

# A Research about Effects China-US Trade War Has on Industrial Index Volatility

Xindi Bai<sup>1</sup>, Xiaowei Deng<sup>1</sup>, Shunli Lu<sup>2</sup>, Ying Gao<sup>1</sup>

<sup>1</sup>School of Physical and Mathematical Sciences, Nanjing Tech University, Nanjing Jiangsu

<sup>2</sup>Overseas Education College, Nanjing Tech University, Nanjing Jiangsu

Email: baixindi\_d2@126.com, deng.xiaowei@163.com, 940619543@qq.com, 1448248495@qq.com

Received: Jan. 2<sup>nd</sup>, 2019; accepted: Jan. 18<sup>th</sup>, 2019; published: Jan. 25<sup>th</sup>, 2019

---

## Abstract

We select logarithmic ratio of industrial index during the period between 1<sup>st</sup> January, 2017 and 9<sup>th</sup> November, 2018 as sample data, establish EGARCH model including dummy variable and analyze the effect of China-US trade war has on the industrial stock market volatility. The results indicate that: 1) The China-US trade war has strong instant effect on industrial stock market volatility and volatility raised by 13.7% averagely. 2) The persistence of the impact of China-US trade war is limited. The industrial stock market volatility is mainly affected by old factors far more than the new one from trade conflict.

## Keywords

Trade Conflict, EGARCH Model, Stock Market Volatility

---

# 中美贸易摩擦下工业股指波动性研究

白辛迪<sup>1</sup>, 邓晓卫<sup>1</sup>, 陆顺梨<sup>2</sup>, 郜莹<sup>1</sup>

<sup>1</sup>南京工业大学数理科学学院, 江苏 南京

<sup>2</sup>南京工业大学海外教育学院, 江苏 南京

Email: baixindi\_d2@126.com, deng.xiaowei@163.com, 940619543@qq.com, 1448248495@qq.com

收稿日期: 2019年1月2日; 录用日期: 2019年1月18日; 发布日期: 2019年1月25日

---

## 摘要

选取2017年1月1日至2018年11月9日的工业指数作为样本数据, 建立EGARCH模型并引入虚拟变量研究中美贸易摩擦对中国工业股指波动性的影响。结果显示: 1) 中美贸易摩擦对于工业行业股指短期波动影响剧烈, 总体波动平均增加13.7%。2) 中美贸易摩擦对工业指数波动性影响的持续性有限, 原有因素依然占据主导地位。

文章引用: 白辛迪, 邓晓卫, 陆顺梨, 郜莹. 中美贸易摩擦下工业股指波动性研究[J]. 金融, 2019, 9(1): 74-81.

DOI: 10.12677/fin.2019.91008

## 关键词

贸易摩擦, EGARCH模型, 波动性

Copyright © 2019 by author(s) and Hans Publishers Inc.

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

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



Open Access

## 1. 引言

2018年3月23日特朗普正式签署对华备忘录,宣布将有可能加征关税。自此,本次中美贸易摩擦正式拉开帷幕,之后贸易冲突步步升级。4月16日,美国宣布对中兴通讯的禁购令,导致当天收盘中兴通讯AH股停牌,而美股与之有业务往来的关联股票Acacia Communications Inc.甚至暴跌近36%,资本市场反应逐步传导至A股市场。随后6月、7月美国又逐步签署共2500亿美元的征税清单,项目波及各行各业。资本市场对中美贸易摩擦反应十分敏感,而工业是第二产业的重要组成部分,很大程度上决定着国民经济现代化的速度、规模和水平,在2017年对美贸易前10的上市公司名单中,工业企业就占了6家,作为对美出口贸易的主要行业,同时自然成为了关税清单中的主角,在美国已公布的关税清单细则中,仅化学工业及其相关工业产品就占1442项商品。因此,工业行业股指究竟受到怎样的影响?其在股票市场价格波动中呈现出什么样的变化?这些问题都值得研究。

## 2. 文献综述

股市是经济的“晴雨表”,每一次大的经济事件,首先受到冲击影响的就是证券市场,因此研究股市波动对研究经济走势具有重要意义。近年来,国内对于市场的波动性与金融冲击进行了大量实证分析。市场波动方面的研究集中于利用时间序列模型对于沪深两市的大盘指数波动率或是结合期货、融券进行分析;而在金融冲击方面主要以宏观经济研究或是规范分析为主。目前,对于始于年初的中美贸易摩擦对我国股市的冲击影响还未见有研究。姜翔程,熊亚敏[1]使用GARCH, TARCH, EGARCH模型对沪深两市收益率波动进行分析,最终发现EGARCH模型效果最为理想,并得出我国股票市场仍存在非对称性的结论;曹栋,张佳[2],盛浙湘,顾天慧[3]分别使用GARCH\_M模型和非对称GARCH模型研究了股指期货对市场波动性的影响,结论均肯定了股指期货的推出对我国市场具有良好的影响;徐维军,吴槐雄[4]通过分析A股市场所有融资融券标的股票,认为融资融券对标的股票波动性的影响随行情变化而变;曹金飞,干杏娣[5]将金融指标取对数后利用GARCH模型得到的条件异方差作为金融冲击指标,研究货币供给,汇率和上证A股指数对于企业产出的影响,认为金融冲击会对企业产出产生显著影响,但单独股市波动的冲击对就业影响不显著。

基于已有的研究,结合国内股市普遍存在的非对称性,本文将采用TGARCH、EGARCH两种非对称GARCH模型研究中美贸易摩擦下工业产业指数波动情况。

## 3. GARCH族模型

GARCH模型最早由Bollerslev [6]提出,GARCH模型建立在ARCH模型基础上,将方差方程以自回归移动平均模型的形式描述,变量均取平方形式,使得序列波动对正负冲击做出相同反应。GARCH(p,q)模型的形式如下:

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i y_{t-i} + \mu_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=a}^q \alpha_j \mu_{t-j}^2 \quad (2)$$

其中参数应满足的条件为:  $\alpha_0 > 0; \beta_i \geq 0, i=1, 2, \dots, p; \alpha_j \geq 0, i=1, 2, \dots, q; 0 \leq \sum_{i=1}^p \beta_i + \sum_{j=1}^q \alpha_j < 1$ 。

为了区分正负冲击对波动的影响, Zakoian [7]在 ARCH 模型的基础上, 引入虚拟变量, 提出了 TARCH 模型, 该模型能够有效地解释波动的非对称效应, TARCH 模型的条件方差方程形式如下:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q (\alpha_j + d_j \alpha_j) \mu_{t-j}^2 \quad (3)$$

其中  $\mu_{t-j} \geq 0, d_j = 0; \mu_{t-j} < 0, d_j = 1$ 。

Nelson [8]将条件方差定义为对数形式, 并引入加权扰动函数, 提出了 EGARCH 模型, 在反映非对称性效应的同时, 去除了参数非负的条件, 大大增加了模型的适用性, EGARCH 模型的条件方差方程形式如下:

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \ln(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^q \alpha_j g\left(\frac{\mu_{t-j}}{\sigma_{t-j}}\right) \quad (4)$$

其中加权扰动函数  $g(e_{t-j}) = \theta e_{t-j} + \gamma [|e_{t-j}| - E|e_{t-j}|]$ , 并且满足:  $E[g(e_{t-j})] = 0, E|e_{t-j}| = \sqrt{\frac{2}{\pi}}$ 。

本文将结合 AIC 指标、SC 指标以及显著性, 来决定采用哪一种模型更适合描述中美贸易摩擦前后, 工业行业的波动性变化。为了捕捉收益率序列波动在中美贸易摩擦前后的变化趋势与结构性变化, 在上述模型的基础上, 引入虚拟变量  $D$ :

$$D = \begin{cases} 0, & \text{2018年3月前;} \\ 1, & \text{2018年3月后。} \end{cases}$$

因此模型(3), (4)改写为:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q (\alpha_j + d_j \alpha_j) \mu_{t-j}^2 + \eta D \quad (5)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \ln(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^q \alpha_j g\left(\frac{\mu_{t-j}}{\sigma_{t-j}}\right) + \eta D \quad (6)$$

其中  $\eta$  为截距差异系数, 表示相对于 3 月 23 日之前的市场走势, 中美贸易摩擦对工业股指波动性的平均影响是否存在显著性差异。(5)式的  $\eta$  表示变化  $\eta$  个波动单位, (6)式的  $\eta$  表示波动变化率。

## 4. 实证分析

### 4.1. 数据选取及基本分析

工业指数反映了国内市场工业企业股指的总体趋势, 其间包含有许多具有出口业务的企业, 因此, 本文选取工业指数(1B0001)为研究对象, 收集日收盘价数据, 考虑到不影响分析中美贸易摩擦下股指波动变化, 避免 2015 年股灾对时序数据波动的影响, 所以时间跨度选取 2017 年 1 月 1 日至 2018 年 11 月 9 日, 本文数据均来自锐思金融数据库, 分析软件为 Eviews 8.0。

为了消除时间序列的不平稳性，本文采用对数指数收益率，按以下公式计算：

$$R_t = \ln S_t - \ln S_{t-1}$$

其中  $S_t$  为第  $t$  个交易日的收盘价。

从图 1 和图 2 可以看出，收益率波动存在着明显的集聚性，较大波动之后往往还会跟随着大的波动，平稳处往往也是群集出现，具有比较明显的 ARCH 效应，因此也有必要对之后的模型残差进行 ARCH 效应检验。

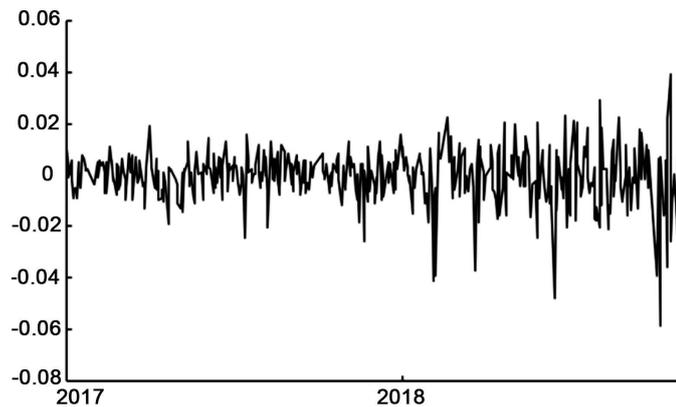


Figure 1. Full period of logarithmic ratio

图 1. 全期收益率时间序列图

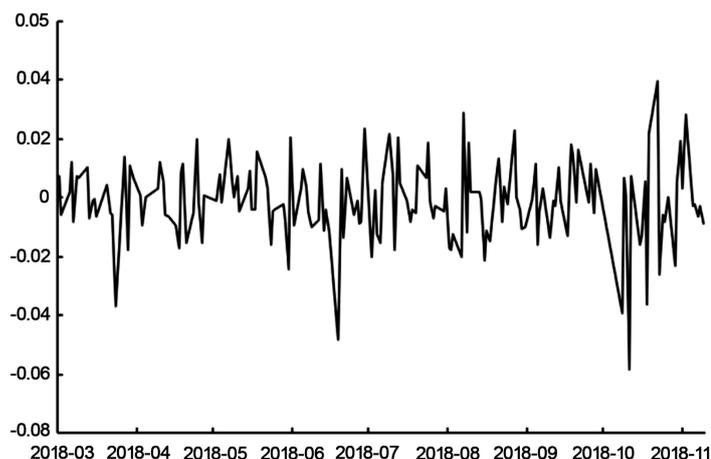


Figure 2. Logarithmic ratio after China-US trade war

图 2. 中美贸易摩擦后收益率时间序列图

同时，图 2 中的三次大低谷(包括第一个数据)也分别对应着中美贸易摩擦的三个时间节点：

- 1) 2018.03.23 特朗普正式签署对华备忘录，宣布将有可能加征关税；
- 2) 2018.06.15 美国政府发布了加征关税的商品清单，至此共公布 2500 亿美元商品的关税清单；
- 3) 2018.10.10 中美贸易谈判前夕，美股暴跌。

这也表明，市场对于中美贸易摩擦的反应十分敏感。

#### 4.2. 正态性及平稳性检验

采用 Jarque-Bera 法对工业指数日对数收益率作正态性检验。结果如表 1 所示：

**Table 1.** Normal test results**表 1.** 正态性检验结果

统计量	均值	标准差	偏度	峰度	JB 值	P 值
R	-0.0005	0.0104	-0.9135	7.3524	418.7019	0.0000

从表 1 可以看出, 峰度系数为  $7.3524 > 3$ , 偏度系数  $-0.9135 < 0$ , JB 统计量为 418.7019, 对应 P 值为 0.0000, 所以在 1% 显著性水平下, 该分布不服从正态分布, 且呈现出尖峰厚尾, 分布左偏的特征。

因为 GARCH 族模型首先需要保证时间序列的平稳性, 所以对数据进行 ADF 检验。结果显示, 日收益率的 ADF 值为  $-22.4986$  远小于 1% 显著性水平下的临界值  $-3.4447$ , 因此该序列是平稳的。

### 4.3. 建立均值、方差方程

通过观察  $\{R_t\}$  的自相关、偏自相关图发现, 与前 4、6 期相关度高, 因此可以建立 ARMA (6,6) 模型, 去除不显著的解释变量, 得到 ARMA 模型估计结果:

$$R_t = -0.4066R_{t-4} - 0.7427R_{t-6} + 0.3658\mu_{t-4} + 0.6964\mu_{t-6} \quad (7)$$

各参数的 P 值均为 0.0000, 即各变量均在 1% 显著性水平下通过 t 检验。DW 值为 2.0740, 对数似然值为 1404.4828。

为了确定两种模型的拟合优度以及对应模型的阶数, 分别建立 3 阶以内的 TGARCH、EGARCH 模型, 表 2、表 3 给出了各模型拟合结果。

**Table 2.** Parameter comparison of TGARCH models**表 2.** TGARCH 模型参数比较

	TGARCH (1,1)	TGARCH (2,1)	TGARCH (3,1)	TGARCH (1,2)	TGARCH (2,2)	TGARCH (1,3)
AIC 值	-6.5094	-6.5190	-6.5122	-6.5150	-6.5130	-6.5107
SC 值	-6.4265	-6.4269	-6.4109	-6.4229	-6.4118	-6.4094
显著性	显著	显著	不显著	显著	不显著	不显著

**Table 3.** Parameter comparison of EGARCH models**表 3.** EGARCH 模型参数比较

	EGARCH (1,1)	EGARCH (2,1)	EGARCH (1,2)	EGARCH (2,2)	EGARCH (1,3)	EGARCH (2,3)
AIC 值	-6.5223	-6.5174	-6.5593	-6.5586	-6.5551	-6.5563
SC 值	-6.4394	-6.4253	-6.4672	-6.4574	-6.4538	-6.4458
显著性	不显著	不显著	显著	显著	不显著	不显著

根据 AIC、SC 准则, 结合显著性, 最终选择 EGARCH (1,2) 模型。EGARCH (1,2) 模型取一个非对称项, 其条件异方差方程形式如下:

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha_1 \left| \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \alpha_2 \left| \frac{\mu_{t-2}}{\sigma_{t-2}} \right| + \gamma \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \eta D \quad (8)$$

回归结果如表 4 所示。

**Table 4.** The regression results of the EGARCH (1,2) model**表 4.** EGARCH (1,2)模型回归结果

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\beta_1$	$\gamma$	$\eta$
参数估计值	-1.6170	-0.3101	0.4512	0.8462	-0.2520	0.1370
t 检验 P 值	0.0000***	0.0005***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0025***

注：“\*” “\*\*” “\*\*\*” 分别表示该系数在 10%，5%，1%水平下显著。

#### 4.4. ARCH-LM 检验

为了分析 EGARCH 模型是否消除了序列残差的条件异方差性,所以对均值方程残差做 ARCH-LM 检验,得到序列残差在滞后 1 阶到 7 阶时的检验结果,如表 5 所示。

**Table 5.** ARCH-LM test of residual**表 5.** 残差序列的 ARCH-LM 检验

阶数	F 统计量	P 值	T * R <sup>2</sup> 统计量	P 值
1	0.0071	0.9327	-0.0040	0.9327
2	0.1707	0.8431	-0.0276	0.5632
3	0.9247	0.4287	0.0743	0.1196
4	0.9278	0.4476	-0.0461	0.3359
5	0.8264	0.5313	0.0325	0.4982
6	0.8513	0.5309	0.0475	0.3263
7	0.7274	0.6488	0.0044	0.9280

一方面从表 5 可见相伴概率较大, T \* R<sup>2</sup> 统计量明显不为零且不显著。另一方面,残差序列平方的自相关系数、偏相关系数也近似为零, Q 统计量几乎都不显著。因此可以认为所建立的 EGARCH 模型消除了残差序列的条件异方差性。

#### 4.5. 实证结果及分析

根据方差方程(8),结合表 4 模型结果,整理得到表 6。

**Table 6.** Analysis of parameter**表 6.** 参数分析

EGARCH (1,2)模型主要参数	
ARCH 项系数和	0.1411
持续性参数 $\alpha_1 + \alpha_2 + \beta_1$	0.9873
非对称项系数 $\gamma$	-0.2520
虚拟变量系数 $\eta$	0.1370

条件异方差趋势如图 3 所示。图 3 直观地描述了工业指数自 2017 年以来的波动情况,第一次与最后两次高峰对应着 2 月、10 月美股大跌传导至国内市场的剧烈波动,其中最后两次也与 10 月份的中美摩擦谈判有关,导致第二次、第三次高峰的分别是 3 月底中美贸易摩擦开端与 6 月底中美双方推出征税名单。以上这些事件都造成了工业股指在短时间内的剧烈波动。

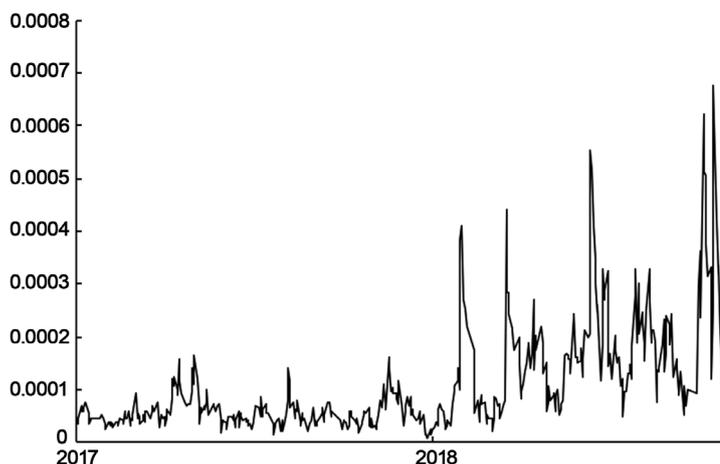


Figure 3. Daily variation tendency of conditional heteroskedasticity

图 3. 条件异方差趋势图

从总体来看,中美贸易摩擦对工业股指波动影响剧烈。虚拟变量系数  $\eta = 0.1370$ , 且显著, 可以认为,中美贸易战之后,工业指数的波动平均提升了 13.7%,自 3 月 23 日即图中横坐标 298 之后,条件异方差数值的平均水平明显提升。

从 EGARCH 模型分析结果来看,非对称项系数为  $-0.2520$ , 小于零且显著,表明工业指数具有明显的不对称性。持续性参数为  $0.9873$  接近 1,表明模型中条件方差所受的冲击是持久的,即冲击对于股指未来走势的分析与预测具有重要作用。ARCH 项的系数绝对值分别为  $-0.3101$ 、 $0.4512$ , 占比不低,表明新信息对于市场短期波动有相当的影响,但是 ARCH 项的系数和为  $0.1411$ , 相对较小,这意味着市场波动的持续性受新信息影响不大,这就导致了条件异方差在短时间内的起起落落,GARCH 项系数为  $0.8462$ , 远大于 ARCH 项的系数和,因此目前看来,中美贸易摩擦对工业指数波动性影响的持续性有限。

## 5. 结论

### 5.1. 总结

本文根据工业指数(1B0001)在 2017 年 1 月 1 日至 2018 年 11 月 9 日内的日收益率,利用 EGARCH 模型并引入虚拟变量分析得出:中美贸易摩擦对于工业行业股指短期波动影响剧烈,总体波动平均提升 13.7%。但是,中美贸易摩擦的长期影响有限,市场波动冲击的持续性主要还是受到原有信息的影响,影响市场波动的原因依然占据主导地位。

### 5.2. 政策性建议

根据金融冲击对企业产出已有的研究,结合本文得出的结果,可对政府及企业提供如下建议:

1) 政府职能部门在贸易摩擦中,采取钉住汇率政策,稳定汇率和广义货币供给,避免多渠道的金融冲击使得高杠杆结构导致企业产出严重下降,并在以上基础上增大企业信贷量,帮助企业渡过难关。

2) 对受中美贸易战影响大的企业,一方面,在股市波动冲击时,增大短期信贷量,维持正常生产;当汇率和广义货币供给等同时受到冲击时,降低资产负债率,避免更大的损失。另一方面,借助国家“一带一路”战略,尽快开拓新的市场,避免单一国家出口带来的国际贸易风险。

## 基金项目

本文获得江苏省“第二批中外合作办学高水平示范性建设工程项目培育点”(苏教办外[2017]14 号)资助。

## 参考文献

- [1] 姜翔程, 熊亚敏. 基于 GARCH 族模型的我国股市波动性研究[J]. 西南师范大学学报(自然科学版), 2017, 42(2): 115-119.
- [2] 曹栋, 张佳. 基于 GARCH-M 模型的股指期货对股市波动影响的研究[J]. 中国管理科学, 2017, 25(1): 27-34.
- [3] 盛浙湘, 顾天慧. 股指期货对市场波动性影响的比较——基于非对称 GARCH 模型的探讨及成因分析[J]. 浙江金融, 2011(6): 56-62.
- [4] 徐维军, 吴槐雄. 融资融券对标的股票波动性的影响——来自中国 A 股市场的证据[J]. 金融理论与实践, 2017(2): 99-104.
- [5] 曹金飞, 干杏娣. 基于 GARCH 模型的金融冲击对企业产出影响研究[J]. 统计与信息论坛, 2018, 33(2): 87-93.
- [6] Bollerslev, T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *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)
- [7] Zakoian, J.M. (1994) Threshold Heteroskedastic Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, **18**, 931-955. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(94\)90039-6](https://doi.org/10.1016/0165-1889(94)90039-6)
- [8] Nelson, D.B. (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, **59**, 347-370. <https://doi.org/10.2307/2938260>

### 知网检索的两种方式:

1. 打开知网页面 <http://kns.cnki.net/kns/brief/result.aspx?dbPrefix=WWJD>  
下拉列表框选择: [ISSN], 输入期刊 ISSN: 2161-0967, 即可查询
2. 打开知网首页 <http://cnki.net/>  
左侧“国际文献总库”进入, 输入文章标题, 即可查询

投稿请点击: <http://www.hanspub.org/Submission.aspx>

期刊邮箱: [fin@hanspub.org](mailto:fin@hanspub.org)