETF 期权是基于中证 500ETF 为标的资产的金融衍生品。投资者可以通过买入或卖出中证 500ETF 期权进行投机或风险管理操作。中证 500ETF 期权具有标的清晰、合约价格低、波动较小、灵活交易等优点。中证 500ETF 期权合约有其基本条款，包括合约标的、到期月份、行权价格、交易时间等内容，详细内容请自行查找。总体而言，ETF 期权作为一种门槛较低且灵活的投资工具，为投资者提供了多样化的投资策略选择，能够在一定程度上规避风险并增强投资灵活性。

在我国，尽管金融市场起步较晚，但 ETF 期权的推出为市场带来了更丰富的投资选择，有助于推动市场进一步发展和完善。

## 3. 波动性理论及实证模型

本文的第三章将首先定义波动性，并分析收益率波动性，探讨波动性来源，并从期权的角度分析其对波动性的放大和减小作用。最后，将介绍 GARCH 模型及其相关的实证分析方法。

### 3.1. 波动性的定义

在金融市场的研究中，波动性是一个核心概念，反映了收益率的波动情况，体现了收益变化的不确定性。波动性的大小通常用方差或标准差来衡量，代表市场的风险程度。

### 3.2. 波动性的特征及来源

徐琳童[9]指出波动性在统计学中表现出多样的特征，这些特性包括：波动聚集，即大的波动之后常常还是大的波动，小的波动之后还是小的波动；尖峰厚尾，表示数据分布的峰值比正态分布更尖锐，尾部更厚重；长记忆性，意味着波动不会迅速消退，而是会在一段时间内持续，显示出较强的自相关性；非对称性，即市场对好消息和坏消息的反应不同，坏消息可能引起更大的市场波动；以及溢出效应，指的是不同金融市场间存在相互影响，一个市场的信息冲击可能传递至另一个市场，加剧波动性。这些特征都是构建股市波动模型时需要考虑的重要因素。

### 3.3. 期权对标的波动性的影响原理

期权的交易机制对标的资产的波动性产生双重影响，既有放大作用，也有减小作用。放大作用主要源于期权交易成本低、潜在收益高，吸引资金流入期权市场，减少现货市场流动性，进而放大价格波动。此外，期权价格波动较大，反映投资者对未来走势的主观预测，容易传递到现货市场。同时，期权广泛应用于套利策略中，进一步加剧市场波动。减小作用则表现在期权的价格发现功能，随着行权日临近，期权价格逐渐反映标的资产的真实价值，减少极端波动。同时，期权的保值功能帮助投资者应对市场下跌风险，减缓抛售行为，稳定市场。总体而言，期权既能放大也能减少标的资产波动性，两者相互平衡，增强市场的有效性和稳定性。

### 3.4. 实证模型介绍

本节主要介绍了本文所用模型的原理及其基本形式。

#### 1) ARCH 模型

针对金融时间序列中出现的尖峰厚尾性及波动聚集性特征，Engle [10]于 1982 年提出了 ARCH 模型。该模型的核心思想是，资产收益率的扰动在序列上不相关且不独立，可以通过其滞后期的平方项来进行表述。ARCH 模型的基本形式如下：

均值方程：

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + u_t \sigma_t \\ \varepsilon_t &= u_t \sigma_t \end{aligned} \quad (1)$$

方差方程：

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (2)$$

其中，序列  $\{u_t\}$  是服从均值为 0、方差为 1 的 i.i.d. 随机变量序列， $\omega > 0$ ，对任意  $i > 0$  都有  $\alpha_i > 0$ ，通常假定  $\{u_t\}$  服从  $N(0,1)$ ，这可以保证条件方差项一定大于零。在这种情况下，ARCH ( $q$ ) 模型表示其具有  $q$  阶自回归项。阶数  $q$  越高，扰动影响的持续时间越长。方程结构显示，大的旧信息扰动会导致新信息  $\varepsilon_t$  的方差增大，这使得 ARCH 模型能够有效捕捉金融时间序列的波动聚集性。但 ARCH 模型有其缺点，第一，ARCH 模型对扰动项进行平方处理，表明在方程中正向和负向扰动的重要程度相同，这与杠杆效应相矛盾，未有效利用过去信息。其次，ARCH 模型，随着阶数的增加，增加计算难度。

#### 2) GARCH 模型

1986年, Bollerslev [11]在 ARCH 模型的基础上, 引入了条件方差的  $p$  阶滞后项, 提出了 GARCH 模型。GARCH (p, q)模型的形式如下:

$$\varepsilon_t = u_t \sigma_t \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{m=1}^q \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 + \sum_{n=1}^p \beta_n \sigma_{t-n}^2 \quad (4)$$

其中  $\omega > 0$ ,  $\alpha_m > 0 (m=1, 2, \dots, q)$ ,  $\beta_n > 0 (n=1, 2, \dots, p)$ ,  $\sum_{m=1}^q \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 + \sum_{n=1}^p \beta_n \sigma_{t-n}^2 < 1$  以满足平稳性。模型的系数之和  $\sum_{m=1}^q \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 + \sum_{n=1}^p \beta_n \sigma_{t-n}^2$  越接近 1, 表明波动的持续性越强, 波动幅度也随之增大。与 ARCH 模型相比, GARCH 模型的滞后阶数显著减少, 从而简化了计算过程。

最基础且广泛应用的 GARCH(1,1)模型形式如下:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2, \quad \omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0, \alpha + \beta < 1 \quad (5)$$

GARCH(1, 1)模型显示大滞后波动增加当前波动, 形成波动聚集。模型尾部厚, 适合描述金融数据的尖峰厚尾性, 但未解决 ARCH 模型的扰动方向性问题。GARCH 模型因简便和拟合效果好而广泛使用, 但常假设无条件方差常数, 可能高估波动持续性。需发展更灵活的模型以适应波动结构变化。

### 3) 马尔可夫状态转移模型

Hamilton [12] (1989)提出的马尔可夫状态转移模型, 将马尔可夫过程与自回归结合, 不同状态对应不同参数, 描述多状态波动。该模型满足

$$P(s_t | s_{t-1}, s_{t-2}, \dots) = P(s_t | s_{t-1}), \quad t > 1 \quad (6)$$

这意味着当前状态仅与前一状态相关, 假设存在  $k$  个不同的状态。状态的转移概率为

$$P(s_t = j | s_{t-1} = i) = \eta_{ij}, \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (7)$$

在马尔可夫状态转移模型中, 设定有  $k$  个不同的状态。状态  $i$  在下一时刻转移到状态  $j$  的概率记为  $\eta_{ij}$ 。而保持在当前状态  $i$  的概率则为  $\eta_{ii}$ 。由此推导, 状态  $i$  的保持概率依次为  $\eta_{ii}, \eta_{ii}^2, \eta_{ii}^3, \dots$ , 进一步推得到达状态  $i$  所需要的平均时间是

$$1 + \eta_{ii} + \eta_{ii}^2 + \eta_{ii}^3 + \dots = \frac{1}{1 - \eta_{ii}} \quad (8)$$

马尔可夫状态转移模型的引入有效克服了以往模型仅能描述单一结构的限制, 为研究者提供了更灵活的分析工具。这种模型能够适应多种状态的变化, 进而更好地捕捉金融市场中的动态特性。

### 4) Markov-Switching-GARCH 模型

Hamilton、Sumsel 和 Cai 将马尔可夫状态转换模型与 GARCH 模型结合, 发展出马尔可夫切换 GARCH 模型。Gary [13] (1996)提出对条件方差滞后项取期望, 减少路径依赖, 简化模型。

Markov-Switching-GARCH (p, q)模型的数学表达如下:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_{s_t} + u_t \sigma_t \\ \varepsilon_t &= u_t \sigma_t \end{aligned} \quad (9)$$

$$\sigma_t^2 = \omega_{s_t} + \sum_{m=1}^q \alpha_{s_t, m} \varepsilon_{t-m}^2 + \sum_{n=1}^p \beta_{s_t} \sigma_{t-n}^2$$

其中  $\{u_t\}$  是服从均值为 0, 方差为 1 的 i.i.d. 随机变量序列, 如  $N(0, 1)$  或标准  $t$  分布。考虑两状态转换模

型, 状态集为  $S_t = \{1, 2\}, t = 1, 2, \dots, T$ , 转移概率为

$$\begin{aligned}\eta_{11} &= P(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) \\ \eta_{22} &= P(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) \\ \eta_{12} &= P(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) = 1 - \eta_{11} \\ \eta_{21} &= P(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) = 1 - \eta_{22}\end{aligned}\quad (10)$$

且  $0 < \eta_{11} < 1, 0 < \eta_{22} < 1$ , 记  $\eta = \{\eta_{11}, \eta_{22}; \eta_{12}, \eta_{21}\}$ 。

假设这些转移概率在时间上是不变的, 因此状态变量与残差之间相互独立。

参数  $\omega_i > 0, \alpha_i > 0, \beta_i \geq 0$ , 记  $\mu = \{\mu_1, \mu_2\}, \theta = \{\omega_i, \alpha_i, \beta_i\}, i = 1, 2$ , 给出过去信息和参数, 有联合密度函数:

$$f(y_t, s_t | \mu, \theta, \eta, y^{t-1}, S^{t-1}) = f(y_t | s_t, \mu, \theta, \eta, y^{t-1}, S^{t-1}) f(s_t | \eta, y^{t-1}, S^{t-1}) \quad (11)$$

$S^t$  指第  $t$  期状态变量,  $y^t$  指第  $t$  期观测序列。假设  $\mu \sim N(0, 1), i.i.d.$ , 那么  $y_t$  对应密度函数如下

$$f(y_t | s_t, y^{t-1}, S^{t-1}, \mu, \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} \exp\left(-\frac{(y_t - \mu_{s_t})^2}{2\sigma_t^2}\right) \quad (12)$$

其中  $\sigma_t^2 = \omega_{s_t} + \alpha_{s_t} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{s_t} \sigma_{t-1}^2$ ,  $s_t$  的边际密度为  $\eta_{s_{t-1}, s_t}$ , 所以有联合分布

$$f(y, S | \eta, \mu, \theta) \propto \prod_{t=1}^T \sigma_t^{-1} \exp\left(-\frac{(y_t - \mu_{s_t})^2}{2\sigma_t^2}\right) \eta_{s_{t-1}, s_t} \quad (13)$$

为了解决模型参数估计中遇到的困难, 研究者们提出采用马尔科夫链蒙特卡罗(MCMC)方法来进行模型参数的估计。马尔科夫链蒙特卡罗(MCMC)方法利用马尔科夫链来模拟参数的分布, 尤其适合处理随机性复杂的问题。它将研究转化为对样本概率的分析, 通过计算机进行模拟抽样, 称为 Monte Carlo 方法。在面对复杂分布时, 由于难以直接获得样本, MCMC 通过条件分布间接生成符合马尔科夫链性质的样本。随着样本量的增加, 链上值的分布会逐渐接近后验分布, 这一极限分布可视为所研究的目标分布。这一过程有效简化了复杂问题的参数估计处理。实际操作中, 为确保样本分布更接近目标分布, 通常会舍弃前  $m$  次抽样, 这个过程称为“预烧值”burn-in)。完成预烧值后, 剩余样本可用于后续的统计推断和分析。

## 4. 实证分析

本部分介绍实证分析, 首先介绍样本选择及数据预处理过程, 并展示样本的描述性统计分析。接着对样本进行平稳性检验和 ARCH 效应检验, 之后将分别对整体样本和分段样本构建 GARCH 模型及马尔科夫状态转移 GARCH 模型, 从多个角度分析得到的模型结果及其参数的变化, 以探究期权推出对股票市场的影响。

### 4.1. 样本选取

本研究的对象是中证 500 股指期货, 实证分析所用样本为中证 500 指数的日收盘价, 数据时间跨度为 2011 年 6 月 1 日至 2023 年 6 月 30 日, 合计 2937 个收盘价数据, 数据来源于聚宽。本文参照徐琪[6]的操作方法对数据进行了预处理, 采用对数收益率的方法, 并将其乘以 100。设定时刻  $t$  的收盘价为  $P_t$ , 对数收益率可表示为:

$$y_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) * 100 \quad (14)$$

经过预处理后，整个样本集合共包含 2937 个对数收益率数据点。以 2015 年 4 月 16 日中证 500 股指期货的推出时间作为分界点，将数据划分为两个子样本：样本 1 为 2011 年 6 月 1 日至 2015 年 4 月 16 日，共 939 个数据点；样本 2 为 2015 年 4 月 17 日至 2023 年 6 月 30 日，共 1997 个数据点。

## 4.2. 样本的基本特征

本节首先利用 R 语言对样本序列进行基本特征分析。通过生成样本的描述性统计和直方图，直观地观察样本的数值分布情况。接着绘制收益率时序图和对数收益率时序图，初步分析样本的波动特征。随后，进行平稳性检验和 ARCH 效应检验，为后续的建模工作奠定基础。

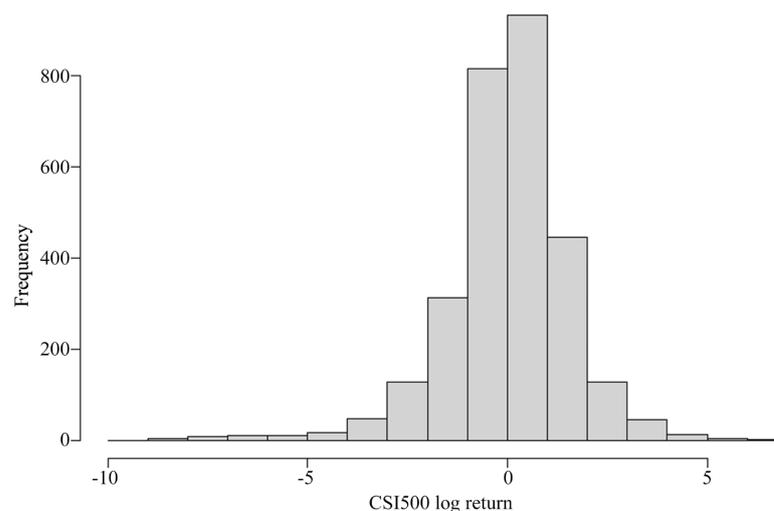
### 4.2.1. 描述性统计

首先，利用 R 语言得到样本数据描述性统计分析，结果如表 1 所示。

**Table 1.** Descriptive statistics of sample data

**表 1.** 样本数据描述性统计

	全样本	子样本 1	子样本 2
样本量	2936	939	1997
最小值	-9.08110	-6.39553	-9.08110
最大值	6.39265	5.41883	6.39265
中位数	0.09989	0.14148	0.08223
均值	0.00986	0.06031	-0.01386
方差	2.54097	2.12743	2.73481
标准差	1.59404	1.45857	1.65373
偏度	-0.96955	-0.46044	-1.11850
峰度	4.56177	0.87464	5.44536
J-B 统计量	3011.93910	63.78350	2891.97460
J-B 统计量渐近 P 值	0.00000	0.00000	0.00000



**Figure 1.** Sample data histogram

**图 1.** 样本数据直方图

结合表 1 的结果,可以看出样本数据的分布整体偏左,且峰度高于正态分布的峰度 3,表明样本序列的峰度高于正态分布。从表 1 和图 1 的结合分析,得知样本数据具有较为明显的尖峰特征。

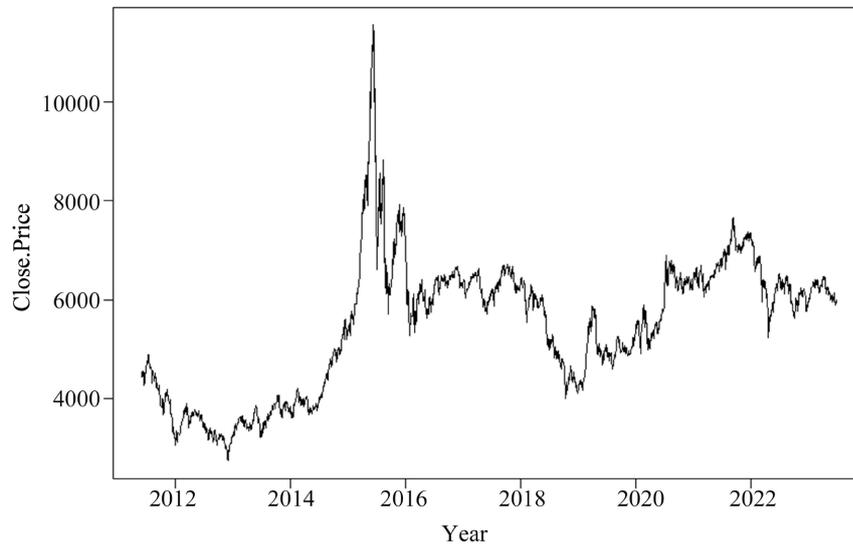


Figure 2. CSI 500 index return time series chart  
图 2. 中证 500 指数收益率时序图

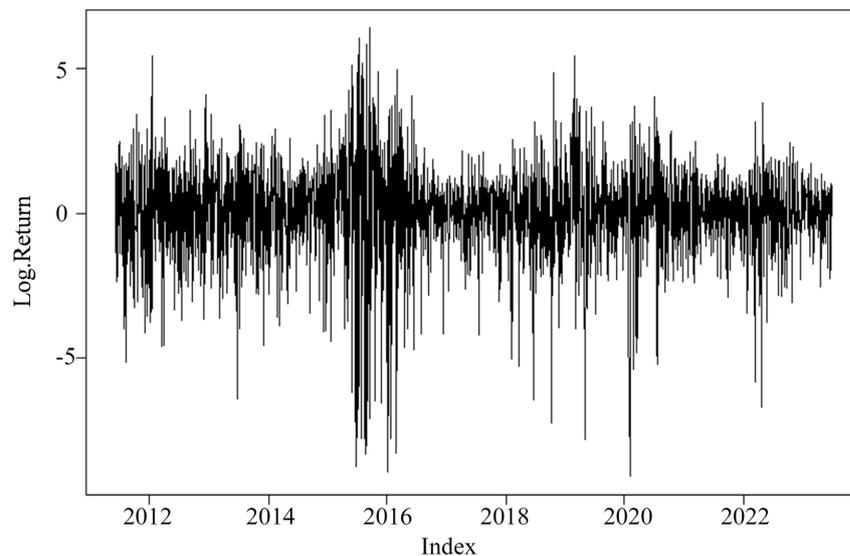


Figure 3. CSI 500 Index logarithmic daily return fluctuation chart  
图 3. 中证 500 指数对数日收益率波动图

图 2 展示了中证 500 指数的日收益率波动,显示出其聚集性特征。图 3 则展示了中证 500 指数日收益率平方的波动情况,反映了波动方差的变化。从上述两张图中可以看出,在 2015 年下半年左右,收益率的波动幅度显著加大,而进行平方处理则加剧了这种波动,使得风险程度显著上升,这暗示了序列的异方差性。

#### 4.2.2. 平稳性检验

在建立回归模型之前,需对时间序列进行平稳性检验。我们对收益率的全样本、子样本 1 和子样本 2 进行了单位根检验,结果见表 2。

**Table 2.** Sample unit root test  
**表 2.** 样本单位根检验

指标	样本	1%水平	5%水平	10%水平	ADF 统计量	P 值
T 统计量	全样本	-3.43	-2.86	-2.57	-13.569	0.0000
	子样本 1	-3.43	-2.86	-2.57	-8.9162	0.0000
	子样本 2	-3.43	-2.86	-2.57	-11.775	0.0000

根据表 2 的结果，三个 ADF 检验值均显著，因此可以拒绝序列存在单位根的假设，表明样本均满足平稳性。

#### 4.2.3. 自相关性检验

对序列进行 Ljung-Box 自相关检验，结果如表 3 所示。

**Table 3.** Autocorrelation test of the series  
**表 3.** 序列的自相关检验

日对数收益率	统计量	P 值
$Q_{10}$	23.412	0.0009
$Q_{20}$	82.317	0.0000
$Q_{30}$	97.041	0.0000
$Q_{10}^2$	1651.4	0.0000
$Q_{20}^2$	2571.4	0.0000
$Q_{30}^2$	3380.2	0.0000

注： $Q_{10}$  表示序列滞后 10 阶的自相关检验， $Q_{10}^2$  表示平方后的序列在滞后 10 阶的自相关检验。

在序列自相关性检验中，Ljung-Box 检验的结果表明，在滞后 10 阶、20 阶和 30 阶时，残差序列均表现出高度的自相关性，因此可以拒绝原假设。此外，经过平方处理后的序列同样拒绝原假设，这进一步验证了序列具有显著的自相关性和长记忆性特征。

#### 4.3. ARCH 效应检验

完成正态性、平稳性和自相关性检验后，接下来需要判断序列是否存在异方差性，即进行 ARCH 效应检验。只有当序列表现出显著的 ARCH 效应时，使用 GARCH 类模型进行分析才具有建模意义。若检验结果不显著，则说明序列不具备 ARCH 效应，此时构建 GARCH 模型将不合理；相反，若检验结果显著，则可以进行 GARCH 模型分析。序列的检验结果如表 4 所示。LM 检验指导方差检验， $Q_{10}$  指序列滞后 10 阶。

**Table 4.** Heteroskedasticity test of series  
**表 4.** 序列的异方差性检验

序列	LM 检验统计量	P 值
$Q_{10}$	481.11	0.000
$Q_{20}$	523.78	0.000
$Q_{30}$	574.19	0.000

从结果可见，样本的 Q 统计量非常显著，这说明样本序列存在 ARCH 效应，可以拟合 GARCH 模型。

#### 4.4. 建立 GARCH 模型

使用 R 软件构建 GARCH 模型，通过对比分析 GARCH(1,1)、GARCH(1,2)、GARCH(2,1) 和 GARCH(2,2) 模型的参数显著性和拟合效果，最终选择 GARCH(1,1) 进行模型拟合。所得到的模型方差方程形式为：

**Table 5.** Standard GARCH (1,1) model

**表 5.** 标准 GARCH (1,1)模型

Coefficient(s)	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
a <sub>0</sub>	0.027777	0.004081	6.807	9.97e-12***
a <sub>1</sub>	0.061420	0.004251	14.448	< 2e-16***
b <sub>1</sub>	0.927602	0.004390	211.304	< 2e-16***

注：Signif. Codes: 0 “\*\*\*”, 0.001 “\*\*”, 0.01 “\*”, 0.05 “.”, 0.1 “ ” 1。

GARCH (1,1)模型的条件方差方程表示为：

$$\sigma_t^2 = 0.027777 + 0.061420\varepsilon_{t-1}^2 + 0.927602\sigma_{t-1}^2$$

从表 5 可以看出，方程各项的系数估计值在 1% 的显著性水平下均高度显著，且系数估计值均大于零，这表明中证 500 指数收益率具有波动聚集性的特征。ARCH 项的系数估计值分别为 0.061420 和 0.927602，其总和为 0.989022，非常接近 1。这表明出序列波动具有很高的持续性，但是结合观察收益率波动图，发现序列并未持续处于高波动状态，说明 CARCH 模型一定程度上高估了波动的持续性。

本文猜测原因可能是波动结构可能在此期间发生了变化，可以进一步考虑采用状态转换模型。

同时，对拟合后的残差序列进行了 ARCH-LM 检验，选择了滞后阶数为 10、20 和 30 阶，结果如表 6 所示。这些结果进一步验证了 GARCH 模型可能高估了序列波动的持续性。

**Table 6.** ARCH-LM test

**表 6.** ARCH-LM 检验

序列	LM 检验统计量	P 值
Q <sub>10</sub>	7.1838	0.7080
Q <sub>20</sub>	10.123	0.9659
Q <sub>30</sub>	29.673	0.4825

根据表 6 的结果显示，经过 GARCH 模型的拟合，残差序列未能拒绝原假设，表明序列中已不再存在显著的 ARCH 效应。这意味着通过构建 GARCH 模型，样本序列的条件异方差性已经成功消除。

#### 4.5. 建立 Markov-Switching-GARCH 模型

经过 GARCH 模型的构建，样本序列的条件异方差性得以成功消除，且未检测到显著的 ARCH 效应。接下来，利用 R 语言构建 Markov-Switching-GARCH 模型。

在预建模阶段，我们尝试了不同的预烧值、抽样数和随机数种子。随后，我们分别对全样本、子样本 1 和子样本 2 建立了 Markov-Switching-GARCH 模型，并进行了多角度的对比分析。

所采用的 Markov-Switching-GARCH (1,1)模型形式如下

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_{s_t} + u_t \sigma_t \\ \varepsilon_t &= u_t \sigma_t \\ \sigma_t^2 &= \omega_{s_t} + \alpha_{s_t,1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{s_t,1} \sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (15)$$

其中  $S_t = \{1, 2\}$ 。

#### 4.5.1. 模型初始值设定

在最原始的两状态 MS-GARCH (1,1)模型中，我们进行了多次预建模试验，假设残差遵循正态分布。通过这些试验，选择了样本接受率最高的一组参数作为初始值，具体的初始值设置参考徐琪[6]的设定，详见表 7。

**Table 7.** MS-GARCH model parameter interpretation and initial value setting  
**表 7.** MS-GARCH 模型参数解释和初始值设定

参数	解释	初始值
种子	随机数种子，相同的种子每次生成相同的序列。	980
分布	残差分布，如“norm”、“std”和“ged”	norm
预烧值	预烧值	30000
样本数量	正式抽样的样本数量。	50000
抽样除数	抽样除数	10
$\omega_1$	状态 1 常数项	0.1
$\alpha_{1,1}$	状态 1 方程 ARCH 项系数	0.1
$\beta_{1,1}$	状态 1 方程 GARCH 项系数	0.8
$\omega_2$	状态 2 常数项	0.1
$\alpha_{2,1}$	状态 2 方程 ARCH 项系数。	0.1
$\beta_{2,1}$	状态 2 方程 GARCH 项系数	0.8
$\eta_{11}$	相邻时刻，状态 1 保持为状态 1 的概率	0.5
$\eta_{21}$	相邻时刻，状态 2 变为状态 1 的概率	0.5

为减少不确定性，在多次预建模试验后，本文决定在建模时统一采用随机数种子 980，此时样本接受率约为 82%至 89%之间。为了确保抽样更加充分，本文将预烧值和抽样数量分别提升至 30000 和 50000，以增加样本量，从而确保建模结果更加可靠。

#### 4.5.2. 对全样本建立 Markov-Switching-GARCH 模型

根据初始设定，我们首先针对全样本数据建立了残差项服从  $N(0,1)$  的 Markov-Switching-GARCH 模型，并获得了参数估计结果，见表 8。

**Table 8.** Posterior mean of parameters of the full sample Markov-Switching-GARCH model  
**表 8.** 全样本 Markov-Switching-GARCH 模型参数后验均值

模型参数	后验均值
$\omega_1$	0.0223
$\alpha_{1,1}$	0.0550
$\beta_{1,1}$	0.9168

续表

$\omega_2$	3.0119
$\alpha_{2,1}$	0.3101
$\beta_{2,1}$	0.5907
$\eta_{11}$	0.9294
$\eta_{21}$	0.8500
DIC	10181.73167
Acceptance rate	0.2610

从表 8 中可以看出, 状态 1 代表低波动状态, 其参数  $\alpha_{1,1} + \beta_{1,1}$  为 0.9719, 表明扰动的持续性较低, 整体波动水平较小。相比之下, 状态 2 则为高波动状态, 其参数  $\alpha_{2,1} + \beta_{2,1}$  为 0.8828。前两者的波动持续性均显著低于传统 GARCH 模型, 表明将收益率序列分为高低两种状态进行建模, 更能准确反应波动特性, 从而克服了前面提到的传统 GARCH 模型的偏高估计问题。利用前文提到的公式, 可以计算出高波动状态持续天数约为 8~9 天, 而低波动状态持续天数则约为 35~36 天, 这表明低波动状态具有更高的持续性, 反映出我国股市在高低波动之间的频繁转换和对信息扰动的敏感性。

#### 4.5.3. 对子样本建立 Markov-Switching-GARCH 模型

接下来, 本文将 Markov-Switching-GARCH 模型应用于子样本 1 和子样本 2, 保持与之前相同的参数初始值, 并假设残差服从一致的分布。前者的残差分布采用正态分布, 而后者则选择广义误差分布(GED), 便于刻画金融时间序列的厚尾特性。模型的后验估计结果详见表 9。

**Table 9.** Subsample Markov-Switching-GARCH model parameter posterior means

**表 9.** 子样本 Markov-Switching-GARCH 模型参数后验均值

模型参数	子样本 1		子样本 2	
	正态分布	GED 分布	正态分布	GED 分布
$\omega_1$	0.6041	0.3928	0.0249	0.2806
$\alpha_{1,1}$	0.0579	0.0561	0.0584	0.1906
$\beta_{1,1}$	0.4684	0.3950	0.9073	0.6387
$\omega_2$	1.8414	0.3049	6.5079	6.5927
$\alpha_{2,1}$	0.1783	0.1088	0.2939	0.1706
$\beta_{2,1}$	0.4147	0.7991	0.4024	0.6841
$\eta_{11}$	0.5544	0.1654	0.9407	0.7664
$\eta_{21}$	0.6604	0.6722	0.7852	0.2060
$\nu_1$	-	77.0260	-	17.4967
$\nu_2$	-	79.0368	-	18.3199
$\zeta_1$	-	1.8019	-	2.7438
$\zeta_2$	-	0.6886	-	2.3357
DIC	3359.096	3322.456	6823.0127	6802.2308
Acceptance rate	0.2610	0.2660	0.2660	0.2660

首先, 样本接受率的最低值为 85.3%, 表明拟合的模型具有一定代表性。同时, 可以看到服从广义误差分布(GED)的模型的 DIC 值更低, 表明其模型拟合效果更好。因此, 选择 GED 作为残差分布可以更有效地拟合收益率序列样本。通过系数之和  $\alpha_{i,1} + \beta_{i,1}$  ( $i = 1, 2$ ) 来衡量各状态下波动的持续性, GED 分布下的子样本模型参数之和  $\alpha + \beta$  如表 10 所示。

**Table 10.** The sum of the parameters of the subsample Markov-Switching-GARCH model  $\alpha + \beta$

**表 10.** 子样本 Markov-Switching-GARCH 模型参数的和  $\alpha + \beta$

	子样本 1	子样本 2
$\alpha_{1,1} + \beta_{1,1}$	0.0561 + 0.3950 = 0.4511	0.1906 + 0.6387 = 0.8293
$\alpha_{2,1} + \beta_{2,1}$	0.1088 + 0.7991 = 0.9079	0.1706 + 0.6841 = 0.8547

观察广义误差分布(GED)下的子样本 1 模型参数之和, 低波动状态的波动持续性为 0.4511, 属于相对较高的水平。相对来说, 高波动状态的波动持续性为 0.9079, 显示出显著的持续性。

对比样本 1 和样本 2 发现, 期权推出后, 样本 2 低波动状态的持续性提高至 0.8293, 相比于样本 1 有所上升; 而高波动状态的持续性下降至 0.8547。这表明期权的推出在低波动状态下增强了收益率的波动性, 而在高波动状态下减弱了波动持续性, 这意味着期权的出现减缓了股票市场对新信息扰动的反应, 可以有效消化信息带来的影响, 减少大幅度波动的持续时间。

对比分析 ARCH 和 GARCH 项的系数可以发现, 前者有所上升, 而后者显著下降。这表明, 期权的推出, 使得新信息的影响略有增强, 旧信息的影响则更快消退, 反映出市场的调节能力有所提升。

随后, 结合公式(8)和(10), 计算得到在不同波动状态下的平均持续时间, 结果如表 11 所示。

**Table 11.** Average duration of high and low fluctuation states of subsamples

**表 11.** 子样本高低波动状态平均持续时间

	子样本 1	子样本 2
低波动状态平均持续天数	2 天	6 天
高波动状态平均持续天数	11 天	7 天

根据表 11 可知, 子样本 1 在低波动状态平均持续时间约为 2 天, 而在高波动状态的平均持续时间则为 11 天。这表明在期权推出之前, 中证 500 指数收益率的波动特征表现为高低波动状态高频交替出现, 高波动时间大约是低波动时间的 5 倍, 这反映出市场对信息的高度敏感性。

与前者相比, 子样本 2 序列在高低波动状态持续时间上表现出不同的特征, 说明期权的推出在一定程度上改变了现货市场对消息扰动的反应。具体而言, 子样本 2 在低波动状态下平均持续时间约为 6 天, 与子样本 1 相比有所延长。这表明期权的推出使得低波动状态的持续时间得到了延长, 暗示某些影响较小的信息不会引发显著的市场波动。

## 5. 结论与建议

本文通过建立模型, 分析了中证 500ETF 期权推出对股票市场的影响, 得出了几项重要结论:

1) GARCH 模型高估波动持续性: GARCH 模型因其设定限制, 特别是在处理大幅波动样本时, 导致 ARCH 和 GARCH 项系数之和偏高。全样本 GARCH (1,1)模型的系数之和为 0.9890, 显示信息扰动几乎不消失; 而 Markov-Switching-GARCH 模型在同样约束下为 0.8828, 验证了 GARCH 模型的高估问题。

2) Markov-Switching-GARCH 模型更优: 该模型通过识别样本结构变化, 提供不同状态的参数, 实证

结果显示其高低波动状态的方差方程系数之和低于 GARCH 模型, 证明了其优越性, 并可提供各状态的平均持续时间, 丰富了收益率序列的分析。

3) 期权推出减小波动持续性: 分析显示, 期权推出后高波动状态的方差方程系数之和下降, 表明市场对信息冲击的波动性减弱。期权提供的规避风险手段减少了因负向扰动导致的抛售, 降低了价格波动幅度, ARCH 项系数略增而 GARCH 项系数显著降低, 表明对旧信息的依赖减弱。

4) 减弱市场对信息的过度敏感性: 期权推出后低波动状态的平均持续时间增加, 高波动状态变化不大, 表明市场稳定性增强。期权的推出提高了市场对信息的容纳性, 改善了投资者的行为, 降低了波动风险。

综上所述, 中证 500ETF 期权的推出积极影响了现货市场的波动性, 增强了市场稳定性。因此给出下列建议:

1) 投资者应谨慎参与期权市场, 深入理解交易规则, 积累实战经验, 合理利用期权所带来的稳定性。同时, 应关注市场的新规, 并结合国内实际情况借鉴国际经验。

2) 监管机构需加强对投资者的教育, 完善市场准入标准, 严格审核入市资格, 以降低市场的不稳定因素, 并打击不合规交易行为。

3) 鼓励金融衍生品市场的发展: 我国具备推出更多期权产品的基础, 应丰富金融衍生品种类, 探索新衍生品的可行性, 并扩大交易范围, 以进一步完善金融市场。

总而言之, 期权市场的健康发展需要各方共同努力, 以实现我国金融市场的繁荣。

## 参考文献

- [1] 李媛. 比特币的价格波动与风险防范[J]. 市场周刊, 2019(4): 139-141.
- [2] 唐森. 香港股指期货对股票现货市场波动性影响研究[D]: [硕士学位论文]. 青岛: 青岛大学, 2018.
- [3] 张欣晨. 上证 50ETF 期权对标的现货波动性影响及溢出效应研究[D]: [硕士学位论文]. 武汉: 华中师范大学, 2020.
- [4] 耿悦. 沪深 300 股指期货对现货市场波动性影响及溢出效应研究[D]: [硕士学位论文]. 石家庄: 河北经贸大学, 2022.
- [5] 张颖芝. 高频数据下股票波动率预测[D]: [硕士学位论文]. 杭州: 浙江工商大学, 2021.
- [6] 徐琪. 上证 50ETF 期权的推出对中国股票市场波动性的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 大连: 东北财经大学, 2017.
- [7] 张天衢. 中国股票市场波动体制变换研究[D]: [硕士学位论文]. 漳州: 闽南师范大学, 2019.
- [8] 牛天骄. 基于马尔科夫状态转换过程 GARCH-MIDAS 模型的股指期货波动率预测研究[D]: [硕士学位论文]. 成都: 西南交通大学, 2021.
- [9] 徐琳童. 上证 50ETF 期权上市对标的股票市场波动性的影响研究[D]: [硕士学位论文]. 长沙: 湖南大学, 2019.
- [10] Engle, R.F. (1982) Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, **50**, 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- [11] Bollerslev, T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, **31**, 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- [12] Hamilton, J.D. (1989) A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, **57**, 357-384. <https://doi.org/10.2307/1912559>
- [13] Gray, S. (1996) Modeling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime-Switching Process. *Journal of Financial Economics*, **42**, 27-62. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(96\)00875-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(96)00875-6)