

中美贸易争端对两国股市影响的实证研究

——基于宣告效应的分析比较

吕频捷 顾艳伟

(上海财经大学经济学院,上海 200433)

摘要:在中美贸易争端背景下,本文实证分析中国与美国股市受到的冲击,从而间接考察贸易争端对两国实体经济的影响。首先提出理论模型和研究假设,其次采用广义自回归条件异方差(GARCH)模型进行验证,研究发现:贸易争端信息冲击对中国股市的总体负面影响大于对美国股市的负面影响;区分信息内容属性,利好消息有利于两国股市复苏,利空消息则降低两国股市收益,且中国股市反应更为敏感;区分信息发布归属,两国股市在应对不同国家发布的贸易争端消息时,反应差异较大;区分企业规模及行业板块,中国的工业部门和中小企业股价受贸易争端影响更大,大企业所受影响相对较小,而美国的工业企业股价所受影响更大,其他行业所受影响较小。综上所述,此次中美贸易争端对两国实体经济都造成了显著负面影响,贸易争端没有赢家,应尽快化解两国间的贸易争端,两国贸易关系回归正轨有利于两国经济的中长期健康发展。

关键词:中美贸易争端;宣告效应;股市波动;广义自回归条件异方差(GARCH)模型

中图分类号:F831 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2020)06-0078-13

一、引言

自2018年3月以来,在历经中美政府多轮磋商谈判后,美国政府依然选择宣布加征关税等举措挑起对华贸易争端,致使中美贸易争端不断加深。截至目前,美国已宣布对约5500亿美元的中国商品征收关税,其中包括美国政府于2019年8月1日宣布对3000亿美元的中国商品征收10%的关税。与此同时,中国宣布对约1450亿美元的美国大宗商品征收5%~25%不等的关税作为反制措施^①。许多经济学家预测,这场在中美两国之间发生的贸易争端将在诸多方面影响这两个经济体本身,甚至将给世界经济带来不确定性。根据国际货币基金组织(IMF)2018年的报告,这场贸易争端将导致全球金融市场大幅波动,同时将对全球贸易体系构成强烈挑战。国际货币基金组织还预测,在未来一年半中,中国国内生产总值增速将下降0.5%,贸易争端可能对人民币汇率贬值造成巨大压力,引发金融市场动荡。

在有效的金融市场中,宏观信息发布后会立刻完全反映在市场价格或收益率中,在市场对消息消

收稿日期:2020-09-24

作者简介:吕频捷(1990—),女,上海人,上海财经大学经济学院博士生;

顾艳伟(1990—),男,河北清河人,上海财经大学经济学院博士生。

化反应过程中,市场的高波动率意味着信息传递到价格中的速度更快从而市场更为有效^[1],政策或消息在发布后执行前对目标市场产生的影响被称为宣告效应(或公告效应)。本文通过中美贸易争端对两国股市收益率及波动量化宣告效应来反映贸易争端消息一经发布对中美两国的影响。

二、文献综述

有关贸易战对经济的影响研究最早可以追溯到早期国际经济体系结构主义学说。Gilpin 提出,随着世界传统核心经济体衰退和边缘经济体腾飞,原有核心经济体与新核心经济体在市场份额、原材料、投资等方面的冲突不断发生,直至新的核心国家完全崛起。这场冲突的具体表现就是贸易战^[2]。Katzenstein 也认为,在国际政治经济霸权的周期性变化中,经常会伴随产生频繁的贸易摩擦^[3]。Whalley 提出了一个描述贸易战期间国家福利变化的两国模型,并发现如果发动贸易战的两个国家规模相似,则贸易战会对冲突双方造成损害,但如果贸易冲突的两个国家规模不同,贸易战将使大国受益,小国受损^{[4](P141-147)}。可见,贸易争端的产生不仅仅有其必然的经济周期性,同时也可以起到影响贸易冲突双方决策的政治威胁作用。然而,由于数据获取的局限性和滞后性,通常一般的研究方法难以完全捕捉贸易争端信息公布所带来的即时影响。

为了更好地研究中美贸易争端信息公布的即时影响机制,我们通过分析其对股票市场的影响来考察其对不同经济体的影响程度。然而,现阶段就贸易争端对股市影响的相关研究较少。左明轩对当前中美贸易争端进行了分析,提出了贸易争端的三种演变可能,相应提出了若干资产配置建议^[5],但他并未分析中美贸易争端对我国股市的影响程度和持续性。王宏涛等发现在中美贸易争端背景下,两国货币政策会对股票等资产价格产生显著的影响^[6]。郑君君和赵成运用事件研究法以及 BP 结构断点检验,发现贸易争端对股票收益率在短期内会产生显著的负向冲击^[7]。和文佳等量化分析了中美贸易争端对中国金融行业系统性风险影响的水平效应和趋势效应^[8]。然而,他们的研究仅关注贸易争端对中国股市的影响,并未综合比较中美两国股市的影响差异。在研究相关事件对股市影响的应用中,现有文献往往采用假设检验的方法判断事件发生后对股市影响的显著性^{[9]~[15]},从而得出政策或事件的发布对股市所带来的影响。由于本文需要量化研究贸易争端对股市的影响,因此采用 GARCH 模型来刻画贸易争端信息发布对两国股市收益率及波动的影响,即贸易争端的宣告效应。在现有研究中,冯玉梅和董合平利用 AR(1)-EGARCH(1,1)-M 模型分析了宏观信息的公布对股票的收益率和波动性的影响^[16]。左俊义和王玮使用 GARCH(1,1)模型研究了中国存款准备金政策发布对短期利率、股票市场和债券市场的作用^[17];仇晓莉采用了 GJR-GARCH 模型研究了多种宏观信息对国债波动率的影响^[18]。国外的研究中,Flannery 和 Protopapadakis 基于经济运行条件,采用 GARCH 聚类模型分析宏观政策对美国股市日收益率的影响^[19];De Goeij 和 Marquering 则在 GARCH 模型中引入门限变量以区分正向或者负向消息对美国联邦债券带来的影响^[20];Steeley 和 Matyushkin 利用 GARCH 模型直接从单只债券的角度分析了英国多轮量化宽松政策对金边债权波动的影响^[21]。

总体来看,目前直接使用时间序列模型研究贸易争端对股市影响的文献较少,同时,鲜有针对同一事件对两国股市影响对比的相关研究。虽然中美贸易关系对两国经济十分重要,但现有的文献中缺乏对此次中美贸易争端是否以及如何不同程度地影响中美股市从而影响实体经济的深入研究。本文相较于现有研究的边际贡献体现在三个方面:第一,鉴于中美贸易关系对两国经济的重要性,本文关注此次贸易争端的信息发布对两国股市的直接影响,侧重分析贸易争端对两国股市宣告效应的差异,进而分析贸易争端对两国经济的不同影响。第二,由于现有实证研究的相对匮乏,本文从整体性、消息内容属性、消息发布归属等方面对中美贸易争端的新闻信息进行分类,对贸易争端宣告效应进行详细、全面的考察。第三,本文发现中美贸易争端在影响两国经济时存在结构性差异,这一结论进一步加深了我们对贸易争端影响机制的认识,并且据此可以提出具有针对性的政策应对手段。

三、理论分析与研究假设

本文基于 Li 等的模型进行简化,提出一个两国(中美)双产品(可贸易和不可贸易产品)Armington 类型的全球一般均衡模型(Global General Equilibrium)^[22]®,在该模型基础上引入对福利的分析以探究提高关税如何影响交易条件、交易数量从而影响整体经济福利^[23]。在 Armington 全球模型中,中美两国的目标均是最大化其效用函数,用 CES 函数表示,具体形式如下:

$$\max U_M = [\delta_M X_M^{NT} \frac{\sigma_M^{-1}}{\sigma_M} + (1 - \delta_M) X_M^T \frac{\sigma_M^{-1}}{\sigma_M}]^{\frac{\sigma_M}{\sigma_M - 1}}, M = CH, US \quad (1)$$

式(1)中: X_M^{NT} 代表 M 国不可贸易商品, X_M^T 代表 M 国可贸易商品, δ_M 代表 M 国消费者对国内不可贸易商品偏好系数; σ_M 代表 M 国国内不可贸易商品与可贸易商品的替代弹性。CH 表示中国, US 表示美国。令 p_M^{NT} 和 p_M^T 分别表示 M 国不可贸易和可贸易商品的价格, 两国的预算约束条件如下:

$$Y_M = p_M^{NT} X_M^{NT} + p_M^T X_M^T, M = CH, US \quad (2)$$

通过一阶条件,将所得欧拉方程两边取对数并整理,可得 M 国可贸易商品相关函数:

$$\ln X_M^T = \sigma_M (\ln p_M^{NT} - \ln p_M^T) + \ln X_M^{NT} + \sigma_M [\ln \delta_M - \ln (1 - \delta_M)], M = CH, US \quad (3)$$

根据式(3)可知,一国对可贸易商品的需求取决于两种商品的价差、本国商品的需求、两种商品的偏好以及弹性系数。根据 Bowen 等的理论,当一国征收关税 τ_M 时,社会福利的变化方程如下^[24]:

$$d W_M = -X_M^T d p_M^T + \tau_M p_M^T d X_M^T, M = CH, US \quad (4)$$

式(4)说明,当征收关税时,一国的福利变化由两部分组成,一部分是由于本国的贸易条件发生变化($d p_M^T$),另一部分是由于进口产品的数量发生变化($d X_M^T$)。已知 $d p_M^T < 0$ 且 $d X_M^T < 0$,因此式(4)的这两项效应呈现相反的符号,也就是说当征收关税时,本国的福利变化可正可负。根据经典贸易理论,当大国征收关税时有可能增加其社会福利,而小国的社会福利必然减少。由于本文关注的是中美双边的贸易问题,难以简单地以大国、小国为根据对双边的福利影响进行判断。因此我们需要进一步研究两国福利变化的贸易条件。以中国为例,对式(3)中的 X_{CH}^T 求微分可得:

$$d X_{CH}^T = \left[\sigma_{CH} \left(\frac{d p_{CH}^{NT}}{p_{CH}^{NT}} - \frac{d p_{CH}^T}{p_{CH}^T} \right) + \frac{d X_{CH}^{NT}}{X_{CH}^{NT}} \right] X_{CH}^T \quad (5)$$

式(5)中, $\frac{d p_{CH}^{NT}}{p_{CH}^{NT}}$ 、 $\frac{d p_{CH}^T}{p_{CH}^T}$ 和 $\frac{d X_{CH}^{NT}}{X_{CH}^{NT}}$ 分别代表中国不可贸易商品、可贸易商品价格以及本国商品的百分比变化量。重新将式(5)代入式(4)可得中国福利函数如下(美国福利函数与此类似):

$$d W_{CH} = -X_{CH}^T d p_{CH}^T + \tau_{CH} p_{CH}^T X_{CH}^T \left[\sigma_{CH} \left(\frac{d p_{CH}^{NT}}{p_{CH}^{NT}} - \frac{d p_{CH}^T}{p_{CH}^T} \right) + \frac{d X_{CH}^{NT}}{X_{CH}^{NT}} \right] \quad (6)$$

本文假设,中国和美国实施的关税程度一致,则在均衡状态下可贸易商品的价格为该商品的国际价格,即式(6)中的第一项可以认为中美影响相抵,在比较两国福利变化时不予探讨。因此,造成中美两国福利变化差异的主要因素来源于式(6)中的第二项,即增加关税后进口量的变化。而给定相同的关税税率时,进口量的变化主要取决于 Armington 替代弹性 σ 、本国非贸易商品与贸易商品价格差相对变化情况以及非贸易商品数量相对变化量情况。其中,最关键的影响因素是 Armington 替代弹性。由此,我们提出三种假设:

假设 1: 给定双边对称关税率,若中国市场的国内商品与进口商品之间的替代弹性小于美国市场,即 $\sigma_{CH} < \sigma_{US}$,则关税的增加造成中国进口量的负效应要大于美国。因此,增加相同程度的关税,中国市场的福利损失大于美国,或福利收益小于美国。

假设 2: 若中国市场的国内商品与进口商品之间的替代弹性大于美国市场,即 $\sigma_{CH} > \sigma_{US}$,则增加相同程度的关税,中国市场的福利损失小于美国,或福利收益大于美国。

假设 3: 若两国替代弹性一致,即 $\sigma_{CH} = \sigma_{US}$,则增加相同程度的关税,社会福利的损失或收益情况相似。

后文将选取两国股票市场价格变化作为实体经济和福利变化的替代变量,主要基于以下两点考虑。第一,根据 Lucas 资产定价模型,股票价格代表资产未来收益的折现之和^[25]。如果中美贸易争

端能够对两国实体经济从而对社会福利产生显著影响,那么其应该也会通过股票市场得到体现,这一点已经在 2018~2019 年中美两国股市跟随中美双方贸易信息宣告而大幅波动的事实中得到体现。第二,尽管中美贸易争端可能会对两国经济产生显著影响,但是实体经济消化这种影响需要一定的时间,短期内实体部门可能不会像股票市场那样做出充分反应,比如在 2018 年,由于存在“抢出口”效应,中美双边货物贸易总额 6335.2 亿美元,同比增长达 8.5%,但股票市场从 2017 年底的 3303 点下降至 2018 年底的 2494 点。可见,从实际情况来看,中美贸易争端对两国实体经济、居民福利的影响已经在股票市场上即时得到充分体现。因此,本文认为,股票市场能够充分反映中美贸易争端对实体经济及福利的影响。

四、数据收集与分析方法

(一)中美贸易争端宣告信息数据

自 2018 年 3 月以来,中美就双边贸易问题展开了多轮磋商。同时,随着贸易争端的愈演愈烈,双边不定期发布贸易争端相关信息。本文首先总结自 2018 年 3 月 1 日至 2019 年 8 月 31 日中美贸易争端发布的主要公告^③。根据此类信息,我们构建了一个虚拟变量(d_0),该变量在公告日的值设定为 1,否则为 0。表 1 显示了部分相关重要新闻公告的细节^④。

表 1 中美贸易争端部分重要新闻公告

美国时间	中国时间	内容
2018/3/22	2018/3/23	美国正式签署总统备忘录,同时宣称将有可能对从中国进口的 600 亿美元商品加征关税,并限制中国企业对美投资并购。
2018/4/4	2018/4/4	中国发布公告宣称对原产于美国的大豆、汽车、化工品等 14 类 106 项商品加征 25% 的关税。
2018/5/4	2018/5/4	5 月 3 日至 4 日,美方来华磋商,双方态度积极,部分问题达成共识,部分问题分歧较大。
2018/5/29	2018/5/30	美国将对 500 亿中国商品征收 25% 的关税,具体商品清单将在 6 月 15 日公布,关税将在此后不久施行。
2018/6/15	2018/6/16	国务院关税税则委员会发布公告决定,对原产于美国的 659 项约 500 亿美元进口商品加征 25% 的关税。
2018/7/10	2018/7/10	美国宣称对约 2000 亿美元中国产品加征 10% 的关税,其中包括海产品、农产品、水果、日用品等项目。
2018/8/1	2018/8/2	美国政府宣布对从中国进口的约 2000 亿美元商品关税税率从 10% 提高至 25%。中国政府宣布对美国进口 600 亿美元征收关税。
2018/9/24	2018/9/24	美国对价值 2000 亿美元的中国输美商品征收 10% 的关税,从 2019 年 1 月 1 日开始关税税率将提高至 25%。作为回应,中国对价值 600 亿美元的美国商品征税。
2018/12/1	2018/12/1	中美同意休战 90 天,期间暂停征收新关税。美方同意在两国举行贸易磋商之际,将原定于 1 月 1 日开始对价值 2000 亿美元中国输美商品提高关税的计划推迟到 3 月初执行。中国同意购买大量美国商品。
2019/2/24	2019/2/24	美方将原定 3 月 1 日的期限推迟,把 2000 亿美元中国输美商品的关税维持在 10%,但未设定新的期限。
2019/5/5	2019/5/6	美国领导人在个人推特上发布消息表示,5 月 10 日开始,将把价值 2000 亿美元的中国输美商品关税从 10% 提高到 25%。
2019/6/29	2019/6/29	6 月 29 日,中美元首同意重启两国经贸磋商,美方表示不再对中国出口产品加征新的关税。
2019/7/31	2019/7/31	第十二轮中美经贸磋商在上海举行。
2019/8/1	2019/8/2	美方再次宣布从 9 月 1 日起对 3000 亿美元中国输美商品加征 10% 关税。

数据来源:作者根据新闻报道汇总。

为了更全面地区分贸易争端消息的相关影响,我们进一步将 2018 年 3 月 1 日至 2019 年 8 月 31 日期间内所有的相关消息,根据发布内容属性是否会改善或恶化双边贸易关系区分为利好或利空消息,根据新闻发布国区分为美国或中国发布相关消息,数据来源同上。

(二)中美两国股票市场收益率数据

本文分别选取了中美两国股票市场综合指数来估计贸易争端对两国股市的宣告效应。样本区间与贸易争端信息匹配,为 2018 年 3 月 1 日至 2019 年 8 月 31 日。根据 Bomfim 的方法,股票市场日收益率由股票市场综合指数的日对数变化来表示^[26]。因此,中国(CH)和美国(US)的每日股市收益率计算如下:

$$R_{M,t} = 100 \ln \left(\frac{P_{M,t}}{P_{M,t-1}} \right), M = CH, US \quad (7)$$

式(7)中, $R_{M,t}$ 为 M 国 t 日股市的日收益率; $P_{M,t}$ 为 M 国 t 日股市的收盘价。本文分别选取上证综指和标准普尔 500 指数作为中美两国股票市场综合指数代表, 相关数据来源于 Wind 数据库。表 2 为中美两国股市日收益率描述性统计。由表 2 可知, 上证指数在样本期间收益率下降, 而标准普尔 500 指数则上升, 并且上证指数的波动性高于标准普尔 500, 中美两国股市表现在样本期间的这一差异初步揭示出贸易争端对两国的影响程度可能存在显著不同, 同时也表明中美两国的股市能够提供比较不同宣告效应的良好样本。

在开始介绍模型之前, 本文使用 ADF 单位根检验与 PP 面板单位根检验来检验变量的平稳性, 检验汇总如表 3 所示。结果表明, 中美两国股票市场样本皆是平稳的。

变量	样本数	均值	标准误	最小值	最大值
R_CH	405	-0.0367	1.272	-5.746	5.449
R_US	418	0.0196	1.000	-4.184	4.840

变量	ADF 检验统计	PP 检验统计
R_CH	-20.616 ***	-20.615 ***
R_US	-21.034 ***	-21.109 ***

注: *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

(三) 计量模型设定

1. 总体宣告效应计量模型

为了更好地验证贸易争端对中美股市的影响, 本文的一般模型主要基于 Jones 等, 以及 Andersen 和 Bollerslev 的模型设定^{[27][28][29]}, 具体如下:

$$R_{M,t} = x_{M,t} \beta_M + u_{M,t}, M = CH, US \quad (8)$$

$$u_{M,t} = s_{M,t} \sqrt{h_{M,t}}, s_{M,t} \sim i.i.d. N(0, 1), M = CH, US \quad (9)$$

$$h_{M,t} = \alpha_{M,0} + \alpha_{M,1} u_{M,t}^2 + \alpha_{M,2} h_{M,t-1}, M = CH, US \quad (10)$$

式(8)描述了股票市场收益率的演化过程, 日收益率的条件均值由 $x_{M,t} \beta_M$ 给出, $u_{M,t}$ 反映了股市日收益率中不可预测的变化。考虑到股票市场的波动性聚类特征, 本文根据 Bollerslev 的方法使用式(10)来刻画这一特征^[29]。

根据自相关函数 (ACF) 和偏自相关函数 (PACF) 可以发现, 中国股票市场收益率样本服从 ARMA(3, 3) - GARCH(1, 1) 过程, 满足 Akaike 信息准则 (AIC) 和 Bayesian 信息准则 (BIC)。相同的检验和标准中, 美国股市收益率样本服从 GARCH(1, 1) 过程。图 1 显示两国股市样本相关函数 AC 和 PAC 图。

因此, 构建如下中美贸易争端对中国股市收益率条件均值和方差影响的 GARCH 模型:

$$R_{CH,t} = \beta_{CH,0} + \sum_{i=-T}^T \theta_{CH,i} d_i + \beta_{CH,1} R_{CH,t-3} + u_{CH,t} + \gamma_{CH,3} u_{CH,t-3}$$

$$u_{CH,t} = s_{CH,t} \sqrt{h_{CH,t}}, s_{CH,t} \sim i.i.d. N(0, 1)$$

$$h_{CH,t} = \alpha_{CH,0} + \kappa_{CH,0} d_0 + \alpha_{CH,1} u_{CH,t}^2 + \alpha_{CH,2} h_{CH,t-1} \quad (11)$$

同理, 构建如下贸易争端对美国股市收益率条件均值和方差影响的 GARCH 模型:

$$R_{US,t} = \beta_{US,0} + \sum_{i=-T}^T \theta_{US,i} d_i + u_{US,t}$$

$$u_{US,t} = s_{US,t} \sqrt{h_{US,t}}, s_{US,t} \sim i.i.d. N(0, 1)$$

$$h_{US,t} = \alpha_{US,0} + \kappa_{US,0} d_0 + \alpha_{US,1} u_{US,CH,t}^2 + \alpha_{US,2} h_{US,t-1} \quad (12)$$

式(11)和(12)中, d_i 是跟踪所有贸易争端宣告信息数据所设的虚拟变量。根据事件研究定义, 新闻发布日期当日被设置为公告日, 在模型中被描述为 d_0 , 事件窗口为公告日前后 2 天, i 指的是公告日前后日期, 在模型中表示为 $d_i (i \neq 0; i$ 为负数表示公告日之前)。系数 $\theta_{M,i}$ 可以解释为事件窗口期 i 日对股市已实现的收益率的影响程度, 系数 $\kappa_{M,0}$ 可以解释为公告日当日对股市波动的影响程度 ($M = CH, US$)。

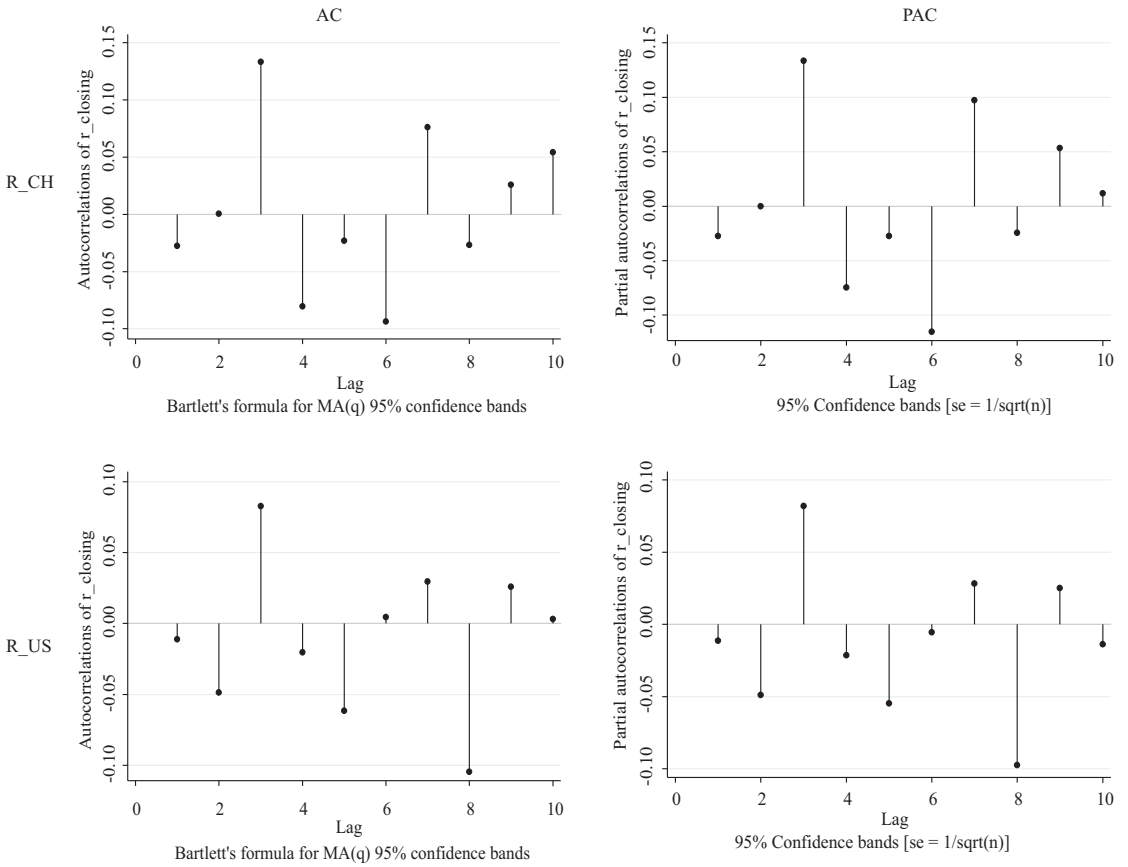


图 1 自相关函数 (ACF) 和偏自相关函数 (PACF)

2. 区分消息内容属性的宣告效应计量模型

为了更清晰地描述不同类别的贸易争端信息对股市的宣告影响,本文根据信息内容,区分为“利好消息”——两国发布的关于贸易环境改善的信息和“利空消息”——两国发布的关于贸易环境恶化的信息。在此基础上,进一步构建对中国股市影响的模型:

$$\begin{aligned}
 R_{CH,t} &= \beta_{CH,0} + \sum_{i=-T}^T \theta_{CH,i}^{good} d_i^{good} + \sum_{i=-T}^T \theta_{CH,i}^{bad} d_i^{bad} + \beta_{CH,1} R_{CH,t-3} + u_{CH,t} + \gamma_{CH,3} u_{CH,t-3} \\
 u_{CH,t} &= s_{CH,t} \sqrt{h_{CH,t}}, s_{CH,t} \sim i.i.d.N(0,1) \\
 h_{CH,t} &= \alpha_{CH,0} + \kappa_{CH,0}^{good} d_0^{good} + \kappa_{CH,0}^{bad} d_0^{bad} + \alpha_{CH,1} u_{CH,t}^2 + \alpha_{CH,2} h_{CH,t-1}
 \end{aligned} \tag{13}$$

类似地,构建两类新闻对美国股市影响的模型:

$$\begin{aligned}
 R_{US,t} &= \beta_{US,0} + \sum_{i=-T}^T \theta_{US,i}^{good} d_i^{good} + \sum_{i=-T}^T \theta_{US,i}^{bad} d_i^{bad} + u_{US,t} \\
 u_{US,t} &= s_{US,t} \sqrt{h_{US,t}}, s_{US,t} \sim i.i.d.N(0,1) \\
 h_{US,t} &= \alpha_{US,0} + \kappa_{US,0}^{good} d_0^{good} + \kappa_{US,0}^{bad} d_0^{bad} + \alpha_{US,1} u_{US,CH,t}^2 + \alpha_{US,2} h_{US,t-1}
 \end{aligned} \tag{14}$$

式(13)和(14)中, d_i^{good} (d_i^{bad})为跟踪贸易争端利好(利空)新闻宣告信息数据所设的虚拟变量,事件窗口为公告日前后的2天。系数 $\theta_{M,i}^{good}$ ($\theta_{M,i}^{bad}$)可以解释为利好(利空)事件窗口期*i*日对股市已实现的收益率的影响程度,系数 $\kappa_{M,0}^{good}$ ($\kappa_{M,0}^{bad}$)可以解释为利好(利空)事件公告日当日对股市波动的影响程度($M=CH,US$)。

3. 区分消息归属地的宣告效应计量模型

最后,根据类似的方法,本文设定变量 d_i^{act} 和 d_i^{def} 分别为跟踪美国和中国发布的贸易争端新闻事件的虚拟变量,并将这两类新闻分别引入到模型中,得到与上述式(11)和(12)GARCH模型相似,此处不再赘述。

五、实证结果与分析

(一) 贸易争端对中美股市的总体宣告效应

根据模型(11)和(12),表4综合呈现出2018年3月至2019年8月中美贸易争端对两国股市的总体宣告效应。其中,列(1)~(3)展示了对中国股市的影响,列(4)~(6)展示了对美国股市的影响。

从表4的均值方程结果可以看出,无论对中国还是美国市场,贸易争端相关新闻在公告日当天对股市收益率(d_0)均有显著的负向影响。列(1)显示,与没有贸易争端背景下的股票市场收益率相比,贸易争端相关消息公告当日中国股票市场收益率下降0.751%,而美国股票市场收益率下降0.250%(列(4))。当加入前后两天的窗口期后(列(2)~列(3)、列(5)~列(6)),当日收益率(d_0)系数仍然显著为负,且变化很小。尽管在公告日后两天(d_2)中国股市收益率系数显著上升为0.422%,呈现出反弹的格局,美国股市也有所反弹,但不太显著。但总体而言,中美贸易争端对两国股市的总宣告效应都显著为负,并且对中国股市的负面影响要大于对美国股市的影响。本文认为,造成这一现象的主要原因在于中国的企业对国际市场的依赖程度较高、抗风险能力较弱,当贸易争端负面信息公布时,投资者预期未来的企业财务业绩可能受到较大影响,在投资情绪影响下整个金融市场发生波动。进一步观察方差方程可以看出,中美贸易双边相关新闻在公告日当天对中国股市的收益率波动具有显著的正向影响,而在美国股市则不显著(表4),这表明中美贸易争端显著加剧了中国股市波动,但对美国股市的波动影响较小。

表4 贸易争端信息对中美两国股市的总体宣告效应

变量	(1) R_CH	(2) R_CH	(3) R_CH	(4) R_US	(5) R_US	(6) R_US
均值方程						
d_{-2}			-0.329 (-1.31)			-0.015 (-0.09)
d_{-1}		0.057 (0.22)	0.197 (0.69)		-0.099 (-0.72)	-0.080 (-0.59)
d_0	-0.751*** (-3.44)	-0.770*** (-3.45)	-0.751*** (-3.14)	-0.250** (-2.26)	-0.258** (-2.26)	-0.247** (-2.15)
d_1		0.044 (0.24)	-0.040 (-0.20)		0.137 (1.09)	0.134 (1.06)
d_2			0.422* (1.74)			0.162 (0.83)
L3.ar	-0.465** (-2.37)	-0.463** (-2.35)	-0.441** (-2.15)			
L3.ma	0.628*** (3.69)	0.627*** (3.68)	0.603*** (3.38)			
Constant	0.013 (0.18)	0.004 (0.05)	-0.002 (-0.02)	0.126*** (3.04)	0.124*** (2.85)	0.106** (2.34)
方差方程						
L.arch	0.052** (2.36)	0.052** (2.37)	0.050** (2.02)	0.226*** (5.14)	0.227*** (5.21)	0.225*** (5.30)
L.garch	-0.769*** (-8.33)	-0.773*** (-8.44)	-0.730*** (-6.66)	0.738*** (17.13)	0.740*** (17.45)	0.744*** (17.78)
d_0	0.345*** (4.46)	0.345*** (4.15)	0.380*** (3.90)	0.751 (1.12)	0.698 (0.83)	0.711 (0.82)
Constant	0.907*** (10.22)	0.912*** (10.14)	0.874*** (8.77)	-2.959*** (-11.46)	-2.998*** (-11.39)	-3.019*** (-11.30)
Observations	405	404	402	418	417	415

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为t统计量。

综上所述,从中美贸易争端的总体宣告效应出发,中美股票市场都在一定程度上受到贸易争端的负向冲击,但是对中国股市的收益率、波动影响程度都要大于对美国的影响。这一结论也验证了我们模型中提出的假设1。可见,现阶段我国对进口产品的依赖程度要高于美国,因此,在贸易争端中更易受到负面的影响。

(二)利好与利空新闻的宣告效应

根据模型(13)和(14),假设利好与利空两类新闻是相互独立的,可以作为不同的变量纳入模型。表5显示了根据贸易争端信息内容区分的利好新闻宣告效应和利空新闻宣告效应的结果。

表5 贸易争端利好与利空新闻对两国股市的宣告效应

变量	(1) R_CH	(2) R_CH	(3) R_CH	(4) R_US	(5) R_US	(6) R_US
均值方程						
d_{-2}^{good}			-0.456 (-1.07)			-0.327 (-0.69)
d_{-1}^{good}		0.256 (0.44)	0.329 (0.55)		0.030 (0.08)	0.056 (0.18)
d_0^{good}	1.639 *** (3.63)	1.717 *** (3.62)	1.670 *** (3.70)	0.494 *** (2.72)	0.516 ** (2.29)	0.534 ** (2.24)
d_1^{good}		0.179 (0.59)	0.092 (0.27)		-0.152 (-0.49)	-0.091 (-0.30)
d_2^{good}			0.141 (0.25)			0.353 (1.38)
d_{-2}^{bad}			-0.091 (-0.30)			0.152 (0.89)
d_{-1}^{bad}		0.014 (0.06)	0.188 (0.67)		-0.163 (-1.27)	-0.155 (-1.17)
d_0^{bad}	-1.336 *** (-3.87)	-1.330 *** (-3.80)	-1.361 *** (-3.98)	-0.590 *** (-4.00)	-0.611 *** (-3.92)	-0.604 *** (-3.81)
d_1^{bad}		0.012 (0.06)	-0.117 (-0.47)		0.249 * (1.91)	0.225 * (1.75)
d_2^{bad}			0.696 *** (2.73)			0.122 (0.71)
L3.ar	-0.419 ** (-2.57)	-0.412 ** (-2.43)	-0.404 ** (-2.29)			
L3.ma	0.630 *** (4.62)	0.625 *** (4.43)	0.613 *** (4.19)			
Constant	0.004 (0.06)	-0.013 (-0.17)	-0.040 (-0.51)	0.123 *** (3.15)	0.121 *** (2.86)	0.100 ** (2.33)
方差方程						
L.arch	0.045 (1.20)	0.047 (1.22)	0.049 (1.34)	0.221 *** (5.03)	0.222 *** (5.06)	0.232 *** (5.10)
L.garch	-0.662 *** (-3.28)	-0.652 *** (-3.23)	-0.680 *** (-3.29)	0.749 *** (17.97)	0.749 *** (17.53)	0.745 *** (17.69)
d_0^{good}	0.448 * (1.88)	0.494 ** (1.99)	0.431 * (1.80)	NA	NA	NA
d_0^{bad}	0.304 * (1.65)	0.303 (1.58)	0.266 (1.35)	NA	NA	NA
Constant	0.791 *** (5.35)	0.785 *** (5.19)	0.783 *** (5.21)	0.049 *** (4.14)	0.048 *** (3.87)	0.045 *** (3.92)
Observations	405	404	402	418	417	415

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著,括号内为 t 统计量。

从表5的均值方程可以看出,两国贸易争端的利好消息对中美股市收益率均产生了显著的正向影响。列(1)显示,与没有贸易争端背景下的股票市场收益率相比,贸易争端的利好消息使中国股票市场收益率上升 1.639%;列(4)显示,利好消息使美国股票市场收益率上升了 0.494%。可见,中国市场较美国市场,对贸易争端中的利好消息更为敏感,市场的正向获益更大。另一方面,关于双边贸易

的利空新闻对中美股票市场回报率均有着显著的负向影响。列(1)显示利空消息使得中国股票市场收益率下降 1.336%，列(4)显示利空消息使美国股票市场收益率下降 0.590%，表明双边贸易争端的利空消息依然对中国股市的影响要大于美国股市。除此之外，本文发现在利空新闻公布后两天，中国股市的回报率出现上升，股市呈现出反弹的格局，美国股市也有类似现象，这一结论与总宣告效应相一致。

综上所述，关于改善中美两国双边贸易环境的利好消息有利于两国股市，而关于贸易环境恶化的利空消息则损害两国股市收益。较之美国市场，中国股市的这两种效应更为明显。

(三)中美两国分别发布的贸易争端新闻的宣告效应

在此次中美贸易争端过程中，中国与美国都在不同阶段公布了与贸易有关的措施或反制措施。为了更好地检验两国股市对不同国家公布相关信息的反应情况，表 6 和表 7 分别估计了中国发布贸易争端新闻的宣告效应和美国发布贸易争端新闻的宣告效应。

表 6 中国发布的贸易争端新闻对两国股市的宣告效应

变量	(1) R_CH	(2) R_CH	(3) R_CH	(4) R_US	(5) R_US	(6) R_US
均值方程						
d_{-2}^{def}			-0.317 (-0.92)			-0.030 (-0.11)
d_{-1}^{def}		0.161 (0.57)	0.201 (0.70)		-0.248 (-1.24)	-0.229 (-1.14)
d_0^{def}	-0.415 (-1.42)	-0.428 (-1.47)	-0.429 (-1.50)	-0.145 (-0.92)	-0.157 (-0.97)	-0.121 (-0.87)
d_1^{def}		-0.141 (-0.55)	-0.195 (-0.71)		0.211 (1.14)	0.213 (1.20)
d_2^{def}			0.474 (1.61)			0.289 (1.27)
L3.ar	-0.427 ** (-2.05)	-0.428 ** (-1.99)	-0.401 * (-1.92)			
L3.ma	0.588 *** (3.22)	0.586 *** (3.09)	0.567 *** (3.07)			
Constant	-0.028 (-0.38)	-0.024 (-0.32)	-0.023 (-0.29)	0.106 ** (2.54)	0.109 ** (2.55)	0.092 ** (2.10)
方差方程						
L.arch	0.024 *** (4.18)	0.026 *** (3.52)	0.027 *** (3.57)	0.220 *** (5.26)	0.223 *** (5.32)	0.219 *** (5.38)
L.garch	-0.968 *** (-42.14)	-0.970 *** (-44.37)	-0.972 *** (-43.51)	0.743 *** (17.72)	0.742 *** (17.49)	0.754 *** (18.30)
d_0^{def}	0.129 ** (2.46)	0.127 ** (2.28)	0.117 ** (1.97)	0.811 (0.72)	0.986 (0.92)	NA NA
Constant	1.083 *** (18.47)	1.085 *** (17.48)	1.079 *** (17.03)	-2.921 *** (-11.63)	-2.966 *** (-11.26)	0.048 *** (3.70)
Observations	405	404	402	418	417	415

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著，括号内为 t 统计量。

从表 6 的均值方程看，中国发布的贸易争端相关新闻对中国股市和美国股市收益率均未造成即时影响。产生这一现象的主要原因可能是由于中国发布的贸易争端新闻往往是应对美国发布贸易争端新闻的反制措施，此时市场对公布的新闻已有一定程度的预期，因此宣告效应不显著。而从方差方程看，中国发布的贸易争端相关新闻在宣告日当天对中国股市收益率波动影响显著为正，加剧中国股市波动，但对美国市场波动影响不大。

表 7

美国发布的贸易争端新闻对两国股市的宣告效应

变量	(1) R_CH	(2) R_CH	(3) R_CH	(4) R_US	(5) R_US	(6) R_US
均值方程						
d_{-2}^{act}			-0.151 (-0.65)			0.044 (0.24)
d_{-1}^{act}		0.120 (0.57)	0.161 (0.73)		0.022 (0.13)	0.042 (0.25)
d_0^{act}	-0.740 *** (-3.04)	-0.745 *** (-3.05)	-0.753 *** (-3.10)	-0.187 (-1.35)	-0.184 (-1.30)	-0.158 (-1.13)
d_1^{act}		-0.206 (-0.69)	-0.246 (-0.80)		-0.025 (-0.16)	-0.016 (-0.10)
d_2^{act}			0.241 (0.69)			0.208 (0.93)
L3.ar	-0.484 ** (-2.37)	-0.483 ** (-2.42)	0.096 ** (2.31)			
L3.ma	0.645 *** (3.62)	0.648 *** (3.74)	0.772 *** (11.11)			
Constant	0.009 (0.13)	0.011 (0.17)	0.008 (0.11)	0.115 *** (2.86)	0.115 *** (2.74)	0.093 ** (2.11)
方差方程						
L.arch	0.101 *** (2.62)	0.097 ** (2.37)	0.096 ** (2.31)	0.226 *** (5.35)	0.227 *** (5.32)	0.220 *** (5.34)
L.garch	0.771 *** (12.64)	0.772 *** (11.67)	0.772 *** (11.11)	0.745 *** (18.07)	0.745 *** (17.95)	0.752 *** (18.23)
d_0^{act}	1.847 *** (4.89)	1.804 *** (4.42)	1.723 *** (4.08)	NA NA	NA NA	NA NA
Constant	-1.842 *** (-5.20)	-1.818 *** (-4.78)	-1.790 *** (-4.52)	0.052 *** (4.05)	0.052 *** (3.99)	0.051 *** (3.89)
Observations	405	404	402	418	417	415

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著，括号内为 t 统计量。

从表 7 的均值方程看，美国发布的贸易争端相关新闻对中国股票市场回报率有显著负向宣告效应，但对美国本土股市影响不显著。列(1)显示，与未发生贸易争端的股市收益相比，美国发布的贸易争端相关新闻造成中国股市收益率下降 0.740%，在 1% 显著性水平上显著。而从方差方程看，美国发布的贸易争端相关新闻在宣告日当天对中国股市收益率波动影响显著为正，但对美国本土市场波动影响不大。

综上所述，两国股市在应对不同国家发布的贸易争端新闻时，反应差异较大。中国发布的贸易争端信息对两国股市收益率的宣告效应均不显著，但加剧了中国股市波动；而美国发布的贸易争端信息对中国影响较大，但对美国影响不显著。

(四)中美贸易争端宣告效应的结构性分析

为进一步考察中美贸易争端对两国股市的结构性影响，表 8 选取深证成指、中小板指数、沪深 300 指数、沪深 300 工业指数以及沪深 300 能源指数，取代上述结果中选取的上证综指进行重新估计，相关数据来源自 Wind 数据库。本文之所以对工业部门板块指数和企业规模板块指数进行重点关注，是因为无论是从第一批 500 亿美元商品关税清单还是第二批 2000 亿美元关税清单来看，我国制造业部门都首当其冲。并且，由于我国工业部门涉及大量劳动密集型的中小企业，中小企业由于生存条件不如大企业，其抵御中美贸易争端的能力可能更弱。反观中国对美国加征关税的商品清单，主要集中在农产品和一些机电类产品，这主要与长期以来美国对我国出口高科技产品的限制有关。因此，贸易争端对美国各行业的影响可能也主要体现在工业部门。同时，由于上述指数在选择成分股的类型上有所差异^⑤，因此这也构成中美贸易争端宣告效应的稳健性检验。

从表 8 均值方程结果来看,中美两国贸易争端相关新闻在公告日当天对股市的日收益率具有显著的负向宣告效应,与上证指数结果保持一致。从方差方程结果来看,估计结果均显示贸易争端对股市波动具有正向宣告效应,也与表 4 结果一致。可见,中美贸易争端对中国股市的影响是全面的。

从影响大小方面来看,与表 4 的上证综指结果相比,深证成指受贸易争端的持续性影响更持久(方差方程中 d_0 系数更大),而中小板指数在收益率上受贸易争端影响更大。由于这两个指数的成分股均为规模相对较小的企业,可见,在此次贸易争端中,中小企业面临更大的挑战和更不安全的投资环境。沪深 300 的收益率负向影响略高于上证综指,而沪深 300 工业指数的当期影响比上证综指略小,但其受贸易争端的持续性影响明显更长,沪深 300 能源指数所受影响略大于上证综指。可见,贸易争端的宣告效应存在行业与板块异质性^⑥。

本文选取了纳斯达克指数、标准普尔 100 (SP100) 指数、道琼斯工业指数、标准普尔 500 (SP500) 工业以及能源板块指数,来检验贸易争端的宣告效应对美国股市的结构性影响,相关数据来自 Wind 数据库。从均值方程结果来看,贸易争端新闻公布当日对股市收益的负向宣告效应依旧成立,可见该结果较为稳健。从数值来看,与表 4 选取 SP500 指数的结果相比,选取纳斯达克指数与 SP100 指数的负向宣告效应较小,但选取道琼斯工业指数以及 SP500 工业板块指数时,贸易争端的负向宣告效应都远高于其他指数结果,而选取 SP500 能源板块时,宣告效应不显著(因为篇幅原因,具体结果略)。可见,上文在贸易争端对中国股市的影响分析中,得出贸易争端的宣告效应存在一定的板块和行业异质性这一结论针对美国股市同样适用。中美双边贸易争端对美国工业行业的影响要高于其他行业,工业行业的损失最大,不但当期收益率下降更多,而且对当期和未来的波动也具有显著影响(波动率更大且更为显著)^⑦。

表 8 贸易争端宣告效应对中国股市的结构性影响

变量	深证成指 R_CH	中小板 R_CH	沪深 300 R_CH	300 工业 R_CH	300 能源 R_CH
均值方程					
d_0	-0.691 *** (-2.90)	-0.820 *** (-2.62)	-0.768 *** (-3.09)	-0.668 *** (-3.80)	-0.756 *** (-2.71)
L3.ar	-0.493 ** (-2.02)	-0.594 *** (-2.73)	-0.590 *** (-3.60)	-0.542 *** (-2.92)	-0.810 *** (-15.58)
L3.ma	0.620 *** (2.80)	0.700 *** (3.54)	0.729 *** (5.24)	0.696 *** (4.39)	0.930 *** (24.64)
Constant	0.027 (0.31)	-0.010 (-0.11)	0.036 (0.47)	0.013 (0.18)	-0.025 (-0.35)
方差方程					
L.arch	0.098 ** (2.10)	0.059 * (1.66)	0.071 *** (2.63)	0.100 *** (3.24)	0.012 (1.25)
L.garch	0.752 *** (7.27)	-0.702 *** (-4.31)	-0.735 *** (-6.53)	0.839 *** (17.12)	-0.698 *** (-4.49)
d_0	1.358 *** (2.63)	0.339 *** (3.21)	0.347 *** (3.69)	1.296 * (1.73)	0.376 *** (2.94)
Constant	-1.195 ** (-1.99)	1.420 *** (9.92)	1.068 *** (10.40)	-2.356 *** (-3.76)	1.034 *** (8.76)
Observations	405	405	405	405	405

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著,括号内为 t 统计量。

六、结论与政策启示

随着中美贸易争端愈演愈烈,其对实体经济的影响不仅受到各国政策制定者的关注,也受到越来越多学者的关注。作为一个较好的研究样本,美国和中国的股票市场提供了大量的信息来了解此次贸易争端是如何影响两国经济和金融市场。为了全面研究中美贸易争端对两国的影响机制,本文首

先提供了一个包含两国双产品的 Armington 类型全球一般均衡模型,提出提高关税可能造成福利影响差异的研究假设。其次,通过采用广义自回归条件异方差(GARCH)模型分别就贸易争端对中美两国股市的收益率及波动的宣告效应进行分析。最后,进一步挖掘比较中美两国经济受到的结构性影响区别。本文发现:(1)从此次贸易争端对股市的总体宣告效应来看,贸易争端对中国股市的负面影响要大于对美国股市的负面影响。(2)区分信息内容属性,关于改善中美两国双边贸易环境的利好消息有利于两国股市,而关于贸易环境恶化的利空消息则将损害两国股市收益。较之美国市场,中国股市的这两种效应更为明显。(3)区分信息发布归属,中国发布的贸易争端宣告效应对两国股市收益率影响均不显著,但加剧了中国股市波动;而美国发布的贸易争端宣告效应对中国影响较大,但对美国影响不显著。(4)进一步挖掘结构性影响差异,对于中国而言,贸易争端对工业部门和中小企业股价影响更大,对大企业影响相对较小;对于美国而言,工业企业所受影响更大,其他行业所受影响较小。

基于上述研究结论,本文认为:第一,贸易争端对中美双方实体部门都具有显著的负面影响,美国工业部门受贸易摩擦的影响尤为显著,表明由美国单方面挑起的中美贸易争端对其自身也造成了显著负面影响,贸易争端实际上没有赢家,只有平等对话协商解决冲突才能实现中美双方共赢。第二,在此次中美贸易争端中,中国受到的影响相对更大,尤其是中小企业所受影响最大,这主要是因为我国经济对外部的依赖相对较强从而更易受外部环境变化的冲击。未来一定时期,外部经济环境仍然存在较大的不确定性,发达国家由于内部结构性问题难以解决,其经济增长率在较长一段时期内很可能难以恢复到其应有的正常水平,这会导致我国面临的外部需求放缓,并且发达国家部分政治团体有可能以贸易失衡等为借口向外部转移其国内政治经济矛盾,导致未来我国面临的国际大环境更为复杂。我国应主动适应这一新的国际形势,按照中央部署,坚定“以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进”的新发展格局,通过积极满足国内市场需求,释放改革红利。另一方面继续坚定扩大对外开放,加强多边贸易合作。第三,在经历近四十年的快速发展后,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,贯彻落实新发展理念是当前及未来经济发展规律的必然要求。对于企业而言,应紧紧围绕新发展理念,主动调整传统的粗放式经济发展模式,通过加快创新步伐、提高绿色发展水平等方式不断推动产业升级和技术进步,这不但是高质量发展的必然要求,也是未来应对外部不确定性的重要手段。

注释:

①根据 2018~2019 年中华人民共和国商务部新闻发言人就中美两国贸易争端相关发言新闻汇总整理。新闻来源:<http://www.mofcom.gov.cn/>。

②Li 等(2016)构建了一个包含两种产品的 13 国模型,用以研究贸易双边的大宗协议对中国的影响。

③2018 年 3 月 22 日,美国正式签署总统备忘录,并宣布对约 600 亿美元的中国商品征收关税,这可以被看作是此次中美贸易争端的开端。本文选择截止至 2019 年 8 月 31 日内的中美贸易争端事件。除样本期间外,2020 年 1 月 9 日,商务部对外发布“应美方邀请,中共中央政治局委员、国务院副总理、中美全面经济对话中方牵头人刘鹤将于本月 13 日至 15 日率团访问华盛顿,与美方签署第一阶段经贸协议。双方团队正在就协议签署的具体安排密切沟通。”美国当地时间 1 月 15 日,经过中美两国经贸团队共同努力,在平等和相互尊重的基础上,中美双方在美国首都华盛顿正式签署第一阶段经贸协议。然而,美国商务部于当地时间 2020 年 6 月 5 日发布公告,将 24 个中国机构列入出口管制“实体清单”,7 月 21 日美国商务部公布,商务部工业与安全局(BIS)在实体清单中再增加 11 家中国企业。可见,中美贸易争端仍在继续,贸易争端的影响可能会是持续长远的。

④由于中美贸易争端相关信息较多,本文选取每月代表事件作为主要信息在表 1 中展示。

⑤相对于上证指数的大型企业,深证成指的成分股(500 家)与中小板指数选择的企业规模相对较小,而沪深 300 指数的成分股企业规模较大。

⑥本文在比较分析贸易争端的宣告效应对中国不同行业板块异质性时,还选取了农业、采矿业、制造业、批发零售、信息传输、软件和信息技术服务业、金融业和房地产等行业,结果发现中美双边贸易争端的宣告效应对这些行业板块均显著,但对采矿业、制造业、以及信息传输、软件和信息技术服务业的影响更为持久。

⑦本文在比较分析贸易争端的宣告效应对美国不同行业板块异质性时,还选取了信息技术、金融业、材料、房地产行业板块指数,与能源板块结果类似,中美双边贸易争端的宣告效应对这些行业板块不显著。因此,由于篇幅限制,本文以能源行业为代表进行展示。

参考文献:

[1] Ross, S. Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevance[J].Journal of Finance, 1989, (44):1—17.

- [2] Gilpin, R. The Political Economy of the Multinational Corporation: Three Contrasting Perspectives[J]. American Political Science Review, 1976, 70 (1):184—191.
- [3] Katzenstein, P. J. Between Power and Plenty: Foreign Economic Policies of Advanced Industrial States[M]. Madison: University of Wisconsin Press, 1978.
- [4] Whalley, J. Trade Liberalization among Major World Trading Areas[M]. Boston: MIT Press, 1985.
- [5] 左明轩.中美贸易摩擦下美国股票市场的资产配置[J].清华金融评论,2018,(5):111—112.
- [6] 王宏涛,曾晶晶,王晓芳.中美贸易摩擦背景下货币政策对资产价格的溢出效应研究[J].统计与决策,2020,(19):131—136.
- [7] 郑君君,赵成.股市对贸易争端的反应:基于事件研究法与BP结构断点检验[J].统计与决策,2020,(15):153—157.
- [8] 和文佳,方意,荆中博.中美贸易摩擦对中国系统性金融风险的影响研究[J].国际金融研究,2019,(03):34—45.
- [9] 付雷鸣,万迪昉,张雅慧.中国上市公司公司债发行公告效应的实证研究[J].金融研究,2010,(3):130—143.
- [10] 李俊峰,王汀汀,张太原.上市公司大股东增持公告效应及动机分析[J].中国社会科学,2011,(4):95—110.
- [11] 冯笑,王永进.多产品企业、中间品贸易自由化与产品范围[J].中南财经政法大学学报,2019,(5):3—144.
- [12] 张雪莹.存款准备金率调节对市场利率的影响效应研究[J].数量经济技术经济研究,2012,(12):136—146.
- [13] 成娜.中国货币政策变化对沪深300指数影响的实证分析[D].复旦大学,2012.
- [14] 严佳佳,郭玮,黄文彬.“沪港通”公告效应比较研究[J].经济动态,2015,(12):69—77.
- [15] 郭红玉,许争,佟捷然.日本量化宽松政策的特征及对股票市场短期影响研究——基于事件分析法[J].国际金融研究,2016,349(5):38—47.
- [16] 冯玉梅,董合平.宏观经济信息宣告的股市收益及性效应——基于改进的AR(1)-EGARCH(1,1)-M模型的实证检验[J].数学的实践与认识,2007,37(16):64—71.
- [17] 左俊义,王玮.中国存款准备金政策的宣告效应研究[J].南方金融,2009,(7):20—23.
- [18] 仇晓莉.宏观信息发布对国债收益率波动的影响[D].西南财经大学,2013.
- [19] Flannery, M. J., Protopapadakis, A. Macroeconomic Factors DO Influence Aggregate Stock Returns[J]. Review of Financial Studies, 2002, 15(3):751—782.
- [20] De Goeij, P., Marquering, W. Macroeconomic Announcements and Asymmetric Volatility in Bond Returns[J]. Journal of Banking and Finance, 2006, 30(10):2659—2680.
- [21] Steeley, J. M., Matyushkin A. The Effects of Quantitative Easing on the Volatility of the Gilt-edged Market[J]. International Review of Financial Analysis, 2015, (37):113—128.
- [22] Li, C., Wang, J., Whalley, J. Impact of Mega Trade Deals on China: A Computational General Equilibrium Analysis[J]. Economic Modelling, 2016, (57): 13—25.
- [23] Andersen, T. G., Bollerslev, T. Intraday Periodicity and Volatility Persistence in Financial Markets[J]. Journal of Empirical Finance, 1997, (4):115—158.
- [24] Bowen, H. P., Hollander, A., Viaene, J. M. A. Applied International Trade Analysis[M]. Ann Arbor: University of Michigan Press, 1998.
- [25] Lucas, R. E. Jr. Asset Prices in an Exchange Economy[J]. Econometrica, 1978, 46(6):1429—1445.
- [26] Bomfim, A. N. Pre-announcement Effects, News Effects, and Volatility: Monetary Policy and the Stock Market[J]. Journal of Banking and Finance, 2003, 27(1):133—151.
- [27] Jones, C. M., Lamont, O. A., Lumsdaine, R. L. Macroeconomic News and Bond Market Volatility[J]. Journal of Financial Economics, 1998, 47(3):315—337.
- [28] Andersen, T. G., Bollerslev, T. Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts[J]. International Economic Review, 1998, 39(4):885—905.
- [29] Bollerslev, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics, 1986, 31(3):307—327.

(责任编辑:肖加元)