

FINANCIAL SCIENCE

金融科学

2019年第1辑

总第5辑

- 周开国 周寰宇 关税削减、产品市场竞争与上市公司信息披露质量
- 宋清华 郭 晨 马洁莹 陆慧慧 商业银行同业业务与风险承担
——基于动态面板系统GMM模型的实证研究
- 黄小雨 金 涛 罕见灾难模型研究进展
- 许 林 梁婧怡 我国科技型中小企业风险评价体系研究
——基于修正KMV与Logit模型的实证
- 张 哲 监管政策对网贷平台透明度、成交量、人气、品牌的影响

对外经济贸易大学金融学院 编



对外经济贸易大学出版社
University of International Business and Economics Press

总第5辑

FINANCIAL SCIENCE

金融科学

2019年第1辑

对外经济贸易大学金融学院 编

对外经济贸易大学出版社
中国·北京

图书在版编目 (CIP) 数据

金融科学. 2019 年. 第 1 辑 / 对外经济贸易大学金融学院编. —北京: 对外经济贸易大学出版社, 2019.5

ISBN 978-7-5663-2050-6

I. ①金… II. ①对… III. ①金融学—文集 IV. ①F830-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2019) 第 099195 号

© 2019 年 对外经济贸易大学出版社出版发行

版权所有 翻印必究

金 融 科 学 Jinrong Kexue

对外经济贸易大学金融学院 编

责任编辑: 汪 洋

对外经济贸易大学出版社

北京市朝阳区惠新东街 10 号 邮政编码: 100029

邮购电话: 010-64492338 发行部电话: 010-64492342

网址: <http://www.uibep.com> E-mail: uibep@126.com

三河市少明印务有限公司印装 新华书店经销

成品尺寸: 185mm×260mm 7.25 印张 137 千字

2019 年 5 月北京第 1 版 2019 年 5 月第 1 次印刷

ISBN 978-7-5663-2050-6

定价: 39.00 元

《金融科学》编辑委员会

Financial Science

名誉主任：刘鸿儒

委 员：（按姓名汉语拼音为序）

巴曙松	邓可斌	丁志杰	范小云
范 英	方 颖	甘 犁	郭 沛
韩立岩	贺力平	贺学会	赫国胜
黄文礼	孔东民	李建军	李建平
李志生	廖 理	刘 波	刘莉亚
刘 亚	路 磊	彭红枫	屈文洲
史永东	宋清华	汪昌云	汪 洋
汪勇祥	王广谦	王 能	王一鸣
吴 军	吴卫星	吴文锋	熊 熊
徐信忠	许年行	杨金强	杨之曙
杨子晖	叶永刚	易行健	殷剑峰
尹志超	应千伟	俞红海	曾海舰
张成思	张 杰	张桥云	张 维
张学勇	郑振龙	钟宁桦	周开国
周铭山	朱小能		

主 编：吴卫星 邹亚生

周开国 周寰宇	关税削减、产品市场竞争与上市公司信息披露质量	(1)
宋清华 郭晨 马洁莹 陆慧慧	商业银行同业业务与风险承担 ——基于动态面板系统 GMM 模型的实证研究	(23)
黄小雨 金涛	罕见灾难模型研究进展	(42)
许林 梁婧怡	我国科技型中小企业风险评价体系研究 ——基于修正 KMV 与 Logit 模型的实证	(59)
张哲	监管政策对网贷平台透明度、成交量、人气、品牌的影响	(84)

关税削减、产品市场竞争与 上市公司信息披露质量

◎ 周开国 周寰宇^①

内容摘要：进口商品关税削减能够增强进口商品的竞争力，因此加剧了本国同行业产品的市场竞争程度。本文选取 2002—2012 年沪深 A 股上市公司为研究对象，利用面板数据模型和双重差分（DID）方法研究显著关税削减对公司信息披露质量的影响并分析产品市场竞争起到的中介作用。实证结果发现，当受到显著关税削减所造成的外部经济冲击时，公司的信息披露质量会显著下降。接着，将上市公司按市场集中度划分为子样本后发现，竞争程度较高行业中的公司信息披露质量，在受到显著关税削减造成的外部经济冲击时下降得更为明显。进一步运用中介效应模型研究发现，产品市场竞争在显著关税削减对公司信息披露质量的影响中起到了一定的中介作用。本文的研究结果为公司的策略性信息披露行为提供了经验证据，同时对信息披露质量的相关文献做出了重要补充。

关键词：关税削减；产品市场竞争；信息披露质量

一、引言

公司外部的经济环境包括世界经济形势、国内宏观经济形势、产业政策，以及与公司关系密切、影响直接的，包括产品销售市场、原材料供应市场、资金市场和劳动力市场在内的诸多市场。外部经济环境存在于公司组织之外，短期内不受公司管理者行为和公司治理水平的影响，它的变化对公司的投融资行为（王义中和宋敏，2014）、现金持有

^① 作者简介：周开国，中山大学岭南学院教授，研究方向：公司金融与资本市场。

周寰宇，招商局集团博士后科研工作站，研究方向：公司金融。

行为(梁权熙等, 2012)、融资约束(刘海明和曹廷求, 2015)等有着显著的影响。当经济环境良好, 市场处于繁荣期时, 产品的市场需求增大, 公司往往增加投资、扩充厂房设备和雇员, 生产销售活动得到刺激; 相反, 当市场趋于萧条和不景气时, 公司一方面市场需求萎缩, 另一方面融资渠道变窄, 生产销售活动受到抑制。

公司作为经济体中的微观主体, 其生产经营活动的绩效不仅受到管理者的决策影响, 更受宏观经济环境和政府政策导向等因素的约束。经济环境的显著变化对公司的信息披露质量可能有某种程度的影响。例如, 张欢(2014)以金融危机作为代表经济环境产生明显变化的外部事件, 实证研究得出经济危机前后, 公司的盈余管理活动明显增加, 信息披露质量显著下降。而作为更一般的环境不确定性^①, 申慧慧(2010)得出了公司盈余管理程度随不确定性上升而增强的结论。过往文献中已有在常态或金融危机条件下对公司信息披露质量的研究, 那么是否存在影响公司信息披露质量的其他外部冲击性质的事件呢? 公司应对外部经济环境变化时是否采取差异化的信息披露策略呢?

一国进口商品关税的削减往往会增强进口商品本身的竞争力, 造成本国同行业公司外部经济环境的变化。具体地讲, 关税的削减会使国外商品的价格劣势得到弥补, 从而使国外商品大量涌入国内市场, 增加了国外产品的销售量, 丰富了消费者可选择的替代产品品牌, 最终导致本国同类产品市场竞争加剧。产品市场竞争程度的变化往往会影响公司的财务和管理等方面的决策, Dasgupta et al. (2014)将关税削减作为可能使得产品市场竞争程度发生变化的一种外部冲击, 发现显著关税削减后, CEO 的变更概率和 CEO 变更对公司业绩的敏感性都显著提高。关税削减可以看作是一个良好的自然实验, 相关研究可以更为清晰地观察到实验前后所关心的变量是否发生显著变化。那么, 关税削减这种外部冲击会对公司信息披露质量造成怎样的影响? 又是如何产生影响? 产品市场竞争是否作为中介变量在其中发挥作用? 这些问题的回答需要进一步的实证检验, 也正是本文研究的核心问题。

本文余下部分的结构安排如下: 第二部分为文献综述和研究假设的提出; 第三部分为研究设计; 第四部分是实证分析结果; 第五部分是本文的结论与总结。

二、文献综述与研究假设

过往文献已经证实了产品市场竞争程度的变化与公司信息披露质量之间存在显著的

^① 这里, 环境不确定性用公司业绩的波动衡量, 理由是认为外部环境的变化会引起公司核心业务活动的波动。

关系 (Verrecchia, 1983; Gertner et al., 1988; Guo et al., 2015; 周夏飞和周强龙, 2014), 主要从公司和行业两个层面来研究产品市场竞争对公司信息披露质量的影响。

从公司层面来看产品市场竞争, 公司为消费者购买的产品索取了一个更高的价格 (提取了更多的非正常租金), 却不会对产品需求数量产生影响, 这就是所谓行业内的定价能力 (产品的市场势力)。产品市场势力为公司赋予了一个竞争性的价格优势, 在遭受外生的生产率冲击时, 拥有该优势的公司可以更好地维持利润率。产品市场势力越强, 公司面对未预期的产品需求变化时有更多的灵活性, 凭借更强的定价能力维持更稳定的经营现金流和更低的股票收益波动率 (Peress, 2010)。产品市场竞争程度的提高使公司面临的流动性风险增大 (Schmidt, 1997), 因此产品市场势力越大 (公司的财务灵活性越强), 管理者所承受的进行盈余管理降低信息披露质量的压力就越小。而且, 产品市场势力越强的公司往往具有更多的股价信息含量 (Peress, 2010) 和更高的股票流动性 (Kale and Loon, 2011), 这些性质说明产品市场势力强的公司的真实盈余表现得更加稳定, 进行盈余管理等降低信息披露质量的活动也就更非必要。

而类似地, 从行业层面分析产品市场竞争, 在竞争激烈的行业中, 公司所拥有的表现为李嘉图租金形式的超额利润带来的缓冲要相对较小 (Peteraf, 1993), 公司将成本冲击转嫁给消费者的可能性相对更小; 而处于垄断性行业的公司, 由于较多超额利润的存在, 在遭遇意外的需求下降或者整体经济下行的风险时有较强的风险缓冲能力, 盈余下降程度较竞争性行业较轻。因此, 面对利润下降的困境, 竞争性行业将从事更多的盈余管理活动, 以获得投资者和债权人的信赖和帮助为目的, 保证公司的正常运转, 从而实现企业短期价值的最大化 (Shleifer, 2004)。Markarian 和 Santalo (2014) 通过建立理论模型指出, 由于作为一个说明竞争性优势 (劣势) 存在与否的指标, 会计盈余会使公司在股票市场上受到追捧 (贱卖), 因而产品市场竞争程度的提高会使高管操纵利润的激励得到增强。Karuna 和 Tian (2012) 也认为, 产品市场竞争的加剧使得公司面临更高的流动性风险, 促使经理增加股权和债权融资, 这会使管理者有动机进行盈余管理来影响市场对其短期业绩表现和公司竞争力的判断。此外, 高竞争性行业中的公司也有更强的动机掩盖自身的真实经营情况, 以更高的信息不透明程度降低披露带来的竞争者威胁 (Bertomeu 和 Liang, 2015)。另外, 对于行业集中度高的公司而言, 每个公司占行业总产出的比例较高, 因此相比低集中度的行业, 该行业中公司的披露可能提供了关于行业未来产品需求的更多信息。

以关税削减为代表的经济环境变化一方面使得国内产品市场的竞争者增多, 另一方面使得国内市场的开放度增强, 在与全球市场的联系更加紧密的同时, 国内市场所受到

的经济波动带来的影响也会增大。已有研究更多地关注关税削减对国内企业生产率和创新水平的影响（余淼杰，2011；孙文娜和毛其淋，2015），而忽视了它对企业管理和财务决策的影响。进口商品关税的大幅减免使得国际厂商更多地参与国内市场的产品销售，造成国内行业整体盈利水平的下降，为应对经营风险，公司的管理层有更多的操纵盈余、降低信息披露质量的动机。另外，从信息角度出发，来自进口生产商的掠夺性威胁（Verrecchia, 1983; Gertner et al., 1988），迫使国内生产商降低盈余透明度，改变行业发展前景的预期，限制潜在的国外厂商的进入。根据以上分析，本文提出如下假设。

假设 1：当受到显著关税削减所造成的外部经济环境冲击时，公司的信息披露质量会下降。

从公司所处的行业角度来看，竞争相对激烈的公司，由于其所能够得到的表现为李嘉图租金形式的超额利润（Peteraf, 1993）带来的缓冲较小，当更多的进口厂商加入竞争阵营中时，行业整体利润（不包括进口厂商）下降得更为明显，为实现对股价的影响或获得投资者的进一步认可，实现公司短期价值的最大化，相比缓冲能力较强的垄断性行业中的公司，公司经营者有更高的操纵盈余的动机，公司信息披露质量的下降也更为明显。因此，本文提出如下假设。

假设 2：当受到显著关税削减所造成的外部经济环境冲击时，竞争强度相对更高的行业中的公司的信息披露质量下降更为明显。

根据上述讨论，在我国市场条件下，产品市场竞争程度的提高可能导致公司信息披露质量的下降，而关税的削减一定程度上增加了国内市场对进口产品的需求，生产同类产品的国内企业的竞争压力可能变大（谢识予等，1998）。故结合假设 1 可知，关税削减可能通过加剧国内的产品市场竞争程度而使得公司的信息披露质量产生显著的下降。故提出如下假设。

假设 3：产品市场竞争在显著关税削减所造成的外部经济环境冲击对公司信息披露质量的影响中起到了一定的中介作用。

三、研究设计

（一）变量选取

本文重点考察引起产品市场竞争程度发生变化的关税削减这一外部冲击对公司信息披露质量的影响，因此如何度量产品市场竞争非常重要。虽然赫芬达尔指数（HHI）等指标能够衡量公司面对的产品市场竞争程度，但是当在全球化的背景中考虑这一问题时，

这些指标对于描述面临国外产品竞争的本国公司所处的市场竞争环境存在一定的误差。例如,当本国一个行业中的若干家公司退出生产,该行业的生产集中程度会提高,用 HHI 来衡量则说明市场的竞争程度下降,但事实上是更高强度的竞争将一些公司驱逐出该行业,同时保留下来的本土公司仍然承受着严酷的市场竞争。Hoberg (2014) 在研究产品市场威胁对公司分红和现金持有行为的影响时提出使用通过公司产品的描述性文件计算出的产品市场流动性来描述基于竞争对手的公司生产策略的变动,进而间接地衡量公司产品的市场竞争力。进口关税削减是另外一种衡量产品市场竞争的外部冲击的良好指标,它的合理性在于,当关税降低时,贸易壁垒降低,从而相对提高了来自国外同行业生产商的竞争。Markarian 和 Santalo (2014) 使用了 John Romalis US Database 来构建一种衡量进口渗透和行业关税保护的指标(进口商品总价值/进口商品与国内同类商品价值之和),进而作为产品市场外部冲击良好的外生代理变量。

考虑到数据的可获得性以及是否可以准确地与证监会行业分类进行对应,借鉴 Dasgupta et al. (2014) 在研究产品市场竞争中产生的冲击影响公司业绩和 CEO 变更时对造成产品市场竞争程度变化的外部冲击的衡量方法,本文采用关税削减作为对产品市场竞争产生冲击的代理变量^①。

借鉴毛其淋和盛斌(2013)在度量中国微观企业的贸易自由化问题时所用的方法,

对进口商品的关税削减定义为 $Tariffcut_{jt} = \Delta Tariff_{jt}$, $Tariff_{jt} = \frac{\sum_{s \in I_j} n_{st} \times Tariff_{st}^{HS}}{\sum_{s \in I_j} n_{st}}$, 其中 j

为行业, t 为年份, s 为《商品名称及编码协调制度的国际公约》(HS) 中的商品代码, I_j 表示行业 j 所包含的商品集, n_{st} 则为相应年度商品 s 对应的税目数(HS 数据对应栏目为 Number of AV duties)。关于 HS 与国民经济行业分类 GB 的对应,同样借鉴毛其淋和盛斌(2013)的做法,利用 Hucheson (2006)^②的 HS 与国际产业标准分类 ISIC 转换表和 GB/T2002-ISIC (RV3) 转换表^③整合从 WTO Tariff Download Facility^④提取的关税税率年度数据,间接得到各年度国民经济各行业的关税税率。由于 WTO 数据中 2013—2014 没有给出最惠国税率,考虑到数据口径问题,本文数据时间范围为 2002—2012 年,且受商品编码范围的约束,主要关注制造业的关税削减情况。其中 2007—

① Dasgupta et al. (2014) 证明了关税削减不能够被行业的业绩指标所预测到,也就是说关税削减属于严格外生。该文还指出,随着后 WTO 时代的到来,关税削减更加地多元化,内生于特定行业条件的可能性也就越低。

② https://www.gtap.agecon.purdue.edu/resources/res_display.asp?RecordID=1916

③ <http://bbs.pinggu.org/thread-2684087-1-1.html>

④ <http://tariffdata.wto.org/>

2012 年的数据依据联合国统计网站^①对应方法转换成 2002 版 HS。经过换算和统计,得到表 1 的结果。

表 1 2002—2012 年我国主要行业关税税率削减额 (%) 统计

行业名称	观测年数	均值	标准差	最小值	最大值
A 农、林、牧、渔业	11	-0.555	1.375	-4.540	0.230
B 采矿业	11	0.017	0.364	-0.550	1.000
C13 农副食品加工业	11	-0.883	1.582	-5.250	0.020
C14 食品制造业	11	-0.654	1.636	-4.620	2.210
C15 酒、饮料和精制茶制造业	11	-2.600	4.245	-13.180	0.540
C16 烟草制品业	11	-1.091	3.468	-9.000	4.000
C17 纺织业	11	-0.865	1.311	-3.550	0.260
C18 纺织服装、服饰业	11	-0.378	1.154	-2.480	1.830
C19 皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业	11	-0.366	1.753	-5.040	2.490
C20 木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业	11	-0.388	0.890	-2.600	0.600
C21 家具制造业	11	-1.666	2.748	-8.570	1.010
C22 造纸和纸制品业	11	-0.785	1.498	-4.900	0.240
C23 印刷和记录媒介复制业	11	-0.945	1.501	-4.540	0.070
C24 文教、工美、体育和娱乐用品制造业	11	-0.367	0.771	-2.470	0.420
C25 石油加工、炼焦和核燃料加工业	11	-0.092	0.651	-1.140	1.320
C26 化学原料和化学制品制造业	11	-0.252	0.649	-2.080	0.510
C27 医药制造业	11	-0.441	1.246	-4.150	0.070
C28 化学纤维制造业	11	-0.875	1.583	-4.700	0.000
C29 橡胶和塑料制品业	11	-0.315	0.593	-1.830	0.560
C30 非金属矿物制品业	11	-0.412	0.942	-3.120	0.280
C31 黑色金属冶炼和压延加工业	11	-0.260	0.718	-2.410	0.070
C32 有色金属冶炼和压延加工业	11	-0.090	0.340	-0.980	0.430
C33 金属制品业	11	-0.255	0.407	-1.400	0.050
C34 通用设备制造业	11	-0.558	1.278	-4.210	0.590
C35 专用设备制造业	11	-0.510	1.248	-4.150	0.320
C36 汽车制造业	11	-1.794	3.086	-10.350	1.010
C37 铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业	11	-0.210	0.639	-1.600	0.620

① <http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regdnld.asp? Lg=1>

续表

行业名称	观测年数	均值	标准差	最小值	最大值
C38 电气机械和器材制造业	11	-0.579	1.265	-4.200	0.340
C39 计算机、通信和其他电子设备制造业	11	-0.995	2.700	-7.100	3.150
C40 仪器仪表制造业	11	-0.329	0.763	-2.400	0.290
C41 其他制造业	11	-1.014	1.420	-3.050	0.000
D 电力、热力、燃气及水生产和供应业	11	-0.027	0.369	-0.800	0.800
O 居民服务、修理和其他服务业	11	-0.495	0.876	-2.750	0.000
R 文化、体育和娱乐业	11	-0.297	0.798	-2.340	0.860

注：当 Tariffcut 为负时，说明当年该行业总体关税税率水平下降。

从表 1 可以看出，除采矿业外，关税削减的均值都为负；以制造业为主的行业进口商品普遍存在着多年度的关税削减，关税削减都曾经经历过大于 1%的较上一年度税率的下降额，且以酒、饮料和茶制品行业、汽车行业的单年度关税削减额最为明显。近些年我国汽车市场的竞争日趋激烈，国内外各大品牌厂商从耗油、实用性、舒适性和价格等环节展开比拼，越来越多的款式和价位的汽车为消费者提供了更多的选择，这从事实的角度说明关税削减可能引起产品市场竞争程度的增强。

进一步地，借鉴 Dasgupta et al. (2014) 的做法，将 2002—2012 年作为观察区间，认为当期关税削减三倍于观察期间内关税削减的中位数或者更大倍数时（当关税削减中位数为 0 时，认为所有负值均为显著削减）为显著削减，并设计指示变量 *cut_tariff*，若为显著削减，则本年度该行业 *cut_tariff*=1。

本文遵循最新研究中关于产品市场竞争这一变量的设置思路，借鉴张欢（2014）关于外部冲击造成产品市场竞争程度发生变化进而影响公司信息披露行为的研究，选取具有代表性的两个变量：赫芬达尔指数（HHI）和修正的勒纳指数（*idPCM*）。前者为行业集中度指标，衡量行业层面上的产品市场竞争程度，广泛应用于产业组织理论，预期符号为负，即行业集中度越高，产品的市场竞争程度越低。后者为具体到行业内公司的产品市场势力，由 Datta et al. (2011) 在勒纳指数（价格—成本边际，PCM）基础上为消除公司个体因素的影响进行修正后得到，拥有更强的产品市场势力（定价能力）的公司凭借其产品的低替代性或品牌效应可以更好地维持其盈利水平（周夏飞和周强龙，2014），故与产品市场竞争程度负相关。

$$HHI = \sum_{i=1}^n \left(x_i / \sum_{i=1}^n x_i \right)^2$$

$$PCM = (Sales - COGS - SG \& A) / Sales$$

$$idPCM = Marketpower = PCM_i - \sum_{i=1}^n \omega_i PCM_i$$

其中 x_i 是公司 i 的年度营业收入；Sales 是销售额，COGS 是销货成本；SG&A 是销售管理与行政费用。虽然 HHI 用于行业间分析时可能不能很好地说明产品市场竞争程度 (Howitt et al., 2005)，但考虑到某些行业的公司数较少，且本文研究对象为我国上市公司，并未完全覆盖行业内所有参与产品市场竞争的公司，故本文选取规模最大的四家公司营业收入占行业总收入的比例来衡量行业集中度，仍按上面公式计算， x_i 为有效样本的年度营业收入。

本文以会计信息质量来衡量上市公司的信息披露质量。借鉴 Dechow et al. (1995) 的修正 Jones 模型来估计操纵性应计利润 (DA)：

$$DA_{i,t} = \frac{TAcc_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} - \left(\hat{\alpha} \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \hat{\beta}_1 \frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta Rec_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \hat{\beta}_2 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} \right)$$

进而用盈余管理水平 $absDA$ ($absDA = |DA|$) 作为信息披露质量 (Disclosure) 的代理变量，盈余管理水平与信息披露质量负相关， $absDA$ 越大说明公司的信息披露质量越差。

为控制外部产品市场竞争冲击影响公司信息披露质量时公司个体因素的影响，本文选取公司年末总资产对数 ($\log asset$)、市值账面值之比 (MB)、财务杠杆 ($leverage$)、公司总资产增长率 ($Growth$) 和公司股票的特质波动率 ($volatility$) 作为公司个体层面的控制变量。

(二) 研究方法

1. 显著关税削减与公司信息披露质量

首先，借鉴张欢 (2014) 的方法，利用面板数据模型研究关税削减对信息披露质量的影响，并加入滞后一期的关税削减变量考察关税削减对信息披露质量是否具有滞后的影响。此外，模型还控制了行业效应和时间效应。具体模型形式如下：

$$Disclosure_{i,t} = \alpha + \delta \times cut_tariff_{i,t} + \gamma' control_{i,t} + \sum industry + \sum year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Disclosure_{i,t} = \alpha + \sum_{j=-1}^0 \delta_{-j} \times cut_tariff_{i,t-j} + \gamma' control_{i,t} + \sum industry + \sum year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

由于并不是所有的行业在一个年度同时受到关税削减的外部冲击，更具体地讲，对于任何一个时点 t ，不同于控制组，实验组包括的行业中的公司都受到了一个显著的关税削减，所以关税削减对公司信息披露质量的影响可以看作是一种良好的自然实验，可以采用双重差分 (DID) 方法精确地研究当显著关税削减发生后，公司的信息披露质量是

否有显著的变化,以及变化的方向如何。

DID 方法的具体思想如下。考虑两期的面板数据:

$$y_{it} = \alpha + \gamma D_t + \beta x_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (i=1, \dots, n; t=1, 2) \quad (3)$$

其中 D_t 为实验期虚拟变量 ($D_t=1$, 如果 $t=2$, 实验后; $D_t=0$, 如果 $t=1$, 实验前), u_i 为不可观测的个体特征, 而政策虚拟变量 (本文为关税削减)

$$x_{it} = \begin{cases} 1, & \text{if } i \in \text{treated group and } t=2 \\ 0, & \text{else} \end{cases}$$

当 $t=1$ 时实验组 (treated group) 和控制组 (control group) 没有受到任何不同的对待。对方程 (3) 进行一阶差分消除 u_i 得到:

$$\Delta y_i = \gamma + \beta x_{i2} + \Delta \varepsilon_i$$

用 OLS 估计该式可得到一致估计 (双重差分估计量) $\hat{\beta}_{OLS}$:

$$\hat{\beta}_{OLS} = \Delta \bar{y}_{treat} - \Delta \bar{y}_{control} = (\bar{y}_{treat,2} - \bar{y}_{treat,1}) - (\bar{y}_{control,2} - \bar{y}_{control,1})$$

并且对于双重差分估计量也可引入其他解释变量 (本文是公司层面的控制变量) $\{z_{i1}, \dots, z_{ik}\}$ 得到: $\Delta y_i = \gamma + \beta x_{i2} + \delta_1 z_{i1} + \dots + \delta_k z_{ik} + \Delta \varepsilon_i$ 。

该式与以下两期面板数据模型 (4) 等价:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 G_i \cdot D_t + \beta_2 G_i + \gamma D_t + \delta_1 z_{i1,t} + \dots + \delta_k z_{ik,t} + \varepsilon_{it} \quad (i=1, \dots, n; t=1, 2) \quad (4)$$

G_i 为实验组虚拟变量, 当 i 属于实验组时 $G_i=1$, 当 i 属于控制组时 $G_i=0$; 交互项 $G_i \cdot D_t$ 用来真实度量实验组 (关税有显著削减的行业中的公司) 的政策效应; 分组虚拟变量 G_i 刻画实验组与控制组本身的差异; 时间虚拟变量 D_t 刻画实验前后 (关税削减前后) 两期本身的差异。双重差分法的优点在于其同时控制了分组效应和时间效应, 而且本文选取的关税削减变量严格外生, 排除了政策虚拟变量 x_{it} 与影响公司信息披露质量的遗漏变量的相关性, 可以得到一致估计的结果。依据模型 (4) 的设定形式, 基于 DID 方法研究显著关税削减影响公司信息披露质量的模型如下:

$$\begin{aligned} Disclosure_{it} = & \beta_0 + \beta_1 G_i \cdot D_t + \beta_2 G_i + \gamma D_t + \delta_1 \log asset_{it} + \delta_2 Growth_{it} \\ & + \delta_3 leverage_{it} + \delta_4 MB_{it} + \delta_5 volatility_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

模型中 G_i 和 D_t 的定义与前述一致, 当期 t 所处行业关税发生显著削减的公司 $G_{i,t}=1$, $D_t=0$, $D_{t+1}=1$; 当期 t 所处行业关税未发生显著削减的公司 $G_{i,t}=0$, $D_{i,t}=0$, $D_{i,t+1}=0$ 。但由于样本自选择问题的存在, 公司受制于本身的杠杆率、公司规模和公司股票的市场表现等因素, 可能不会选择将受到显著关税削减影响的行业作为生产经营的主要领域和利润来源, 故在进行双重差分之前需要将研究的总样本进行倾向得分匹配 (PSM), 即在实验期将样本进行配对, 然后再利用 DID 方法观察关税削减对公司信息披露质量的处理

效应（这里运用基于倾向得分的核匹配）。

2. 显著关税削减影响公司信息披露质量的内在途径——中介作用研究

根据前文研究假设所述，显著关税削减可能导致产品市场竞争程度发生变化，进而影响公司的信息披露质量。产品市场竞争在显著关税削减对公司信息披露质量的影响中可能起到某种程度的中介作用。温忠麟等（2004）提出的以下模型（6）是研究中介效应的有效方法：

$$\begin{aligned} Y &= cX + e_1 \\ M &= aX + e_2 \\ Y &= c'X + bM + e_3 \end{aligned} \quad (6)$$

当系数 a 、 b 至少一个不显著时进行 Sobel 检验 ($H_0: ab=0$)。如果回归系数 c 显著则继续进行第二步分析；如果 a 和 b 都显著，则说明 X 对 Y 的影响至少有一部分通过 M 实现，继续进行第三步；如果至少有一个不显著，则做 Sobel 检验（如果显著则说明 M 的中介效应显著）；如果 c' 不显著则说明 X 对 Y 的影响完全通过 M 实现，否则说明 X 对 Y 的影响部分通过 M 实现。故本文利用如下模型（7）来检验产品市场竞争在显著关税削减影响公司信息披露质量过程中起到的中介作用。

$$\begin{aligned} Disclosure &= c \cdot cut_tariff + e_1 \\ PMC &= a \cdot cut_tariff + e_2 \\ Disclosure &= c' cut_tariff + b \cdot PMC + e_3 \end{aligned} \quad (7)$$

其中 PMC 表示产品市场竞争程度。

四、数据与实证分析结果

本文用到的关税税率数据来源于世界贸易组织（WTO）官方网站，估算信息披露质量和产品市场竞争程度所需的数据和公司层面控制变量数据来自 Wind 金融资讯终端。公司样本为 2002—2012 年沪深两市全部 A 股上市公司，剔除金融行业，以及当年被 ST 或 PT 的、当年已退市的和当年所在行业中公司数小于 5 家的公司样本，最终得到 2 669*11 的非平衡面板数据。为避免极端值的影响，文中所使用数据中包括的连续变量都在 1% 和 99% 的分位数水平上予以缩尾处理（winsorized）。

除关税削减数据外，其他变量的描述性统计如表 2 所示。本文所有的估计结果都是在进行 Hausman 检验后，通过面板固定效应模型得到，同时使用了以公司为聚类变量的聚类稳健标准误。

表 2 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>DA</i>	20 571	-0.000 6	0.087 5	-0.242 4	0.290 1
<i>AbsDA</i>	20 571	0.065 1	0.063 4	0.000 7	0.341 3
<i>HHI</i>	21 799	0.106 8	0.105 2	0.018 1	0.519 5
<i>IS</i>	21 830	0.022 8	0.020 9	0.004 5	0.125 0
<i>PCM</i>	29 288	0.090 4	0.233 3	-1.433 0	0.550 4
<i>IdPCM</i>	21 778	0.000 2	0.152 1	-0.814 5	0.396 8
<i>PC</i>	29 062	0.192 9	0.210 8	0.000 8	1.283 5
<i>MP</i>	21 799	0.021 8	0.042 7	0.000 1	0.270 5
<i>logAsset</i>	29 951	1.254 0	0.642 7	-0.197 2	3.415 9
<i>Growth</i>	28 552	0.221 5	0.418 5	-0.412 4	2.486 1
<i>Leverage</i>	25 619	0.098 2	0.132 1	0.000 1	0.828 2
<i>MB</i>	23 844	0.495 2	0.290 2	-0.074 4	1.405 4
<i>volatility</i>	24 303	5.537 8	3.200 7	0.992 4	16.369 6
<i>First</i>	25 677	0.378 7	0.163 5	0.088 9	0.797 1
<i>Board</i>	24 444	0.999 9	0.083 2	0.778 2	1.204 1
<i>Indirector</i>	24 442	0.342 1	0.088 6	0.000 0	0.555 6
<i>Instu</i>	22 359	0.282 2	0.244 1	0.000 0	0.861 0
<i>Mshare</i>	24 386	6.980 9	16.531 7	0.000 0	67.506 0
<i>Salary</i>	24 344	1.897 6	0.417 4	0.792 4	2.901 5
<i>Analyst</i>	15 411	0.921 9	0.440 7	0.301 0	1.799 3

从表 3 中可以看出，在加入 WTO 后几年的时间内行业进口商品的关税发生了明显削减，这与我国政府兑现入世承诺有关。2011 年前后发生显著关税削减的行业比例又有了明显上升，这可能与入世保护期即将结束有关，但也可能是对受金融危机影响的国际经济形势的变化做出的相应调整。

表 3 2002—2012 年我国主要行业发生显著关税削减的统计

年度	显著关税削减 (%)	无显著关税削减 (%)	频数
2002	100	0	34
2003	76.47	23.53	34
2004	76.47	23.53	34
2005	41.18	58.82	34
2006	8.82	91.18	34
2007	8.82	91.18	34

续表

年度	显著关税削减 (%)	无显著关税削减 (%)	频数
2008	2.94	97.06	34
2009	2.94	97.06	34
2010	14.71	85.29	34
2011	41.18	58.82	34
2012	11.76	88.24	34

表 4 报告了显著关税削减对公司信息披露质量的影响。由 (1) (2) 列可知, 当期显著关税削减的系数为正且在 5% 的水平上显著, 即使控制了公司层面上可能影响其信息披露质量的因素后仍与信息披露质量显著负相关 (与操纵性应计利润的绝对值显著正相关)。这说明, 若公司所属行业产品的本年度关税税率较上一年度的削减额位于较长一段观察期的中位数水平以上, 即进口商品所征收税额减少, 进口商品价格变低, 公司所生产的产品面临的市场竞争程度增加时, 公司会更多地进行盈余管理活动, 为了在一定程度上遏制关税削减带来的外部市场的负向冲击, 降低了公司的信息披露质量。

此外, 加入滞后一期的显著关税削减变量后回归结果中系数不显著, 说明上一年度的较大幅度的关税削减对本年度公司的信息披露行为不具有显著影响, 关税削减对公司外部市场竞争环境所造成的冲击经过一年的时间可能已被市场消化和适应, 不再成为影响公司信息披露行为的显著因素。经估算, 当期的关税削减与上期的关税削减相关系数为 0.192, 且在 1% 水平上显著, 说明两变量间可能存在较强的共线性, 这是造成 (4) 列中当期显著关税削减系数不显著的一个可能的原因。回归结果充分支持了本文提出的假设 1。

表 4 显著关税削减对公司信息披露质量的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Disclosure</i>	<i>Disclosure</i>	<i>Disclosure</i>	<i>Disclosure</i>
cut_tariff (t=0)	0.003 7**	0.002 8*		0.001 9
	(2.29)	(1.69)		(1.04)
cut_tariff (t=-1)			-0.069 8e-2	0.024 0e-3
			(-0.41)	(0.01)
logasset		-0.028 3***	-0.030 2***	-0.031 3***
		(-4.83)	(-4.47)	(-4.57)
Gowth		0.027 4***	0.023 6***	0.023 6***
		(11.80)	(5.68)	(5.69)