

反倾销与中国资本市场信息效率

——基于股价同步性的研究

黄新飞 叶梓南 王升泉*

摘要: 信息经济学理论认为反倾销对资本市场信息效率的影响是不确定的。本文以股价同步性测度资本市场信息效率, 构建了反倾销影响股价同步性的理论模型, 并使用手动收集和匹配的我国上市公司和世界银行反倾销数据库进行实证检验。发现反倾销冲击会显著提高股价同步性, 抑制资本市场信息效率。该效应只在分析师关注度低的公司、集中度较低的行业、反倾销的终裁阶段显著。反倾销会影响基金类投资者的投资行为, 卖空有助于削弱该机制的作用。

关键词: 反倾销; 股价同步性; 资本市场信息效率

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.05.18

一、引言

改革开放以来我国对外贸易规模增长迅速, 1978—2018 年, 货物贸易增长 223 倍, 年均增速 14.5%, 远高于全球平均的 7.5%。与此同时, 我国对外贸易的发展也深受反倾销的困扰。据世界贸易组织统计, 我国连续 21 年成为全球遭受反倾销裁决最多的国家。反倾销对我国资本市场带来极大的不确定性, 甚至恐慌情绪, 这不利于发挥资本市场配置资金的功能。资本市场信息效率是衡量信息发生对资本市场资金配置效率产生影响的重要指标。反倾销作为一种信息, 是否会对我国资本市场信息效率产生影响呢?

在遭受反倾销期间, 资本市场频繁的“同涨同跌”现象在一定程度上体现了我国资本市场配置资金的功能仍不健全。“同涨同跌”意味着我国资本市场信息效率低, 股票价格反映公司特质信息的能力弱, 资本市场不能通过股票价格的信号机制实现最优配置资金的功能 (黄俊和郭照蕊, 2014)。通常使用股价同步性测度资本市场信息效率 (吴武清等, 2020), 其反映了公司股价波动与市场平均波动间的关联程度 (刘海飞等, 2017)。直观来看, 当较多股票的股价同步性较高时, 投资者无法有效地根据价格信息对各自股票进行区分, 这增加了投资决策的难度, 而从该公司角度来看, 也很可能无法及时实现融资需求, 因此最终表现为股市资金配置效率的下降。而决定股价同步性上升

* 黄新飞, 中山大学国际金融学院、高级金融研究院; 叶梓南, 香港城市大学商学院; 王升泉, 北京师范大学人文和社会科学高等研究院。通信作者及地址: 王升泉, 广东省珠海市香洲区唐家湾金凤路 18 号北京师范大学珠海校区励耘楼 A205-6, 519087; 电话: 15622113359; E-mail: wangshq@bnu.edu.cn。感谢国家自然科学基金重大项目 (16ZDA042)、国家自然科学基金青年项目 (72003205)、广东省社科规划一般项目 (GD22CYJ12) 的资助。作者感谢编辑和审稿人提出的宝贵建议, 当然文责自负。

还是下降的关键在于公司特质信息和宏观或行业信息两者的披露谁更有效。通常情况下，公司特质信息的披露不够有效，因为公司管理者可能会对特质信息进行隐藏（Jin and Myers, 2006；Kim et al., 2018）；而宏观或行业层面同质信息因为是公开的，披露很有效。前者会降低股价同步性，后者会提高股价同步性。

从信息经济学的角度来看，反倾销既会向市场传递宏观或行业层面的同质性信息，也会传递公司层面的特质信息，因此对股价同步性的影响是不确定的。而现有文献集中关注了反倾销对实体经济的影响，如贸易、企业二元边际、企业生产率等（Lu et al., 2013；Li and Whalley, 2015；Jabbour et al., 2019；Sandkamp, 2020；毛其淋, 2020），鲜有探讨反倾销的资本市场效应。除此之外，高股价同步性还增加了市场崩盘风险（Hutton et al., 2009）。因此，从反倾销角度理解我国资本市场高股价同步性和低市场信息效率的成因，对于我国防范化解金融风险也有重要的现实意义。

基于以上现实背景，运用信息经济学理论，首先，本文构建了反倾销影响股价同步性的理论模型，并提出待检验假说。进一步，手动匹配了世界银行反倾销数据库和中国沪深两市上市公司2003—2016年的微观数据，从信息渠道分析反倾销对我国资本市场信息效率的影响。研究发现，当上市公司的主营产品遭到反倾销时，该公司的股价同步性会显著提高，即反倾销抑制了我国资本市场信息效率。该效应在考虑了多种可能干扰因素和内生性问题后仍然成立。同时，该效应在分析师关注度较低的公司、集中度较低的行业和反倾销的终裁阶段显著。机制分析表明，反倾销通过影响基金类投资者的投资数量，进而对股价同步性产生影响，卖空有助于削弱该机制的作用。

本文至少存在三点贡献。第一，本文从反倾销的视角研究了我国资本市场信息效率的决定，这既有助于完善对资本市场信息效率的认识，也是对反倾销效应研究的有益拓展。第二，本文手工匹配了世界银行反倾销数据库和我国上市公司数据库，微观数据库的使用可有效规避以往使用行业数据研究中可能存在的加总偏误等问题。第三，本文从信息经济学的角度，根据反倾销的特性将其进行信息分解，对指导我国应对反倾销冲击和开展资本市场建设具有重要的政策含义。

二、文献回顾

（一）资本市场信息效率

经典的有效市场假说认为，股价可以完全反映公司已披露和未披露的信息，资本市场是一个信息驱动的市场（毛新述等, 2013），意味着此时资本市场信息效率达到最优。但现实中，公司的特质信息往往无法及时地在股价中得到反映，如管理层有动机隐藏或策略性披露私有消息，尤其是负面消息（Jin and Myers, 2006；Kim et al., 2018），即市场并非完全有效，也意味着资本市场信息效率的降低。可见，资本市场信息效率的高低取决于信息的披露质量，包括信息的充分性和传递的有效性。具体来看，宏观或行业层面的同质信息披露会增加股价同步性，降低资本市场信息效率；公司层面的特质信息披露会降低股价同步性，提高资本市场信息效率。因此，通常使用股价同步性测度资本市场信息效率，且我国学者普遍认为股价同步性越高，资本市场信息效率越低（陈东华和姚振晔, 2018；李志生等, 2019）。

20世纪80年代, Roll (1988) 就发现资本资产定价模型(CAPM)的解释力度较低, 即 R^2 较低。根据 R^2 的定义, 在宏观的市场收益率波动不变的情况下, 套利者将公司特质信息反映在价格中会使CAPM的残差项增大, 最终使 R^2 变小。由此, Roll (1988) 将 R^2 变小的原因解释为个股收益中宏观信息减少或者公司特质信息的增加。在此基础上, Morck et al. (2000) 和 Jin and Myers (2006) 分别从产权保护和信息透明度的角度探究了 R^2 的影响因素。上述重要文献提供了对股价同步性的一般认识, 即较高的股价同步性水平使公司间的差异无法很好地展现出来, 弱化了股价信息的资源配置功能, 最终影响资本市场信息效率。

基于以上的信息经济学理论, 现有文献已提出了影响我国资本市场信息效率的多重因素。代表性文献有, CFO兼任董秘(毛新述等, 2013)、证券分析师(姜超, 2013; 伊志宏等, 2019)、媒体报道(黄俊和郭照蕊, 2014; Li et al., 2019)、制度质量(Hasan et al., 2014)、网络新媒体信息披露(何贤杰等, 2018)、我国产业政策(陈冬华和姚振晔, 2018)、“沪港通”(钟覃琳和陆正飞, 2018)、CEO的政治关联(Li et al., 2019)、商业信用(Liu and Hou, 2019)等因素可增加股票价格中公司特质信息的含量, 导致股价同步性降低, 进而对我国资本市场信息效率有提升作用; 而国外机构投资者(He et al., 2019)、2015年股灾期间“国家队”持股(李志生等, 2019)等因素会增加股票价格中宏观或行业同质信息的含量, 导致股价同步性上升, 进而对我国资本市场信息效率有抑制作用。

(二) 反倾销与资本市场信息效率: 信息源与影响机制

已有文献未见直接对反倾销与我国资本市场信息效率关系的研究, 但从信息经济学角度, 反倾销会对资本市场信息效率产生影响。与以往影响资本市场信息效率的因素不同, 反倾销是一个动态的过程, 以反倾销的法律实践为例, 一般包括受损行业代表提出反倾销调查申请、反倾销调查机关立案调查、调查机关做出初步裁定和最终裁决等三个阶段(冯宗宪和向洪金, 2010), 不同阶段会向市场传递不同信息, 既包括公司层面的特质信息, 也会传递宏观或行业层面的同质信息, 因此反倾销对资本市场信息效率的影响是不确定的。

具体来看, 反倾销会从三个方面带来同质信息: 第一, 反倾销针对的往往是一个行业而非某些特定企业。在终裁确定反倾销关税之前的调查阶段, 反倾销对企业的影响一般只有贸易调查效应(Prusa, 2001; 沈国兵, 2008), 这种没有明确惩罚措施的效应会对行业内的所有企业产生同质影响。第二, 终裁后确定的反倾销税率适用于同一行业内的大多数企业, 即反倾销会对该行业内的绝大部分企业造成相同的影响。第三, 反倾销将影响两国货币之间的汇率, 从而会对股票市场产生整体效应而非个股效应(Blonigen and Park, 2004)。

反倾销还会从三个方面带来特质信息: 第一, 在调查阶段与初裁阶段, 反倾销的惩罚性措施并未真正实施, 但信息的流出会带来贸易调查效应, 该效应将通过信息中介(如分析师、机构投资者等)体现在股价上(Piotroski and Roulstone, 2004; Chan and Hameed, 2006; Xu et al., 2013)。在终裁阶段, 贸易破坏效应和转移效应等出现, 这些效应也将通过信息中介体现在股价上。第二, 在终裁阶段, 受到反倾销调查的行业有

可能不是所有企业接受加征的惩罚性关税，部分企业在积极配合外国反倾销调查部门调查和审查后，可能不会受到惩罚性终裁关税的影响。第三，不同的反倾销发起国对同一行业的反倾销强度有所不同（Prusa, 2001；冯宗宪和向洪金, 2010；鲍晓华, 2011）。因此，在反倾销的各个阶段，都可能出现宏观或行业的同质信息以及公司特质信息，即各个阶段对资本市场信息效率的影响是不确定的。

反倾销对资本市场信息效率产生影响需要通过外部机制来实现。外部机制是指，反倾销冲击会直接影响到企业外部的信息中介决策，如机构投资者的投资决策、证券分析师的追踪分析等，从而对受调查企业的股票产生影响以及影响资本市场信息效率。

综上，现有文献虽然提出了影响我国资本市场效率的多种因素，但未见基于反倾销视角对我国资本市场信息效率进行的研究。本文基于信息经济学的角度，将反倾销带来的信息分解为同质信息与特质信息，同时讨论了信息中介的作用，探究反倾销对我国资本市场信息效率的影响。

三、理论模型

为展现反倾销对资本市场信息效率的不确定性影响，本文借鉴 Jin and Myers (2006) 的模型，推导出一个有限公开信息下特质信息和同质信息与股价同步性关系的模型，是研究股价同步性的重要模型。基于此，本文进一步提出反倾销影响股价同步性的理论假说。

（一）模型设立

公司的现金流 (C_t) 形成过程为：

$$C_t = K_0 X_t, \quad (1)$$

其中， K_0 是期初投资， X_t 是对现金流的随机冲击。 X_t 由三种独立的冲击所构成， $X_t = f_t + \alpha_t + \theta_t$ ，其中 f_t 为市场因子，代表对所有企业都产生影响的同质冲击； α_t 为反倾销因子； θ_t 表示公司特质因子，代表原来某企业受到的特质冲击。假设反倾销因子外生且不可预期，因此与市场因子和公司特质因子均不相关。当 t 期反倾销因子加入后，信息中介会对这个因子中包含的信息进行挖掘，并将挖掘出来的信息加入市场因子或者公司特质因子中，代表反倾销事件同时带来同质信息和特质信息。据此， X_t 可重新表示为：

$$X_t = f_t + (1-\beta)\alpha_t + \beta\alpha_t + \theta_t, \quad (2)$$

其中，系数 β 表示外生的信息中介对公司特质信息挖掘效率。令 $\theta_{1,t} = \beta\alpha_t + \theta_t$ 代表外部投资者最终能观察到的公司特质信息，包含信息中介从反倾销因子中挖掘的公司特质信息与公司原本向市场释放的特质信息。 $f_{1,t} = f_t + (1-\beta)\alpha_t$ 代表最终仍未能纳入公司特质信息中的宏观市场信息。

参考 Jin and Myers (2006)，设定 f_t 、 θ_t 均服从 AR (1) 过程，且自回归系数均为 φ ($0 < \varphi < 1$)。

$$f_{t+1} = f_0 + \varphi f_t + \epsilon_{t+1}, \quad (3)$$

$$\theta_{t+1} = \theta_0 + \varphi \theta_t + \zeta_{t+1}. \quad (4)$$

因此可将 X_t 进一步表示为 $X_{t+1} = X_0 + \varphi X_t + \lambda_{t+1}$ ，其中 $\lambda_{t+1} = \epsilon_{t+1} + \zeta_{t+1}$ 。

本模型决策的时间线为：在 t 期初，现金流 C_t 已知，内部管理者决策 t 期发放给外部投资者的股息 Y_t ，使 $C_t - Y_t$ 在大于零的前提下最大化。内部管理者发放股息后，外部投资者更新现有的现金流信息，对公司的总体价值产生新的判断 K_t ，从而决定是否接管公司，若决定不接管则进入 $t+1$ 期并重复 t 期的过程。

因此均衡的条件应使内部管理者发放足够股利，直到外部投资者在接管与让公司继续经营之间无差异。

$$V_t^{ex}(f_{1,t}, \theta_{1,t}) = \frac{E(Y_{t+1} | f_{1,t+1}, \theta_{1,t+1}) + E(V_{t+1}^{ex} | f_{1,t+1}, \theta_{1,t+1})}{1+r} \quad (5)$$

$$= E(\alpha K_t | f_{1,t}, \theta_{1,t}),$$

其中， V_t^{ex} 为息前的市场价值， r 为贴现率， α 为对外部投资者财产权的保护程度。在内部管理者履行承诺并排除泡沫的前提下，均衡股息为：

$$Y_t^* = \alpha E(C_t | f_{1,t}, \theta_{1,t}). \quad (6)$$

据此，我们可以推出公司 i 股票的收益率公式如下。

$$\tilde{r}_{i,t+1} = \frac{V_{t+1}^{ex}(f_{1,t+1}, \theta_{1,t+1}) + Y_{t+1}(f_{1,t+1}, \theta_{1,t+1})}{V_{t+1}^{ex}(f_{1,t}, \theta_{1,t})} - 1 \quad (7) \textcircled{1}$$

$$= r + \frac{(1+r)(\tilde{\epsilon}_{t+1} + \tilde{\zeta}_{1,t+1})}{X_0(1+r)/r + \varphi(f_{1,t} + \theta_{1,t})}.$$

类似地，市场组合的收益率即为排除公司特质性风险后的收益率。

$$\tilde{r}_{m,t+1} = r + \frac{(1+r)(\tilde{\epsilon}_{t+1})}{X_0(1+r)/r + \varphi f_{1,t}}. \quad (8)$$

(二) 股价同步性 (R^2)

方差当中市场部分的比例即为 R^2 的表达式：

$$R^2 = \frac{\text{Var}(\epsilon_{t+1})}{\text{Var}(\epsilon_{t+1}) + \text{Var}(\zeta_{t+1})}$$

$$= \frac{\text{Var}(f_t) + (1-\beta)^2 \text{Var}(\alpha_t)}{\text{Var}(f_t) + (1-\beta)^2 \text{Var}(\alpha_t) + \beta^2 \text{Var}(\alpha_t) + \text{Var}(\theta_1)}. \quad (9)$$

由式(9)可见，在信息冲击的影响下，该 R^2 的变化来源于 f_t 、 α_t 、 θ_t 与 β 。又由于 $\partial R^2 / \partial \beta < 0$ ，此 R^2 的变化取决于 β 的大小。如文献综述部分，反倾销会向市场传递不同信息，反倾销中的信息更多地进入市场或行业同质信息会引起同质信息部分的波动变大，反之则变小。因此， $\text{Var}(\alpha_t)$ 对 R^2 的影响方向是不确定的，该模型最终展示了反倾销冲击对 R^2 的边际影响完全取决于 β 的大小，即信息中介将冲击信息更多地补充进市场因子，还是公司特质因子。综上所述，本文提出如下假说：

假说 1 反倾销向市场传递公司层面的特质信息会降低股价同步性，从而提高资本市场信息效率。

假说 2 反倾销向市场传递市场或行业层面的同质信息会提高股价同步性，从而降

① 式(5)和式(7)证明见附录 I。篇幅所限，附录未在正文列示，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

低资本市场信息效率。

假说 3 反倾销既会向市场传递公司层面的特质信息，也会传递市场或行业层面的同质信息，因此反倾销对股价同步性，进而对资本市场信息效率的影响是不确定的。

进一步，式 (9) 表示 R^2 受到 β 的影响，而 β 实际上反映了信息中介对公司的关注度， β 值越大表明信息中介对公司的关注度越高，也意味着信息中介会更更多地冲击信息补充进公司层面的特质信息，引起股价同步性降低和资本市场信息效率提升。据此，可提出假说 4。

假说 4 被信息中介关注越多的公司，更多公司层面的特质信息会进入价格信号，因此其股价同步性降低，资本市场信息效率提高。

四、实证模型和数据来源

参考 Piotroski and Roulstone (2004)、Gul et al. (2010) 和 Xu et al. (2013) 的研究，考虑行业、市场以及滞后期可能带来的影响，本文测算股价同步性的步骤如下。

首先，对股票 i 在 t 年中每周的收益率进行如下回归。

$$R_{i,w,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{M,w,t} + \beta_2 R_{M,w-1,t} + \beta_3 R_{l,w,t} + \beta_4 R_{l,w-1,t} + \epsilon_{i,w,t}, \quad (10)$$

其中， $R_{i,w,t}$ 为股票 i 第 t 年第 w 周考虑了现金红利再投资的收益率， $R_{M,w,t}$ 为市场在 t 年第 w 周的所有 A 股的流动市值加权平均收益率， $R_{l,w,t}$ 为行业 l 第 t 年第 w 周剔除股票 i 后流动市值加权平均收益率。本文以《上市公司行业分类指引》(2012 年修订版) 为依据，计算拟合优度 R^2 。

其次，对 R^2 进行对数化处理，从而得到股价同步性指标。

$$\text{syn}_{i,t} = \ln(R_{i,t}^2 / (1 - R_{i,t}^2)). \quad (11)$$

本文的基准回归模型如下：

$$\text{syn}_{i,t,l,p} = \beta_0 + \beta_1 \text{shockyear}_{i,t} + \sum_n \lambda_n X_{i,t} + \gamma_i + \alpha_t + \theta_l + \pi_p + \epsilon_{i,t,l,p}, \quad (12)$$

其中，下标 i 为股票， l 为行业， t 为年份， p 为注册地所在省份， $\text{syn}_{i,t,l,p}$ 为股价同步性指标， shockyear 为反倾销代理变量， X 为控制变量， γ_i 、 α_t 、 θ_l 与 π_p 分别代表个体、年份、行业与省份固定效应， $\epsilon_{i,t,l,p}$ 为误差项。

模型中涉及的变量包括：

(1) 被解释变量：股价同步性

股价同步性由式 (10) 与式 (11) 计算所得，衡量资本市场的信息效率。股价同步性指标越大，代表个股收益率与市场收益率的同步性越大，个股波动中反映的特质信息越少，资本市场的信息效率越低。反之则效率越高。

(2) 核心解释变量：反倾销冲击

反倾销。若企业 i 在 t 年遭到了反倾销终裁即为 1，反之为 0。如果特质信息的作用大于同质信息，我们预期此处符号应为负，反之则为正。之所以使用二元变量而非使用连续的反倾销税率，原因在于，本文试图研究反倾销冲击这一事件（该事件既包括同质信息，也包括特质信息）对资本市场信息效率的净效应，取决于两类信息对资本市场信息效率影响的相对大小。

根据实证设计,需要收集每一年企业是否遭受反倾销裁决的数据。由于我国上市公司不披露其业务的HS编码,所以无法直接与世界银行反倾销数据库进行匹配^①。本文分为两步将上市公司的HS编码与反倾销数据库进行匹配:第一步,本文根据上市公司年报中披露的其主营业务,在HS编码查询网页^②进行HS编码赋值。编码查询时可能会出现多个编码的情况,有些可能是相似名称商品的编码,因此手工收集时会查看编码的说明进行确认以提高匹配的精确度。第二步,将主营业务的HS编码与世界银行反倾销数据库的HS编码数据进行匹配。出于数据匹配的考虑,本文以HS四位码进行匹配。

本文计算股价同步性所用数据与控制变量数据来自CSMAR与CNRDS数据库。各变量定义及说明见表1。本文使用的样本时间跨度为2003—2016年。剔除了金融保险类行业、交叉持股、已摘牌以及成为ST或者PT的样本。为避免极端值对回归结果可能造成偏误,本文对所有的连续变量进行1%的缩尾处理。

表1 主要变量的定义与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量说明	
被解释变量	股价同步性	<i>syn</i>	由式(5)和式(6)计算得到	
核心解释变量	反倾销	<i>shockyear</i>	受到反倾销裁决为1,否则为0	
	是否国有持股	<i>nation</i>	有国有持股为1,否则为0	
	非A股比例	<i>notashare</i>	该公司除A股外的股本比例	
	对数总收入	<i>lincome</i>	当年公司的对数总收入	
	财务杠杆	<i>leverage</i>	负债总额除以资产总额	
	对数资产	<i>lasset</i>	当年公司的对数资产总额	
	控制变量	市净率	<i>pb</i>	今收盘价当期值/(所有者权益合计期末值/实收资本本期期末值)
		资产收益率	<i>roa</i>	净利润除以总资产总额
		是否四大审计	<i>big4</i>	财报由四大会计师事务所审计为1,否则为0
		资产增长率	<i>assetdev</i>	(资产总计本期期末值-资产总计本期期初值)/资产总计本期期初值
对数城市人均GDP		<i>lpergdp</i>	当年企业办公地点城市的对数人均GDP	
	GDP增长率	<i>gdpr</i>	当年企业办公地点城市的GDP增长率	

表2报告了主要变量的描述性统计结果。其中,股价同步性指标*syn*的均值和中位数分别为-0.114和-0.067,标准差为0.780,不同公司间股价同步性水平差异较大。反倾销变量*shockyear*的均值为0.026,标准差为0.158,2.6%的研究样本遭受到了反倾销调查。

① 囿于篇幅,反倾销变量的详细构建过程不在此列出,感兴趣的读者可向作者咨询。

② 网址见<https://www.hsbianma.com>,访问时间:2019年1月至6月。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名	观测量	标准差	均值	25%分位数	中位数	75%分位数	最小值	最大值
<i>syn</i>	17 069	0.780	-0.114	-0.610	-0.067	0.434	-2.611	1.739
<i>shockyear</i>	17 592	0.158	0.026	0	0	0	0	1
<i>nation</i>	17 592	0.479	0.358	0	0	1	0	1
<i>notashare</i>	17 592	0.280	0.355	0.022	0.370	0.608	0	0.900
<i>lincome</i>	17 592	1.342	21.060	20.130	20.980	21.870	16.660	25.510
<i>leverage</i>	17 592	0.211	0.455	0.292	0.454	0.613	0.053	1.474
<i>pb</i>	17 592	3.446	3.937	2.232	3.190	4.536	0.857	61.200
<i>roa</i>	17 592	0.039	0.037	0.015	0.033	0.056	-0.121	0.200
<i>big4</i>	17 592	0.209	0.046	0	0	0	0	1
<i>assetdev</i>	17 592	0.148	0.116	0.038	0.082	0.145	-0.075	1.699
<i>lpergdp</i>	17 592	0.627	11.100	10.720	11.180	11.570	9.309	12.320
<i>gdpr</i>	17 592	3.419	11.400	8.600	11.090	13.800	5.090	21.910
<i>lasset</i>	17 592	0.513	9.424	9.058	9.360	9.708	8.248	11.600

五、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

模型 (12) 的回归结果如表 3 所示。第 (1) 列和第 (2) 列为不包含控制变量的回归结果，第 (3) 列和第 (4) 列逐步增加控制变量并分别将其聚类到公司和行业层面。结果显示，反倾销终裁将显著地提高股价同步性，该结果即使在加入控制变量、控制了固定效应并采用聚类标准误后依然成立，反倾销终裁使当年公司的股价同步性提高 0.079，该系数通过 5% 的显著性水平检验。股价同步性为正，说明反倾销带来的同质信息对股价同步性的影响强于公司特质信息，股价同步性升高，资本市场信息效率降低。其原因可能有：第一，我国信息中介对特质信息的挖掘能力不高，公司特质信息对股价同步性的效应不明显。第二，受到反倾销裁决的部分行业产业集中度较低，使得外部投资者主要研究其中几个个股信息，忽略了对其他受影响企业股票的信息挖掘。第三，由于委托代理问题的存在，虽然反倾销裁决对企业造成了明显的影响，但是企业管理者为了自身利益刻意隐瞒信息。其他控制变量的符合均符合预期。

表 3 基准回归结果

自变量	<i>syn</i>	<i>syn</i>	<i>syn</i>	<i>syn</i>
<i>shockyear</i>	0.085*** (0.032)	0.085*** (0.030)	0.079** (0.033)	0.079** (0.032)
<i>nation</i>			-0.014 (0.018)	-0.014 (0.017)

(续表)

自变量	<i>syn</i>	<i>syn</i>	<i>syn</i>	<i>syn</i>
<i>notashare</i>			-0.156*** (0.037)	-0.156*** (0.047)
<i>lincome</i>			-0.001 (0.018)	-0.001 (0.018)
<i>leverage</i>			-0.405*** (0.065)	-0.405*** (0.064)
<i>lasset</i>			-0.035*** (0.009)	-0.035*** (0.009)
<i>pb</i>			-3.330*** (0.525)	-3.330*** (0.533)
<i>roa</i>			-0.059 (0.058)	-0.059 (0.056)
<i>big4</i>			-0.508*** (0.095)	-0.508*** (0.116)
<i>assetdev</i>			-0.023 (0.038)	-0.023 (0.042)
<i>lpergdp</i>			-0.005* (0.003)	-0.005** (0.002)
<i>gdpr</i>			0.271*** (0.058)	0.271*** (0.095)
<i>Constant</i>	-0.118*** (0.001)	-0.118*** (0.001)	-1.777*** (0.607)	-1.777* (0.980)
个体固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
聚类标准	公司	行业	公司	行业
观测量	18 274	18 274	16 690	16 690
R-squared	0.387	0.387	0.410	0.410

注:***、**、* 分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 。括号内展示聚类标准误。

1. 异质性分析

(1) 分析师作用。一方面,分析师可以利用其专业的信息挖掘能力挖掘公司的特质信息,从而降低股价同步性(伊志宏等,2019)。但另一方面,当分析师更多专注宏观或行业层面的信息时,会提高股价同步性(Chan and Hameed, 2006; Crawford et al.,

2012)。因此分析师关注对股价同步性的影响存在不确定性。

为了检验分析师对股价同步性的影响，本文以分析师数量与研报的数量作为分析师关注度的代理变量 (Chan and Hameed, 2006; Kim and Shi, 2012; Kelly, 2014)，对分析师关注度变量按照中位数进行分组分析，回归结果见表 4 第 (1) 列至第 (4) 列。结果显示，无论是分析师数量还是研报数量，高于中位数的组别系数均不能通过显著性检验，而低于中位数组系数显著为正。当分析师关注度相对较低时，反倾销冲击所带来的信息挖掘明显不足，公司特质信息不能很好地体现在股价中，从而股价同步性上升。

(2) 行业集中度。在集中度较低的行业，企业数量较多，呈现垄断竞争状态，各个企业的经营状况相差较大。当这些行业遭到反倾销时，投资者对该行业每一家公司进行分析的成本很高，因而更倾向于分析其中受影响较为突出的公司或者龙头企业，造成这些行业的公司股价同步性上升。同时，在 A 股市场中，不同行业间的集中度相差巨大。

为了检验行业集中度对股价同步性的影响，本文以 HHI^① 作为行业集中度的代理变量进行依中位数分组的异质性分析，回归结果在表 4 中第 (5)、(6) 列中展示。结果显示，低 HHI 组别的系数为正且在 99% 的显著性水平下通过检验，系数水平为 0.112。这说明低 HHI 使投资者挖掘公司特质信息的成本上升，在这些行业受到反倾销影响时，股价同步性将提高。

表 4 异质性分析

自变量	分析师数量		研报数量		行业 HHI		分阶段	
	多 (1)	少 (2)	多 (3)	少 (4)	高 (5)	低 (6)	立案 (7)	初裁 (8)
<i>shockyear</i>	0.071 (0.052)	0.093** (0.044)	0.024 (0.059)	0.119** (0.047)	0.036 (0.043)	0.112*** (0.035)	-0.048 (0.035)	-0.003 (0.043)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测量	5 253	10 937	4 981	11 256	8 162	8 694	16 690	16 690
R-squared	0.534	0.414	0.552	0.406	0.297	0.289	0.410	0.410

注：***、**分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 。括号内展示公司聚类标准误。

(3) 反倾销各阶段。如前所述，反倾销大致分为立案、初裁和终裁三个阶段，以上的分析仅考虑了终裁，立案和初裁阶段是否会对资本市场信息效率产生不一样的影响呢？无论在哪个阶段，反倾销都会向市场传递宏观或行业层面的同质信息，也会传递公司层面的特质信息，因此各个阶段的效应需进一步检验得到。因此我们进一步明确了立案和初裁时间，实证结果如表 4 的第 (7)、(8) 列。结果表明，反倾销立案和初裁均不会对股价同步性产生显著影响。

① HHI 描述性统计见附录 II 表 A1。

2. 机制分析

信息中介的信息挖掘作用是反倾销影响股价同步性的中间机制。当信息中介的信息挖掘能力越强时,反倾销会被更多地挖掘出公司特质信息,从而降低股价同步性,提升资本市场信息效率。而在众多的信息中介中,机构投资者是最容易对市场产生重大影响的一类,因此我们使用机构投资者行为作中介变量,检验反倾销影响股价同步性的机制。

一方面,机构投资者能够更敏捷、更深入地挖掘公司的特质信息,从而降低股价同步性(陈冬华和姚振晔,2018)。但另一方面,机构在挖掘特质信息的过程中也存在失灵的情况,如机构投资者的羊群效应(许年行等,2013)。因此,机构投资者在反倾销影响股价同步性中的作用方向须进一步检验。为此,本文以对数机构持股市值作为机构投资者行为的测度探究其中间机制作用。本文构建了以下模型检验上述机制:

$$external_{i,t,l,p} = \beta_0 + \beta_1 shockyear_{i,t} + \sum_n \lambda_n X_{i,t} + \gamma_i + \alpha_t + \theta_l + \pi_p + \varepsilon_{i,t,l,p}, \quad (13)$$

$$syn_{i,t,l,p} = \beta_0 + \beta_1 shockyear_{i,t} + \beta_2 external_{i,t,l,p} + \sum_n \lambda_n X_{i,t} + \gamma_i + \alpha_t + \theta_l + \pi_p + \varepsilon_{i,t,l,p}, \quad (14)$$

回归结果如表 5 所示,发现反倾销对机构持股市值的回归系数一般为负。根据 Sobel 检验计算出保险类机构投资者的中介效应统计量为 $z = 0.81$,在 10% 的显著性水平下都不能拒绝原假设,所以保险类机构投资者的中介效应不显著。基金类机构投资者通过了显著性检验。本文发现反倾销对股价同步性的影响主要通过基金类机构投资者进行传导。具体来看,不同类型的机构投资者投资行为会有差异。基金跟其他机构投资者相比,会更积极地对上市公司的决策进行管理,从而基金持股更有利于完善公司的治理结构、提升持股公司的未来业绩,也体现出基金投资者能够更好地根据现有信息挖掘潜在的优秀上市公司(姚颐和刘志远,2009)。与此同时,宋云玲和宋衍衡(2020)发现基金与券商、保险类机构投资者相比更加注重长期价值,更有动机提高公司的会计信息质量,从而使这些公司释放更多特质信息。

表 5 对数机构持股市值的外部机制检验结果

自变量	基金		证券		保险		其他	
	<i>lfundvalue</i>	<i>syn</i>	<i>lbondvalue</i>	<i>syn</i>	<i>lsevalue</i>	<i>syn</i>	<i>lovalue</i>	<i>syn</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>shockyear</i>	-0.563*** (0.141)	0.063** (0.028)	0.144 (0.161)	0.127** (0.052)	-0.063 (0.077)	0.041 (0.070)	-0.180*** (0.060)	0.095*** (0.033)
<i>lfundvalue</i>		-0.015*** (0.003)						
<i>lbondvalue</i>				-0.017*** (0.005)				
<i>lsevalue</i>						-0.101*** (0.015)		
<i>lovalue</i>								-0.054*** (0.006)

(续表)

自变量	基金		证券		保险		其他	
	<i>lfundvalue</i>	<i>syn</i>	<i>lbondvalue</i>	<i>syn</i>	<i>lsevalue</i>	<i>syn</i>	<i>lovalue</i>	<i>syn</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测量	14 745	14 312	5 395	5 162	2 868	2 792	14 556	14 145
R-squared	0.468	0.288	0.213	0.309	0.496	0.332	0.772	0.310

注：***、**分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 。括号内展示公司聚类标准误。

(二) 内生性问题与稳健性检验

1. 内生性问题

本文的内生性主要来源于可能的遗漏变量问题。本文采用两种方式减缓遗漏变量的影响。第一，公司所在行业和地区的某些特性都会有可能同时对本文的被解释变量和核心解释变量造成影响，本文加入了省份×年份、行业×年份、省份×行业×年份的交互固定效应。结果如表 6 所示，在控制了上述交互固定效应后，本文的结论依然成立。

第二，还运用两阶段最小二乘法 (2SLS) 进一步缓解内生性问题。使用该公司所在行业除自身外上一年整体遭受制裁的概率作为工具变量 (IV)。该 IV 的合理性在于：行业整体遭遇制裁的概率往往和个体公司是否被制裁密切相关；选择历史的行业层面变量同时剔除自身的影响可以保证该工具变量的外生性。表 6 报告了 2SLS 的回归结果。第一阶段中，行业整体制裁概率与反倾销显著正相关，且不存在弱工具变量的问题；第二阶段中反倾销的符号和显著性均与基准回归结果一致，该结果进一步支持了本文的结论。因此，在考虑内生性问题后，本文基准结论依然成立。

表 6 内生性检验结果

自变量	加入固定效应	2SLS	
	<i>syn</i>	First stage	<i>syn</i>
<i>iv</i>		1.692*** (0.136)	
<i>shockyear</i>	0.077* (0.041)		0.358*** (0.105)
F 统计量		154.67	
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

(续表)

自变量	加入固定效应		2SLS	
	<i>syn</i>		First stage	<i>syn</i>
行业固定效应	是		是	是
地区固定效应	是		是	是
交互固定效应	是		否	否
个体固定效应	是		是	是
观测量	12 719		3 525	3 525
R-squared	0.464		0.168	0.052

注:***、* 分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.1$ 。括号内展示公司聚类标准误。

2. 稳健性检验

本文还从以下七个方面做了稳健性检验。稳健性检验表明本文基准结论依然成立。

第一, 资本市场信息效率还是定价效率? 本文研究的是资本市场信息效率, 其与定价效率 (或资本市场效率) 存在不同。为区分二者, 我们参考 Hou and Moskowitz (2005)、彭情和唐雪松 (2019) 分别构建测度定价效率 (或资本市场效率) 的指标, 前者为价格滞后指标, 后者为盈余价值相关性指标。

为检验反倾销对盈余价值相关性的影响, 我们参考彭情和唐雪松 (2019), 构建如下模型:

$$R_{it} = \beta_0 + \beta_1 EPS_{it} / P_{it-1} + \beta_2 \Delta EPS_{it} / P_{it-1} + \beta_3 shockyear_{it} \times \Delta EPS_{it} / P_{it-1} + \beta_4 shockyear_{it} + \epsilon_{it}, \quad (15)$$

其中, R_{it} 为股票 i 在 t 期的收益率; EPS_{it} 为每股收益, ΔEPS_{it} 为未预期每股收益, 即 $EPS_{it} - EPS_{it-1}$; P_{it-1} 为期末收盘价。若 β_3 显著, 则说明反倾销冲击对盈余价值相关性产生了影响。

反倾销冲击与定价效率关系的检验结果如表 7 所示, 我们看到无论是使用价格滞后指标替代模型 (12) 中的股价同步性, 还是使用盈余价值相关性的检验, 均表明反倾销冲击对定价效率不存在显著影响。

表 7 反倾销冲击与定价效率

Hou and Moskowitz (2005)			彭情和唐雪松 (2019)				
自变量	价格滞后指标 1	价格滞后指标 2	自变量	R_1	R_1	R_2	R_2
	(1)	(2)		(3)	(4)	(5)	(6)
<i>shockyear</i>	-0.002	-0.001	$\Delta EPS/P$	-0.048	-0.048	-0.041	-0.041
	(-0.006)	(-0.006)		(-0.252)	(-0.205)	(-0.253)	(-0.204)
控制变量	是	是	$shockyear \times \Delta EPS/P$	0.541	0.541	0.548	0.548
	是	是		(-0.516)	(-0.566)	(-0.514)	(-0.558)
个体固定效应	是	是	控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	个体固定效应	是	是	是	是
			年份固定效应	是	是	是	是

(续表)

Hou and Moskowitz (2005)			彭情和唐雪松 (2019)				
自变量	价格滞后指标 1 (1)	价格滞后指标 2 (2)	自变量	R_1 (3)	R_1 (4)	R_2 (5)	R_2 (6)
行业固定效应	是	是	行业固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	地区固定效应	是	是	是	是
观测量	16 536	16 536	观测量	15 267	15 267	15 267	15 267
R-squared	0.283	0.346	R-squared	0.652	0.652	0.64	0.64

注： R_1 为考虑现金红利再投资的年个股回报率， R_2 为不考虑现金红利再投资的年个股回报率。括号内展示聚类标准误，Hou and Moskowitz (2005)为聚类到公司层面，彭情和唐雪松 (2019)中第(3)、(5)列聚类到公司层面，第(4)、(6)列聚类到行业层面。

第二，剔除金融危机与“股灾”期间的样本。为避免强烈金融摩擦对本文基准结果的影响，本文选取了2009—2014年间的样本再次回归，结果与基准结论没有显著差异。^①

第三，排除前十大贸易伙伴国。贸易规模越大的伙伴国发起的反倾销影响越大(Prusa, 2001)，基准结论是否由这些样本驱动？为此，本文整理了基准时间窗口内每一年的中国的前十大贸易伙伴，并排除了这些样本重新进行估计，结果与基准结论没有显著差异。^②

第四，安慰剂检验。本文利用更换冲击时间的安慰剂检验。检验结果表明^③，滞后反倾销的反事实检验，其结果皆没有通过显著性检验，说明了反倾销冲击对股价同步性的影响是暂时的，资本市场能够较为快速地对冲击进行反应，同时也证明了本文结果的稳健性。

第五，剔除行业信息计算股价同步性。前文在计算股价同步性时，均加入了股票行业收益。与此不同，我们可以计算不包含行业收益的股价同步性，用于判断反倾销冲击是否带来了更多的行业信息。实证结果如表8第(1)列所示，我们发现反倾销冲击对剔除行业信息的股价同步性没有显著影响，这意味着反倾销冲击确定带来更多的是行业信息。

表8 剔除行业信息、加入信息透明度控制变量

自变量	剔除行业信息的 <i>syn</i>		分析师数量		分析师数量	
	(1)	(2)	多 (3)	少 (4)	多 (5)	少 (6)
<i>shockyear</i>	0.008 (-0.056)	0.170*** (-0.056)	0.022 (0.079)	0.139*** (0.046)	0.170 (0.092)	0.198*** (0.072)
<i>opaque</i>		-0.003*** (-0.069)	0.054 (0.079)	0.139*** (0.046)	-0.017 (0.093)	-0.055 (0.039)

① 结果见附录II表A2。

② 同上。

③ 结果见附录II表A3。

(续表)

自变量	剔除行业信息的 <i>syn</i>		分析师数量		分析师数量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ranking</i>		-0.035* (-0.02)			0.010 (0.035)	-0.043* (0.025)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
观测量	16 517	6 168	3 276	8 394	1 718	4 149
R-squared	0.491	0.458	0.558	0.434	0.586	0.453

注：***、* 分别代表 $p < 0.01$ 、 $p < 0.1$ 。括号内展示公司聚类标准误。

第六，增加信息透明度为控制变量。根据 Jin and Myers (2006)，公司信息透明度会对股价同步性产生重要影响。我们使用交易所的信息披露考评级别 (*ranking*)、会计信息中提取的盈余管理程度 (*opaque*) 两个变量作为公司信息透明度的代理变量，进行检验。结果如表 8 第 (2) 列所示，反倾销冲击对股价同步性的效应仍与基准结论一致，公司透明度越高其股价同步性越低。这意味着，提高公司透明度，有助于降低股价同步性，提升资本市场信息效率。除此之外，为证明分析师发挥了信息挖掘的作用，与信息透明度有所差异，我们通过加入信息透明作为控制变量拓展了表 4 中关于分析师数量的异质性分析，结果如表 9 第 (3)、(4) 列所示。我们发现与表 4 相比，加入信息透明度后，实证结果未发生显著变化，这证明了我们前述的关于分析师的信息挖掘作用。

第七，存在小样本偏误吗？如表 2 所示，我们的样本中仅有 2.6% 的反倾销冲击观测值，这可能会使我们的研究面临小样本偏误。从计量理论上，之所以担心小样本偏误是因为可能会引起数据分布的非正态性，或者非随机性。因此，我们使用三个策略来检验。第一，使用可得信息对公司是否遭受反倾销进行预测，如果可得信息无法对其进行预测，这也就意味着反倾销冲击是随机的。第二，绘制基准模型估计的残差概率密度图，观察其是否服从正态分布。第三，使用临近匹配的方法，匹配出与遭受反倾销企业类似的非反倾销企业，构建新的样本进行回归分析。结果表明利用可得信息我们无法对公司是否会遭受反倾销进行预测，这就保证了研究样本的随机性；绘制的残差密度图也近似服从正态分布，因此基准模型的估计是有效的；基于匹配方法的实证结果与基准结果一致。^①

六、进一步的分析

本文发现反倾销对股价同步性的正效应是通过基金类机构投资者行为进行传导的，本部分进一步分析反倾销影响机构投资者行为的可能原因。对于机构投资者而言，一个

① 结果见附录 III。

完善的市场能够使其根据自身的专业判断，在不同的市场状况下都能获利，这需要资本市场在投资规则上的不断完善。以卖空交易为例，Miller (1977) 指出当卖空约束存在时，某一特定证券的需求将完全来自最乐观的一小部分投资者，而相对悲观的投资者将退出交易，从而使得大部分投资者无法从股价下跌中获利。由此可见，卖空约束不仅会降低资本市场的流动性，也会使得价格信号产生扭曲，造成一定的信息不对称，而这些缺陷也会对资本市场的定价效率产生影响 (Hirshleifer, 2001)。

我国于 2010 年 3 月 31 日正式开始融资融券制度，标志着我国资本市场的卖空机制正式设立。本文认为，在卖空机制下，只要机构投资者能够有效预测反倾销等负面冲击，就可从卖空中获利，而不会在负面冲击到来之后大量抛售现有持股，最终导致股价同步性的下降。根据上述理论分析，本文构建如下模型分析允许卖空对反倾销的资本市场信息效率抑制效应是否有缓解作用：

$$external_{i,t,t,p} = \beta_0 + \beta_1 shockyear_{i,t} \times short_{Y_t} + \sum_n \lambda_n X_{i,t} + \gamma_i + \alpha_t + \theta_l + \pi_p + \epsilon_{i,t,t,p}, \tag{16}$$

其中， $short_{Y_t}$ 表示 t 是否在 $Y \in \{2012; 2015\}$ 年及以后，其中 2012 年与 2015 年是融资融券范围与市场规模扩张的两个重要时间节点。^① 实证结果如表 9 所示，考虑卖空机制后回归系数不再显著，且随着时间增加系数也越大。该结果在一定程度上说明了卖空机制能够减弱反倾销对资本市场信息效率的抑制效应。

表 9 卖空机制与资本市场信息效率：进一步分析

因变量	对数持股市值		
	未考虑卖空机制 (1)	考虑卖空机制 (2) (3)	
<i>shockyear</i>	-0.563*** (0.141)		
<i>shockyear</i> × 2012		0.402 (0.276)	
<i>shockyear</i> × 2015			-0.476 (0.839)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
观测量	14 745	4 923	4 923
R-squared	0.468	0.482	0.482

注：***代表 $p < 0.01$ 。括号内展示公司聚类标准误。

① 实际上，使用公司是否被纳入融资融券范围，可以构造公司层面的交互项。但遗憾的是，我们发现被纳入融资融券的公司均未遭受反倾销调查，因此公司层面的交互项无法保证在截面和时间维度上的变化，不能对模型进行估计。

七、结论与启示

本文基于信息经济学的视角,认为反倾销对资本市场信息效率的影响是不确定的,需要进一步的实证检验。利用我国2003—2016年沪深A股公司数据,以股价同步性作为资本市场信息效率的测度,并手动匹配了公司层面的反倾销数据库。研究发现,反倾销将显著增加股价同步性,降低资本市场信息效率;该效应在分析师关注度较低的公司、集中度较低行业和反倾销终裁阶段显著。在考虑内生性问题和经过一系列稳健性检验后,本文结论依然成立。反倾销会通过减少基金类机构投资者投资,进而降低信息效率,但该负面效应会随卖空机制的完善而削弱。

本文的研究具有一定的启示:第一,在反倾销期间,应鼓励信息中介对公司层面的特质信息进行挖掘与解读,能够使得公司信息更多地进入股票价格,从而减弱反倾销对市场信息效率的影响。第二,在反倾销期间,公司应更多地向市场公开经营、治理等情况,或及时公布反倾销对公司的影响,向市场披露公司特质信息。

参考文献

- [1] 鲍晓华,“中国是否遭遇了歧视性反倾销?——兼与其他出口国的比较”,《管理世界》,2011年第3期,第32—43页。
- [2] Blonigen, B. A., and J. H. Park, “Dynamic Pricing in the Presence of Antidumping Policy: Theory and Evidence”, *American Economic Review*, 2004, 94 (1), 134-154.
- [3] 陈冬华、姚振晔,“政府行为必然会提高股价同步性吗?——基于我国产业政策的实证研究”,《经济研究》,2018年第12期,第112—128页。
- [4] Chan, K., and A. Hameed, “Stock Price Synchronicity and Analyst Coverage in Emerging Markets”, *Journal of Financial Economics*, 2006, 80 (1), 115-147.
- [5] Crawford, S. S., D. T. Roulstone, and E. C. So, “Analyst Initiations of Coverage and Stock Return Synchronicity”, *Accounting Review*, 2012, 87 (5), 1527-1553.
- [6] 冯宗宪、向洪金,“欧美对华反倾销措施的贸易效应:理论与经验研究”,《世界经济》,2010年第3期,第31—55页。
- [7] Felbermayr, G. and A. Sandkamp, “The Trade Effects of Anti-dumping Duties: Firm-Level Evidence from China”, *European Economic Review*, 2020, 122, 103367.
- [8] Gul, F. A., J. B. Kim, and A. A. Qiu, “Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence from China”, *Journal of Financial Economics*, 2010, 95 (3), 425-442.
- [9] 黄俊、郭照蕊,“新闻媒体报道与资本市场定价效率——基于股价同步性的分析”,《管理世界》,2014年第5期,第121—130页。
- [10] 何贤杰、王孝钰、孙淑伟、朱红军,“网络新媒体信息披露的经济后果研究——基于股价同步性的视角”,《管理科学学报》,2018年第6期,第43—59页。
- [11] Hasan, I., L. Song, and P. Wachtel, “Institutional Development and Stock Price Synchronicity: Evidence from China”, *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42 (1), 92-108.
- [12] He, T., W. Li, and G. Tang, “Foreign Institutional Investors and Stock Price Synchronicity of Chinese Listed Firms: Further Evidence”, *Eurasian Economic Review*, 2019, 107-120.
- [13] Hirshleifer, D., “Investor Psychology and Asset Pricing”, *Journal of Finance*, 2001, 56 (4), 1533-1597.
- [14] Hou, K., and T. J. Moskowitz, “Market Frictions, Price Delay, and the Cross-Section of Expected Returns”,

- Review of Financial Studies*, 2005, 18 (3), 981-1020.
- [15] Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian, "Opaque Financial Reports, R2, and Crash Risk", *Journal of Financial Economics*, 2009, 94 (1), 67-86.
- [16] 姜超, "证券分析师、内幕消息与资本市场效率——基于中国 A 股股价中公司特质信息含量的经验证据", 《经济学》(季刊), 2013 年第 2 期, 第 429—452 页。
- [17] Jabbour, L., Z. Tao, E. Vanino, and Y. Zhang, "The Good, the Bad and the Ugly: Chinese Imports, European Union", *Journal of International Economics*, 2019, 117 (1), 1-20.
- [18] Jin, L., and S. C. Myers, "R2 Around the World: New Theory and New Tests", *Journal of Financial Economics*, 2006, 79 (2), 257-292.
- [19] Kelly, P. J., "Information Efficiency and Firm-Specific Return Variation", *Quarterly Journal of Finance*, 2014, 4, 1450018.
- [20] Kim, J. B., and H. Shi, "IFRS Reporting, Firm-Specific Information Flows, and Institutional Environments: International Evidence", *Review of Accounting Studies*, 2012, 17 (3), 474-517.
- [21] Kim, C., K. Wang, and L. Zhang, "Readability of 10-K Reports and Stock Price Crash Risk", *Contemporary Accounting Research*, 2018, 36 (2), 1184-1216.
- [22] 李志生、金陵、张知宸, "危机时期政府直接干预与尾部系统风险——来自 2015 年股灾期间‘国家队’持股的证据", 《经济研究》, 2019 年第 4 期, 第 67—83 页。
- [23] 刘海飞、许金涛、柏巍、李心丹, "社交网络、投资者关注与股价同步性", 《管理科学学报》, 2017 年第 2 期, 第 53—62 页。
- [24] Li, C., and J. Whalley, "Chinese Firm and Industry Reactions to Antidumping Initiations and Measures", *Applied Economics*, 2015, 47 (26), 2683-2698.
- [25] Li, X., P. Qiao, and L. Zhao, "CEO Media Exposure, Political Connection and Chinese Firms' Stock Price Synchronicity", *International Review of Economics and Finance*, 2019, 63, 61-75.
- [26] Liu, H., and C. Hou, "Does Trade Credit Alleviate Stock Price Synchronicity? Evidence from China", *International Review of Economics and Finance*, 2019, 61, 141-155.
- [27] Lu, Y., Z. Tao, and Y. Zhang, "How Do Exporters Respond to Antidumping Investigations?", *Journal of International Economics*, 2013, 91 (2), 290-300.
- [28] 毛其淋, "贸易政策不确定性是否影响了中国企业进口?", 《经济研究》, 2020 年第 2 期, 第 148—164 页。
- [29] 毛新述、王斌、林长泉、王楠, "信息发布者与资本市场效率", 《经济研究》, 2013 年第 10 期, 第 69—81 页。
- [30] Miller, E. M., "Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion", *Journal of Finance*, 1977, 32 (4), 1151-1168.
- [31] Morck, R., B. Yeung, and W. Yu, "The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?", *Journal of Financial Economics*, 2000, 58 (1-2), 215-260.
- [32] 彭情, 唐雪松, "流言招来的‘是非’: 股市传闻与盈余价值相关性", 《管理世界》, 2019 年第 3 期, 第 186—204 页。
- [33] Piotroski, J., and B. T. Roulstone, "The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-Specific Information into Stock Prices", *Accounting Review*, 2004, 79 (4), 1119-1151.
- [34] Prusa, T. J., "On the Spread and Impact of Anti-dumping", *Canadian Journal of Economics*, 2001, 34 (3), 591-611.
- [35] Roll, R., "R2", *Journal of Finance*, 1988, 43, 541-566.
- [36] 宋云玲、宋衍衡, "机构投资者持股与注册会计师视角下的会计信息质量——来自审计调整的经验证据", 《会计研究》, 2020 年第 11 期, 第 136—151 页。
- [37] Sandkamp, A., "The Trade Effects of Antidumping Duties: Evidence from the 2004 EU Enlargement", *Journal of International Economics*, 2020, 123, 103307.
- [38] 沈国兵, "美国对中国反倾销的贸易效应: 基于木制卧室家具的实证分析", 《管理世界》, 2008 年第 4 期, 第 48—57+186—187 页。

- [39] 王立章、王咏梅、王志诚,“控制权、现金流权与股价同步性”,《金融研究》,2016年第5期,第97—110页。
- [40] 吴武清、赵越、闫嘉文、汪寿阳,“分析师文本语调会影响股价同步性吗?——基于利益相关者行为的中介效应检验”,《管理科学学报》,2020年第9期,第108—126页。
- [41] Xu, N., K. C. Chan, X. Jiang, and Z. Yi, “Do Star Analysts Know More Firm-Specific Information? Evidence from China”, *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37 (1), 89-102.
- [42] 许年行、于上尧、伊志宏,“机构投资者羊群行为与股价崩盘风险”,《管理世界》,2013年第7期,第31—43页。
- [43] 姚颐、刘志远,“机构投资者具有监督作用吗?”,《金融研究》,2009年第6期,第128—143页。
- [44] 伊志宏、杨圣之、陈钦源,“分析师能降低股价同步性吗——基于研究报告文本分析的实证研究”,《中国工业经济》,2019年第1期,第156—173页。
- [45] 钟覃琳、陆正飞,“资本市场开放能提高股价信息含量吗?——基于‘沪港通’效应的实证检验”,《管理世界》,2018年第1期,第169—179页。

Anti-dumping and Informational Efficiency of China's Capital Market —A Study Based on Stock Price Synchronicity

HUANG Xinfei

(Sun Yat-sen University)

YE Zinan

(City University of Hong Kong)

WANG Shengquan*

(Beijing Normal University)

Abstract: Information economics puts the ambiguous effects of anti-dumping on informational efficiency capital market. We measure informational efficiency using the stock price synchronization and build a model to depict this effect. Furthermore, we manually match the Chinese company-level anti-dumping database to test this effect. We find anti-dumping could significantly increase stock price synchronization, implying a detrimental impact on informational efficiency. This effect only exists among companies with lower analysts' participation, industries with lower concentration and the last stage of the anti-dumping. Anti-dumping will reduce the investment of institutional investors, and then increase stock price synchronization.

Keywords: anti-dumping; stock price synchronicity; informational efficiency of capital market

JEL Classification: F51, G14, G12

* Corresponding Author: Wang Shengquan, Institute of Advanced Studies in Humanities and Social Sciences, Beijing Normal University, Zhuhai, Guangdong 519087, China; Tel: 86-15622113359; E-mail: wangshq@bnu.edu.cn.