

# 强制企业社会责任披露对同行企业价值的影响

## ——基于股票市场反应的证据

刘晓明 王行健 曾剑宇

**摘要:**利用2008年上交所与深交所强制要求部分企业披露企业社会责任(CSR)这一准自然实验,以相同分析师数量作为同行企业判定标准,从同行企业的视角研究强制CSR披露对企业价值的影响。研究发现:第一,强制CSR披露政策使得披露企业的同行企业相比于非同行企业具有更为正面的股票市场反应;第二,这一正面影响在行业竞争压力较大企业、跟随者企业、融资约束较低企业以及国有企业等对竞争压力变化更为敏感的企业中更为显著。研究结论表明,强制CSR披露政策削弱了披露企业的竞争优势,降低了同行企业的竞争压力,因此相比于非同行企业,披露企业的同行企业具有较高的企业价值。

**关键词:**企业社会责任;企业价值;同行效应;市场竞争

**JEL分类号:**G30;G14;G18

## 一、引言

尽管长期以来我国经济保持中高速增长,但是粗放型经济发展模式也伴随着严重的环境污染和食药安全等问题,在此背景下,企业社会责任(Corporate Social Responsibility, CSR)的概念逐渐受到社会各界的青睐,我国也出台了一系列政策以引导和规范企业积极履行社会责任。2008年底,上交所与深交所分别发布通知,强制要求部分企业在年报或独立报告中披露CSR信息;2016年,中国人民银行、财政部等七部委联合发布的《构建绿色金融体系的指导意见》指出要逐步建立和完善上市公司强制性环境信息披露制度;党的十八届三中全会和我国“十四五”规划进一步强调了企业社会责任的重要性;而“双碳”目标的提出对CSR提出了更高的要求。社会各界对CSR的关注也引发了学者研究CSR——尤其是CSR与企业价值之间关系——的兴趣和热情。部分研究发现CSR具有信息效应,能够提升企业价值(Cai等, 2012; Albuquerque等, 2019; Gillan等, 2021);但也有部分研究指出CSR存在成本效应,CSR给股东带来的收益是以企业价值作为代价的(Di Giuli和Kostovetsky, 2014)。当前研究主要聚焦于CSR对企业自身价值的影响,然而并未达成一致,且现有研究较少关注到CSR对同行企业价值的影响。本文试图从同行企

**作者简介** 刘晓明:中国人民大学财政金融学院,博士研究生;

王行健(通讯作者):首都经济贸易大学工商管理学院讲师,中国人民大学国际并购与投资研究所助理研究员,经济学博士;

曾剑宇:工银瑞信基金管理有限公司,经济学博士。

\*基金项目:中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目成果(22XNH002)。

业的角度出发,探究强制 CSR 披露是否能够影响披露企业的同行企业价值,具体关注在股票市场上同行企业的股价反应,尝试为有关 CSR 与企业价值关系的研究提供一定依据。强制 CSR 披露究竟会对披露企业的同行企业股票回报率产生何种影响,这一问题的答案既关乎 CSR 披露政策如何影响资本市场发展,又在一定程度上反映了市场投资者对于强制 CSR 披露政策的态度。

同行效应近年来得到了学术界的广泛关注。已有研究指出,企业间的竞争关系(Cao 等,2018;Lin 等,2018;Cao 等,2019;Gyimah 等,2020)是同行效应产生的重要机制,而投资者会注意到同行企业之间竞争压力的变化,并在股票市场上产生反应(Kim 等,2008)。现有文献中,也有一部分文献重点关注在政策或公告发布后,对股票市场回报率和企业价值上产生的广泛的同行效应(Jiang 等,2016;Cao 等,2019;Spiegel 和 Tookes,2020)。而依据现有理论,强制 CSR 披露对披露企业的同行企业股票回报率的影响主要表现在以下两方面:一方面,作为重要的非财务信息披露,CSR 披露具有信息效应,有利于降低信息不对称(Hung 等,2013),有利于披露企业提升自身价值(Cai 等,2012;Albuquerque 等,2019;Gillan 等,2021),这将增强披露企业的竞争优势,进而增大其同行企业的竞争压力,使得同行企业相比于非同行企业具有负面的股票市场反应;另一方面,尽管强制 CSR 披露政策本身并不要求企业增加 CSR 投入,但 CSR 信息披露使得企业受到来自政府和利益相关者的压力,从而从事过多的 CSR 活动,增加披露企业负担(Chen 等,2018),这将削弱披露企业的竞争能力,进而降低了其同行企业的竞争压力,使得同行企业相比于非同行企业具有正面的股票市场反应。

本文利用 2008 年 12 月 31 日上交所和深交所颁布的强制 CSR 披露政策作为准自然实验,基于企业之间相同分析师数量识别披露企业的同行企业,检验强制 CSR 披露政策对披露企业的同行企业股票回报率的影响。本文研究发现,在政策发布后的短期时间窗口上,强制 CSR 披露政策会使得披露企业的同行企业相比于非同行企业产生显著更高的累计异常回报率。也就是说,相比于非同行企业,强制 CSR 披露政策使得披露企业的同行企业产生正面的股票市场反应。机制分析结果表明,行业竞争压力以及行业竞争中的领导者-跟随者关系是强制 CSR 披露政策产生同行效应的主要作用机制。进一步异质性分析结果则表明,强制 CSR 披露政策对这些同行企业股票回报率的正面影响在融资约束较低企业和国有企业等对竞争压力变化更为敏感的企业中更为显著。总体而言,本文结果表明强制 CSR 披露政策削弱了披露企业的竞争优势,降低了同行企业的竞争压力,因而增加了同行企业的企业价值。相比于非同行企业,投资者显著增加对于披露企业的同行企业的投资,并且在市场竞争更为激烈时,投资者的反应更为强烈。

本文的贡献主要体现在以下四个方面:第一,不同于以往研究主要关注 CSR 披露给企业自身价值带来的影响(Cai 等,2012;Albuquerque 等,2019;Gillan 等,2021),本文以强制 CSR 披露作为外生政策,从同行企业的角度检验强制 CSR 披露政策对企业价值产生的广泛影响,并发现投资者认为 CSR 披露政策能够降低披露企业的价值,因而增大了披露企业的同行企业的竞争优势,丰富了有关 CSR 经济后果的研究;第二,本文从同行效应的角度出发,深入检验了强制 CSR 披露政策对同行企业价值的影响机制。结果表明强制 CSR 披露的同行效应主要来源于企业之间的竞争关系,投资者将强制 CSR 披露政策视为削弱披露企业竞争优势的因素,投资者针对企业之间竞争态势变化作出反应,显著增加对于披露企业的市场竞争者(同行企业)的投资;第三,本文在同行企业判定方法上丰富了国内有关同行效应的研究。国内现有同行效应的研究往往依靠传统的行业分类方法对同行企业进行判定,本文参考 Kaustia 和 Rantala (2015)的研究,将基于企业之间相同分析师数量的同行判定方法应用于中国市场,并且进一步检验发现,在中国市场上这种同行判定方法相比于传统行业分类方法仍然具有优势,为后续同行效应的研究提供同行判定方法上的借鉴;第四,CSR 披露作为一种重要的非财务信息披露制度,也是关于环境、社会和治理(ESG)如何协调发展、实现“双碳”目标的重要机制,本文检验了强制 CSR 披露政策在股票市场上产

生的广泛影响,有助于政策制定者在后续制定 CSR 披露政策时,合理评估政策对于资本市场的影响。

本文其余部分安排如下。第二部分对制度背景进行描述,并完成理论分析与假设提出。第三部分对本文的同行企业判定方法进行说明。第四部分总结了研究设计。第五部分进行实证分析。第六部分进一步分析了作用机制。第七部分总结了研究结论与启示。

## 二、制度背景、理论分析与假设提出

### (一)制度背景

进入 21 世纪之后,为了提升社会各界对环境问题的关注,我们国家制定了一系列措施促进企业参与 CSR 活动。2002 年,证监会颁布准则规范上市公司对公司治理相关信息的披露行为;2006 年,《公司法》明确把履行 CSR 作为企业行为准则内容的一部分;为了确保企业更加透明地展示 CSR 活动,2008 年 12 月 31 日,上海证券交易所与深圳证券交易所分别发布《关于做好上市公司 2008 年年度报告工作的通知》以及《深圳证券交易所关于做好上市公司 2008 年年度报告工作的通知》,强制要求上交所内的“公司治理板块”公司、在境外发行股份企业以及金融企业,深交所内深指 100 指数成分股企业在年报或独立报告中披露 CSR 信息。按照当时的上市公司情况,共有 351 家上市公司需要在 2008 年对 CSR 内容进行公告;除此之外,2015 年原国家质检总局和原国家标准委联合发布了社会责任系列国家标准,对 CSR 内容披露进行进一步规范;2016 年,中国人民银行、财政部等七部委联合发布的《构建绿色金融体系的指导意见》指出要逐步建立和完善上市公司强制性环境信息披露制度;党的十八届三中全会和我国“十四五”规划进一步强调了 CSR 的重要性;而“双碳”目标的提出则对 CSR 提出了更高的要求。从 2006 年开始,上市公司发布社会责任报告的数量一直处于增长态势。2018 全年上市公司披露的 CSR 报告数量(包含年报披露)达到 910 份,占比达到当年全部上市公司数量的四分之一。可见随着政策要求不断提高,企业和投资者对 CSR 活动的关注度不断上升。

2008 年 12 月 31 日,上交所和深交所发布的强制部分企业披露 CSR 的政策,为研究 CSR 活动对企业的影响提供了一个良好的外生事件。对上述要求披露的企业而言,其在 2008 年披露 CSR 内容是一项由外生政策带来的强制要求而并非企业自身主动参与的结果。由于已有大部分研究 CSR 活动影响的文献存在一定的内生性问题,即由企业主动参与或披露的 CSR 活动,难以说明企业在企业价值、资本成本等方面的变化是由于 CSR 活动而非其他因素引起的。本文以 2008 年 12 月 31 日强制要求部分企业披露 CSR 的事件作为一次外生冲击,将被强制要求披露 CSR 内容企业的同行企业作为实验组,将披露企业的非同行企业作为对照组,来研究 CSR 活动会对披露企业的同行企业带来怎样的影响,在较好地处理内生性问题的同时,为尝试回答这一研究问题提供了较有力的证据。

### (二)理论分析与假设提出

近年来,学术界开始关注同行效应在公司决策中的重要作用。有关企业同行效应的研究放松了企业独立进行决策的假设,认为企业决策时不仅需要考虑自身的因素,也需要考虑同行企业行为产生的影响。Leary 和 Roberts(2014)发现公司融资决策显著受到同行业其他公司的影响,并且同行的影响力甚至要大过之前已发现的其他影响融资决策的因素。近年来一些学者发现中国上市企业在进行并购决策、投资决策和资本结构决策等过程中也存在同行效应(万良勇等,2016;钟田丽和张天宇,2017;李志生等,2018;连玉君等,2020;杨海生等,2020)。

企业受到同行效应影响的主要渠道来自于企业之间的竞争。企业如果不能及时依据同行企业的行为对自身决策进行调整,将会在竞争中处于不利境地。以股利支付为例,由于股利是一种估值标准,也是未来收益的明确信号,可以传递积极信息,因此公司的股利支付政策会受到同行公司的股利支付政策



影响,Adhikari 和 Agrawal(2018)研究发现同行企业股利支付越多时,为了与同行公司保持估值可比性,企业会选择增加本公司的股利支付。Grennan(2019)则发现企业只会对同行企业发布的有关增加股利的公告作出反应,从而增加自身股利支付,而对同行企业减少股利的公告则没有反应,主要原因在于强势企业可以通过提升股利支付这一策略,将财务拮据的竞争对手挤出市场,因此这里的同行效应是强势企业对弱势企业竞争挤压的副产品。

此外,企业的信息披露战略也可能影响企业的竞争能力。Cao 等(2018)发现当企业面临激烈的同行竞争时,披露更多在研产品的实质信息能给予对手关于公司战略、投资、研发等方面的机密信息,因此公司会选择减少产品信息披露并降低披露信息中的实质性内容。Lin 等(2018)则以罗素指数调整作为外生事件,研究发现当同行企业加入罗素指数而获得更多机构投资者关注后,其融资成本显著下降,企业为与之竞争,会选择提高信息披露的质量与频率来降低与投资者之间存在的不对称。

最后,企业的信息披露也会影响同行企业的经济活动。例如,李姝等(2021)利用年报中披露的管理层讨论与分析(MD&A)的文本信息,研究发现 MD&A 的语调具有同行溢出效应,由于竞争压力的激励,较为积极的同行 MD&A 语调将会显著提高目标企业在下一期的创新投资水平。刘瑞琳和李丹(2022)以科创板注册制改革作为外生事件,研究发现由于同行业公司竞争压力,尤其是其技术竞争压力的存在,科创板公司招股说明书披露的信息含量会对同行公司的研发投入具有显著正向影响。

基于上述分析,企业竞争关系强化了企业行为的同行效应,但同行效应产生的效果取决于企业行为对自身竞争能力的影响。因此,强制企业 CSR 披露的同行效应与 CSR 可能产生的经济后果息息相关:

#### 1. CSR 的信息效应

从 CSR 正面影响的角度来看,CSR 由于可以获得投资者的信任与青睐、缓解信息不对称(Hung 等, 2013)、降低企业的系统性风险(Oikonomou 等, 2012; Albuquerque 等, 2019)并提升企业的信用评级(Jiraporn 等, 2014; Stellner 等, 2015),因而能够为企业赢得充足的现金流并降低企业资本成本(Hong 和 Kacperczyk, 2009; Dhaliwal 等, 2011; El Ghouli 等, 2011),具备一定的信息效应。此外,在近年来亲社会型股东占比不断提升的背景下,CSR 可以最大化股东效用,因此能够提升公司价值(Albuquerque 等, 2019; Gillan 等, 2021)。Cai 等(2012)发现即便是对那些有争议的行业,CSR 活动也可以提升公司价值。Gao 和 Zhang(2015)和 Ferrell 等(2016)发现 CSR 与托宾 q 具有显著的正相关关系,并且 Ferrell 等(2016)发现 CSR 可以减轻管理层攫取行为对公司价值的破坏。除了上述文献,还有一部分文献直接研究进行 CSR 活动对股票回报带来的影响,如有学者通过对收购案例的研究发现,相比于具有较差的 CSR 表现的收购者,具有较好的 CSR 表现的收购者在收购公告时,具有更高的股票回报,也会在长期获得正的回报(Deng 等, 2013)。还有学者研究发现在 2008-2009 年金融危机期间,具有较好的 CSR 表现的公司比具有较差 CSR 表现的企业股票回报高出 7 到 8 个百分点(Lins 等, 2017)。Flammer(2015)通过一个断点研究设计发现,CSR 活动能够提升员工生产力并增加公司销售从而提升公司价值。

我国学者也发现 CSR 具备一定的信息效应。沈洪涛和杨熠(2008)研究发现企业 CSR 披露的信息具有价值相关性,其披露信息的数量和质量与股票收益率之间存在显著正相关关系。王艳艳等(2014)研究发现中国企业在首次披露的 CSR 报告时会具有一定程度的信息含量。宋献中等(2017)研究发现 CSR 披露具有信息效应,CSR 信息披露能够降低企业的股价崩盘风险。曾爱民等(2020)研究发现企业承担相应的 CSR 不仅能够抑制高管进行内幕交易的规模,同时还能显著降低高管进行内幕交易的获利性。薛姣(2021)发现信息披露存在“监督效应”,能够缓解代理问题,从而使得企业风险承担水平上升。

因此,CSR 披露作为重要的非财务信息披露,具有信息效应,有利于降低信息不对称(Hung 等, 2013)、增强企业融资便利性(Goss 和 Robert, 2011)、降低资本成本(Dhaliwal 等, 2011)、提高投资效率(Liu 和 Tian, 2021),有利于提升披露企业自身价值(Cai 等, 2012; Albuquerque 等, 2019; Gillan 等, 2021),增强

披露企业的竞争优势,进而增大其同行企业的竞争压力,使同行企业处于竞争劣势,因此相比于非同行企业,同行企业具有较为负面的股票市场反应。

基于上述分析,本文提出以下假设:

假设 1a:相比非同行企业,强制 CSR 披露政策会使披露企业的同行企业产生负面的股票市场反应;

## 2. CSR 的成本效应

已有研究表明,强制企业披露社会责任活动带来的正向社会外部性是以损失股东利益为代价的,会给企业经营带来压力,对企业造成负面影响,存在成本效应。例如,Di 和 Kostovetsky (2014)认为 CSR 给股东带来的收益是以企业价值作为代价的,并且发现企业的 CSR 评分与企业的资产收益率以及股票收益率负相关。Masulis 和 Reza (2015)发现企业慈善捐赠的市场反应显著为负,这表明投资者对于此类 CSR 并没有赋予较高的价值。此外,还有一部分文献研究强制企业披露 CSR 活动对企业造成的影响,发现强制 CSR 披露会显著地减少企业的股利支付,使企业遭受利润上的损失 (Chen 等, 2018; Ni 和 Zhang, 2019),并增加企业进行盈余管理的压力 (Wang 等, 2018)。这些研究表明了 CSR 的成本效应。

同时,我国学者的研究也为 CSR 的成本效应提供了一定经验证据。权小锋等 (2015)研究发现企业 CSR 披露得分与企业的股价崩盘风险呈现正相关关系,他们指出被要求强制披露 CSR 的企业更可能利用政策规范借口以掩盖管理层“捂盘”和操纵信息披露的自利行为,最终加剧了股价崩盘风险。田利辉和王可第 (2017)的研究也得到类似结论,强制 CSR 披露政策的实施显著增大了企业股价崩盘风险。

因此,尽管强制 CSR 披露政策本身并不要求企业增加 CSR 投入,但 CSR 信息披露使得企业受到来自政府和利益相关者的压力,从而从事过多的 CSR 活动,增加披露企业经营成本,减少收入和资本支出,使企业的利润性遭受损失 (Chen 等, 2018),削弱披露企业的竞争优势,降低披露企业的企业价值,进而降低了其同行企业的竞争压力。因此相比于非同行企业,同行企业将具有较为正面的股票市场反应。

基于上述分析,本文提出以下假设:

假设 1b:相比非同行企业,强制 CSR 披露政策会使披露企业的同行企业产生正面的股票市场反应。

## 三、同行企业判定

### (一)基于相同分析师数量的同行企业判定方法

已有研究主要通过行业分类代码进行同行企业判定。国内主流行业分类方法主要包含证监会行业分类、全球行业分类标准 (GICS)、中证行业分类,以及由大型证券公司发布的中信行业分类和申万行业分类。尽管这些传统行业分类方法在划分同质性企业上具有一定贡献,然而用于研究同行效应问题时仍然存在较多不足。一方面,传统行业分类方法产生的同行企业群体数量较为庞大,因此难以保证同行业内部企业同质性的要求,同时传统行业分类的分类结果较为固定,难以对企业和行业结构的变化做出迅速的反应,因此很可能造成分类结果不精确;另一方面,同行效应多数情况下基于企业间的竞争关系进行传导,而传统的行业分类方法难以反映这种关系。因此,本文希望构建一种同行判定标准,既可以满足对于同行企业识别的精确性要求,又可以在一定程度上反映同行企业之间的竞争关系。

本文参考 Kaustia 和 Rantala (2015)的研究,对于任意两个企业,基于跟踪企业的行业分析师中相同分析师的数量来对这两个企业是否为同行企业进行判定,可以在一定程度上弥补解决传统行业分类方法的不足。首先,基于特定行业声誉排名的薪酬激励机制 (如“新财富”排名),以及分析师个人能力和精力的有限性,使券商行业分析师通常专注于分析同一行业的企业 (Michaely 和 Womack, 1999; Mikhail 等, 2004; Boni 和 Womack, 2006)。其次,为了对特定行业进行深入研究,行业分析师一般具备对于特定行业的专业知识和广泛信息,这可以保证他们跟踪的企业的确是存在实际联系的同行企业。并且,行业分析

师在选择特定行业跟踪对象时,会在一定程度上参考投资者认为的关联性,这有利于本文研究同行企业的股票市场反应。最后,在企业 and 行业结构发生变化时,行业分析师会及时调整他们的跟踪企业(Gilson 等,2001;Das 等,2006),因此这种同行判定方法可以保持有效性。

基于跟踪企业的行业分析师中相同分析师的数量对同行企业进行判定的关键便是,两家企业之间要有多少的相同分析师才能足以说明它们之间存在同行关系。因为即便分析师通常只关注特定行业企业,但仍然存在少数分析师关注多个行业的情况,这种偶然因素会使得不相关的企业也可能拥有相同的分析师。同时分析师跟踪标的选择的非独立性也可能给分类结果有效性带来影响。对此,我们使用模拟的方法进行重复检验,最终确定了要成为企业 $i$ 的同行企业需要与企业 $i$ 具有的相同分析师数量的最低值 $c_i$ ,也就是只有当其他企业与企业 $i$ 的相同分析师数量不低于 $c_i$ 时,才认为该企业是企业 $i$ 的同行企业。通过给每个企业设定各自的判定同行企业的相同分析师数量最低值,来减少上述情形可能给分类结果带来的潜在干扰。

具体而言,参考Kaustia和Rantala(2015)的研究,本文对于企业 $i$ 要求的最低相同分析师数量 $c_i$ 的计算过程如下:首先,根据国泰安数据库中行业分析师的企业跟踪数据,对于任意企业 $i$ ,每设定一个要求相同分析师数量的最低值 $n_i$ ( $n_i$ 的取值从1开始递增)时,就可以得到基于真实分析师跟踪数据下,企业 $i$ 对应的同行企业范围 $F_i$ 。之后,我们进行1000次重复的模拟测试,在任意的第 $k$ 次模拟中,本文假设所有分析师在所有企业中随机地选择企业进行跟踪(跟踪数量仍为该分析师跟踪企业数量的实际值),进而得到企业 $i$ 在第 $k$ 次随机模拟中得到的模拟同行企业范围 $S_{ik}$ 。在1000次模拟结果 $S_{ik}$ 中,只要有1%的模拟同行企业范围 $S_{ik}$ 与实际同行企业范围 $F_i$ 包含了相同企业,那么本文便判定基于当前分析师数量 $n_i$ 得到的同行企业范围 $F_i$ 中包含了过多偶然因素,进而需要提升 $n_i$ 值以降低偶然因素发生的可能,直到在1000次模拟结果 $S_{ik}$ 中与 $F_i$ 包含相同企业的模拟结果数量占比低于1%,则以此时的 $n_i$ 作为企业 $i$ 最终判定其同行企业的相同分析师数量最低值 $c_i$ 。基于上述方法,对于股票市场上任意企业 $i$ ,本文计算其判定同行企业所要求的相同分析师数量最低值 $c_i$ ,并结合分析师跟踪数据计算了企业 $i$ 的同行企业范围。

## (二)同行企业判定方法检验

为了检验本文构建的同行判定方法是否优于传统行业分类,本文参考Bhojraj等(2003)以及Kaustia和Rantala(2021)的检验方法,构建如下模型:

$$Variable_i = \beta_0 + \beta_1 Peer\_Average_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, $Variable_i$ 是企业 $i$ 金融或财务变量的取值, $Peer\_Average_i$ 是在相应变量上,企业 $i$ 的同行企业取值的均值。值得注意的是,企业 $i$ 的同行企业并不包含企业 $i$ 本身。参考Bhojraj等(2003),Kaustia和Rantala(2021)的方法,以此时模型调整后 $R^2$ 作为在该变量上同行企业与企业 $i$ 联系紧密程度的衡量,更高的调整后 $R^2$ 代表同行企业对企业 $i$ 在该变量上具有更强的解释力度,也反映了同行企业具有更高的同质性。对于模型中的变量,本文选取金融研究领域经常关注的18个金融变量和财务变量,如附表1所示。

针对上述变量,本文将根据相同分析师数量得到的同行企业结果与根据传统行业分类方法得到的同行企业结果分别代入模型回归,得到模型调整后的 $R^2$ 并进行对比,结果汇总如附表2所示。其中传统行业分类包括证监会行业分类2001年版,证监会行业分类2012年版,中信行业分类,GICS行业分类,申万行业分类以及中证行业分类。

基于上述模型得到的结果显示,在18个金融与财务变量中,基于相同分析师数量得到的同行企业样本在13个变量上具有最高的调整后 $R^2$ ,即具有最高的解释力度。这一结果表明,相比于传统行业分类方法得到的同行企业,基于相同分析师数量得到的同行企业具有显著更高的同质性,具有更紧密的联系。这证明基于相同分析师数量得到的同行企业判定的确在较大程度上优于传统行业分类,也更适于本文探究同行效应的作用效果。



## 四、研究设计

### (一)样本选择与数据来源

本文以2008年12月31日强制披露政策发布时沪深交易所全部A股上市公司作为初始样本,剔除金融类上市公司、相关数据缺失的上市公司以及ST和\*ST类上市公司,并剔除被要求强制CSR披露的公司。根据强制CSR披露政策的要求,本文通过万得数据库(Wind)得到上交所内“公司治理板块”公司、在境外发行股份的公司以及证监会行业分类为金融类的公司以及深交所内深指100指数成分股公司,共计351家公司。随后,基于企业之间的相同分析师数量,将剔除之后余下的1154家企业划分为被强制披露企业的同行企业与非同行企业。企业的财务数据与日度回报率数据、Fama-French三因子模型的因子值数据、分析师跟踪数据来源于国泰安数据库(CSMAR),传统行业分类数据来源于锐思数据库(RESSET)。为了消除极端值的影响,本文对所有连续变量都进行了1%水平的缩尾处理。

### (二)变量定义

#### 1.被解释变量

本文的被解释变量为强制披露政策发布后企业的股票市场反应。参考方颖和郭俊杰(2018)以及Cao等(2019)的研究,采用企业*i*在政策发布日到1个交易日、5个交易日以及10个交易日的累计异常回报率(CAR)作为股票市场反应的衡量。在计算累计异常回报率时,本文采用Fama和French(1993)的三因子模型作为基准模型:

$$R_{it} - RF_t = \beta_{i0} + \beta_{i1}(RM_t - RF_t) + \beta_{i2}SMB_t + \beta_{i3}HML_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $R_{it}$ 表示企业*i*在交易日*t*考虑现金红利再投资的回报率, $(RM_t - RF_t)$ , $SMB_t$ , $HML_t$ 分别是市场组合因子、市值因子和账面市值比因子的因子值。本文将每个企业在政策发布日前250日至前20日作为估计期 $[-250, -20]$ ,对上述模型进行拟合得到估计值 $\hat{\beta}_{i0}, \hat{\beta}_{i1}, \hat{\beta}_{i2}, \hat{\beta}_{i3}$ ,之后通过如下模型计算企业*i*在政策发布后每个交易日的异常回报:

$$AR_{it} = R_{it} - RF_t - (\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1}(RM_t - RF_t) + \hat{\beta}_{i2}SMB_t + \hat{\beta}_{i3}HML_t) \quad (3)$$

在计算出异常回报后,本文选择企业在政策发布日到政策发布日后1个交易日、5个交易日、10个交易日的累计超额回报率作为企业*i*的股票市场反应衡量,计算过程如下:

$$CAR_i[0, T] = \sum_{t=0}^T AR_{it} \quad (4)$$

其中, $T$ 分别取1, 5, 10,进而计算得到 $CAR_i[0, 1]$ ,  $CAR_i[0, 5]$ ,  $CAR_i[0, 10]$ 。

#### 2.解释变量

本文的解释变量为是否是被强制CSR披露企业的同行企业虚拟变量(*Peer*)。本文使用之前论述的基于企业之间相同分析师数量的方法进行同行企业的判定。如果企业*i*是被强制CSR披露企业的同行企业,那么 $Peer_i$ 取值为1,否则取值为0。

#### 3.控制变量

参照已有文献,本文选取的一系列控制变量包括:企业规模(*Size*),以总资产的自然对数表示;固定资产规模(*PPE*),以固定资产与总资产的比值衡量;借款占比(*Loan*),以长期借款、短期借款之和与总资产的比值衡量;总资产回报率(*Roa*),以净利润与平均总资产的比值衡量;资产负债率(*Lev*),以总负债与总资产的比值衡量;企业成长性(*Growth*),以企业营业收入增长率衡量;股权结构(*Ownership*),以国有持股比例衡量;企业价值(*Q*),以托宾Q值衡量;企业经营情况(*OCF*),以经营现金流与总资产的比值衡量;企业年龄(*Age*),以企业成立年数加1的自然对数衡量;分析师覆盖情况(*Anas\_num*),以追踪该企业的分

析师数量加1的自然对数衡量。

### (三)模型设定

为了检验强制 CSR 披露政策对披露企业的同行企业带来的溢出效应,本文构建如下的横截面回归模型:

$$CAR_i[0, T] = \beta_0 + \beta_1 Peer_i + \sum_k \gamma_k Controls_{ik} + Industries_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中, *Controls* 为控制变量组, *k* 为控制变量数; *i*, *T* 分别表示企业和累计异常回报率的天数;  $\varepsilon$  为模型残差项。同时,为了控制传统分类方法带来的影响,本文在模型中控制了证监会行业分类 2012 年版下的行业固定效应,以此控制随传统行业分类变化的不可观测因素的影响。

表 1 描述性统计

	样本量	均值	标准差	25 分位数	中位数	75 分位数
<i>CAR</i> [0, 1]	1154	0.003	0.037	-0.018	0.000	0.022
<i>CAR</i> [0, 5]	1154	0.004	0.061	-0.033	-0.003	0.037
<i>CAR</i> [0, 10]	1154	0.002	0.075	-0.039	-0.004	0.039
<i>Peer</i>	1154	0.567	0.500	0.000	1.000	1.000
<i>Size</i>	1154	21.220	1.131	20.502	21.156	21.840
<i>PPE</i>	1154	0.280	0.184	0.139	0.252	0.401
<i>Loan</i>	1154	0.221	0.190	0.088	0.203	0.317
<i>Roa</i>	1154	0.022	0.201	0.004	0.024	0.057
<i>Lev</i>	1154	0.704	4.275	0.363	0.516	0.654
<i>Growth</i>	1154	3.379	72.089	-0.070	0.097	0.268
<i>Ownership</i>	1154	0.202	0.219	0.000	0.144	0.372
<i>Q</i>	1154	1.301	1.859	0.588	0.942	1.524
<i>OCF</i>	1154	0.045	0.088	0.001	0.046	0.092
<i>Age</i>	1154	2.591	0.373	2.398	2.639	2.833
<i>Anas_num</i>	1154	8.726	12.149	0.000	3.000	13.000

### (四)描述性统计

表 1 报告了描述统计结果。经过处理后,本文的样本集中包括 1154 个观测值。在事件发生后企业股票价格的累计异常回报率均值在 1 天(*CAR*[0, 1]), 5 天(*CAR*[0, 5]), 10 天(*CAR*[0, 10])分别约为 0.003, 0.004, 0.002, 这说明政策发布后,样本企业的股票价格在整体上具有正向的异常回报,同时标准差分别约为 0.037, 0.061, 0.075, 中位数分别为 0, -0.003, -0.004, 说明样本企业间累计异常回报率存在一定差异。同时虚拟变量 *Peer* 均值约为 0.567, 说明整体样本中同行企业的占比约 56.7%, 样本中同行企业与非同行企业的比例较为均衡。其他变量均在合理的取值范围内, 不作详述。



## 五、实证结果与分析

### (一) 基准回归结果

为检验强制披露 CSR 政策给同行企业带来的同行效应,本文利用模型(5)进行回归,结果如表 2 所示。可以看到,以政策发布后 1 天累计异常回报率( $CAR[0,1]$ ),5 天累计异常回报率( $CAR[0,5]$ )作为因变量,是否为同行企业虚拟变量( $Peer$ )的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,以 10 天累计异常回报率( $CAR[0,10]$ )作为因变量,是否为同行企业虚拟变量( $Peer$ )的回归系数均在 5% 的水平上显著为正。在政策发布后 1 天,5 天,10 天的短期时间窗口上,同行企业相比于非同行企业的累计异常回报率分别高出约 1.1%,1.3%,1.2%。这表明相比于被强制 CSR 披露企业的非同行企业,同行企业在短期时间窗口上具有显著正向的股票市场反应。结论支持假设 1b,即相比非同行企业,强制 CSR 披露政策会使披露企业的同行企业产生正面的股票市场反应。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	$CAR[0,1]$	$CAR[0,5]$	$CAR[0,10]$
<i>Peer</i>	0.011*** (4.030)	0.013*** (3.020)	0.012** (2.290)
<i>Size</i>	-0.003** (-2.460)	-0.010*** (-3.700)	0.001 (0.240)
<i>PPE</i>	-0.003 (-0.380)	-0.018 (-1.630)	-0.014 (-1.110)
<i>Loan</i>	0.002 (0.320)	0.006 (0.420)	0.017 (0.970)
<i>Roa</i>	0.038** (2.420)	0.077** (2.470)	0.099*** (4.060)
<i>Lev</i>	0.002 (1.380)	0.007*** (3.530)	0.008*** (3.230)
<i>Growth</i>	0.000 (0.680)	0.000* (1.690)	0.000* (1.690)
<i>Ownership</i>	-0.001 (-0.240)	0.007 (0.830)	0.016 (1.440)
<i>Q</i>	-0.001 (-0.860)	-0.005*** (-3.420)	-0.004** (-2.180)
<i>OCF</i>	0.000 (0.000)	-0.017 (-0.810)	-0.015 (-0.570)

	(1)	(2)	(3)
	CAR[0,1]	CAR[0,5]	CAR[0,10]
<i>Age</i>	-0.008** (-1.990)	-0.010 (-1.630)	0.007 (0.940)
<i>Anas_num</i>	0.000 (0.410)	0.000** (2.180)	-0.000 (-1.020)
行业固定效应	控制	控制	控制
样本量	1119	1130	1121
调整后 R <sup>2</sup>	0.060	0.070	0.060

注:括号内为t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

## (二)内生性检验

本文以强制披露CSR政策的发布作为一个外生冲击,检验在政策发布后短期时间窗口上的同行效应,这种外生冲击设定在一定程度上排除了内生性问题,但为了进一步排除其他因素对结果的影响,本文建立一个安慰剂检验验证本文结论。本文进一步将被强制要求CSR披露的企业划分为在强制披露政策发布前已经开始披露CSR的企业以及政策发布前没有披露过CSR的企业,然后分别找到其对应的同行企业。

对于在政策发布前已经披露过CSR的企业来说,强制披露政策的发布并不会给这些企业带来显著的影响,因此我们预期这一政策也不会对其同行企业产生同行效应。而对于那些之前没有披露过CSR的企业来说,强制披露政策的发布将给这些企业带来实际影响,因此我们预期会对其同行企业产生同行效应。本文根据这两部分同行企业样本分别使用模型(5)进行回归,得到的结果如表3所示。可以看到,对于之前已有CSR披露的企业来说,它们的同行企业相比于非同行企业在短期时间窗口上并没有显著的股票市场反应。而对于之前没有CSR披露的企业来说,它们的同行企业相比于非同行企业在短期时间窗口上具有显著正向的股票市场反应。这说明基准回归结果的确来源于披露政策给被强制披露企业带来实质影响,并产生同行效应。这一结果也进一步验证了本文的研究假设。

表3 安慰剂检验

	之前已有CSR披露企业的同行企业			之前没有CSR披露企业的同行企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	CAR[0,1]	CAR[0,5]	CAR[0,10]	CAR[0,1]	CAR[0,5]	CAR[0,10]
<i>Peer</i>	0.006 (1.130)	-0.004 (-0.440)	-0.003 (-0.260)	0.013*** (4.650)	0.008* (1.730)	0.015*** (2.610)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	699	708	704	1053	1064	1057
调整后 R <sup>2</sup>	0.040	0.060	0.060	0.070	0.070	0.060

注:括号内为t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。控制变量为企业规模(*Size*)、固定资产规模(*PPE*)、借款占比(*Loan*)、总资产回报率(*Roa*)、资产负债率(*Lev*)、企业成长性(*Growth*)、股权结构(*Ownership*)、企业价值(*Q*)、企业经营情况(*OCF*)、企业年龄(*Age*)、分析师覆盖情况(*Anas\_num*)。由于篇幅限制,控制变量的估计结果未列出。

## (三)稳健性检验

## 1. 被解释变量:调整拟合窗口期

基准回归中对于累计异常回报率 $CAR$ 的结算,采用每个企业在政策发布日前 $[-250,-20]$ 作为窗口期来拟合 Fama-French 三因子模型,这里使用政策发布日前 $[-120,-20]$ 窗口期作为估计期进行拟合,并用以此计算出的累计异常回报率对基准结果进行稳健性检验。结果如表 4 所示,该结果显示是否为同行企业的虚拟变量回归系数仍然显著为正,说明强制披露这政策发布后,同行企业相比于非同行企业确实具有更高的累计异常回报率,具有显著的同行效应。

表 4 稳健性检验:调整拟合窗口期

	(1)	(2)	(3)
	$CAR[0,1]$	$CAR[0,5]$	$CAR[0,10]$
<i>Peer</i>	0.012*** (4.280)	0.014*** (3.310)	0.016*** (2.930)
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
样本量	1119	1130	1121
调整后 $R^2$	0.050	0.060	0.050

注:括号内为  $t$  值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。控制变量与前文保持一致。由于篇幅限制,控制变量的估计结果未列出。

## 2. 解释变量:结合证监会行业分类

本文的基准回归中使用基于企业之间相同分析师数量的方法判定被强制披露企业的同行企业范围,这部分以证监会行业分类 2012 年版对基准回归中的同行企业进行进一步筛选以减少可能出现的判定偏差,即只有当企业既是基于相同分析师数量下的同行企业又是基于证监会行业分类下的同行企业时,才会被纳入同行企业样本范围。使用以此得到的同行企业样本对基准结果进行稳健性检验,结果如表 5 所示。结果显示同行企业相比于非同行企业仍然具有显著更高的累计异常回报率,意味着强制披露政策对于同行企业具有显著正向的股票市场反应。

表 5 稳健性检验:结合证监会行业分类

	(1)	(2)	(3)
	$CAR[0,1]$	$CAR[0,5]$	$CAR[0,10]$
<i>Peer</i>	0.013*** (4.840)	0.008* (1.880)	0.014*** (2.600)
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
样本量	1119	1130	1121
调整后 $R^2$	0.060	0.070	0.060

注:括号内为  $t$  值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。控制变量与前文保持一致。由于篇幅限制,控制变量的估计结果未列出。



### 3. 对比同行企业与披露企业

本文的基准回归将强制披露企业的同行企业与非同行企业进行对照,其回归结果验证了本文的逻辑,即强制披露政策给披露企业带来压力后,竞争压力下降的同行企业相比于竞争压力没有变化的非同行企业具有显著正向的股票市场反应。在这一部分,本文将披露企业与披露企业的同行企业的累计异常回报率进行对照,进一步对本文的逻辑进行检验。如果强制披露政策的确会给披露企业带来负担,削弱披露企业的竞争力,降低了同行企业的竞争压力,那么在强制披露政策发布时,相比于竞争能力下降的披露企业而言,披露企业的同行企业也应当具有显著正向的股票市场反应。

如上所述,本文对基准回归模型中的样本进行调整,以披露企业的同行企业作为实验组,以披露企业作为对照组,进行回归分析,得到的结果如表6所示<sup>①</sup>。结果显示,显示在政策发布后1天,5天,10天的短期时间窗口上,同行企业相比于披露企业的累计异常回报率分别高出约0.9%,1.0%,0.4%。说明政策发布后,同行企业相比于披露企业具有显著正向的股票市场反应。这一结果进一步支持了本文的逻辑,即强制披露政策削弱了披露企业的竞争力,降低了同行企业的竞争压力。

表6 同行企业与披露企业

	(1)	(2)	(3)
	CAR[0,1]	CAR[0,5]	CAR[0,10]
<i>Peer</i>	0.009*** (3.61)	0.010** (2.19)	0.004* (1.81)
<i>Size</i>	-0.004*** (-2.61)	-0.008*** (-2.72)	-0.007* (-1.94)
<i>PPE</i>	-0.012 (-1.42)	-0.035*** (-2.79)	-0.035** (-2.14)
<i>Loan</i>	0.039*** (3.12)	0.087*** (4.12)	0.101*** (3.54)
<i>Roa</i>	0.058** (2.34)	0.178*** (4.23)	0.201*** (3.44)
<i>Lev</i>	-0.021** (-1.99)	-0.033** (-2.00)	-0.032 (-1.46)
<i>Growth</i>	0.000*** (13.48)	0.000*** (9.35)	0.000*** (6.50)

① 此处的 *Peer* 变量定义与其余表格中的有所不同:若企业是披露企业的同行企业,则 *Peer* 取值为1,若企业是披露企业,则 *Peer* 取值为0。

	(1)	(2)	(3)
	CAR[0,1]	CAR[0,5]	CAR[0,10]
<i>Ownership</i>	0.004 (0.68)	0.022** (2.25)	0.022* (1.73)
<i>Q</i>	-0.004*** (-2.79)	-0.015*** (-6.29)	-0.019*** (-5.88)
<i>OCF</i>	0.017 (1.07)	0.022 (0.87)	0.049 (1.38)
<i>Age</i>	-0.005 (-1.17)	-0.012* (-1.94)	0.010 (1.32)
<i>Anas_num</i>	0.000** (2.46)	0.000** (2.04)	-0.000 (-0.03)
行业固定效应	控制	控制	控制
样本量	820	814	811
调整后 R <sup>2</sup>	0.17	0.24	0.22

注:括号内为t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

## 六、机制分析

### (一)行业竞争压力

正如已有文献所指出的,强制披露政策会给被强制企业在经营活动上造成一定压力,降低披露企业的企业价值(Chen等,2018;Ni和Zhang,2019),因此本文的假设1b提出,强制披露CSR政策可能会削弱披露企业的竞争优势,而这种竞争优势的削弱对于其竞争对手也就是同行企业来说则是一个“好消息”,降低了其同行企业的竞争压力。

同时,部分研究指出行业竞争关系是产生同行效应的重要机制,这种行业竞争关系带来的同行效应,会随着行业竞争压力的上升变得更加强烈(Qiu和Wan,2015;Cao等,2019;Gyimah等,2020;王云等,2020)。为检验行业竞争压力是否是本文中促使同行企业产生股票市场反应的机制,本文使用行业赫芬达尔指数(HHI)衡量企业面临的行业竞争压力,进行机制的检验。行业赫芬达尔指数越小,代表行业内竞争越激烈,竞争压力越大。本文将行业赫芬达尔指数(HHI)以及是否为同行企业的虚拟变量(*Peer*)与行业赫芬达尔指数(HHI)的交乘项加入基准回归模型,结果如表7所示。结果显示在政策发布后5个交易日和10个交易日,行业赫芬达尔指数与是否为同行企业虚拟变量的交乘项回归系数显著为负,表明面临行业竞争压力更大(HHI更小)的同行企业具有显著更高的累计异常回报率。这意味着行业竞争压力的确是政策发布后同行企业产生股票市场反应的重要机制。

## (二)领导者-跟随者关系

另一方面,在行业竞争关系中所处的地位也会作用于同行效应的产生。基于领导者-跟随者理论的研究发现,由于行业领导者具有在行业中更大的影响力,行业跟随者对行业领导者的变动往往更为敏感,而行业领导者对行业跟随者的变动并不敏感(Brown等,2018;Cao等,2019;He和Wang,2019;Gyimah等,2020;李青原和刘叶畅,2019)。参考Cao等(2019)的方法,本文构建根据企业的主营业务收入划分领导者和跟随者。当企业的主营业务收入高于其同行企业的主营业务收入均值时,判定其为行业领导者,否则判定为行业跟随者,以此为标准将基准模型中的同行企业进一步划分为领导者和跟随者,分别构建是否为领导者虚拟变量(*Leader*)和是否为跟随者虚拟变量(*Follower*)。之后以是否为领导者/跟随者虚拟变量分别与是否为同行企业虚拟变量(*Peer*)进行交乘,检验同行企业中行业领导者与跟随者各自产生的同行效应,结果如表8所示。结果显示,是否为领导者虚拟变量(*Leader*)与是否为同行企业虚拟变量(*Peer*)交乘项的回归系数仅在政策发布后1天时具有10%的显著性水平,之后迅速变为不显著。而是否为跟随者虚拟变量(*Follower*)与是否为同行企业虚拟变量(*Peer*)交乘项的回归系数在政策发布后1天,5天时间窗口上具有1%的显著性水平,为正向,在10天时间窗口上具有5%的显著性水平,仍为正向。这些结果表明同行企业中的行业领导者并没有产生显著的同行效应,而同行企业中的行业跟随者表现出显著的同行效应。这意味着行业竞争中的地位关系,即领导者-跟随者关系作用于强制披露政策发布产生的同行效应。

表7 强制企业社会责任披露的同行效应:行业竞争压力

	(1)	(2)	(3)
	<i>CAR</i> [0,1]	<i>CAR</i> [0,5]	<i>CAR</i> [0,10]
<i>Peer</i>	0.012*** (3.600)	0.019*** (3.460)	0.023*** (3.480)
<i>HHI</i>	-0.038 (-0.220)	-0.521* (-1.750)	-1.136*** (-3.770)
<i>Peer</i> × <i>HHI</i>	-0.007 (-0.490)	-0.045* (-1.880)	-0.088*** (-2.940)
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
样本量	1118	1129	1120
调整后 R <sup>2</sup>	0.130	0.150	0.150

注:括号内为t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。控制变量与前文保持一致。由于篇幅限制,控制变量的估计结果未列出。



表8 强制企业社会责任披露的同行效应:领导者-跟随者关系

	(1)	(2)	(3)
	CAR[0,1]	CAR[0,5]	CAR[0,10]
<i>Peer</i> × <i>Leader</i>	0.010 <sup>*</sup>	0.004	-0.004
	(1.820)	(0.390)	(-0.210)
<i>Peer</i> × <i>Follower</i>	0.011 <sup>***</sup>	0.013 <sup>***</sup>	0.012 <sup>**</sup>
	(4.020)	(2.970)	(2.190)
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
样本量	1119	1130	1121
调整后 R <sup>2</sup>	0.130	0.140	0.140

注:括号内为t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。控制变量与前文保持一致。由于篇幅限制,控制变量的估计结果未列出。

## 七、异质性分析

### (一)融资约束

本文的基准回归发现,相比非同行企业,强制CSR披露政策会使披露企业的同行企业产生正面的股票市场反应。由于融资约束程度不同的企业把握竞争机会的能力存在差异,因此在竞争市场上发生变化时,同行企业的融资约束水平会影响其受到同行效应(Qiu和Wan, 2015; Lyandres和Palazzo, 2016; 李志生等, 2018)。本文基于Whited和Wu(2006)的研究构建WW指数(*WW\_index*)来衡量企业的融资约束程度,WW指数越大,代表融资约束程度越高。本文将WW指数以及是否为同行企业的虚拟变量(*Peer*)与WW指数的交乘项加入基准回归模型,结果如表9所示,WW指数与是否为同行企业虚拟变量的交乘项回归系数显著为负,说明同行企业在面临更低融资约束时,会具有更为显著正向的同行效应。这个结果与已有文献保持一致,即由于强制披露政策给披露企业的经营带来一定的负担,此时对于他们的市场竞争对手也就是同行企业来说出现了竞争机会,而融资约束程度较低的同行企业更有能力把握这样的机会,因此在短期具有更为正面的股票市场反应。

表9 强制企业社会责任披露的同行效应:融资约束

	(1)	(2)	(3)
	CAR[0,1]	CAR[0,5]	CAR[0,10]
<i>Peer</i>	0.002	-0.001	0.001
	(0.740)	(-0.130)	(0.220)
<i>WW_index</i>	-0.117 <sup>***</sup>	-0.245 <sup>***</sup>	-0.202 <sup>**</sup>
	(-2.960)	(-3.760)	(-2.410)

	(1)	(2)	(3)
	CAR[0,1]	CAR[0,5]	CAR[0,10]
<i>Peer</i> × <i>WW_index</i>	-0.008*** (-5.910)	-0.012*** (-4.270)	-0.009*** (-2.900)
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
样本量	1119	1130	1121
调整后 R <sup>2</sup>	0.140	0.160	0.150

注:括号内为t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。控制变量与前文保持一致。由于篇幅限制,控制变量的估计结果未列出。

## (二)企业产权性质

企业产权性质的不同可能会影响企业受到同行效应的影响。相比于非国有企业,国有企业能利用其与政府的政治关系获得银行信贷的支持(杨海生等,2020),而且由于预算软约束的存在,国有企业相比于非国有企业更能把握投资机会(廖冠民等,2006;廖冠民和陈燕,2007),这使得被强制披露企业在竞争市场上被一定程度削弱时,他们的国有同行企业更有能力把握竞争机会,因此也会具有更为显著的同行效应。本文根据企业产权性质构建企业是否为国有企业的虚拟变量(*Soe*),如为国有企业则虚拟变量取值为1,否则取0。本文将是否为国有企业虚拟变量(*Soe*)以及是否为同行企业的虚拟变量(*Peer*)与是否为国有企业虚拟变量(*Soe*)的交乘项加入基准回归模型。结果如表10所示,是否为同行企业虚拟变量与是否为国有企业虚拟变量的交乘项回归系数显著为正,结果说明国有同行企业具有更为显著正向的股票市场反应。

表10 强制企业社会责任披露的同行效应:企业产权性质

	(1)	(2)	(3)
	CAR[0,1]	CAR[0,5]	CAR[0,10]
<i>Peer</i>	0.009** (2.230)	0.006 (1.000)	0.004 (0.460)
<i>Soe</i>	-0.004 (-0.920)	-0.012* (-1.850)	-0.008 (-0.990)
<i>Peer</i> × <i>Soe</i>	0.004 (0.970)	0.012* (1.660)	0.016* (1.750)
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
样本量	1119	1130	1121
调整后 R <sup>2</sup>	0.130	0.150	0.140

注:括号内为t值;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。控制变量与前文保持一致。由于篇幅限制,控制变量的估计结果未列出。

## 八、结论与启示

近年来,企业社会责任受到了社会各界的密切关注,针对企业社会责任的研究也层出不穷。但是针对企业社会责任如何影响企业价值这一问题,已有研究并未得出一致的结论。本文试图从同行效应的角度,探究强制 CSR 披露对披露企业的同行企业价值的影响,为有关 CSR 与企业价值关系的研究提供一定经验证据。本文以 2008 年 12 月 31 日上交所与深交所发布的关于强制部分企业进行 CSR 披露公告作为外生事件,采用 Kaustia 和 Rantala(2015)的基于企业之间相同分析师数量的同行判定方法,从披露企业的同行业企业股票回报率的角度,探究强制企业进行社会责任披露产生的同行效应。

本文的研究结果发现,在政策发布后的短期时间窗口上,强制 CSR 披露政策会使得披露企业的同行企业相比于非同行企业产生显著更高的累计异常回报率,并且这一正面影响在行业竞争压力较大企业、跟随者企业、融资约束较低企业以及国有企业等对竞争压力变化更为敏感的企业中更为显著。研究结论表明强制 CSR 披露政策削弱了披露企业的竞争优势,降低了同行企业的竞争压力,增加了同行企业的企业价值。本文的研究结论从同行企业的视角,为强制 CSR 披露能够降低企业自身价值这一观点提供了经验证据。

本文的研究结论具有重要的政策含义和实践指导价值。本文的研究结果表明投资者认为强制 CSR 披露政策削弱了披露企业的竞争优势,降低了同行企业的竞争压力,因此相比于非同行企业,投资者显著增加对于披露企业的同行企业的投资。从长远来看,CSR 的履行对于我国“双碳”目标的实现以及经济高质量发展都有着十分重要的作用,但在短期内却并没有得到投资者的一致认可。投资者形成这一认知的原因主要在于 CSR 在短期内可能对企业利润产生不利影响,因此在短期利益最大化的目标下,投资者选择“用脚投票”退出披露企业,转而投资披露企业的同行企业。为了更好地促进企业履行社会责任、推动经济高质量发展,我们应该加大对环境、社会与治理(ESG)发展理念的宣传力度,使更多的投资者能够接受可持续发展概念,培养投资者的长期投资观念,这样才能更好地发挥金融支持实体经济的功能,并促进企业社会责任的履行进而为“双碳”目标的实现奠定良好的实践基础。

此外,本文研究发现强制 CSR 披露政策不仅会对披露企业产生影响,也会对披露企业的同行企业带来溢出效应。因此,监管部门在制定政策时,需要在事前尽可能全面地、系统地考察政策带来的影响,既要考虑目标群体,也要考虑政策可能带来的溢出效应,从而进一步提升政策的针对性,能够“对症下药”并对可能出现的后续影响及时做出反应。

## 参考文献

- [1] 方颖和郭俊杰,2018,《中国环境信息披露政策是否有效:基于资本市场反应的研究》,《经济研究》第 53 期,158-174。
- [2] 顾雷雷、郭建鸾、王鸿宇,2020,《企业社会责任、融资约束与企业金融化》,《金融研究》第 2 期,109-127。
- [3] 李青原和刘叶畅,2019,《同行业间避税与企业的战略反应——来自我国 A 股上市公司的经验证据》,《金融研究》第 10 期,152-169。
- [4] 李姝、杜亚光、张晓哲,2021,《同行 MD&A 语调对企业创新投资的溢出效应》,《中国工业经济》第 3 期,137-155。
- [5] 李志生、苏诚、李好、孔东民,2018,《企业过度负债的地区同群效应》,《金融研究》第 9 期,74-90。
- [6] 连玉君、彭镇、蔡菁、杨海生,2020,《经济周期下资本结构同群效应研究》,《会计研究》第 11 期,85-97。
- [7] 廖冠民和陈燕,2007,《国有产权、公司特征与困境公司绩效》,《会计研究》第 3 期,33-41。
- [8] 廖冠民、卢闯、陈勇,2006,《股权结构、财务困境成本与困境公司绩效》,《南开管理评论》第 6 期,68-73。
- [9] 刘瑞琳和李丹,2022,《注册制改革会产生溢出效应吗?——基于企业投资行为的视角》,《金融研究》第 10 期,170-



- 188。
- [10] 权小锋、吴世农、尹洪英, 2015,《企业社会责任与股价崩盘风险:“价值利器”或“自利工具”》,《经济研究》第 11 期, 49-64。
- [11] 沈洪涛和杨熠, 2008,《公司社会责任信息披露的价值相关性研究——来自我国上市公司的经验证据》,《当代财经》第 3 期, 103-107。
- [12] 宋献中、胡珺、李四海, 2017,《社会责任信息披露与股价崩盘风险——基于信息效应与声誉保险效应的路径分析》,《金融研究》第 4 期, 161-175。
- [13] 田利辉和王可第,《社会责任信息披露的“掩饰效应”和上市公司崩盘风险——来自中国股票市场的 DID-PSM 分析》,《管理世界》第 11 期, 146-157。
- [14] 万良勇、梁婵娟、饶静, 2016,《上市公司并购决策的行业同群效应研究》,《南开管理评论》第 19 期, 40-50。
- [15] 王艳艳、于李胜、安然, 2014,《非财务信息披露是否能够改善资本市场信息环境? ——基于社会责任报告披露的研究》,《金融研究》第 8 期, 178-191。
- [16] 王云、李延喜、马壮、宋金波, 2020,《环境行政处罚能以儆效尤吗? ——同伴影响视角下环境规制的威慑效应研究》,《管理科学学报》第 1 期, 77-95。
- [17] 薛蛟, 2021,《强制企业社会责任信息披露对风险承担的影响》,《投资研究》第 9 期, 105-122。
- [18] 杨海生、柳建华、连玉君、江颖臻, 2020,《企业投资决策中的同行效应研究:模仿与学习》,《经济学(季刊)》第 19 期, 1375-1400。
- [19] 曾爱民、魏志华、张纯、左婉平, 2020,《企业社会责任:“真心”抑或“幌子”? ——基于高管内幕交易视角的研究》,《金融研究》第 9 期, 154-171。
- [20] 钟田丽和张天宇, 2017,《我国企业资本结构决策行为的“同伴效应”——来自深沪两市 A 股上市公司面板数据的实证检验》,《南开管理评论》第 20 期, 58 - 70。
- [21] Adhikari B. K. and A. Agrawal, 2018, “Peer Influence on Payout Policies”, *Journal of Corporate Finance*, 48, pp. 615-637.
- [22] Albuquerque R., Y. Koskinen and C. Zhang, 2019, “Corporate Social Responsibility and Firm Risk: Theory and Empirical Evidence”, *Management Science*, 65(10), pp. 4451-4469.
- [23] Benabou R. and J. Tirole, 2010, “Individual and Corporate Social Responsibility”, *Economica*, 77(305), pp. 1-19.
- [24] Bhojraj S., C. M. C. Lee and D. K. Oler, “What’s My Line? A Comparison of Industry Classification Schemes of Capital Market Research”, *Journal of Accounting Research*, 41(5), pp. 745-774.
- [25] Boni L. and K. L. Womack, 2006, “Analysts, Industries, and Price Momentum”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41(1), pp. 85-109.
- [26] Brown S. V., X. Tian and J. W. Tucker, 2018, “The Spillover Effect of SEC Comment Letters on Qualitative Corporate Disclosure: Evidence from the Risk Factor Disclosure”, *Contemporary Accounting Research*, 35(2), pp. 622-656.
- [27] Cai Y., H. Jo and C. Pan, 2012, “Doing Well While Doing Bad? CSR in Controversial Industry Sectors”, *Journal of Business Ethics*, 108(4), pp. 467-480.
- [28] Cao J., H. Liang and X. Zhan, 2019, “Peer Effects of Corporate Social Responsibility”, *Management Science*, 65(12), pp. 5449-5956.
- [29] Cao S. S., G. Ma, J. W. Tucker and C. Wan, 2018, “Technological Peer Pressure and Product Disclosure”, *The Accounting Review*, 93(6), pp. 95-126.
- [30] Chen Y., M. Hung and Y. Wang, 2018, “The Effect of Mandatory CSR Disclosure on Firm Profitability and Social Externalities: Evidence from China”, *Journal of Accounting and Economics*, 65(1), pp. 169-190.
- [31] Das S., R. -J. Guo and H. Zhang, 2006, “Analysts’ Selective Coverage and Subsequent Performance of Newly Public Firms”, *Journal of Finance*, 61(3), pp. 1159-1185.
- [32] Deng X., J. K. Kang and B. S. Low, 2013, “Corporate Social Responsibility and Stakeholder Value Maximization: Evidence from Mergers”, *Journal of Financial Economics*, 110(1), pp. 87-109.
- [33] Dhaliwal D. S., O. Z. Li, A. Tsang and Y. G. Yang, 2011, “Voluntary Nonfinancial Disclosure and the Cost of Equity Capital: The Initiation of Corporate Social Responsibility Reporting”, *The Accounting Review*, 86, pp. 59-100.

- [34] Di Giuli A. and L. Kostovetsky, 2014, “Are Red or Blue Companies More Likely to Go Green? Politics and Corporate Social Responsibility”, *Journal of Financial Economics*, 111(1), pp. 158–180.
- [35] El Ghouli S., O. Guedhami, C. C. Kwok and D. R. Mishra, 2011, “Does Corporate Social Responsibility Affect the Cost of Capital?”, *Journal of Banking & Finance*, 35(9), pp. 2388–2406.
- [36] Fama E. F. and K. R. French, 1993, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, 33(1), pp. 3–56.
- [37] Ferrell A., H. Liang and L. Renneboog, 2016, “Socially Responsible Firms”, *Journal of Financial Economics*, 122(3), pp. 585–606.
- [38] Flammer C., 2015, “Does Corporate Social Responsibility Lead to Superior Financial Performance? A Regression Discontinuity Approach”, *Management Science*, 61(11), pp. 2549–2568.
- [39] Gao L. and J. H. Zhang, 2015, “Firms’ Earnings Smoothing, Corporate Social Responsibility, and Valuation”, *Journal of Corporate Finance*, 32, pp. 108–127.
- [40] Gillan S. L., A. Koch and L. T. Starks, 2021, “Firms and Social Responsibility: A Review of ESG and CSR Research in Corporate Finance”, *Journal of Corporate Finance*, 66, 101889.
- [41] Gilson S. C., P. M. Healy, C. F. Noe and K. G. Palepu, 2001, “Analyst Specialization and Conglomerate Stock Breakups”, *Journal of Accounting Research*, 39(3), pp. 565–582.
- [42] Goss A. and G. S. Roberts, 2011, “The Impact of Corporate Social Responsibility on the Cost of Bank Loans”, *Journal of Banking & Finance*, 35(1), pp. 1794–1810.
- [43] Grennan J., 2019, “Dividend Payments as a Response to Peer Influence”, *Journal of Financial Economics*, 131(3), pp. 549–570.
- [44] Gyimah D., M. Machokoto, A. Sikochi, 2020, “Peer Influence on Trade Credit”, *Journal of Corporate Finance*, 64, 101685.
- [45] He W. and Q. Wang, 2019, “The Peer Effect of Corporate Financial Decisions around Split Share Structure Reform in China”, *Review of Financial Economics*, 38(3), pp. 474–493.
- [46] Hemingway C. A. and P. W. MacLagan, 2004, “Managers’ Personal Values as Drivers of Corporate Social Responsibility”, *Journal of Business Ethics*, 50(1), pp. 33–44.
- [47] Hong H. and M. Kacperczyk, 2009, “The Price of Sin: The Effects of Social Norms on Markets”, *Journal of Financial Economics*, 93(1), pp. 15–36.
- [48] Hung M., J. Shi and Y. Wang, 2013, “The Effect of Mandatory CSR Disclosure on Information Asymmetry: Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China”, *Asian Finance Association (AsFA), Conference*.
- [49] Jiang Y., Y. Qian and T. Yao, 2016, “R&D Spillover and Predictable Returns”, *Review of Finance*, 20(5), pp. 1769–1797.
- [50] Jiraporn P., N. Jiraporn, A. Boeprasert and K. Chang, 2014, “Does Corporate Social Responsibility (CSR) Improve Credit Ratings? Evidence from Geographic Identification”, *Financial Management*, 43(3), pp. 505–531.
- [51] Kaustia M. and V. Rantala, 2015, “Social Learning and Corporate Peer Effects”, *Journal of Financial Economics*, 117, pp. 653–669.
- [52] Kaustia M. and V. Rantala, 2021, “Common Analysts: Method for Defining Peer Firms”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 56(5), pp. 1505–1536.
- [53] Kim Y., M. Lacina and M. S. Park, 2008, “Positive and Negative Information Transfers from Management Forecasts”, *Journal of Accounting Research*, 46(4), pp. 885–908.
- [54] Leary M. T. and M. R. Roberts, 2014, “Do Peer Firms Affect Corporate Financial Policy?”, *Journal of Finance*, 69(1), pp. 139–178.
- [55] Lin Y., Y. Mao and Z. Wang, 2018, “Institutional Ownership, Peer Pressure, and Voluntary Disclosures”, *The Accounting Review*, 93(4), pp. 283–308.
- [56] Lins K. V., H. Servaes and A. Tamayo, 2017, “Social Capital, Trust, and Firm Performance: The Value of Corporate Social Responsibility during the Financial Crisis”, *Journal of Finance*, 72(4), pp. 1785–1824.
- [57] Liu L. and G. G. Tian, 2021, “Mandatory CSR Disclosure, Monitoring and Investment Efficiency: Evidence from China”,

Accounting & Finance, 61(1), pp. 595–644.

- [58] Lyandres E. and B. Palazzo, 2016, “Cash Holdings, Competition, and Innovation”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(6), pp. 1823–1861.
- [59] Masulis R. W. and S. W. Reza, 2015, “Agency Problems of Corporate Philanthropy”, *Review of Financial Studies*, 28(2), pp. 592–636.
- [60] Michaely R. and K. L. Womack, 1990, “Conflict of Interest and the Credibility of Underwriter Analyst Recommendations”, *Review of Financial Studies*, 12(4), pp. 653–686.
- [61] Mikhail M. B., B. R. Walther and R. H. Willis, 2004, “Do Security Analysts Exhibit Persistent Differences in Stock Picking Ability?”, *Journal of Financial Economics*, 74(1), pp. 67–91.
- [62] Ni X. and H. Zhang, 2019, “Mandatory Corporate Social Responsibility Disclosure and Dividend Payouts: Evidence from a Quasi-Natural Experiment”, *Accounting & Finance*, 58(5), pp. 1581–1612.
- [63] Oikonomou I., C. Brooks and S. Pavelin, 2012, “The Impact of Corporate Social Performance on Financial Risk and Utility: A Longitudinal Analysis”, *Financial Management*, 41(2), pp. 483–515.
- [64] Qiu J. P. and C. Wan, 2015, “Technology Spillovers and Corporate Cash Holdings”, *Journal of Financial Economics*, 115(3), pp. 558–573.
- [65] Spiegel M., and H. Tookes, 2020, “Why Does an IPO Affect Rival Firms?”, *Review of Financial Studies*, 33(7), pp. 3205–3249.
- [66] Stellner C., C. Klein and B. Zwergel, 2015, “Corporate Social Responsibility and Eurozone Corporate Bonds: The Moderating Role of Country Sustainability”, *Journal of Banking & Finance*, 59, pp. 538–549.
- [67] Wang X., F. Cao and K. Ye, 2018, “Mandatory Corporate Social Responsibility (CSR) Reporting and Financial Reporting Quality: Evidence from a Quasi-Natural Experiment”, *Journal of Business Ethics*, 152, pp. 253–274.
- [68] Whited T. M. and G. Wu, 2006, “Financial Constraints Risk”, *The Review of Financial Studies*, 19(2), pp. 531–559.

**Abstract:** Using a quasi-natural experiment of mandatory corporate social responsibility (CSR) disclosure for some firms on the SSE and SZSE in 2008, this paper investigates the impact of mandatory CSR disclosure on firm value from the perspective of peer effects, where the criterion for determining peer firms is the common analysts. The study finds that: first, the mandatory CSR disclosure policy leads to more positive stock market reactions among peer firms than non-peer firms; second, this positive effect is more pronounced among firms with higher competitive pressure in their industries, follower firms, i.e., firms that are more sensitive to changes in competitive pressure, firms with lower financing constraints and state-owned firms. The results suggest that the mandatory CSR disclosure policy weakens the competitive advantage of the disclosing firms and reduces the competitive pressure of the peer firms. Therefore, compared with the non-peer firms, the peers of the disclosing firms have higher enterprise value.

**Key words:** Corporate social responsibility; Firm value; Peer effects; Market competition

## 附录

附表 1 判定方法的检验变量

变量符号	解释
<i>Monthly_Return</i>	月度回报率
<i>Beta</i>	市场风险因子暴露
<i>Book_Levg</i>	资产负债率,总负债/总资产
<i>Market_Levg</i>	总负债/(总资产-股东权益合计+总市值)
<i>Net_Sales</i>	主营业务收入
<i>M/B</i>	(总资产-股东权益合计+总市值)/总资产
<i>Div_Payment</i>	是否进行股利发放。发放股利取 1,不发放股利取 0
<i>Market_Cap</i>	流通市值
<i>Total_Asset</i>	总资产
<i>P/B</i>	市净率,每股价格/每股净资产
<i>EV_to_Sales</i>	市销率,(总市值+长期负债+流动负债)/主营业务收入
<i>P/E</i>	市盈率,每股价格/每股收益
<i>RNOA</i>	净经营资产收益率,营业利润/(固定资产+流动资产-流动负债)
<i>ROE</i>	净资产收益率,净利润/净资产
<i>AT</i>	资产周转率,主营业务收入/总资产
<i>Profit_Margin</i>	营业利润率
<i>Sales_Growth</i>	销售增长率
<i>R&amp;D_Expense</i>	研发费用/主营业务收入



附表2 同行判定方法检验

	分表 A: 金融变量								
	<i>Monthly_ Return</i>	<i>Beta</i>	<i>Book_ Levg</i>	<i>Market_ Levg</i>	<i>Net_ Sales</i>	<i>M/B</i>	<i>Div_ Payment</i>	<i>Market_ Cap</i>	<i>Total_ Asset</i>
相同分析师	0.776	0.117	0.195	0.287	0.005	0.135	0.010	0.180	0.266
证监会 2001 一级	0.299	0.010	-0.001	0.149	0.028	-0.001	0.017	0.232	0.152
证监会 2012 一级	0.214	0.003	-0.000	0.118	0.033	-0.001	0.021	0.244	0.172
中信一级	0.305	0.013	-0.001	0.195	0.032	-0.001	0.008	0.195	0.302
GICS 一级	0.000	0.014	-0.001	0.099	0.011	-0.001	0.007	0.033	0.025
申万一级	0.024	0.008	-0.001	0.127	0.008	-0.001	0.003	0.104	0.078
中证一级	-0.001	0.006	-0.000	0.103	0.012	-0.001	0.005	0.039	0.025
证监会 2001 二级	0.370	0.003	-0.001	0.236	0.799	-0.001	0.014	0.268	0.314
证监会 2012 二级	-0.000	0.004	-0.000	0.217	0.296	-0.001	0.023	0.240	0.310
中信二级	0.277	0.013	-0.001	0.227	0.020	-0.001	0.010	0.172	0.758
GICS 二级	-0.001	0.012	-0.001	0.180	0.034	-0.001	0.012	0.213	0.307
申万二级	0.274	0.002	-0.001	0.227	0.004	-0.001	0.011	0.167	0.301
中证二级	0.404	0.013	-0.001	0.170	0.028	-0.001	0.010	0.183	0.304
中信三级	0.268	0.010	-0.001	0.237	0.017	-0.001	0.014	0.171	0.765
GICS 三级	-0.000	0.017	-0.001	0.221	0.042	-0.001	0.023	0.232	0.307
申万三级	0.252	0.004	-0.001	0.234	0.005	-0.001	0.015	0.163	0.301
中证三级	0.372	0.011	-0.001	0.218	0.032	-0.001	0.015	0.239	0.303
中信四级	0.268	0.010	-0.001	0.237	0.017	-0.001	0.014	0.171	0.765
GICS 四级	-0.000	0.012	-0.001	0.241	0.191	-0.001	0.036	0.231	0.390
申万四级	0.252	0.004	-0.001	0.234	0.005	-0.001	0.015	0.163	0.301
中证四级	0.344	0.016	-0.001	0.247	0.823	-0.001	0.005	0.342	0.393
	分表 B: 财务变量								
	<i>P/B</i>	<i>EV_to_ Sales</i>	<i>P/E</i>	<i>RNOA</i>	<i>ROE</i>	<i>AT</i>	<i>Profit_ Margin</i>	<i>Sales_ Growth</i>	<i>R&amp;D_ Expense</i>
相同分析师	0.058	0.185	-0.001	0.002	0.064	0.776	0.104	0.019	0.223
证监会 2001 一级	0.017	-0.000	0.001	-0.001	0.003	0.299	-0.001	0.008	0.165
证监会 2012 一级	0.002	-0.000	-0.000	-0.001	-0.000	0.214	-0.001	-0.000	0.107
中信一级	0.014	-0.001	-0.001	-0.001	0.000	0.305	-0.001	0.002	0.202
GICS 一级	0.013	-0.000	-0.001	-0.000	-0.001	0.000	-0.001	0.004	0.178

分表B: 财务变量									
	<i>P/B</i>	<i>EV_to_Sales</i>	<i>P/E</i>	<i>RNOA</i>	<i>ROE</i>	<i>AT</i>	<i>Profit_Margin</i>	<i>Sales_Growth</i>	<i>R&amp;D_Expense</i>
申万一级	0.009	-0.001	-0.001	-0.001	0.001	0.024	-0.001	0.003	0.130
中证一级	0.011	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.001	-0.000	0.003	0.178
证监会 2001 二级	0.017	-0.000	-0.001	-0.001	0.002	0.370	-0.001	0.007	0.163
证监会 2012 二级	0.010	-0.000	-0.001	-0.000	0.001	-0.000	-0.001	-0.000	0.198
中信二级	0.012	-0.000	-0.001	-0.001	0.000	0.277	-0.001	0.002	0.215
GICS 二级	0.039	-0.001	-0.000	-0.001	-0.000	-0.001	-0.001	0.005	0.161
申万二级	0.008	-0.001	-0.001	-0.001	-0.000	0.274	-0.001	0.002	0.157
中证二级	0.027	-0.001	-0.001	-0.000	0.001	0.404	-0.001	0.004	0.182
中信三级	0.003	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	0.268	-0.001	0.002	0.142
GICS 三级	0.031	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.000	-0.001	0.005	0.301
申万三级	0.017	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	0.252	-0.001	0.002	0.168
中证三级	0.014	-0.001	-0.001	0.000	-0.001	0.372	-0.001	0.004	0.252
中信四级	0.003	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	0.268	-0.001	0.002	0.142
GICS 四级	0.024	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.000	-0.001	0.004	0.311
申万四级	0.017	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	0.252	-0.001	0.002	0.168
中证四级	0.015	-0.001	-0.000	0.001	-0.001	0.344	-0.001	0.003	0.248