

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2023.10.004

反倾销制裁对现金持有政策的影响研究^①

——来自我国上市公司的证据

叶志强¹, 朱青青¹, 张顺明^{2*}

(1. 华东理工大学商学院, 上海 200237; 2. 中国人民大学财政金融学院, 北京 100872)

摘要: 近年来国际贸易保护主义越来越严重, 特别是反倾销制裁给国际贸易摩擦受害国的微观企业带来怎样的影响, 这是一项值得研究的重要课题。实证研究反倾销制裁对我国上市公司现金持有政策的影响, 发现反倾销制裁会降低上市公司的现金持有水平。然后分别检验现金持有的融资约束机制和公司治理机制, 但没有发现这两种机制的稳健性实证证据。进一步地, 基于反倾销制裁对企业投资机会的影响, 提出现金持有收益与成本的权衡理论, 实证结果支持这一理论。最后发现面临反倾销制裁时上市公司降低现金持有水平会显著增加上市公司价值。研究结论增加现金持有政策的国际贸易研究新视角, 而且为我国企业应对国际贸易摩擦制定公司金融政策提供借鉴。

关键词: 反倾销制裁; 投资机会; 现金持有成本; 价值效应

中图分类号: F742; F832.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2023)10-0056-20

0 引言

2001 年加入“WTO”后, 我国出口得到快速增长, 但同时也伴随着国际贸易摩擦的加剧, 特别是 2018 年世界经济总量第一的美国对世界经济总量第二的中国发起贸易制裁格外引人注目。各国学者关于国际贸易摩擦的经济后果做了各种研究, 之前主要围绕宏观经济的影响展开研究^[1-4], 但近年来关于国际贸易摩擦对微观企业层面的影响成为研究热点^[5-12]。国际贸易摩擦最严重的后果之一是贸易国发起反倾销制裁。我国凭借廉价的劳动力资源和完善的产业链向其他国家出口物美价廉的中低端产品, 成为反倾销制裁的主要受害国。所以, 本研究选择中国上市公司的现金持有政策, 采用世界银行反倾销制裁数据, 讨论其他贸易国家发起的历次反倾销制裁对我国上市公司现金持有政策的影响。

公司现金持有政策会对公司投资政策、融资

政策以及股利分配政策等方面产生重要影响。学者们基于现金需求动机提出融资约束和公司治理两大传统现金持有理论, 并进行实证检验。但他们没有将国际贸易摩擦与现金持有联系起来实证分析。反倾销制裁带来贸易政策不确定性, 给企业现金持有政策带来两方面的影响: 一方面, 反倾销制裁会带来受害国外部经营环境的不确定性, 这种不确定性冲击会增加企业的经营风险。根据现金持有的权衡理论, 不确定性风险会增加企业的谨慎性需求, 从而增加企业现金持有水平。Nodari^[13]表明贸易政策的不确定性会引起负向需求冲击, 导致更高的信用利差, 特别是在经济衰退时效应更强。Liu 和 Ma^[14]研究发现贸易协议带来的贸易自由化可以减少贸易政策的不确定性, 使得市场条件更加透明化和具有预测性, 从而促进企业创新。Handley 和 Limao^[9]建立的均衡模型表明贸易政策不确定性极大地影响企业从事出口投资决策

① 收稿日期: 2020-11-15; 修订日期: 2022-01-06。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(72173125; 72171086; 72103091); 上海市哲学社会科学规划一般课题(2018BJB013; 2021BJB002)。

通讯作者: 张顺明(1966—), 男, 湖北广水人, 博士, 教授, 博士生导师。Email: szhang@ruc.edu.cn

的激励。另一方面,反倾销制裁会增加受害国出口的难度,增加国际贸易受害国受制裁行业的竞争程度,从而降低企业的发展机会。刘竹青和盛丹^[15]研究发现贸易自由化改善了企业的出口产品结构,尤其产出关税下降显著提高了企业新产品出口强度,提升了新产品在企业出口中的地位。由于投资的不可逆性,贸易政策的不确定性会增加企业出口投资的沉没成本。根据实物期权理论,企业投资的等待期权价值增加,现金持有成本上升。此时企业重新配置资本,权衡现金持有的成本和收益。因此,企业会降低现金持有,使得现金持有的边际收益与边际成本重新达到均衡。反倾销制裁带来的最终效应,取决于这两方面的影响。如果第一方面的谨慎性效应占主导,那么企业应该增加现金持有水平;如果第二方面的等待期权效应占主导,那么企业应该减持现金持有水平。

本研究采用 2003 年—2018 年期间中国 A 股上市公司数据,讨论受到反倾销制裁影响的行业内上市公司现金持有水平的变化,采用 DID 方法实证检验。结果证实第二个方面的影响占主导,即受到反倾销制裁影响的行业内上市公司显著降低现金持有水平。然后,本研究根据现金持有政策的融资约束和公司治理两个传统理论进一步检验反倾销制裁降低企业现金持有水平的机制,发现融资约束机制和公司治理机制难以解释受到反倾销制裁影响的上市公司为什么降低现金持有水平。进一步地,本研究提出现金持有成本与收益的权衡机制,采用 Tobin Q 值度量的投资机会和负债成本度量的现金持有成本,结果均很好地证实这一权衡机制。最后,本研究实证检验受到反倾销制裁影响的上市公司降低现金持有的价值效应,发现上市公司受到制裁后降低现金持有会显著提高上市公司价值。

因此,本研究存在以下两方面的贡献。首先,本研究将国际贸易摩擦与现金持有政策结合起来。已有研究国际贸易争端主要是从宏观层面展开讨论^[1-4],近年来从公司董事会结构、企业竞争力、出口成本以及出口和进口决策等微观层面^[5-12];而现金持有文献研究主要是从公司特

征、税收和劳动力市场等方面展开研究^[16-21]。因此,本研究将国际贸易摩擦与现金持有结合起来研究,是对国际贸易摩擦与现金持有文献的补充。其次,前人研究现金持有政策主要是从谨慎性动机和代理动机,只有少数文献讨论现金持有的收益和成本^[22]。本研究在这些文献的基础上,提出了现金持有收益与成本的权衡理论,认为当受到反倾销制裁时,上市公司会根据现金持有的边际成本与边际收益调整现金持有水平,重新达到均衡水平。所以,本研究是对现金持有成本与收益领域文献的拓展。

本研究结论对于企业制定现金政策实践也有参考意义。企业持有现金时,需要比较现金持有的边际收益和边际成本,从而现金持有水平达到最优水平,实现企业价值最大化。随着国际贸易保护主义的加深,我国企业需要准确理解国际贸易争端带来的后果,从而在公司层面制定相应的公司金融决策,应对国际贸易摩擦带来的不利后果。此外,我国政府需要采取切实措施缓解企业融资贵的问题,降低企业负担。

1 文献综述

1.1 现金持有政策的相关研究

企业持有现金存在三个动机:交易性动机、谨慎性动机和投机性动机。交易性动机是处理日常生产经营活动所需;谨慎性动机是应付对不可预期的状况所需;投机性动机是利用未来投资机会所需。基于此,不同学者提出不同的现金持有的理论,主要归结为权衡理论和代理理论。本研究实证检验融资约束的权衡理论和公司治理的代理理论,发现这两个理论不能解释我国上市公司遭受反倾销制裁对现金持有的影响。

Opler 等^[23]提出的现金持有的融资约束权衡理论认为当企业的经营业务更多,投资机会更高,削减现金的成本更高,融资约束更紧,或者经营性现金流波动更大时,企业有更强的动机持有现金,因此企业保留更多的现金会提高企业价值^[24,25]。Bordo 等^[24]发现政策不确定性会阻碍银行信用的

增长,企业面临政策不确定性时获得外部融资更加困难,更加倾向于保留现金。Chen 等^[25]研究中国股权分置改革时,发现对于治理较弱的公司和更多财务约束的公司,股权分置改革后现金持有量减少幅度更大。Denis 和 Sibikov^[26]实证发现融资约束紧的公司比融资约束松的公司持有更多的现金,特别是存在更大的投资机会时。连玉君等^[27]研究中国上市公司现金持有行为的行业特征及其影响因素,实证结果表明现金持有权衡理论在我国得到支持。

现金持有的代理理论认为由于缺乏外部投资者监督,经理人偏好于持有更多的现金,利用这些可自由量裁的现金资产满足个人需求,比如豪华的在职消费和利用无效投资构建商业帝国,因此企业保留更多的现金会损害企业价值^[28]。Mortal 等^[28]发现公众公司比私有公司持有更多的现金,他们认为这是现金持有的代理动机,因为公众公司比私有公司的谨慎性动机更弱。Chang 等^[29]认为去政治化使得政治影响最小化,能够缓解经理人的代理问题,所以降低上市公司的现金持有。熊凌云等^[30]实证发现控股股东杠杆增持与企业现金持有水平显著负相关,是由于杠杆增加促进控股股东在公司治理中更多地表现为“利益协同效应”。姜付秀等^[31]研究家族企业时发现,由实际控制人家族成员担任董事长的企业相比,非家族成员担任董事长企业现金持有更多,这是由于控股家族退居“幕后”降低了家族声誉受损成本,恶化了公司的代理问题。

此外,学者们也从其他角度讨论企业的现金政策,比如税收^[16],产品市场竞争^[17],劳动力市场^[18]、媒体报道^[19]、客户年报语调^[20]以及企业集团的资本配置效率^[21]等。

1.2 国际贸易摩擦的相关研究

有关国际贸易的经济影响,多数学者主要集中在宏观层面,比如降低两国贸易量和贸易范围^[1],降低贸易摩擦发起国的消费者福利^[2,3],降低贸易摩擦受害国的社会福利^[2]以及降低贸易

摩擦受害国的就业^[4]。近年来国内外学者开始关注国内外贸易摩擦的微观企业层面的影响,比如 Chen 等^[5]讨论 2000 年美国给予中国永久最惠国贸易待遇国时,美国贸易政策的变化对美国上市公司董事会的某类特征董事需求产生冲击,改变公司董事会结构;Pierce 和 Schott^[6]、Antras 等^[7]研究中国加入 WTO 后美国公司生产的重新配置。这些学者认为国际贸易摩擦带来贸易政策的不确定性,由此给企业带来微观影响。Autor 等^[8]认为贸易自由化可以降低出口企业的成本,但 Handley 和 Limao^[9]认为贸易自由化最大的作用是降低贸易政策的不确定性。比如,Crowley 等^[10]发现由于没有加征关税不带来贸易政策的不确定性,中国企业进入外国市场大概每年增加 2%。杨连星^[11]研究反倾销贸易壁垒对我国企业跨国并购的影响,发现无论是国家还是行业不同层面的反倾销壁垒,对企业跨国并购规模和并购数量具有显著的抑制效应。毛其淋^[12]研究国际贸易政策不确定性对中国企业进口的影响,发现贸易政策不确定会显著增加企业进口规模和提高进口产品质量。

2 样本数据及变量定义

2.1 数据来源

本研究讨论的是我国加入 WTO 后国际贸易摩擦带来的反倾销制裁对上市公司现金持有政策的影响。反倾销制裁数据来源于世界银行^②,上市公司财务数据和交易数据来源于 Wind 数据库。同时剔除了金融行业和 ST 公司,考虑到实际控制人数据披露信息是从 2003 年开始,世界银行样本数据截止到 2015 年 12 月 31 日,本研究采用 DID 实证方法检验反倾销制裁的净效应,即检验反倾销制裁前后三年受影响行业的上市公司现金持有的相对于未受影响行业的上市公司现金持有的变化。如果反倾销制裁发生在上半年(1 月 1 日—6 月 30 日),那么设定当年为反倾销制裁年;如果反倾

② 世界银行全球反倾销数据库 <https://datacatalog.worldbank.org/dataset/temporary-trade-barriers-database-including-global-antidumping-database>。

销制裁发生在下半年(7月1日—12月31日),因此设定下一年为反倾销制裁年,所以样本期间是2003年—2018年,总共样本数为34301。

2.2 变量定义

本研究实证检验国际贸易摩擦的现金持有有效应中因变量分别采用现金水平和现金与短期投资之和定义现金持有,得到 $Cash1$ 和 $Cash2$ 。现金减持的价值效应实证检验中因变量采用 $r_{it} - R_{it}^B$ 定义公司价值的变化,其中 r_{it} 表示公司股票年收益率, R_{it}^B 表示公司所在行业的公司股票年平均收益率。

由于本研究采用 DID 方法控制内生性进行实证检验,反倾销制裁的现金持有实证检验中自变量是 $Treated \times Post$,它度量反倾销制裁对现金持有的净效应,其中处理组($Treated = 1$)是选择反倾销制裁所属行业上市公司,对照组($Treated = 0$)是未受到反倾销制裁的行业公司,事件影响的时间为前后三年,反倾销制裁事件前3年定义为事前组($Post = 0$),反倾销制裁事件后3年定义为事后组($Post = 1$)。本研究根据世界银行关于我国反倾销制裁的产品信息与我国证监会行业产品信息相对应手工整理,结果可以看出同一行业受到多次反倾销制裁的情形,导致存在样本重叠的问题^③。为了处理这一问题,本研究认定的依据是以反倾销制裁影响严重为主,根据年份采用从前往后推的方式定义反倾销事件的处理组与对照组以及事前组与事后组。举例说明,如“化学原料和化学制品制造业(C26)”这个行业,只有在2011年、2014年和2015年未受到制裁,其余年份都受到反倾销制裁。按照原来的定义,2011年该行业样本属于对照组($treated = 0$),但由于该行业公司受到2010年或者2012年(距离受反倾销制裁影响最近的年份,也是受反倾销制裁影响最严重的年份)的反倾销制裁的影响,那么该行业公司在2011年为处理组($treated = 1$);同时,根据年份从前往后定义,那么2011年首先受到2010年反倾销制裁的影响,对应属于事后($post = 1$),而不是

以2012年的影响对应的事前($post = 0$),因为这个行业公司在2011年首先受到2010年反倾销制裁的影响。因此,C26行业公司在2011年定义为 $treated = 1$ 和 $post = 1$ 。由于采用 DID 方法考察的反倾销对行业内上市公司现金持有的净效应,在实证模型中控制了年度固定效应和公司个体固定效应,所以自变量中只保留交乘项 $Treated \times Post$,检验其回归系数大小和符号及显著性。除了交乘项 $Treated \times Post$ 在影响机制检验时还包括 TQ 和 Exp 变量, TQ 是度量投资机会, Exp 是度量现金持有成本。

在现金持有影响的实证回归分析中,控制变量选取参考 Opler 等^[23],连玉君等^[27]和 Chang 等^[18]文献,采用经营性现金流 Cf ,资产负债率 Lev ,公司规模 $Size$,净营运资本 Nwc ,资本支出 $Capex$,营业收入增长率 $Growth$ 以及股利支付 $Dummydiv$ 等七个控制变量;在价值效应的实证回归分析中,控制变量选取参考 Chang 等^[18],采用净收益的变动 ΔE ,非现金资产的变动 ΔNA ,利息的变动 ΔI ,股利的变动 $\Delta Dividend$,现金的滞后项 $L.Cash$,筹资额的变动 NF 。

检验反倾销制裁对现金持有的影响及其机制时各个连续变量采用总资产进行标准化处理,而检验现金减持的价值效应时各连续控制变量采用上一期股权市值做标准化处理。然后各个回归模型控制了公司所处的年度固定效应和公司个体固定效应。行业是按照证监会行业划分,制造业选择全代码,其他行业选择首字母见表格1。

2.3 变量描述性统计

表2是各变量的描述性统计。现金持有水平 $Cash1$ 和 $Cash2$ 均值约17%和中位数约13%,现金持有水平较高^④;历年受反倾销制裁行业公司占样本总数的比重(对应的是变量 $Treated$)为54.01%,这表明反倾销制裁对我国上市公司的影响普遍;经营性现金流 Cf 均值为4.26%;资产负债率 Lev 均值为52.83%;净营运资本 Nwc 均值为

③ 如需产品信息表格,可联系作者邮箱获取。

④ 根据 Chen 等^[5]的结果,美国上市公司现金及现金等价物持有水平与总资产比重的均值为14.6%和中位数为8.3%。

表 1 变量定义
Table 1 Definitions of variables

变量类型	变量符号	变量名称	变量定义
因变量	Cash1	现金持有	现金/总资产
	Cash2	现金持有	(现金 + 短期投资)/总资产
自变量	Treated	贸易争端受影响的行业	贸易争端发生受影响的行业时, $Treated = 1$; 否则, 贸易争端发生未受影响的行业时, $Treated = 0$.
	Post	贸易争端前后	贸易争端发生后三年时, $Post = 1$; 否则, 贸易争端发生前三年时, $Post = 0$
	Treated * Post	贸易争端的净效应	贸易争端产生的净效应
	Cf	经营性现金流	经营性现金流/总资产
	Lev	资产负债率	总负债/总资产
	Size	公司规模	$\ln(\text{总资产})$
	Nacc	净营运资本	(流动资产 - 流动负债 - 现金)/总资产
	Capex	资本支出	[第 t 年(固定资产 + 无形资产 + 其他非流动资产) - 第 $t-1$ 年(固定资产 + 无形资产 + 其他非流动资产)]/总资产
	Growth	营业收入增长率	(第 t 年营业收入 - 第 $t-1$ 年营业收入)/第 $t-1$ 年营业收入
	dummydiv	股利支付	当支付现金股利时, $dummydiv = 1$, 否则, $dummydiv = 0$.
控制变量	Soe	产权性质	当实际控制人为各级国资委时, $soe = 1$; 否则, $soe = 0$
	Dummydiv	股利政策	当支付现金股利时, $dummydiv = 1$, 否则, $dummydiv = 0$.
	Dummysize	公司规模哑变量	当公司在当年总资产大于样本公司当年总资产的中位数时, 取 $dummysize = 1$; 否则 $dummysize = 0$.
	Dummyage	公司年龄哑变量	当公司年龄(成立年限)大于样本公司当年公司年龄的中位数时, $dummyage = 1$; 否则 $dummyage = 0$
	DummyKZ	KZ 指数哑变量	参考 Lamont 等 ^[32] 的结果, $KZ = -1.001 \cdot 909 * Cash_flow/K + 0.282 \cdot 638 \cdot 9 * TQ + 3.139 * Debt/Total\ Capital - 39.367 \cdot 8 * Dividends/K - 1.314 \cdot 759 * Cash/K$, 当公司的 KZ 指数大于样本 KZ 指数的中位数时, 取 $DummyKZ = 1$, 否则 $DummyKZ = 0$.
	$r_u - R_u^B$	股权超额收益率	r_u 表示股票年收益率, R_u^B 表示公司所在行业的股票收益率年平均收益率
	ΔE	净收益的变动	息税前利润变动/上一期股权总市值
	ΔNA	非现金资产的变动	(净资产 - 现金)的变动/上一期股权总市值
	ΔI	利息的变动	利息费用的变动/上一期股权总市值
	$\Delta Dividend$	股利的变动	现金股利的变动/上一期股权总市值
价值分析—自变量	L_Cash	现金滞后一期	上一年度现金持有水平
	NF	筹资额的变动	筹资活动的现金流量净额/上一期股权总市值
	TQ	托宾 Q 值	(股权总市值 + 总负债)/总资产
	Exp	财务费用	利息费用/总资产
价值分析—因变量	$r_u - R_u^B$	股权超额收益率	r_u 表示股票年收益率, R_u^B 表示公司所在行业的股票收益率年平均收益率
	ΔE	净收益的变动	息税前利润变动/上一期股权总市值
价值分析—自变量	ΔNA	非现金资产的变动	(净资产 - 现金)的变动/上一期股权总市值
	ΔI	利息的变动	利息费用的变动/上一期股权总市值
	$\Delta Dividend$	股利的变动	现金股利的变动/上一期股权总市值
	L_Cash	现金滞后一期	上一年度现金持有水平
影响机制 1——投资机会	NF	筹资额的变动	筹资活动的现金流量净额/上一期股权总市值
	TQ	托宾 Q 值	(股权总市值 + 总负债)/总资产
影响机制 2——财务费用	Exp	财务费用	利息费用/总资产

13.17%；资本支出 *Capex* 的均值为负；公司营业收入增长率 *Growth* 均值为 2.144；我国上市公司支付现金股利的比例 *Dummydiv* 为 65.92%；国有样本占总样本比例 *Soe* 为 41.21%；投资机会 *TQ*

均值为 2.660 5；负债的利息费用占总资产比重 *Exp* 均值为 6.35%，中位数为 0.68%，所以财务费用已经成为影响我国上市公司现金持有决策的重要因素。

表 2 各变量描述性统计
Table 2 Descriptive statistics

Variables	mean	p25	p50	p75	sd	N
<i>Cash1</i>	0.168 6	0.071 1	0.126 6	0.220 4	0.142 4	34 301
<i>Cash2</i>	0.171 4	0.072 6	0.128 8	0.224 0	0.143 8	34 301
<i>Treated</i>	0.540 1	0	1	1	0.498 4	34 301
<i>Treated × Post</i>	0.192 8	0	0	0	0.394 5	34 301
<i>Cf</i>	0.042 6	0.003 4	0.043 8	0.088 0	0.176 5	34 301
<i>Lev</i>	0.528 3	0.283 6	0.449 7	0.612 4	5.706 9	34 301
<i>Size</i>	21.826 8	20.895 4	21.675 6	22.580 6	1.355 9	34 301
<i>Nwc</i>	0.131 7	0.009 7	0.186 5	0.376 7	5.246 8	34 301
<i>Capex</i>	-0.077 7	-0.006 3	0.012 3	0.054 5	13.278 6	34 301
<i>Growth</i>	2.144 0	-0.007 9	0.130 2	0.306 8	243.613 7	34 301
<i>Dummydiv</i>	0.659 2	0	1	1	0.474 0	34 301
<i>Soe</i>	0.412 1	0	0	1	0.492 2	34 301
<i>TQ</i>	2.660 5	1.202 3	1.540 0	2.220 2	82.802 4	32 580
<i>Exp</i>	0.063 5	0.000 2	0.006 8	0.015 2	9.274 3	34 240

2.4 单变量检验

表 3 是单变量检验结果。从表 3 可知，处理组样本与对照组样本在受贸易反倾销制裁前后三年的 *Cash1* 均值差异为 -0.034 6，且通过了 1% 显著性水平检验。同样，处理组样本与

对照组样本在受贸易反倾销制裁前三年的 *Cash2* 均值差异为 -0.033 0，且通过了 1% 显著性水平检验。因此，单变量检验结果初步验证贸易反倾销制裁对上市公司现金持有的负向影响。

表 3 单变量检验
Table 3 Univariate test

因变量	期间	<i>Treated</i> = 1	<i>Treated</i> = 0	DID
<i>Cash1</i>	<i>Post</i> = 1	0.167 3	0.174 5	
	<i>Post</i> = 0	0.170 0	0.142 6	
	差异	-0.002 7	0.031 9***	-0.034 6***
<i>Cash2</i>	<i>Post</i> = 1	0.169 2	0.177 6	
	<i>Post</i> = 0	0.172 3	0.147 7	
	差异	-0.003 1	0.029 9***	-0.033 0***

注：***，**，* 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性。

3 实证结果及分析

3.1 反倾销制裁对现金持有政策影响的实证分析

考察国际贸易摩擦对上市公司现金持有政策的影响，本研究提出如下 DID 实证模型

$$\begin{aligned}
 Cash_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \times Treated_i \times Post_t + \beta_2 \times \\
 & Cf_{i,t} + \beta_3 \times Lev_{i,t} + \beta_4 \times Size_{i,t} + \\
 & \beta_5 \times Nwc_{i,t} + \beta_6 \times Capex_{i,t} + \beta_7 \times \\
 & Growth_{i,t} + \beta_8 \times DummyDiv_{i,t} + \\
 & \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (1)
 \end{aligned}$$

式中系数 β_1 用来度量反倾销贸易制裁对我国上市公司影响的净效应。

在采用 DID 实证回归分析之前,需要对 DID 模型的平行性进行检验. 本研究首先将样本划分为反倾销制裁事件前后三年,即将事后 $Post = 1$ 划分为事后一年 $Treated \times post_after01$, 事后两年 $Treated \times post_after02$, 事后三年 $Treated \times post_after03$; 以及将事前 $Post = 0$ 划分为事前一年 $Treated \times post_before01$, 事前两年 $Treated \times post_before02$, 事后三年 $Treated \times post_before03$. 然后分别将它们与 $treated$ 做交乘,再代入模型进行实证回

归分析. 从表 4 可以看出,事后三个交乘项均显著为负,显著性水平为 1%,而事前三个交乘项除了表 4 第(2)列 $Cash2$ 的 $Treated \times post_before01$ 外均不显著,且 $Treated \times post_before01$ 的显著性水平仅为 10%,因此事前事后的交乘项出现明显差异,表明贸易反倾销事件的发生是显著影响相关行业上市公司的现金持有行为的. 因此,本研究认为采用 DID 的方法满足平行性要求,是研究该问题的有效方法.

表 4 DID 平行性检验结果

Table 4 Results of DID parallelism test

因变量	Cash1		Cash2	
	Coef.	<i>t</i>	Coef.	<i>t</i>
常数项	0.629 8***	13.30	0.652 7***	13.53
$Treated \times post_after01$	-0.003 1***	2.80	-0.003 5**	-2.52
$Treated \times post_after02$	-0.029 4***	-16.01	-0.029 3***	-15.78
$Treated \times post_after03$	-0.036 3***	-21.28	-0.035 9***	-20.80
$Treated \times post_before01$	-0.003 1	-1.59	-0.002 6*	-1.72
$Treated \times post_before02$	-0.003 6	-1.29	-0.003 4	-1.32
$Treated \times post_before03$	-0.006 0	-1.53	0.005 5	1.29
<i>Cf</i>	0.024 7	1.64	0.025 0*	1.65
<i>Lev</i>	0.016 7*	1.76	0.017 0*	1.77
<i>Size</i>	-0.022 1***	-12.54	-0.022 7***	-12.65
<i>Nwc</i>	0.020 9**	1.99	0.021 3**	1.99
<i>Capex</i>	-0.001 1**	-2.18	-0.001 1**	-2.15
<i>Growth</i>	0.000 0**	2.27	0.000 0**	2.29
<i>Dummydiv</i>	0.036 0***	21.12	0.036 1***	20.93
<i>Year Fixed Effect</i>	Yes		Yes	
<i>Firm Fixed Effect</i>	Yes		Yes	
<i>Obs</i>	30 803		30 803	
R^2	0.580 1		0.578 8	

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性.

表 5 是反倾销对现金持有政策影响的实证结果. 从表 5 可知,交乘项 $Treated \times Post$ 的回归系数等于 -0.011 5 和 -0.011 1,对应的 t 值等于 -6.88 和 -6.58,均通过了 1% 显著性检验,表明反倾销对上市公司现金持有的净效应为负,反倾销制裁会降低上市公司的现金持有. 而且受到反倾销制裁影响的行业上市公司比不受反倾销制裁影响的行业上市公司在 3 年后比 3 年前现金持有水平占总资产的比重平均下降 1.15% (1.11%),每家上市公司现金持有水平平均净下降 0.220 2 (0.216 1) 亿元^⑤,

经济意义十分显著. 因此,反倾销制裁会导致投资机会的降低,由此带来的现金持有下降的效应超过反倾销制裁导致外部经济环境不确定带来的现金持有增加的效应,从而降低上市公司现金持有水平.

控制变量 Cf 回归系数弱显著为正,即经营性现金流越高,上市公司持有现金则越多; Lev 回归系数弱显著为正,则表明负债水平越高,则保留越多的现金,满足偿债要求; $Size$ 回归系数显著为负,则公司规模

⑤ 样本公司总资产的均值为 113.56 亿元.

模越大,上市公司持有现金越少,它们受到的融资约束越小,不需要自身保留过多的现金;*Nwc* 回归系数显著为正,即公司营运资本越多,则保留越多的现金;*Capex* 回归系数显著为负,则资本支出越多,公司

保留的现金越少;*Growth* 回归系数显著为正,即公司成长性越强,成长期权越高,则保留更多的现金,以满足未来投资需求;*Dummydiv* 回归系数显著为正,则公司发放现金股利越高,保留的现金越多。

表 5 贸易反倾销对现金持有政策的影响

Table 5 The impact of trade anti-dumping on cash holding policy

因变量	Cash1		Cash2	
	Coef.	t	Coef.	t
常数项	0.728 0***	16.54	0.745 0***	16.62
<i>Treated × Post</i>	-0.011 5***	-6.88	-0.011 1***	-6.58
<i>Cf</i>	0.028 0*	1.75	0.028 1*	1.76
<i>Lev</i>	0.018 3*	1.81	0.018 7*	1.82
<i>Size</i>	-0.025 3***	-15.83	-0.025 6***	-15.78
<i>Nwc</i>	0.023 0**	2.05	0.023 5**	2.05
<i>Capex</i>	-0.001 2**	-2.11	-0.001 2**	-2.08
<i>Growth</i>	0.000 0**	2.28	0.000 0**	2.28
<i>Dummydiv</i>	0.041 9***	25.90	0.041 6***	25.38
<i>Year Fixed Effect</i>	Yes		Yes	
<i>Firm Fixed Effect</i>	Yes		Yes	
<i>R</i> ²	0.551 9		0.550 8	
<i>Obs</i>	34 301		34 301	

注:***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性。

3.2 融资约束影响的实证分析

相比较于融资约束松的公司,融资约束紧的公司具有更强的谨慎性动机,不仅是因为它们会不得不放弃投资机会^[24],而且更加难以防御市场的冲击^[29]。所以融资约束紧的公司更加依赖公司内部资金用于项目投资^[29],从而持有更多的现金。反倾销制裁带给受害国企业外部经济政策的不确定性,这种不确定性使得融资约束紧的公司增加谨慎性动机,倾向于保留更多的现金。另外,尽管反倾销制裁降低企业投资的期权价值,但为了确保未来投资机会,它们仍然愿意持有更多的现金,因此对于融资约束紧的企业现金持有的价值更大^[26]。本研究采用产权性质、股利政策、公司规模、公司年龄以及 KZ 指数度量上市公司的融资约束,其中,国有产权、发放现金股利、大公司、成熟公司以及 KZ 指数小的公司,融资约束松;而非国有产权、未支

付现金股利、小公司、年轻公司以及 KZ 指数大的公司,融资约束紧。相比较融资约束紧的上市公司,融资约束松的上市公司面临反倾销制裁时现金持有减少得更显著。

1) 产权性质的影响

通常认为相比较于国有上市公司,非国有上市公司的融资约束更紧。表 6(a) 是产权性质不同的实证结果。从表中可以看出,非国有上市公司样本的交乘项 *Treated × Post* 的回归系数分别为 -0.014 0 和 -0.013 6,对应的 *t* 值分别为 -5.86 和 -5.66,均通过 1% 显著性检验;国有上市公司样本的交乘项 *Treated × Post* 的回归系数为正但不显著。进一步地,根据 Chow test 检验结果,均拒绝原假设,即国有上市公司样本与非国有上市公司样本的自变量 *Treated × Post* 回归系数存在显著差异。这表明非国有比国有上市公司受到贸易摩擦时,现金减持更加显著^⑥。

⑥ 根据匿名审稿人意见,本研究采用整体样本交乘项的方法考察国有与非国有产权的不同影响,结果仍然支持非国有上市公司比国有上市公司受到反倾销制裁时降低现金持有更显著。这是两种不同方法检验差异性影响,所以本研究没有列示这一结果。针对后面其他融资约束变量和公司治理变量,均没有改变本研究的研究结论。如有读者需要这一结果,可与作者联系索取,文责作者自负。

表 6(a) 融资约束机制分析——产权性质的影响

Table 6(a) Analysis of financing constraint mechanism: Property rights

因变量	Cash1		Cash2	
	国有上市公司	非国有上市公司	国有上市公司	非国有上市公司
常数项	0.380 8*** (7.11)	0.744 4*** (10.27)	0.403 1*** (7.29)	0.759 5*** (10.31)
<i>Treated × post</i>	0.000 0 (0.01)	-0.014 0*** (-5.86)	0.000 6 (0.31)	-0.013 6*** (-5.66)
<i>Cf</i>	0.134 7*** (11.44)	0.040 7 (1.07)	0.138 5*** (12.23)	0.040 0 (1.06)
<i>Lev</i>	0.162 9*** (16.79)	0.012 3 (1.50)	0.168 6*** (16.83)	0.012 5 (1.50)
<i>Size</i>	-0.016 0*** (-7.47)	-0.025 9*** (-11.57)	-0.016 6*** (-7.52)	-0.026 4*** (-11.71)
<i>Nwc</i>	0.282 6*** (15.66)	0.019 9* (1.93)	0.292 4*** (15.68)	0.020 3* (1.94)
<i>Capex</i>	-0.048 0*** (-13.82)	-0.001 1** (-2.10)	-0.049 6*** (-13.83)	-0.001 1** (-2.10)
<i>Growth</i>	-0.000 0** (-2.54)	0.000 0 (1.43)	-0.000 0** (-2.52)	0.000 0 (1.42)
<i>Dummydiv</i>	0.012 6*** (6.41)	0.050 0*** (19.97)	0.012 2*** (6.10)	0.049 9*** (19.78)
<i>Year Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Chow test	Chi2(1) = 25.04, prob > Chi2 = 0.000 0		Chi2(1) = 25.21, prob > Chi2 = 0.00 00	
<i>R</i> ²	0.672 3	0.575 2	0.674 6	0.574 5
<i>Obs</i>	14 135	20 166	14 135	20 166

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性。

2) 股利政策的影响

支付现金股利的公司融资约束更松,而不支付现金股利的公司融资约束更紧。表 6(b) 考虑现金股利政策影响的实证结果。从表中可以看出,表 6 第(1)列和表 6 第(3)列支付现金股利的公司交乘项 *Treated × Post* 显著为负,显著性水平为 1%;表 6 第(2)列和表 6 第(4)列未支付现金股利的公司交乘项 *Treated × Post* 为负但不显著。但根据 Chow test 检验结果,两个子样本公司受到反倾销制裁时现金持有降低没有显著差异。所以,不同股利政策不会对反倾销制裁降低上市公司现金

持有水平产生显著差异。

3) 公司规模的影响

相比较于大公司有更多的资产做抵押,小公司缺乏抵押资产,难以获得银行贷款,融资约束更紧。表 6(c) 是考虑公司规模影响的实证结果。从表中可以看出,大公司和小公司样本的交乘项 *Treated × Post* 回归系数均显著为负,进一步地根据 Chow test 检验结果,它们之间存在显著性水平为 5% 和 10% 的差异。所以融资约束松的大公司比融资约束紧的小公司在受到反倾销制裁时现金减持更加显著。

表 6(b) 融资约束机制分析——股利政策的影响

Table 6(b) Analysis of financing constraint mechanism: Dividend policy

因变量	Cash1		Cash2	
	支付股利	未支付股利	支付股利	未支付股利
常数项	-0.212 1*** (-4.10)	0.660 1*** (11.69)	-0.233 9*** (-4.46)	0.675 1*** (11.80)
<i>Treated × post</i>	-0.006 2*** (-3.98)	-0.002 0*** (-0.66)	-0.005 7*** (-3.69)	-0.001 4*** (-0.45)
<i>Cf</i>	0.261 2*** (25.83)	0.010 7 (0.87)	0.260 8*** (25.61)	0.011 0 (0.91)
<i>Lev</i>	0.100 4*** (11.11)	0.004 3 (1.05)	0.095 4*** (10.43)	0.004 6 (1.08)
<i>Size</i>	0.006 8*** (3.83)	-0.020 5*** (-8.24)	0.008 0*** (4.52)	-0.021 1*** (-8.34)
<i>Nwc</i>	0.540 4*** (72.76)	0.006 3 (1.38)	0.546 2*** (72.63)	0.006 6 (1.40)
<i>Capex</i>	0.007 5 (1.03)	-0.000 7*** (-3.14)	0.005 9 (0.81)	-0.000 7*** (-3.04)
<i>Growth</i>	-0.000 4*** (-3.99)	0.000 0*** (2.80)	-0.000 1 (-0.87)	0.000 0*** (2.81)
<i>Year Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Chow test	<i>Chi2</i> (1) = 0.06, <i>prob</i> > <i>Chi2</i> = 0.813 8		<i>Chi2</i> (1) = 0.05, <i>prob</i> > <i>Chi2</i> = 0.829 7	
<i>R</i> ²	0.772 5	0.482 4	0.773 8	0.486 5
<i>Obs</i>	22 611	11 690	22 611	11 690

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性。

表 6(c) 融资约束机制分析——公司规模的影响

Table 6(c) Analysis of financing constraint mechanism: Firm size

因变量	Cash1		Cash2	
	大公司	小公司	大公司	小公司
常数项	0.946 7*** (13.65)	0.069 7*** (1.45)	0.982 5*** (13.95)	0.061 7*** (1.27)
<i>Treated × post</i>	-0.014 1*** (-4.71)	-0.004 0*** (-2.71)	-0.013 1*** (-4.34)	-0.004 0*** (-2.70)
<i>Cf</i>	0.020 5* (1.84)	0.231 4*** (22.55)	0.020 8* (1.88)	0.231 1*** (22.47)
<i>Lev</i>	0.011 1 (1.43)	0.079 4*** (8.64)	0.011 4 (1.44)	0.079 8*** (8.61)
<i>Size</i>	-0.036 2*** (-11.43)	-0.002 8 (-1.50)	-0.037 6*** (-11.63)	-0.002 4 (-1.26)
<i>Nwc</i>	0.014 3* (1.66)	0.354 4*** (44.88)	0.014 6* (1.67)	0.360 7*** (45.61)
<i>Capex</i>	-0.000 8** (-1.97)	-0.022 1*** (-3.61)	-0.000 8* (-1.93)	-0.024 1*** (-3.94)
<i>Growth</i>	-0.000 0 (-0.13)	-0.000 0 (-0.59)	-0.000 0 (-0.25)	-0.000 0 (-0.61)
<i>Dummydiv</i>	0.055 6*** (19.96)	-0.001 5 (-0.95)	0.055 4*** (19.65)	-0.002 1 (-1.32)
<i>Year Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Chow test	<i>Chi2</i> (1) = 3.99, <i>prob</i> > <i>Chi2</i> = 0.045 8		<i>Chi2</i> (1) = 2.89, <i>prob</i> > <i>Chi2</i> = 0.089 3	
<i>R</i> ²	0.584 6	0.748 8	0.583 2	0.752 0
<i>Obs</i>	17 146	17 155	17 146	17 155

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性。

4) 公司年龄的影响

相比较于成熟公司的信息不对称程度更低,年轻公司由于信息不对称程度高,难以获得银行贷款,融资约束更紧.表 6(d) 是考虑公司年龄影响的实证结果.从表中可以看出,成熟公司样本的交乘项 $Treated \times Post$ 回归系数均显著为负,而年轻公司样

本的交乘项 $Treated \times Post$ 回归系数为负但不显著.但根据 Chow test 检验大公司与小公司交乘项 $Treated \times Post$ 的回归系数差异.结果表明两个子样本的自变量回归系数之间不存在显著差异.所以融资约束松的成熟公司比融资约束紧的年轻公司在受到反倾销制裁时现金减持不存在显著差异.

表 6(d) 融资约束机制分析——公司年龄的影响

Table 6(d) Analysis of financing constraint mechanism: Firm age

因变量	Cash1		Cash2	
	成熟公司	年轻公司	成熟公司	年轻公司
常数项	0.680 0*** (10.65)	0.235 8*** (2.90)	0.687 1*** (10.65)	0.241 3*** (2.97)
$Treated \times Spost$	-0.009 4*** (-4.55)	-0.001 5 (-0.61)	-0.009 2*** (-4.42)	-0.001 1 (-0.42)
Cf	0.022 2* (1.74)	0.191 9*** (7.30)	0.022 8* (1.79)	0.193 8*** (7.37)
Lev	0.009 0 (1.47)	0.254 3*** (6.50)	0.009 3 (1.49)	0.256 2*** (6.49)
$Size$	-0.023 2*** (-10.06)	-0.013 1*** (-3.53)	-0.023 4*** (-10.01)	-0.013 5*** (-3.63)
Nwc	0.022 2* (1.93)	0.259 4*** (6.66)	0.023 0* (1.95)	0.261 4*** (6.65)
$Capex$	-0.005 6** (-2.01)	-0.000 8 (-1.32)	-0.005 8** (-2.03)	-0.000 8 (-1.31)
$Growth$	0.000 0 (0.05)	0.000 0 (1.07)	0.000 0 (0.01)	0.000 1 (1.49)
$Dummydiv$	0.029 7*** (13.46)	0.029 4*** (12.07)	0.029 0*** (12.82)	0.029 1*** (11.90)
$Year\ Fixed\ Effect$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Firm\ Fixed\ Effect$	Yes	Yes	Yes	Yes
Chow test	$Chi2(1) = 2.11\ prob > chi2 = 0.146 4$		$Chi2(1) = 2.09\ prob > chi2 = 0.148 1$	
F	41.85	305.64	41.79	274.84
R^2	0.613 3	0.716 8	0.615 3	0.717 8
Obs	17 145	17 156	17 145	17 156

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性.

5) KZ 指数的影响

根据 Lamont 等^[32] 的结果,采用财务数据得到 KZ 指数综合度量上市公司的融资约束,具体 KZ 指数计算由下式得到

$$\begin{aligned}
 KZ = & -1.001\ 909 \times Cash \frac{flow}{K} + 0.282\ 638\ 9 \times \\
 & TQ + 3.139\ 193 \times \frac{Debt}{Total} Capital - 39.367\ 8 \times \\
 & \frac{Dividends}{K} - 1.314\ 759 \times \frac{Cash}{K} \quad (2)
 \end{aligned}$$

其中 $Cash\ flow$ 是经营性现金流, TQ 是托宾 Q 值, $Debt$ 是负债, $Total\ capital$ 是负债 + 股权总市值, $Dividends$ 是股利(普通股股利和优先股股利),

$Cash$ 是现金及现金等价物, K 是固定资产.

KZ 指数越大,融资约束越紧,所以当上市公司的 KZ 指数大于行业当年的样本中位数时,认为这家上市公司融资约束紧 ($DummyKZ = 1$); 相反,当上市公司的 KZ 指数小于行业当年的样本中位数时,认为这家上市公司融资约束松 ($DummyKZ = 0$). 表 6(e) 是 KZ 指数度量的融资约束影响的实证结果.从表中可以看出,融资约束紧的上市公司 ($DummyKZ = 1$) 和融资约束松的上市公司 ($DummyKZ = 0$) 的交乘项 $Treated \times Post$ 的回归系数均显著为负且通过了 1% 显著性水平检验.但 Chow test 的结果表明两个子样本的自变量 $Trea-$

ted × *Post* 之间不存在显著差异. 这表明融资约束紧与融资约束松的公司现金持有政策受到反倾销制裁的影响差异不显著.

本研究采用了五个度量融资约束的指标, 除了公司规模度量指标外, 其他四个度量指标均不能支持融资约束机制, 即融资约束松比融资约束紧的上市公司受到国际贸易制裁时现金

减持得更加显著. 因此, 缺乏充分的实证证据支持融资约束机制是反倾销制裁降低上市公司现金持有的影响机制. 这可能是由于我国上市公司普遍存在融资约束, 反倾销制裁并没有改变我国上市公司的融资约束, 所以融资约束不是反倾销制裁对现金持有影响关系的中介影响机制.

表 6(e) 融资约束机制分析——KZ 指数的影响

Table 6(e) Analysis of financing constraint mechanism: KZ indexes

因变量	Cash1		Cash2	
	DummyKZ = 1	DummyKZ = 0	DummyKZ = 1	DummyKZ = 0
常数项	0.387 5 *** (10.83)	0.129 3 (0.92)	0.408 6 *** (11.04)	0.105 3 (0.74)
<i>Treated</i> × <i>Post</i>	-0.004 8 *** (-3.41)	-0.010 2 *** (-4.28)	-0.004 7 *** (-3.29)	-0.009 6 *** (-4.01)
<i>Cf</i>	0.019 3 (0.64)	0.233 1 *** (14.25)	0.020 8 (0.78)	0.233 7 *** (14.09)
<i>Lev</i>	0.008 3 (1.40)	0.128 0 *** (6.80)	0.008 8 (1.42)	0.129 3 *** (6.77)
<i>Size</i>	-0.010 2 *** (-7.45)	-0.005 5 (-1.00)	-0.005 5 (-1.00)	-0.004 2 (-0.75)
<i>Nwc</i>	0.027 2 *** (2.92)	0.532 9 *** (26.07)	0.028 5 *** (2.94)	0.542 9 *** (26.09)
<i>Capex</i>	-0.008 2 *** (-3.98)	-0.013 6 (-0.81)	-0.008 6 *** (-3.99)	-0.015 6 (-0.93)
<i>Growth</i>	0.000 1 * (1.94)	-0.000 0 (-1.63)	0.000 1 (1.34)	-0.000 0 (-1.62)
<i>Dummydiv</i>	0.004 7 *** (3.54)	-0.013 0 *** (-2.88)	0.004 2 *** (3.13)	-0.014 1 *** (-3.09)
<i>Year Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Chow test	Chi2(1) = 1.09 prob > chi2 = 0.296 8		Chi2(1) = 0.65 prob > chi2 = 0.421 7	
R ²	0.485 2	0.748 7	0.486 0	0.750 2
Obs	16 238	16 236	16 238	16 236

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性.

3.3 公司治理影响的实证分析

现金持有的代理理论认为缺乏外部监督时自利的经理人倾向于牺牲股东利益, 追求自己的利益, 比如建立商业帝国和用于在职消费等. 经理人不分发现金股利给公司股东, 保留更多的现金, 投资于净现值为负的项目, 满足个人私利. 因此公司治理水平高的公司比公司治理水平低的公司, 受到反倾销制裁时现金减持更加显著.

本研究分别采用机构投资者持股、董事长与总经理两职分离、高管持股和独立董事占比等测度度量上市公司的公司治理水平. 本研究认为机构投资者持股比例越高, 董事长与总经理两职分

离、高管持股比例越高以及独立董事占比越高时, 上市公司的公司治理水平越高, 因此它们受到国际贸易摩擦时现金持有水平降低得越多.

3.3.1 机构投资者持股比例的影响

机构投资者持股比例越高, 机构投资者对公司实施监督的激励越大, 公司治理水平则越高. 表 7(a) 是考虑机构持股比例影响的实证结果. 从表中可以看出, 无论机构投资者持股比例高的样本公司还是低的样本公司, 自变量 *Treated* × *Post* 回归系数均显著为负. 但根据 Chow test 检验机构持股比例高样本和机构持股比例低样本的交乘项 *Treated* × *Post* 的回归系数不存在显著差异. 所以

机构持股比例高的上市公司还是机构持股比例低的上市公司在受到反倾销制裁时现金减持无显著差异。

3.3.2 董事长与总经理两职分离的影响

董事长与总理由一人兼任时,公司管理层的监督受到限制,公司治理水平则越低;相反,如果董事长与总理由不同人担任时,公司管理层的监督得到加强,公司治理水平则越高。表 7(b)

是考虑董事长与总经理两职分离影响的实证结果。从表中可以看出,无论董事长与总经理两职兼任的样本公司还是董事长与总经理两职分离的样本公司,自变量 $Treated \times Post$ 回归系数均为负,但 Chow test 的结果表明两个子样本的自变量 $Treated \times Post$ 回归系数不存在显著差异。所以董事长与总经理两职分离的公司与两职兼任的公司受到反倾销制裁时现金减持没有显著差异。

表 7(a) 公司治理机制分析——机构投资者持股比例

Table 7(a) Analysis of corporate governance mechanism: Institutional investors' s shareholding

因变量	Cash1		Cash2	
	机构持股比例高	机构持股比例低	机构持股比例高	机构持股比例低
常数项	0.610 7*** (12.29)	0.713 9*** (8.98)	0.621 8*** (12.36)	0.737 9*** (9.18)
$Treated \times Post$	-0.009 3*** (-4.17)	-0.005 2** (-2.18)	-0.009 1*** (-4.02)	-0.004 8** (-2.01)
Cf	0.162 9*** (16.50)	0.020 6*** (5.87)	0.159 1*** (15.92)	0.021 7*** (6.13)
Lev	0.153 1*** (31.98)	0.011 7*** (9.86)	0.156 1*** (32.21)	0.011 9*** (9.91)
$Size$	-0.025 9*** (-16.14)	-0.024 5*** (-14.49)	-0.026 1*** (-16.04)	-0.025 4*** (-14.82)
Nwc	0.161 7*** (33.02)	0.023 9*** (16.11)	0.165 2*** (33.32)	0.024 3*** (16.17)
$Capex$	-0.001 3*** (-11.56)	-0.005 1*** (-15.72)	-0.001 4*** (-11.76)	-0.005 1*** (-15.74)
$Growth$	0.000 0 (0.35)	0.000 0 (0.77)	0.000 0 (0.31)	0.000 0 (0.80)
$Dummydiv$	0.029 4*** (13.03)	0.035 8*** (15.43)	0.029 2*** (12.77)	0.029 2*** (12.77)
$Year\ Fixed\ Effect$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Firm\ Fixed\ Effect$	Yes	Yes	Yes	Yes
Chow test	$Chi2(1) = 0.16\ prob > chi2 = 0.688\ 9$		$Chi2(1) = 0.12\ prob > chi2 = 0.728\ 2$	
R^2	0.655 5	0.641 5	0.654 4	0.640 5
Obs	17 013	17 013	17 013	17 013

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性。

表 7(b) 公司治理机制分析——董事长与总经理两职分离

Table 7(b) Analysis of corporate governance mechanism: CEO non-duality

因变量	Cash1		Cash2	
	两职兼任	两职分离	两职兼任	两职分离
常数项	0.566 8*** (4.01)	0.769 5*** (18.09)	0.629 1*** (4.43)	0.782 4*** (18.17)
$Treated \times Post$	-0.007 0* (-1.81)	-0.010 8*** (-5.84)	-0.006 1 (-1.58)	-0.010 8*** (-5.75)
Cf	0.083 1*** (7.61)	0.052 7*** (8.99)	0.084 9*** (7.74)	0.051 9*** (8.75)
Lev	0.091 3*** (23.67)	0.012 2*** (10.67)	0.092 8*** (23.92)	0.012 5*** (10.81)

续表 7(b)
Table 7(b) Continues

因变量	Cash1		Cash2	
	两职兼任	两职分离	两职兼任	两职分离
<i>Size</i>	-0.018 8*** (-5.77)	-0.026 2*** (-20.47)	-0.020 9*** (-6.38)	-0.026 2*** (-20.22)
<i>Nwc</i>	0.163 1*** (27.02)	0.023 0*** (16.56)	0.165 9*** (27.33)	0.023 6*** (16.77)
<i>Capex</i>	-0.036 0*** (-6.90)	-0.001 3*** (-13.21)	-0.036 4*** (-6.94)	-0.001 3*** (-13.24)
<i>Growth</i>	-0.000 0*** (-2.91)	0.000 0 (0.23)	-0.000 0*** (-2.93)	0.000 0 (0.21)
<i>Dummydiv</i>	0.035 5*** (8.29)	0.032 9*** (17.74)	0.035 8*** (8.31)	0.032 4*** (17.27)
<i>Year Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Chow test	Chi2(1) =0.98 ,prob > chi2=0.321 4		Chi2(1) =1.42 ,prob > chi2=0.232 8	
<i>R</i> ²	0.712 7	0.586 7	0.711 3	0.586 4
<i>Obs</i>	7 714	23 733	7 714	23 733

注: *** , ** , * 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性。

3.3.3 高管持股的影响

高管持股比例越高, 高管个人的利益与公司的利益更加趋近一致, 经理人侵占公司利益的动机更弱, 公司治理水平则越高。表 7(c) 是考虑高管持股比例影响的实证结果。从表中可以看出, 无论高管持股比例高的样本公司还是高管持股比例

低的样本公司, 自变量 *Treated × Post* 回归系数均为负, 但高管持股比例高的样本回归结果显著通过了 1% 水平检验。根据 Chow test 检验结果表明二者不存在显著差异。所以高管持股比例高的公司比高管持股比例低的公司受到反倾销制裁时现金减持没有显著差异。

表 7(c) 公司治理机制分析——高管持股比例

Table 7(c) Analysis of corporate governance mechanism: Senior executives' s shareholding

因变量	Cash1		Cash2	
	高管持股比例高	高管持股比例低	高管持股比例高	高管持股比例低
常数项	0.313 1*** (7.02)	0.792 0*** (15.86)	0.311 2*** (6.93)	0.823 5*** (16.29)
<i>Treated × Post</i>	-0.007 5*** (-4.11)	-0.003 2 (-1.09)	-0.007 3*** (-3.98)	-0.002 4 (-0.83)
<i>Cf</i>	0.180 3*** (21.04)	0.011 0*** (3.13)	0.178 5*** (20.69)	0.012 0*** (3.37)
<i>Lev</i>	0.149 8*** (38.94)	0.004 2*** (3.68)	0.151 5*** (39.11)	0.004 4*** (3.81)
<i>Size</i>	-0.016 0*** (-11.28)	-0.025 0*** (-14.23)	-0.015 7*** (-10.99)	-0.025 9*** (-14.61)
<i>Nwc</i>	0.404 0*** (81.75)	0.006 3*** (4.88)	0.408 6*** (82.12)	0.006 5*** (5.01)
<i>Capex</i>	-0.002 7 (-0.70)	-0.000 7*** (-7.36)	-0.003 9 (-0.98)	-0.000 7*** (-7.33)
<i>Growth</i>	-0.000 0 (-0.45)	0.000 0* (1.96)	-0.000 0 (-0.64)	0.000 0** (2.01)
<i>Dummydiv</i>	0.012 7*** (6.86)	0.032 9*** (11.72)	0.012 3*** (6.57)	0.033 4*** (11.76)
<i>Year Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Chow test	Chi2(1) =1.83 ,prob > chi2=0.176 6		Chi2(1) =2.26 ,prob > chi2=0.133 0	
<i>R</i> ²	0.726 8	0.565 2	0.725 9	0.570 2
<i>Obs</i>	21 101	11 260	21 101	11 260

注: *** , ** , * 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性。

3.3.4 独立董事占比的影响

独立董事在公司董事会人数占比越大,公司董事会独立性越强,此时公司治理水平则越高。表7(d)是考虑独立董事影响的实证结果。从表中可以看出,无论独立董事占比高的样本公司还是独立董事占比低的样本公司,自变量 $Treated \times Post$ 回归系数均显著为负,显著性水平为 1%。进一步

地,根据 Chow test 检验独立董事占比高样本和独立董事占比低样本交乘项 $Treated \times Post$ 的回归系数差异,结果表明 $chi(2) = 0.02(0.04)$,对应的 p 值等于 0.8989(0.8433),即两个子样本的自变量回归系数之间不存在显著差异。所以独立董事占比高还是低,它们受到反倾销制裁时现金减持效应无显著差异。

表 7(d) 公司治理机制分析——独立董事占比

Table 7(d) Analysis of corporate governance mechanism: Proportion of independent directors

因变量	Cash1		Cash2	
	独立董事占比高	独立董事占比低	独立董事占比高	独立董事占比低
常数项	0.9682*** (17.60)	0.5511*** (13.41)	0.9899*** (17.85)	0.5543*** (13.32)
$Treated \times Post$	-0.0121*** (-4.74)	-0.0107*** (-4.87)	-0.0115*** (-4.49)	-0.0101*** (-4.53)
Cf	0.0065 (0.95)	0.1001*** (25.49)	0.0092 (1.34)	0.1014*** (25.51)
Lev	0.0097*** (7.39)	0.0381*** (19.28)	0.0100*** (7.56)	0.0388*** (19.36)
$Size$	-0.0326*** (-18.86)	-0.0197*** (-13.38)	-0.0332*** (-19.03)	-0.0196*** (-13.10)
Nwc	0.0158*** (10.35)	0.1237*** (41.35)	0.0164*** (10.63)	0.1259*** (41.59)
$Capex$	-0.0008*** (-8.48)	-0.0372*** (-40.82)	-0.0008*** (-8.51)	-0.0379*** (-41.08)
$Growth$	0.0000 [*] (1.75)	0.0000 (0.10)	0.0000 [*] (1.74)	0.0000 (0.16)
$Dummydiv$	0.0362*** (14.14)	0.0311*** (14.55)	0.0360*** (13.95)	0.0306*** (14.14)
$Year\ Fixed\ Effect$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Firm\ Fixed\ Effect$	Yes	Yes	Yes	Yes
Chow test	$Chi2(1) = 0.02, prob > chi2 = 0.8989$		$Chi2(1) = 0.04, prob > chi2 = 0.8433$	
R^2	0.6076	0.6447	0.6079	0.6434
Obs	15426	18332	15426	18332

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性。

本研究采用了四个度量融资约束公司治理的指标,但这四个度量指标均不支持公司治理机制。所以,缺乏充分的实证证据支持公司治理机制是反倾销制裁降低上市公司现金持有的影响机制。这可能是由于我国上市公司存在“一股独大”导致公司治理水平普遍不高,所以在遭受反倾销制裁时,公司治理对反倾销制裁降低现金持有难以产生显著影响。

4 影响机制分析

本研究基于投资机会和现金持有成本,提出

现金持有成本与收益的权衡机制。当面临着国际贸易摩擦引发的反倾销制裁,会降低贸易摩擦受害国企业的出口竞争力,使得部分企业由出口转内销。这个传递效应导致国内相关行业的竞争性加强,未来投资机会下降。所以,根据实物期权理论,投资的等待期权价值增加,现金持有的边际收益下降。另一方面,由于我国企业资金很大部分来源于外部融资,外部融资主要的来源是银行信贷。我国银行信贷的资金成本高,这导致除非未来存在收益很高的投资机会,否则现金持有的边际收益和边际成本不匹配。所以资金成本强化了受到反倾销制裁对现金持有的影响效应。因此,本研究

采用 Tobin Q 值度量投资机会和负债成本 Exp 度量现金持有成本, 检验投资机会和现金持有成本的联合影响机制。

考察反倾销制裁对上市公司现金减持的投资机会和现金持有成本的影响机制, 提出如下实证模型

$$TQ_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times Treated_i \times Post_t + \beta_2 \times Cf_{i,t} + \beta_3 \times Lev_{i,t} + \beta_4 \times Size_{i,t} + \beta_5 \times Nwc_{i,t} + \beta_6 \times Capex_{i,t} + \beta_7 \times Growth_{i,t} + \beta_8 \times DummyDiv_{i,t} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Exp_{i,t} = \alpha + \beta_1^* \times Treated_i^* \times Post_t + \beta_2^* \times Cf_{i,t} + \beta_3 \times Lev_{i,t} + \beta_4 \times Size_{i,t} + \beta_5 \times Nwc_{i,t} + \beta_6 \times Capex_{i,t} + \beta_7 \times Growth_{i,t} + \beta_8 \times DummyDiv_{i,t} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$Cash_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times Treated_i \times Post_t + \beta_2 \times TQ_{i,t} + \beta_3 \times Exp_{i,t} + \beta_4 \times Cf_{i,t} + \beta_5 \times Lev_{i,t} + \beta_6 \times Size_{i,t} + \beta_7 \times Nwc_{i,t} + \beta_8 \times Capex_{i,t} + \beta_9 \times Growth_{i,t} + \beta_{10} \times DummyDiv_{i,t} + \sum Year + \sum Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

根据前面的分析, 如果投资机会 TQ 和现金持有成本 Exp 是反倾销制裁对现金持有影响的联合中介机制, 那么式 (3) 中 β_1 系数显著为负, 式

(4) 中 β_1 系数显著为负, 而且在式 (5) 纳入投资机会 TQ 和现金持有成本 Exp 后 β_1 系数不显著, 或者它比式 (1) 中 β_1 系数更小, 但式 (5) 中 β_2 和 β_3 系数显著。

表 8 是投资机会 TQ 和现金持有成本 Exp 联合中介影响机制的实证结果。在表 8 第 (1) 列中, 自变量 $Treated \times Post$ 回归系数等于 -1.3337 , 对应的 t 值等于 -2.19 , 通过 5% 显著性水平检验, 即反倾销制裁降低我国上市公司的投资机会; 在表 8 第 (2) 列中, 自变量 $Treated \times Post$ 回归系数等于 -0.0003 , 对应的 t 值等于 -3.48 , 通过 1% 显著性水平检验, 即反倾销制裁降低现金持有, 从而降低现金持有成本; 在表 8 第 (3) 列和表 8 第 (4) 列中, 自变量 $Treated \times Post$ 回归系数分别为 -0.0095 和 -0.0092 , 虽然通过了显著性检验, 但相比较于表 4 中自变量 $Treated \times Post$ 回归系数的回归系数分别为 -0.0115 和 -0.0111 , 系数变得更小。而且 TQ 的回归系数显著为正, Exp 回归系数显著为负。这表明控制了中介变量后, 反倾销制裁对现金持有影响变得更小。另外, 比较他们回归结果的 R^2 值, 发现表 8 第 (3) 列和表 8 第 (4) 列的 R^2 值更大。因此, 投资机会 TQ 和现金持有成本 Exp 是反倾销制裁对现金持有影响的中介机制, 即反倾销制裁会降低受影响行业上市公司的投资机会, 从而降低现金持有水平的收益, 为了达到现金持有的均衡水平, 必须降低上市公司现金持有水平, 导致现金持有成本下降。

表 8 投资机会与负债成本的联合中介机制的实证结果

Table 8 Empirical results of joint intermediary mechanism of investment opportunity and debt cost

因变量	TQ	EXP	$Cash1$	$Cash2$
常数项	155.3659*** (3.66)	0.0004 (0.16)	0.5037*** (12.95)	0.5162*** (12.98)
$Treated \times Post$	-1.3337** (-2.19)	-0.0003*** (-3.48)	-0.0095*** (-7.05)	-0.0092*** (-6.75)
TQ			0.0004*** (4.19)	0.0004*** (4.18)
EXP			-3.1884*** (-22.30)	-3.2558*** (-22.34)
Cf	-16.1095 (-1.57)	0.0041*** (5.97)	0.1303*** (6.08)	0.1308*** (6.39)
Lev	-31.5476* (-1.67)	0.0219*** (47.27)	0.0278* (1.77)	0.0285* (1.77)
$Size$	-4.8328*** (3.74)	-0.0002** (-2.43)	-0.0156*** (-12.91)	-0.0158*** (-12.83)
Nwc	-110.7717*** (-3.36)	-0.0119*** (-32.90)	0.0672*** (2.87)	0.0687*** (2.87)

续表8

Table 8 Continues

因变量	<i>TQ</i>	<i>EXP</i>	<i>Cash1</i>	<i>Cash2</i>
<i>Capex</i>	33.800 0*** (3.79)	-0.018 6*** (-27.90)	-0.016 4*** (-4.34)	-0.016 8*** (-4.34)
<i>Growth</i>	0.017 6*** (2.64)	-0.002 0*** (-14.01)	-0.000 0** (-2.53)	-0.000 0** (-2.53)
<i>Dummydiv</i>	9.019 8*** (3.92)	-0.000 9*** (-9.06)	0.020 6*** (13.26)	0.020 2*** (12.88)
<i>Year Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm Fixed Effect</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.769 0	0.742 8	0.620 4	0.620 3
<i>Obs</i>	32 580	34 240	32 524	32 524

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性。

5 现金减持的价值效应分析

表5的实证结果表明反倾销制裁会导致上市公司减少现金持有。关于现金减持对公司价值的影响,本研究提出如下实证模型:

$$\begin{aligned}
 r_{i,t} - R_{i,t}^B = & \alpha + \beta_1 \times \text{Treat}_i \times \text{Post}_t + \\
 & \beta_2 \times \Delta \text{Cash}_{i,t} + \beta_3 \times \Delta \text{Cash}_{i,t} \times \\
 & \text{Treat}_i \times \text{Post}_t + \beta_4 \times \Delta E_{i,t} + \\
 & \beta_5 \times \Delta \text{NA}_{i,t} + \beta_6 \times \Delta I_{i,t} + \\
 & \beta_9 \times \Delta \text{Dividend}_{i,t} + \beta_{10} \times \text{Cash}_{i,t-1} + \\
 & \beta_{11} \times \text{NF}_{i,t} + \sum \text{Year} + \sum \text{Firm} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \quad (6)$$

表9是实证检验反倾销制裁对上市公司现金减持的公司价值效应结果。从表可以看出,交互项 $\text{Treated} \times \text{Post} \times \Delta \text{Cash}$ 的回归系数分别为 -0.219 9和 -0.180 7,对应的 t 值分别为 -3.02和 -2.55,均通过了1%和5%显著性水平检验,这表明反倾销带来上市公司减少现金持有,能够显著提高公司现金减持后的公司价值。而且,这一结果不仅统计意义显著,而且经济意义也很显著。当上市公司现金持有与公司股权价值比值每减持1%时,反倾销后受影响的上市公司股权年收益率比未受影响的上市公司股权年收益率的增加9.51%(7.81%)^⑦。

表9 现金减持的价值效应实证结果

Table 9 Empirical results of value effect of cash reduction

因变量 $r_{i,t} - R_{i,t}^B$	<i>Cash1</i>		<i>Cash2</i>	
	Coef.	t	Coef.	t
常数项	0.201 1	1.02	0.206 9	1.04
<i>Treated</i> × <i>Post</i>	0.008 9	0.93	0.008 4	0.88
Δcash	0.252 0***	3.58	0.201 6***	2.91
<i>Treated</i> × <i>Post</i> × Δcash	-0.219 9***	-3.02	-0.180 7**	-2.55
ΔE	0.372 4***	3.24	0.377 3***	3.25
ΔNA	-0.011 4	-1.41	-0.009 4	-1.13
ΔI	-0.974 4	-1.55	-0.975 5	-1.55
$\Delta \text{Dividend}$	3.612 8***	7.33	3.628 3***	7.36
<i>L. Cash</i>	0.016 6	1.43	0.011 5	1.08
<i>NF</i>	0.021 3	0.49	0.029 4	0.69
<i>Year Fixed Effect</i>	Yes		Yes	
<i>Firm Fixed Effect</i>	Yes		Yes	
<i>R</i> ²	0.123 2		0.122 5	
<i>Obs</i>	19 808		19 808	

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性。

⑦ 因变量 $r_{i,t} - R_{i,t}^B$ 的均值为 -0.445 9%。

6 结束语

本研究首先实证检验反倾销制裁对我国上市公司现金持有政策的影响,结果发现反倾销制裁会显著降低我国上市公司的现金持有水平,受反倾销制裁影响的行业公司比未受反倾销制裁影响的行业公司,它们的现金持有量与总资产的比重平均降低 1.15% (1.11%)。然后,分别检验融资约束机制和公司治理两个影响机制,发现缺乏稳健的实证证据支持融资约束机制和公司治理机制能够解释反倾销制裁对现金持有影响。本研究基于反倾销制裁对我国企业投资机会的影响和现金持有收益与成本的权衡理论,实证结果表明由于反倾销制裁会降低我国企业的投资机会,增加现金持有成本,从而减低我国上市公司现金持有水平,使得现金持有的边际收益和边际成本重新达到均衡。最后本研究讨论了反倾销制裁降低上市公司现金持有的价值效应,发现面临反倾销制裁时上市公司降低现金持有水平会显著增加上市公司价值,现金持有与总资产的比重每降低 1% 时,上市公司股权年收益会提高 9.51% (7.81%)。

本研究将现金持有与国际贸易摩擦结合在一起进行实证研究,在理论上丰富了现金持有文献

的研究,而且也是国际贸易摩擦微观影响文献的补充。尽管国内外文献研究有少部分研究国际贸易对公司金融政策的影响,但本研究从国际贸易的视角研究现金持有政策,并提供了影响机制分析,得到稳健的实证结果。

本研究为我国企业应对国际贸易摩擦制定公司金融政策提供参考。近年来国际贸易保护主义越来越严重,我国对外贸易摩擦越来越多,我国微观企业如何应对国际贸易摩擦的影响,是理论界和实业界普遍关心的问题。本研究讨论受国际贸易摩擦产生的反倾销制裁对行业内企业现金持有政策的影响,所以本研究的实证研究结论为我国企业制定相应的公司金融政策应对国际贸易摩擦提供两点参考。首先,上市公司保持最优现金持有水平,以维持公司价值最大化。在面临外部冲击时,上市公司需要主动调整自身的现金持有水平,使得现金持有的收益与成本相匹配,从而达到公司价值最大化目标。其次,重视国际贸易摩擦带来的外部冲击。国际贸易摩擦冲击主要有增加贸易政策的不确定性和降低投资机会,所以除上市公司需主动调整自身的公司金融政策,提高公司治理水平,政府相关部门需主动采取措施帮助企业应对贸易摩擦带来的冲击,比如降低企业的融资约束和降低企业的资金成本等。

参考文献:

- [1] 张国锋, 陆毅, 蒋灵多. 关税冲击与中国进口行为[J]. 金融研究, 2021, (10): 40-58.
Zhang Guofeng, Lu Yi, Jiang Lingduo. Import tariff shocks and Chinese import behavior[J]. Journal of Financial Research, 2021, (10): 40-58. (in Chinese)
- [2] 李春顶, 何传添, 林创伟. 中美贸易摩擦应对政策的效果评估[J]. 中国工业经济, 2018, (10): 137-155.
Li Chunding, He Chuantian, Lin Chuangwei. Evaluating the effects of China's countermeasures to China-U.S. trade frictions[J]. China Industrial Economics, 2018, (10): 137-155. (in Chinese)
- [3] Bagwell K, Staiger R W. What do trade negotiators negotiate about? Empirical evidence from the world trade organization [J]. American Economic Review, 2011, 101(4): 1238-1273.
- [4] 田开兰, 杨翠红, 祝坤福, 等. 两败俱伤: 美中贸易关税战对经济和就业的冲击[J]. 管理科学学报, 2021, 24(2): 14-27.
Tian Kailan, Yang Cuihong, Zhu Kunfu, et al. Lose-lose consequence: Shock of Sino-US trade war on bilateral economy and labor market[J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(2): 14-27. (in Chinese)
- [5] Chen S S, Chen Y S, Kang J K, et al. Board structure, director expertise, and advisory role of outside directors[J]. Journal of Financial Economics, 2020, 138(2): 483-503.
- [6] Pierce J R, Schott P K. The surprisingly swift decline of US manufacturing employment[J]. The American Economic Review, 2016, 106(7): 1632-1662.

- [7] Antras P, Fort T C, Tintelnot F. The margins of global sourcing: Theory and evidence from US firms [J]. *The American Economic Review*, 2017, 107(9): 2514 – 2564.
- [8] Autor D H, Dorn D, Hanson G H. The China Syndrome: Local labor market effects of import competition in the United States [J]. *The American Economic Review*, 2013, 103(6): 2121 – 2168.
- [9] Handley K, Limao N. Policy uncertainty, trade, and welfare: Theory and evidence for China and the United States [J]. *The American Economic Review*, 2017, 107(9): 2731 – 2783.
- [10] Crowley M, Song H, Meng N. Tariff scares: Trade policy uncertainty and foreign market entry by Chinese firms [J]. *Journal of International Economics*, 2018, 114: 96 – 115.
- [11] 杨连星. 反倾销如何影响了跨国并购 [J]. *金融研究*, 2021, (8): 61 – 79.
Yang Lianxing. How anti-dumping affects cross-border mergers and acquisitions [J]. *Journal of Financial Research*, 2021, (8): 61 – 79. (in Chinese)
- [12] 毛其淋. 贸易政策不确定性是否影响了中国企业进口? [J]. *经济研究*, 2020, 55(2): 148 – 164.
Mao Qilin. Does trade policy uncertainty affect Chinese manufacturing firms' imports? [J]. *Economic Research Journal*, 2020, 55(2): 148 – 164. (in Chinese)
- [13] Nodari G. Financial regulation policy uncertainty and credit spreads in the US [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2014, 41: 122 – 132.
- [14] Liu Q, Ma H. Trade policy uncertainty and innovation: Firm level evidence from China's WTO accession [J]. *Journal of International Economics*, 2020, (127): 103387.
- [15] 刘竹青, 盛丹. 贸易自由化、产品生命周期与中国企业的出口产品结构 [J]. *经济学(季刊)*, 2021, 21(1): 263 – 284.
Liu Zhuqing, Sheng Dan. Trade liberalization, product life-cycle and export product structure of Chinese firms [J]. *China Economic Quarterly*, 2021, 21(1): 263 – 284. (in Chinese)
- [16] 郑宝红, 曹丹婷. 税收规避能影响企业现金持有价值吗? [J]. *中国软科学*, 2018, (3): 120 – 132.
Zheng Baohong, Cao Danting. Can tax avoidance impact corporate cash holding value? [J]. *China Soft Science*, 2018, (3): 120 – 132. (in Chinese)
- [17] 胡俊, 李强, 曾勇. 现金持有对 R&D 投资的平滑作用: 产品市场竞争的视角 [J]. *管理工程学报*, 2021, 35(6): 150 – 162.
Hu Jun, Li Qiang, Zeng Yong. The smoothing role of cash holdings in R&D investments: A perspective on product market competition [J]. *Journal of Industrial Engineering and Engineering Management*, 2021, 35(6): 150 – 162. (in Chinese)
- [18] Chang C H, Chen S S, Chen Y S, et al. Commitment to build trust by socially responsible firms: Evidence from cash holdings [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2019, 56: 364 – 387.
- [19] 罗进辉, 李小荣, 向元高. 媒体报道与公司的超额现金持有水平 [J]. *管理科学学报*, 2018, 21(7): 91 – 112.
Luo Jinhui, Li Xiaorong, Xiang Yuangao. Media coverage and corporate excess cash holding [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(7): 91 – 112. (in Chinese)
- [20] 底璐璐, 罗勇根, 江伟, 等. 客户年报语调具有供应链传染效应吗? ——企业现金持有的视角 [J]. *管理世界*, 2020, 36(8): 148 – 162.
Di Lulu, Luo Yonggen, Jiang Wei, et al. Does customers' annual report tone have a supply chain contagion effect?: From the perspective of corporate cash holdings [J]. *Journal of Management World*, 2020, 36(8): 148 – 162. (in Chinese)
- [21] 程新生, 武琼, 刘孟晖, 等. 企业集团现金分布, 管理层激励与资本配置效率 [J]. *金融研究*, 2020, (2): 91 – 108.
Cheng Xinsheng, Wu Qiong, Liu Menghui, et al. Enterprise group cash distribution, management incentives, and capital allocation efficiency [J]. *Journal of Financial Research*, 2020, (2): 91 – 108. (in Chinese)
- [22] Chen H W, Yang D G, Zhang J H, et al. Internal controls, risk management, and cash holdings [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 64: 101695.
- [23] Opler T, Pinkowitz L, Stulz R, et al. The determinants and implications of corporate cash holdings [J]. *Journal of Financial Economics*, 1999, 52(1): 3 – 46.
- [24] Bordo M D, Duca J V, Koch C. Economic policy uncertainty and the credit channel: Aggregate and bank level U. S. evi-

- dence over several decades [J]. *Journal of Financial Stability*, 2016, 26: 90 – 106.
- [25] Chen Q, Chen X, Schipper K, et al. The sensitivity of corporate cash holdings to corporate governance [J]. *The Review of Financial Studies*, 2012, 25(12): 3610 – 3644.
- [26] Denis D J, Sibikov V. Financial constraints, investment, and the value of cash holdings [J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(1): 247 – 269.
- [27] 连玉君, 刘醒云, 苏治. 现金持有的行业特征: 差异性与收敛性 [J]. *会计研究*, 2011, (7): 66 – 72 + 97.
Lian Yujun, Liu Xingyun, Su Zhi. Industrial features of firms' cash holding: Difference and convergence [J]. *Accounting Research*, 2011, (7): 66 – 72 + 97. (in Chinese)
- [28] Mortal S, Nanda V, Reisel N. Why do private firms hold less cash than public firms? International evidence on cash holdings and borrowing costs [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2020, 113: 1 – 17.
- [29] Chang Y Y, Pan X F, Wang J L, et al. Depoliticization and corporate cash holdings: Evidence from the mandated resignation of directors in China [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2021, (69): 102004.
- [30] 熊凌云, 蒋尧明, 连立帅, 等. 控股股东杠杆增持与企业现金持有 [J]. *中国工业经济*, 2020, (8): 137 – 155.
Xiong Lingyun, Jiang Yaoming, Lian Lishuai, et al. Controlling shareholders' leverage increase and corporate cash holding [J]. *China Industrial Economics*, 2020, (8): 137 – 155. (in Chinese)
- [31] 姜付秀, 郑晓佳, 蔡文婧. 控股家族的“垂帘听政”与公司财务决策 [J]. *管理世界*, 2017, (3): 125 – 145.
Jiang Fuxiu, Zheng Xiaojia, Cai wenjing. The family company's “giving advices behind a screen” and its financial decision [J]. *Journal of Management World*, 2017, (3): 125 – 145. (in Chinese)
- [32] Lamont O, Polk C, Jesús S R. Financial constraints and stock returns [J]. *Review of Financial Studies*, 2001, 14(2): 529 – 554.

The impact of anti-dumping sanctions on cash holding policy: Evidence from the Chinese listed companies

YE Zhi-qiang¹, ZHU Qing-qing¹, ZHANG Shun-ming^{2*}

1. School of Business, East China University of Science and Technology, Shanghai 200237, China;

2. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China

Abstract: In recent years, international trade protectionism has become more and more severe; the impact of anti-dumping sanctions on micro enterprises in countries affected by international trade friction has become an important topic. This paper empirically studies the impact of anti-dumping sanctions on cash holding policy for Chinese listed companies. The results show that the anti-dumping sanctions will reduce the cash holding level. Then, the financing constraint mechanism and corporate governance mechanism of cash holdings are tested respectively, but no robust empirical evidence supporting these two mechanisms is found. Furthermore, based on the impact of anti-dumping sanctions on the investment opportunities, this paper puts forward a trade-off theory of cash holding income and cost. The empirical results support this theory. Finally, the paper concludes that the reduction of cash holding will significantly increase the firm value of listed companies in the face of anti-dumping sanctions. The article adds a new perspective for international trade research on cash holding policy, and provides a reference for Chinese enterprises to formulate corporate financial policies to deal with international trade frictions.

Key words: anti-dumping sanctions; investment opportunities; cash holding costs; the value effect of cash holdings