

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20240209.201

A+H交叉上市的环境信息披露效应: 提升机制 与作用路径研究

姚 圣¹, 赵 耀²

(1. 上海大学 管理学院, 上海 200444; 2. 中国矿业大学 经济管理学院, 江苏 徐州 221116)

摘 要: 本文使用我国A+H交叉上市企业2012—2020年的数据作为样本, 研究A+H交叉上市对企业环境信息披露水平的提升机制与作用路径。研究表明, A+H交叉上市能够显著提升企业环境信息披露水平。同时, 在拥有性别多样性程度较高董事会的企业、国有企业以及处在经济发展水平较高地区和竞争程度激烈行业的企业, 交叉上市对环境信息披露水平的提升作用更为显著。进一步研究发现, 交叉上市主要通过优化董事会构成和提高董事会勤勉程度两种路径改善企业治理, 进而提升企业环境信息披露水平。本文研究结论对改善企业治理机制与提升企业环境信息披露水平具有一定的政策指导作用。

关键词: 交叉上市; 环境信息披露; 企业治理; 监管环境

中图分类号: F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2024)08-0053-16

一、引 言

交叉上市是指同一家企业在境内和境外多个资本市场同时发行证券的行为(佟岩等, 2022)。由于交叉上市企业面临境内和境外的双重约束, 交叉上市对企业行为的影响逐渐成为研究焦点。鉴于我国特有的制度背景, 中国香港成为我国企业交叉上市的首选地区。截至2022年底, 在A股和H股交叉上市的企业共计150家, 占我国所有交叉上市企业比例达82.42%, 这表明A+H交叉上市是我国企业交叉上市的主流类型。同时, 在A股与H股交叉上市会对企业信息披露行为产生深远影响。已有研究表明, 与仅在A股上市的企业相比, 发达国家和地区较为严格的监管环境会使A+H交叉上市企业更真实和及时地披露信息(杨丹和高明华, 2014)。在相对成熟的资本市场交叉上市能够促进企业完善治理结构, 显著提升企业信息披露水平, 使企业拥有更高的市场信息透明度(陈学胜, 2016)。企业环境信息在一定程度上影响企业可持续发展能力, 对投资者的决策行为有着重要的影响作用。虽然我国对环境信息越来越重视, 但交叉上市是否同样能够提升企业环境信息披露水平, 在已有研究中尚未得到深入探讨。因此, 本文

收稿日期: 2023-05-25

基金项目: 上海市哲学社会科学规划项目(2022BGL009)

作者简介: 姚 圣(1978—), 男, 上海大学管理学院教授, 博士生导师;

赵 耀(1999—), 女, 中国矿业大学经济管理学院硕士研究生(通讯作者, zhaoyao0901@163.com)。

使用我国A+H交叉上市企业2012—2020年的数据作为研究样本,验证交叉上市是否能够提升企业环境信息披露水平。结果表明,交叉上市对企业环境信息披露水平具有显著的促进作用。同时,在董事会性别多样性程度较高的企业、国有企业以及处在经济发展水平较高地区和竞争程度激烈行业的企业,交叉上市对环境信息披露水平的提升作用更显著。进一步研究发现,该促进作用可以通过提升外国独立董事比例和增加董事会会议次数两种路径产生效果。此外,在区分交叉上市路径后,正向交叉上市(先在A股上市后在H股上市)对环境信息披露水平的提升作用更显著。

对比已有研究,本文的贡献如下。(1)从环境信息披露的视角丰富了对企业交叉上市行为经济后果的研究。现有文献对交叉上市企业的信息披露研究主要关注企业信息不对称(周开和王建军,2011)、股票信息含量(刘晓曦等,2020)、社会责任披露(Garanina和Aray,2021)、ESG表现(Yu和Van Luu,2021)等方面。由于环境信息对企业治理因素更为敏感,且可验证性更加困难,因此,外部治理环境对企业环境信息披露行为的影响作用更加显著。本文探讨了A+H交叉上市的环境信息披露效应,并深入分析了交叉上市对企业环境信息披露行为的作用路径,验证相应的提升机制,对规范我国企业环境信息披露行为具有重要的参照作用。(2)从企业内部治理机制视角考察了交叉上市对企业环境信息披露水平的作用机制。本文探讨了交叉上市企业的内部治理对企业环境信息披露水平的提升路径。具体来说,交叉上市主要通过提高外国独立董事比例和增加董事会会议次数两种方式提升企业环境信息披露水平,这为仅在内地上市的企业提供了经验证据。

二、制度背景与文献回顾

(一)制度背景

1.中国香港环境信息披露制度变革

(1)自愿披露阶段。中国香港是世界上最早接受国际会计准则的地区之一,各项制度规定均与国际趋同。2012年,在国际环境的影响下,香港交易所(以下简称港交所)首次发布《环境、社会及管制报告指引》,并将该指引列入《上市规则》,鼓励企业主动披露与业务相关的环境事宜。自此,港交所开启自愿披露ESG信息之路。2014年,港交所发布了《企业管治守则》和《企业管治报告》的修订版本,对董事会和管理层披露环境信息的职责进行界定。

(2)半强制披露阶段。2015年,港交所发布《环境、社会及管制报告指引(修订版)》,将环境层面的关键绩效指标披露责任从自愿披露模式提升为“不披露就解释”的半强制披露模式。2019年,港交所对《环境、社会及管制报告指引》进行二次修订,不仅对环境信息披露的时效性和量化性提出了要求,也强化了上市企业董事会披露环境信息的责任。同时,港交所也鼓励企业对披露的环境信息寻求独立审计。2020年,港交所专为企业董事发布了《在ESG方面的领导角色和问责性》文件,特别强调重点披露内容,帮助董事会理解相关政策要求,再一次强化董事会对环境信息披露方面的职责。2021年,港交所发布《气候信息披露指引》,建议将气候变化类指标纳入环境类指标中进行披露。预计到2025年,港交所会强制要求相关上市企业依据TCFD(气候相关财务信息报告工作组)标准披露气候变化相关信息。

总结下来,从披露要求来看,港交所自2015年要求半强制披露后从未更改,一直沿用至今,并且港交所半强制披露的要求始终针对全体在港上市企业。从披露内容来看,港交所不仅对指标的量化提出了要求,还加入了多元化的披露指标。同时,港交所也非常重视董事会披露环境信息的职责与义务。

2. 中国内地环境信息披露制度变革

(1) 自愿披露阶段。我国内地关于环境信息披露制度可追溯到2001年国家环保局发布的《关于做好上市公司环保情况核查工作的通知》，首次提出对上市企业进行环保核查。这一政策仅仅要求上市企业说明是否符合环保要求。2003年，国家环保总局又颁布《关于企业环境信息公开的公告》，对企业公开环境信息作出了说明。该阶段并未强制要求企业披露环境信息。

(2) 重污染行业强制性披露阶段。环保局于2007年通过了《环境信息公开办法(试行)》，2008年出台了《上市公司环保核查行业分类管理名录》，以及2010年发布了《上市公司环境信息披露指南(征求意见稿)》，均强制要求重污染行业企业披露污染物排放等环境信息，同时对环境信息披露的内容进行规范性要求，并对自愿公开环境信息的非重污染企业予以奖励。

(3) 重点排污单位强制性披露阶段。自党的十八大将生态文明建设纳入中国特色社会主义事业总体布局以来，我国环境信息披露制度逐步完善。2015年，被称为“史上最严环保法”的新《环境保护法》开始实施，取消上市企业环保核查制度，强制要求重点排污单位公开环境信息，并鼓励其他单位参照执行。2016年，七部委联合出台《关于构建绿色金融体系的指导意见》。2017年，证监会根据该指导意见分别推出《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第2号——年度报告的内容与格式(2017年修订)》和《公开发行证券的公司信息披露内容与格式准则第3号——半年度报告的内容与格式(2017年修订)》，强制要求重点排污上市企业披露环境信息，其他企业遵守“披露或解释”原则。2020年，中共中央办公厅和国务院办公厅发布的《关于构建现代环境治理体系的指导意见》再次明确提出要完善上市企业强制性环境信息披露制度。2021年，生态环境部办公厅印发《环境信息依法披露制度改革方案》，其中对环境信息强制性披露主体、披露内容作出了规定，同时完善了披露形式。

综上所述，从强制性披露主体来看，除了对重点行业企业有强制要求，对其他行业企业仍以自愿披露为主。从披露内容来看，缺乏对指标的量化要求，而且强制披露内容集中于污染物排放。从披露形式来看，由于缺乏统一规定，企业对披露方式具有较大的自由选择权，导致环境信息的横向可比性较差。

(二) 文献回顾

1. 交叉上市的经济后果

(1) 交叉上市与内部治理。在众多关于交叉上市的理论中，约束理论(即投资者保护理论)是最受重视的理论之一。该理论认为，在发达国家或地区交叉上市的企业内部治理不仅要受到本国资本市场的制度约束，也要受到发达资本市场的制度约束(Reese和Weisbach, 2002)。围绕交叉上市的约束理论，已有研究从更换CEO、董事会结构、所有权结构、代理成本等角度证实了交叉上市对企业内部治理水平的改善作用。Lel和Miller(2008)研究发现，与非交叉上市企业相比，在投资者保护程度较高的地区交叉上市的企业更有可能解雇表现较差的CEO。来自投资者保护机制薄弱地区的企业在美国交叉上市后更有可能任命独立董事(Ghosh等, 2021)。Charitou等(2007)发现与非交叉上市企业相比，交叉上市企业注重少数群体权利，内部人控制权比例显著下降。Kim等(2021)认为，由于交叉上市公司拥有大规模的董事会和机构投资者，所以其代理成本更低。这些结果证明了交叉上市的约束效应能够改善企业内部治理水平。

(2) 交叉上市与信息披露。关于交叉上市对信息披露影响的研究主要基于两种观点展开。第一种观点认为，交叉上市企业出于法律的强制性而提升信息披露水平。对于母国投资者保护程度较低的企业，在发达资本市场交叉上市对会计信息质量的提升程度更强(Kamarudin等, 2020)。Sami和Zhou(2008)发现由于交叉上市企业面临更高的信息披露要求、更严格的监管审查和更大的法律责任，所以具有更低的信息不对称风险。而且，发达国家和地区严格的监管环

境和完善的投资者法律保护会减少企业自愿披露行为。这表明外部治理是有效的,在一定程度上能够代替内部治理(Lu和Wang, 2021)。

第二种观点认为,交叉上市企业出于声誉的自愿性而提升信息披露水平。即基于分析师和投资者等声誉的约束也会使交叉上市企业改善信息环境。Lang等(2003)认为在美国交叉上市的企业拥有更多的分析师覆盖面和更高的预测准确性,表明交叉上市能够改善企业信息环境,提升信息披露水平。Herrmann等(2015)将信息分为公开信息与私人信息,认为交叉上市与私人信息精确度的关联程度更强。这是因为交叉上市改善信息环境不仅通过公共信息渠道发生,也能通过私人信息搜索活动实现。Garanina和Aray(2021)利用俄罗斯企业的数据进行研究,发现交叉上市能够带来知名度,会得到潜在投资者的关注,因而交叉上市企业会增加社会责任披露,以期在国际市场建立声誉。

综上所述,交叉上市经济后果的研究大多以约束理论为基础,良好的制度约束对改善企业内部治理有积极作用。同时,从法律约束和声誉约束的角度来看,交叉上市对提升信息披露水平也具有积极作用。但是,对于信息披露的研究集中在财务信息披露和社会责任披露,与环境信息披露相关的研究相对较少,需要进一步深化。

2. 环境信息披露的影响因素

(1)外部影响因素。已有研究从外部监管和外部压力入手,探讨如何提高企业环境信息披露水平。Barbu等(2014)研究发现总部位于环境信息披露法规强约束国家的企业比总部位于法规弱约束国家的企业披露更多的环境信息,环境规制能够产生较大影响。季晓佳等(2019)研究发现随着政府监管力度的加大,媒体报道对企业环境信息披露的影响逐渐削弱,这表明制度约束在企业环境信息披露过程中的作用越来越大。毕茜等(2012)对我国重污染行业上市企业进行实证研究后,认为环境信息披露法律法规的颁布及实施提高了企业环境信息披露水平。刘穷志和张莉莎(2020)通过比较制度约束政策与鼓励激励政策,发现相较于单纯的经济罚款和精神激励,行政处罚和物质补助激励更能激发企业披露环境信息的意愿。潘安娥和郭秋实(2018)研究发现当企业被列入生态环境部重点监控企业名单后,环境信息披露水平及硬信息披露水平明显提高,这表明有效的政府监管能够激励企业披露环境信息(特别定量信息)。社会学理论为提高环境信息披露水平提供了一个新的视角,企业环境信息披露具有行业内同行效应,主要包括学习机制和环境压力机制,这种企业间的相互模仿对环境信息披露水平具有重要影响(Hu等, 2022)。

(2)内部影响因素。影响企业环境信息披露水平的内部因素主要包括:企业特征、投资者类别、环境意识、经营战略和环境管理实践。Chen等(2022)对环境信息披露的影响因素构建了全面综合的框架,发现企业规模、债务水平和所有权结构都是显著的影响因素。张浩和陶伦琛(2022)认为境外投资者具有监督的作用,对企业环境信息披露水平具有明显的提升作用。Li等(2022)发现机构投资者能够与企业高层接触,并且持续关注环境信息披露的长期利益,这一正面影响在内控水平更高的企业中更为显著。企业的环境意识对环境信息披露同样具有重要作用(Wang等, 2022)。这可以通过企业的经营战略反映。企业的经营战略对环境信息披露也具有重大的影响,且融资约束在其中能够发挥中介作用(Li等, 2022)。Agyemang等(2021)研究发现企业的环境绩效对环境信息披露同样具有积极作用。

综上所述,关于环境信息披露影响因素的研究主要分为外部和内部因素,企业所处监管环境、外部压力以及内部治理机制均能够对环境信息披露水平产生影响。交叉上市能够改变企业外部环境与改善企业内部治理,但其对企业环境信息披露水平的作用却鲜有研究。

三、理论分析与研究假设

由于企业在A股与H股交叉上市后,面临更加严格的监管体系、更高水平的投资者保护程度与更加规范的信息披露需求,因此,信息需求假说与投资者保护假说能够有效解释交叉上市对企业环境信息披露行为的影响机制。

基于信息需求假说,信息不对称的存在使外部融资成本高于内部融资成本,企业会面临融资约束的困境。当投资者处于信息劣势时,披露信息能够增强企业信息透明度,增强投资者信心,缓解资本市场“劣币驱逐良币”的问题,改变融资约束的现状(谢红军和吕雪,2022)。因此,交叉上市企业同样会通过增加环境信息披露的方式缓解信息不对称问题,进而改善融资约束。同时,交叉上市企业更易受到媒体与分析家的关注(Lang等,2003)。媒体与分析家对非财务信息具有更高的收集与分析能力,更加关注与企业潜在价值、可持续发展能力密切相关的信息(Oh等,2011;王婉菁等,2021)。这种压力会增强交叉上市企业披露非财务信息的意愿。由于相较于其他非财务信息,环境信息难以收集、整合与验证,交叉上市企业会积极披露环境信息以消除投资者对环境风险的担忧,树立良好的环保形象,展现良好的发展潜力。因此,交叉上市企业为了向外界传递发展良好的信号,缓解融资约束,吸引投资者投资,以及应对媒体和分析家关注压力,会积极披露环境信息,提高环境信息披露水平。

基于投资者保护假说,发达资本市场的法律监管更完善,标准化、制度化的信息披露降低了投资者获取信息的成本,增加了攫取控制权私利的成本,更好地保护了投资者的利益(Reese和Weisbach,2002)。一方面,香港资本市场注重保护投资者利益,对环境信息披露的要求更加严格。2010年紫金矿业发生环保事故的例子恰好可以证明这一点。内地资本市场对处罚公告未作出反应,而香港资本市场对处罚公告作出短暂反应(万寿义和刘正阳,2012)。这是因为与内地投资者相比,香港资本市场完善的制度要求能够引导投资者增强环境意识,关注公开的环境信息,维护自身合法权益,从而导致投资者对环境信息披露的要求也相应提高。另一方面,由于语言和文化差异,境外投资者与内地企业具有沟通壁垒,他们更希望企业公开披露更多信息。企业主动披露环境信息能够满足投资者对环境信息的需求,帮助投资者及时识别环境风险,加深对企业的了解(张梓靖等,2023)。因此,企业交叉上市后,会积极披露环境信息,提高环境信息披露水平。

据此提出以下假设:

假说1:在其他条件不变的情况下,A+H交叉上市能够显著提高企业环境信息披露水平。

四、研究设计

(一)样本选择与数据来源

自1993年8月27日,青岛啤酒成为内地第一家同时在A股和H股交叉上市的企业,截至2020年12月31日,剔除金融保险类、当年被标记ST、*ST或PT以及变量缺失的企业后,我国在A股和H股交叉上市的企业共有96家。为充分体现交叉上市对提升环境信息披露水平的效果,参考陈学胜(2016)的研究,选取了仅在A股市场上市的非交叉上市企业作为对照样本进行配对研究。具体配对原则为:(1)企业所处行业相同;(2)企业当年的资产规模相近。本文研究区间是2012—2020年,最终得到1318个观测样本。为了缓解极端值对结果的影响,本文还对主要连续变量在1%和99%分位上进行缩尾处理。数据处理软件是Stata16。

本文的环境信息披露数据来源于上市企业年度报告、社会责任报告、ESG报告或者可持续发展报告,其余财务数据来自CSMAR数据库和锐思数据库。

(二)模型设置与变量说明

为了验证研究假设,本文采用模型(1)考察A+H交叉上市对企业环境信息披露水平的影响。

$$EID = \alpha_0 + \alpha_1 Cross + \sum Controls + \varepsilon \quad (1)$$

被解释变量EID为环境信息披露水平,该变量采用内容评分法进行度量。参考Wiseman(1982)的研究,将环境信息分为十项指标(具体如表1所示),按照表1的评分标准将十项指标的得分进行加总得到EID值,分数越高代表环境信息披露水平越高。参考Clarkson等(2008)的研究,本课题将环境信息分为软信息与硬信息两类,并且按照评分标准进行打分。软信息披露代表该信息无实质性内容,易被模仿,硬信息披露客观反映了环境绩效,不易被模仿和操纵。^①

表1 环境信息披露项目

类别	内容	评分标准
软信息	(1)ISO环境体系认证相关信息	将评分标准分为4个等级: (1)货币性信息赋值3分 (2)非货币性信息,但描述具体,赋值2分 (3)象征性提及的非货币性信息赋值1分 (4)未披露环境信息赋值0分
	(2)生态环境改善措施	
	(3)企业环境保护的理念和目标	
	(4)企业环保投资和环境技术开发	
硬信息	(5)与环保相关的政府拨款、财政补贴与税收减免	
	(6)企业污染物的排放及排放减轻情况	
	(7)政府环保政策对企业的影响	
	(8)有关环境保护的贷款	
	(9)与环保相关的法律诉讼、赔偿、罚款与奖励	
	(10)其他与环境有关的收入与支出项目	

解释变量Cross为交叉上市虚拟变量,若企业当年及以后实现了A+H交叉上市,取值为1,反之,则取值为0。

此外,借鉴已有研究成果(Foucault和Gehrig,2008;王霞等,2013;余威和宁博,2018),本文还控制了其他影响因素。具体为:企业规模(Size)、股本收益率(Roe)、杠杆率(Lev)、速动比率(QR)、成长性(Growth)、总资产周转率(TAT)、管理层持股率(MH)、股权集中度(Herfindahl3)、企业年龄(Age)、董事会规模(Bsize)、市盈率(PE)、换手率(TR)、两权分离率(Sep)、股权性质(State)、是否“四大”审计(Big4)、两职合一(Dual)、经济发展水平(GPRRC)、市场化水平(Market)以及行业、年份和省份的固定效应。具体变量定义如表2所示。

五、实证分析

(一)描述性统计

表3列示了主要变量的描述性统计结果。从表3可以看出,EID和EID_Hard的平均值分别为6.209、4.785,表明企业环境信息披露水平较低,符合我国企业环境信息披露的基本现状。EID最大值为18,最小值为0,标准差为4.785,EID_Hard最大值为15,最小值为0,标准差为3.984,表明各企业之间的环境信息披露水平有较大差异。

(二)基准回归

表4列示了A+H交叉上市与企业环境信息披露水平的回归分析结果。其中第(1)列是仅控制控制变量的回归分析结果;第(2)列是同时控制行业固定效应和控制变量的回归分析结果;

^①有关环境信息披露的数据收集过程采取打分制。首先在企业披露的报告中检索与环境有关的信息,判断其属于表1中的哪一项内容。其次根据披露的详略程度按照表1的评分标准赋值,最后将(1)至(10)项目的得分加总得出EID值。并根据硬信息(4)至(10)项目得分加总得出EID_Hard值。

表2 变量定义表

类型	变量符号	变量名称	计算方法/变量描述
被解释变量	<i>EID</i>	环境信息披露	环境信息披露指标得分之和,根据表1项目赋值汇总计算
	<i>EID_Hard</i>	环境信息硬披露	环境信息披露硬指标得分之和,根据表1硬信息项目赋值汇总计算
解释变量	<i>ESG E</i>	ESG环境信息数量	彭博咨询公司提供上市企业ESG评分中的环境分项得分
	<i>Cross</i>	交叉上市	若企业实现A+H上市,则取1,反之,则取0
	<i>AH</i>	正向交叉上市路径	若企业先在A股上市后在H股上市,则取1,若为其他企业,则取0
	<i>HA</i>	逆向交叉上市路径	若企业先在H股上市后在A股上市,则取1,若为其他企业,则取0
控制变量	<i>Size</i>	企业规模	企业资产的自然对数
	<i>Roe</i>	股本收益率	净利润/股东权益平均余额
	<i>Lev</i>	杠杆率	负债总额/资产总额
	<i>QR</i>	速动比率	(流动资产-存货)/流动负债
	<i>Growth</i>	成长性	(营业收入本年本期金额-营业收入上年同期金额)/(营业收入上年同期金额)
	<i>TAT</i>	总资产周转率	营业收入/平均资产总额
	<i>MH</i>	管理层持股率	董监高持股数量占总股数量之比
	<i>Herfindahl3</i>	股权集中度	企业前3位大股东持股比例的平方和
	<i>Age</i>	企业年龄	所在年度与企业成立日期的差值
	<i>Bsize</i>	董事会规模	董事会人数的自然对数
	<i>PE</i>	市盈率	每股市价/每股收益
	<i>TR</i>	换手率	年内日均换手率
	<i>Sep</i>	两权分离率	实际控制人拥有上市企业控制权与所有权之差
	<i>State</i>	股权性质	若企业为国企,则取1,反之,则取0
	<i>Big4</i>	四大审计	若企业当年由“四大”会计师事务所审计,则取1,反之,则为0
	<i>Dual</i>	两职合一	若董事长与总经理为同一人,则为1,反之,则为0
	<i>GPRRC</i>	经济发展水平	企业所在省份的人均GDP的自然对数
	<i>Market</i>	市场化水平	根据樊纲等中国市场化指数的年度报告获得
	<i>Industry</i>	行业	2012版证监会行业分类代码(虚拟变量)
	<i>Year</i>	年份	虚拟变量
	<i>Province</i>	省份	虚拟变量
	<i>FDR</i>	女性董事比例	按照女性董事人数占董事会人数比例分组,若女性董事人数高于中位数,则取1,反之,则取0
	<i>HHI</i>	市场竞争程度	按照赫芬达尔指数分组,若市场竞争程度低于中位数,则取1,反之,则为0
<i>FID</i>	外国独立董事	有海外经历(包括海外留学和海外工作)的独立董事人数占董事会人数的比例	
<i>BM</i>	董事会会议	年内董事会开会次数	
<i>SA</i>	融资约束	根据Hadlock和Pierce(2010)提出的SA指数法测量了企业的融资约束, $SA = -0.737Size + 0.043Size^2 - 0.04Age$	
<i>Netasset</i>	净资产	企业净资产的自然对数(样本中未出现净资产为负的企业)	
<i>Netprofit</i>	净利润	企业净利润的自然对数(样本中未出现净利润为负的企业)	

第(3)列是同时控制年份固定效应和控制变量的回归分析结果;第(4)列是同时控制省份固定效应和控制变量的回归分析结果;第(5)列是同时控制行业、年份和省份固定效应以及控制变量的回归分析结果。很显然,第(5)列控制的更因素更全面,回归分析结果更准确。从表4中可以看出,*Cross*的系数均为正,分别在5%、10%、5%、1%、5%的水平上显著。因此,可以得出A+H交叉上市促进企业提高环境信息披露水平的结论。

表3 主要变量的描述性统计结果

变量	观测值	平均数	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值
<i>EID</i>	1318	6.209	4.785	0.000	2.000	6.000	9.000	18.000
<i>EID_Hard</i>	1318	4.785	3.984	0.000	1.000	4.000	8.000	15.000
<i>ESG_E</i>	886	17.581	16.702	0.000	1.933	13.501	31.169	62.217
<i>Size</i>	1318	24.550	1.493	21.050	23.580	24.550	25.520	28.190
<i>Roe</i>	1318	0.076	0.100	-0.404	0.036	0.083	0.124	0.298
<i>Lev</i>	1318	0.561	0.175	0.123	0.435	0.583	0.693	0.891
<i>QR</i>	1318	0.981	0.716	0.163	0.558	0.821	1.172	4.723
<i>Growth</i>	1318	0.130	0.357	-0.397	-0.022	0.075	0.189	2.446
<i>TAT</i>	1318	0.613	0.416	0.102	0.322	0.526	0.789	2.310
<i>MH</i>	1318	0.020	0.075	0.000	0.000	0.000	0.001	0.425
<i>Herfindahl3</i>	1318	0.238	0.138	0.018	0.129	0.224	0.323	0.599
<i>Age</i>	1318	18.860	5.856	5.170	14.750	19.330	23.080	32.080
<i>Bsize</i>	1318	2.406	0.264	1.792	2.197	2.398	2.565	3.045
<i>PE</i>	1318	28.850	67.920	184.30	10.270	17.810	34.810	398.60
<i>TR</i>	1318	1.034	0.890	0.063	0.402	0.766	1.369	4.338
<i>Sep</i>	1318	0.050	0.079	0.000	0.000	0.000	0.092	0.279
<i>State</i>	1318	0.772	0.420	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
<i>Big4</i>	1318	0.418	0.493	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>Dual</i>	1318	0.138	0.345	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>GPRRC</i>	1318	11.210	0.478	10.310	10.840	11.200	11.580	12.010
<i>Market</i>	1318	8.568	1.806	3.450	7.260	8.960	9.930	11.310
<i>FID</i>	1318	0.080	0.088	0.000	0.000	0.071	0.125	0.333
<i>BM</i>	1318	11.120	5.497	4.000	7.000	10.000	13.000	34.000
<i>SA</i>	1318	7.161	2.104	2.800	5.748	6.994	8.396	12.650

(三)异质性分析

已有研究表明董事会性别多样性(Post等,2011)、股权性质(卢馨和李建明,2010)、地区经济发展水平(Luo等,2013)和市场竞争程度(伊志宏等,2010)均能显著影响环境信息披露水平。本部分将从这四个方面分组进行异质性分析,并且采用自抽样法(bootstrap)抽样2000次来检验组间系数的差异性。

1.企业特征异质性分析

(1)董事会性别多样性。相比男性领导者的冒险与激进,女性领导者则更保守,缺乏冒险精神(程惠霞和赵敏,2014)。因此,女性董事的谨慎性在董事会决策中一定程度上能够抑制男性董事的冒险行为。交叉上市后,面对陌生且严格的环境信息披露制度,企业的环境风险增加(Shoham等,2020)。由于女性董事对风险的感知更灵敏,在面对交叉上市带来的环境风险时,董事会中女性董事比重较大的交叉上市企业能够及时调整信息披露策略,提高环境信息披露的水平,尽力规避风险。本文采用女性董事人数与董事会总人数的比例衡量董事会性别多样性程度,按照中位数进行分组,探讨在不同董事会性别多样性程度的分组中,A+H交叉上市对企业环境信息披露水平的影响。分组回归结果如表5所示。从Panel A的回归结果可以看出,董事会性别多样性程度高的一组Cross系数显著为正,董事会性别多样性程度低的一组Cross系数为负且不显著,并且两组的Cross系数在5%的水平上有显著差异,表明相较于董事会性别多样性程度较低的企业,交叉上市的环境信息披露效应在董事会性别多样性程度较高的企业中更为显著。

(2)股权性质。国有企业肩负着承担社会责任、执行国家战略的重担,所以更有意愿响应国家环保政策,披露更多的环境信息。交叉上市后,国有企业的经理人更有可能得到媒体的报道

表4 交叉上市与环境信息披露回归分析结果

Dep.EID	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Cross</i>	0.725** (2.47)	0.430* (1.68)	0.624** (2.37)	0.878*** (3.14)	0.624** (2.56)
<i>Size</i>	0.693*** (5.34)	0.482*** (3.75)	0.467*** (3.83)	0.274** (2.25)	0.132 (1.03)
<i>Roe</i>	-4.992*** (-3.45)	-1.656 (-1.20)	-3.585*** (-2.75)	-3.678*** (-2.78)	-1.160 (-0.92)
<i>Lev</i>	-4.021*** (-3.88)	-1.669 (-1.54)	-2.749*** (-2.91)	-1.853* (-1.92)	-0.304 (-0.30)
<i>Q</i>	R-0.894*** (-3.81)	-0.585*** (-2.63)	-0.995*** (-4.70)	-0.910*** (-4.25)	-0.373* (-1.82)
<i>Growth</i>	0.435 (1.19)	0.579* (1.84)	0.00800 (0.02)	0.0460 (0.14)	0.200 (0.71)
<i>TAT</i>	0.398 (1.25)	-0.670* (-1.76)	0.598** (2.08)	0.559* (1.85)	0.0220 (0.06)
<i>MH</i>	0.784 (0.38)	0.724 (0.40)	-0.621 (-0.34)	-2.128 (-1.14)	-1.172 (-0.71)
<i>Herfindahl3</i>	-1.058 (-0.94)	-2.701** (-2.44)	0.794 (0.77)	-0.269 (-0.26)	-1.232 (-1.21)
<i>Age</i>	0.104*** (4.25)	0.129*** (5.52)	-0.0370 (-1.56)	-0.0120 (-0.49)	0.0100 (0.41)
<i>Bsize</i>	-0.670 (-1.35)	-0.141 (-0.31)	0.534 (1.17)	0.391 (0.85)	0.657 (1.56)
<i>PE</i>	0.003* (1.78)	0.00200 (0.97)	0.005*** (3.14)	0.005*** (2.98)	0.004** (2.49)
<i>TR</i>	0.287* (1.73)	-0.0460 (-0.31)	0.584*** (3.25)	0.207 (1.37)	0.308* (1.86)
<i>Sep</i>	5.974*** (3.40)	2.474 (1.56)	5.494*** (3.48)	3.621** (2.18)	1.136 (0.76)
<i>State</i>	-0.273 (-0.70)	-0.265 (-0.71)	0.105 (0.30)	-0.115 (-0.32)	0.174 (0.51)
<i>Big4</i>	-1.330*** (-4.18)	-0.849*** (-2.84)	-0.913*** (-3.18)	-0.876*** (-2.97)	-0.264 (-0.95)
<i>Dual</i>	0.693* (1.76)	-0.0550 (-0.15)	0.734** (2.07)	0.894** (2.46)	0.235 (0.72)
<i>GPRRC</i>	1.077** (2.12)	1.115** (2.37)	-1.096** (-2.31)	9.527*** (7.46)	-3.264 (-1.16)
<i>Market</i>	-0.598*** (-4.56)	-0.248** (-1.98)	-0.450*** (-3.80)	-0.0940 (-0.26)	-0.0640 (-0.19)
<i>Constant</i>	-15.042*** (-2.92)	-20.643*** (-3.53)	9.132* (1.80)	-99.862*** (-8.60)	30.98 (0.98)
<i>Industry fixed effect</i>	No	Yes	No	No	Yes
<i>Year fixed effect</i>	No	No	Yes	No	Yes
<i>Province fixed effect</i>	No	No	No	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1318	1318	1318	1318	1318
<i>Adjusted R-squared</i>	0.085	0.347	0.262	0.287	0.500

注:括号中为t值,*、**和***分别代表10%、5%和1%的水平上显著,下表同。

或晋升到高级职位(Hung等,2012)。因此,交叉上市的国有企业经理人严格遵守相关环境信息披露的要求,树立绿色的企业形象,避免负面社会新闻,从而为自己谋取利益。因此,相比于非国有企业,交叉上市的环境信息披露效应在国有企业中更明显。本文按照股权性质将样本分为

国有企业和非国有企业,探讨不同的股权性质如何影响A+H交叉上市对企业环境信息披露水平的作用,其分组结果如表5所示。从Panel B中看出,国有企业Cross系数显著为正,非国有企业Cross系数为负且不显著,并且两组的Cross系数在10%的水平上有显著差异,表明相较于非国有企业,交叉上市的环境信息披露效应在国有企业更显著。

表5 交叉上市与环境信息披露分组回归分析结果

Panel A: Female Director		
Dep.EID	Female Director=1	Female Director=0
Cross	0.830** (2.15)	-0.037 (-0.09)
Controls	YES	YES
Industry fixed effect	YES	YES
Year fixed effect	YES	YES
Province fixed effect	YES	YES
Observations	631	687
Adjusted R-squared	0.514	0.521
p-value		0.046
Panel B: State		
Dep.EID	State=1	State=0
Cross	0.567* (1.88)	-0.453 (-0.60)
Controls	YES	YES
Industry fixed effect	YES	YES
Year fixed effect	YES	YES
Province fixed effect	YES	YES
Observations	1017	301
Adjusted R-squared	0.542	0.445
p-value		0.056
Panel C: GDP		
Dep.EID	GDP=1	GDP=0
Cross	0.836** (2.55)	-0.242 (-0.53)
Controls	YES	YES
Industry fixed effect	YES	YES
Year fixed effect	YES	YES
Province fixed effect	YES	YES
Observations	643	675
Adjusted R-squared	0.472	0.553
p-value		0.015
Panel D: HHI		
Dep.EID	HHI=1	HHI=0
Cross	1.026*** (2.96)	0.159 (0.42)
Controls	YES	YES
Industry fixed effect	YES	YES
Year fixed effect	YES	YES
Province fixed effect	YES	YES
Observations	660	658
Adjusted R-squared	0.535	0.507
p-value		0.051

2.地域特征异质性分析

(1)经济发展水平。环境库兹涅茨曲线表明,环境污染程度随着经济的发展而加剧,但当经

济发展到一定水平后,环境污染程度得到改善。这是因为,在经济发展的过程中,社会公众产生了对环境质量的需求,第三产业比例加大、清洁资源和环保技术得到应用(符淼和黄灼明,2008)。因此,在经济发展水平高的地区,政策法规完善,地方政府的环境治理水平较高,公众环保意识强,企业的环境信息备受关注。处在经济发展高水平地区的内地企业更关注发达资本市场的动向,学习提升环境信息披露水平的经验。交叉上市后,这些企业能够更迅速地适应严格的环境信息披露制度,对外部环境的变化迅速做出战略调整,环境信息披露水平提升迅速。本文采用企业所处省份人均生产总值衡量经济发展水平,按照中位数进行分组,探讨不同经济发展水平下,A+H交叉上市对企业环境信息披露水平的影响,其分组结果如表5所示。从Panel C中看出,高经济发展水平组的Cross系数显著为正,低经济发展水平组的Cross系数为负且不显著,并且两组的Cross系数在5%的水平上有显著差异,表明与处在经济发展低水平地区的企业相比,交叉上市的环境信息披露效应在处于经济发展高水平地区的企业中更显著。

(2)市场竞争程度。在竞争激烈的行业中,企业更倾向于改善环境表现,披露更多环境信息,以获得绿色竞争优势(Fernández-Kranz和Santaló,2010)。交叉上市后,由于发达资本市场的资源配置效率更高,为了缓解外部监管压力与获取绿色金融资源,位于竞争激烈行业的企业通过提升环境信息披露水平来获取竞争力的意愿更强。与处在竞争程度相对较弱行业的企业相比,交叉上市的环境信息披露效应在处于竞争程度激烈行业的企业中更明显。本文采用赫芬达尔指数衡量市场竞争程度,按照中位数分成两组,竞争程度较强一组为1,较弱一组为0,具体分析A+H交叉上市对企业环境信息披露水平的影响。分组回归结果如表5所示。从Panel D中看出,竞争程度较强的一组Cross系数显著为正,竞争程度较弱的一组Cross系数虽为正但不显著,并且两组的Cross系数在10%的水平上有显著差异,表明与处在竞争程度相对较弱行业的企业相比,交叉上市的环境信息披露效应在处于竞争程度激烈行业的企业中更显著。

(四)稳健性检验

1.考虑强制性环境信息披露样本的影响

2008年环保部颁布实施的《上市公司环保核查行业分类管理名录》与2010年颁布的《上市公司环境信息披露指南》,规定了重污染行业企业为强制性环境信息披露。因此,出于稳健性考虑,本文剔除强制性环境信息披露样本,按照模型(1)重新回归,稳健性回归结果如表6所示。从表6的结果可以看出,Cross的系数均为正,分别在1%、5%、1%、5%、5%的水平上显著。因此,我国强制性环境信息披露政策对本文结论没有本质影响。

表6 交叉上市与环境信息披露的稳健性检验:考虑强制性环境信息披露样本的影响

Dep.EID	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Cross	0.820*** (2.77)	0.573** (2.05)	0.692*** (2.67)	0.635** (2.24)	0.597** (2.28)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry fixed effect	No	Yes	No	No	Yes
Year fixed effect	No	No	Yes	No	Yes
Province fixed effect	No	No	No	Yes	Yes
Observations	910	910	910	910	910
Adjusted R-squared	0.065	0.207	0.289	0.275	0.417

2.替换被解释变量

本文使用环境信息硬披露得分、彭博ESG评分中的环境分项得分,替代环境信息披露(EID)变量,进行回归分析。表7列示了替换环境信息披露的回归结果。根据第(1)列和第(2)列的结果,Cross系数分别在5%和1%的水平上显著为正,与基准回归结果保持一致,表明本文研

究结果较为稳健。

3.倾向得分匹配

仅按照时间、行业和企业规模匹配样本可能存在选择性偏差,因此,本文选取倾向得分匹配方法进行稳健性检验。1999年,证监会颁布《关于企业申请境外上市有关问题的通知》,规定申请境外上市的企业需同时满足以下三个条件:净资产不少于4亿元人民币;上年度税后利润不少于6000万元人民币;按合理预期市盈率计算,筹资额度不少于5000万美元。因此,根据上述规定,选择企业净资产(*Netasset*)、净利润(*Netprofit*)和市盈率(*PE*)作为协变量。由于企业的控制权对交叉上市决策有影响(Doidge等,2009),所以本文同时选择股权集中度(*Herfindahl3*)作为协变量,并且控制了行业固定效应。两组协变量通过了平衡性检验,不存在显著性差异。表8列示了使用倾向得分匹配后的样本按照模型(1)进行回归的结果。可以看出,*Cross*系数为正且显著,与基准回归结果保持一致。

4.样本选择偏差测试

由于是否交叉上市可能存在样本选择偏差,所以本文采用Heckman两阶段模型控制样本选择偏差问题。在第一阶段回归中,确定影响交叉上市的工具变量,建立Probit模型,计算出逆米尔斯比率(*Inverse Mills Ratio*),并将其作为一个控制变量加入第二阶段的模型中回归。已有研究证明交叉上市能够缓解融资约束(潘越和戴亦一,2008),因此,参考Fernandes和Ferreira(2008)的研究,本文选取融资约束(*SA*)为

工具变量,其余控制变量与基准回归保持一致。表9列示了Heckman两阶段模型的回归结果。第(1)列报告了第一阶段的回归结果,其中*SA*的系数在5%的水平上显著为正,表明面临的“融资约束”问题越严重,企业就更有可能选择交叉上市。第(2)列报告了第二阶段的回归结果,逆米尔斯比率(*IMR*)显著为正,说明原有模型存在一定的自选择问题。但是*Cross*系数仍然显著为正,表明自选择问题并未影响本文的结果。

六、进一步分析

(一)机制检验

中国香港环境信息披露制度对董事会工作提出了更高的要求。与非交叉上市企业相比,交

表7 交叉上市与环境信息披露的稳健性检验:替换环境信息披露指标

Dep.	(1) <i>EID</i>	(2) <i>ESG_E</i>
<i>Cross</i>	0.405** (1.98)	11.337*** (11.49)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Industry fixed effect</i>	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes
<i>Province fixed effect</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1318	886
<i>Adjusted R-squared</i>	0.494	0.586

表8 交叉上市与环境信息披露的稳健性检验:倾向得分匹配

Dep.	<i>EID</i>
<i>Cross</i>	0.636* (1.92)
<i>Controls</i>	Yes
<i>Industry fixed effect</i>	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes
<i>Province fixed effect</i>	Yes
<i>Observations</i>	1384
<i>Adjusted R-squared</i>	0.455

表9 交叉上市与环境信息披露的稳健性检验:Heckman模型

Dep.	第一阶段 <i>Cross</i>	第二阶段 <i>EID</i>
<i>SA</i>	0.923** (2.05)	
<i>Cross</i>		0.694*** (2.85)
<i>IMR</i>		2.462*** (3.29)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Industry fixed effect</i>	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes
<i>Province fixed effect</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1214	1214
<i>Adjusted R-squared</i>		0.498

又上市企业更注重董事会的环境责任,董事会的表现直接决定了企业环境信息披露水平。本文采用外国独立董事比例和董事会会议次数来衡量董事会的构成与勤勉程度。在机制研究方法上,本文借鉴江艇(2022)的最新研究,将研究关注点集中在机制检验的前半部分,即仅考察交叉上市能否改善董事会结构和提高董事会工作勤勉程度。至于机制检验的后半部分,即这些积极影响会进一步提升企业环境信息披露水平的逻辑是清晰的。因此,本文构建模型(2)验证交叉上市提升环境信息披露水平的机制作用。

$$FID/BM = \beta_0 + \beta_1 Cross + \sum Controls + \varepsilon \quad (2)$$

1. 外国独立董事比例的机制分析

高阶理论认为管理者的知识结构、价值观和心理偏好等因素在企业经营中起到重要作用(Hambrick和Mason, 1984)。交叉上市能够使企业进入更大的外国董事劳动力市场,不仅可以增加董事会中外独立董事的数量,也能招募到具有更好治理质量的外国独立董事。董事在海外拥有的学习经历或者工作经验会提高他们的认知能力,从而影响企业的经营决策和战略抉择。而且具有海外背景的董事对海外企业的运作更为熟悉,拥有更为先进的管理理念(Oh等, 2021)。同时,他们也会将发达市场对环境信息披露的高要求带到交叉上市的企业,从而有助于提升环境信息披露水平。基于此,本文对外国独立董事比例的机制作用进行检验。具体机制回归结果如表10所示。从表10的第(1)列回归结果可以看出,交叉上市与外国独立董事比例在1%的水平上显著正相关,表明交叉上市会显著提高外国独立董事的比例。该结果证明外国独立董事比例的机制作用是存在的。交叉上市提高企业环境信息披露水平至少有一部分是通过优化董事会构成来实现的。

表 10 交叉上市与环境信息披露的机制分析

Dep.	(1) <i>FID</i>	(2) <i>BM</i>
<i>Cross</i>	0.061*** (11.77)	2.168*** (6.72)
<i>Controls</i>	Yes	Yes
<i>Industry fixed effect</i>	Yes	Yes
<i>Year fixed effect</i>	Yes	Yes
<i>Province fixed effect</i>	Yes	Yes
<i>Observations</i>	1318	1318
<i>Adjusted R-squared</i>	0.327	0.337

2. 董事会会议次数的机制分析

作为企业的核心治理机构,董事会的工作勤勉程度直接关系到企业的治理水平(王怀明和宿金香, 2007)。董事会通过董事会会议收集信息、实施决策与监督管理层。董事会会议次数能够反映环境信息的交换频率,展现董事会履行职责的强度(谢永珍等, 2015)。相较于非交叉上市企业,交叉上市企业拥有更多的独立董事(Charitou等, 2007)。独立董事参与企业事务、提供咨询和建议必须通过董事会会议。董事会会议次数的增加,能够使董事更好地履行职责(谢永珍等, 2015)。因此,交叉上市企业为改善治理效果,会增加董事会会议次数,促进董事之间相互协作,提高董事会成员履职强度。基于此,本文对董事会会议次数的机制作用进行检验,具体回归结果如表10所示。从表10的第(2)列可以看出,交叉上市与董事会会议次数在1%的水平上显著正相关,表明交叉上市会显著提高董事会会议次数。该结果证明董事会会议次数的机制作用是存在的。交叉上市提高企业环境信息披露水平至少有一部分是通过提高董事会工作效率来实现的。

(二) 基于交叉上市路径的分析

我国企业交叉上市的路径分为正向和逆向两种。第一种是正向交叉上市的路径,即企业先在内地资本市场上市,之后再更为成熟的香港资本市场上市。香港资本市场严格的法律制度要求内地企业在香港交叉上市后遵守相关的法律法规与环境信息披露制度,保护投资者利益。

但是,部分企业有计划地、主动到香港交叉上市,表明其有意识地披露更高水平的环境信息,承担环境责任、披露环境信息的内在动力较强。第二种是逆向交叉上市的路径,即企业先在香港资本市场上市,之后再回归内地上市,这与约束假说的研究对象刚好相反。内地早期到香港上市的企业多为政府选派,其披露环境信息的压力大多来自外部监管,缺乏内在动力。内地资本市场的环境信息披露制度较为宽松。因此,逆向交叉上市企业回归内地后,继续提升环境信息披露水平的外在压力不足。相比之下,内在动力对提升环境信息披露水平的作用更显著。基于以上分析,与逆向交叉上市相比,正向交叉上市对企业环境信息披露水平的提升程度更显著。

因此,为探讨两种交叉上市路径对企业环境信息披露水平是否有差异,参考Chen等(2020)的研究,本文设置模型(3)对研究样本进行回归。在模型(3)中,若企业为正向交叉上市企业,则AH取1,其他均取0。若企业为逆向交叉上市企业,则HA取1,其他均取0。

$$EID = \theta_0 + \theta_1 AH + \theta_2 HA + \sum Controls + \varepsilon \quad (3)$$

表11列示了不同交叉上市路径对环境信息披露影响的回归结果。AH系数正向且在10%的水平上显著,HA系数为正但不显著,这表明正向交叉上市路径在提升企业环境信息披露水平的过程中占据主导作用,提升程度更加显著。

表 11 不同交叉上市路径与环境信息披露
回归分析结果

Dep.	EID
AH	0.826* (1.67)
HA	0.552 (1.57)
Controls	Yes
Industry fixed effect	Yes
Year fixed effect	Yes
Province fixed effect	Yes
Observations	1318
Adjusted R-squared	0.499

七、研究结论

近年来,环境信息披露作为治理环境的重要手段,在全球多个国家和地区得到了广泛应用(Zhang等,2010)。高水平的环境信息披露能够降低股价崩盘风险(Ge等,2023),保护投资者利益,展现企业的环保形象、长期发展前景和发展潜力。但是,A股市场中企业环境信息披露水平较低,反映了内地企业对环境信息披露的忽视。因此,提升企业环境信息披露水平是一项重要任务。交叉上市能够改变企业所处监管环境,改善企业内部治理,对提升企业环境信息披露水平具有重要作用。在此背景下,本文对在内地与香港交叉上市企业的环境信息披露水平进行研究,选取其2012—2020年的数据,并根据时间、行业和企业规模匹配了仅在A股上市的企业,探讨A+H交叉上市是否对企业环境信息披露水平具有促进作用。研究表明,A+H交叉上市能够显著提高企业环境信息披露水平。同时,异质性分析结果表明,在拥有性别多样性程度较高董事会的企业、国有企业以及处在经济发展水平较高地区和竞争程度激烈行业的企业,交叉上市对环境信息披露水平的提升作用更为显著。进一步研究发现,交叉上市企业通过优化董事会构成和提高董事会勤勉程度两种路径改善企业治理,进而提高环境信息披露水平。同时,区分交叉上市路径后,正向交叉上市对环境信息披露水平的提升作用更显著。

基于以上结论,本文提出以下建议。首先,A+H交叉上市对于提高企业环境信息披露水平的作用显著,这表明资本市场严格的监管起到非常重要的作用。因此,我国相关部门应当借鉴发达市场的成熟做法,强化环境信息披露的监管与规范企业环境信息披露行为。其次,监管部门应当更加关注董事会性别多样性较低的企业、非国有企业以及处在经济不发达地区和竞争不激烈行业的企业,加强对这些企业的环境信息监管,规范这些企业的环境信息披露行为。最后,非交叉上市企业应该借鉴A+H交叉上市企业改善董事会治理的经验,尝试聘用具有海外背景的独立董事,并着力提高董事会工作效率,彻底改善A股市场环境信息披露水平较低的状况。

主要参考文献

- [1]毕茜,彭珏,左永彦. 环境信息披露制度、公司治理和环境信息披露[J]. 会计研究, 2012, (7): 39-47.
- [2]符淼,黄灼明. 我国经济发展阶段和环境污染的库兹涅茨关系[J]. 中国工业经济, 2008, (6): 35-43.
- [3]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022, (5): 100-120.
- [4]刘穷志,张莉莎. 制度约束、激励政策与企业环境信息披露[J]. 经济与管理研究, 2020, 41(4): 32-48.
- [5]卢馨,李建明. 中国上市公司环境信息披露的现状研究——以2007年和2008年沪市A股制造业上市公司为例[J]. 审计与经济研究, 2010, 25(3): 62-69.
- [6]潘越,戴亦一. 双重上市与融资约束——来自中国“A+H”双重上市公司的经验证据[J]. 中国工业经济, 2008, (5): 139-149.
- [7]佟岩,孙毓,王茜. 交叉上市与企业创新——以A+H上市公司为例[J]. 科研管理, 2022, 43(6): 121-131.
- [8]王怀明,宿金香. 董事会特征与企业自愿信息披露[J]. 审计与经济研究, 2007, (3): 73-76.
- [9]王婉菁,朱红兵,张兵. 资本市场开放与环境信息披露质量[J]. 管理科学, 2021, 34(6): 29-42.
- [10]王霞,徐晓东,王宸. 公共压力、社会声誉、内部治理与企业环境信息披露——来自中国制造业上市公司的证据[J]. 南开管理评论, 2013, 16(2): 82-91.
- [11]谢红军,吕雪. 负责任的国际投资: ESG与中国OFDI[J]. 经济研究, 2022, 57(3): 83-99.
- [12]谢永珍,张雅萌,张慧,等. 董事会正式、非正式结构对董事会会议频率的影响——非正式沟通对董事会行为强度的调节作用[J]. 外国经济与管理, 2015, 37(4): 15-28.
- [13]伊志宏,姜付秀,秦义虎. 产品市场竞争、公司治理与信息披露质量[J]. 管理世界, 2010, (1): 133-141,161,188.
- [14]余威,宁博. 交叉上市、投资者关注与企业创新——基于沪深A股上市公司的实证研究[J]. 外国经济与管理, 2018, 40(1): 50-63.
- [15]张浩,陶伦琛. 境外投资者持股与环境信息披露: 来自上市公司的实证分析[J]. 世界经济研究, 2022, (7): 105-119.
- [16]Agyemang A O, Kong Y S, Twum A K, et al. Trend and relationship between environmental accounting disclosure and environmental performance for mining companies listed in China[J]. *Environment, Development and Sustainability*, 2021, 23(8): 12192-12216.
- [17]Chen X, Li X X, Huang X Y. The impact of corporate characteristics and external pressure on environmental information disclosure: A model using environmental management as a mediator[J]. *Environmental Science and Pollution Research*, 2022, 29(9): 12797-12809.
- [18]Chen Y S, Che L M, Zheng D J, et al. Corruption culture and accounting quality[J]. *Journal of Accounting and Public Policy*, 2020, 39(2): 106698.
- [19]Fernández-Kranz D, Santaló J. When necessity becomes a virtue: The effect of product market competition on corporate social responsibility[J]. *Journal of Economics & Management Strategy*, 2010, 19(2): 453-487.
- [20]Garanina T, Aray Y. Enhancing CSR disclosure through foreign ownership, foreign board members, and cross-listing: Does it work in Russian context?[J]. *Emerging Markets Review*, 2021, 46: 100754.
- [21]Ghosh C, He F, Zhou H Y. On the role of foreign directors: Evidence from cross-listed firms[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2021, 63: 177-202.
- [22]Kamarudin K A, Ariff A M, Jaafar A. Investor protection, cross-listing and accounting quality[J]. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 2020, 16(1): 100179.

- [23]Kim D S, Yeo E, Zhang L. Do Cross-listed firms have a better governance structure and lower agency costs? Evidence from Chinese firms[J]. *Sustainability*, 2021, 13(4): 1734.
- [24]Li Z G, Li P, Zhao X B, et al. Business strategy and environmental information disclosure quality: Empirical evidence from Chinese heavy pollution listed firms[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2022, 19(14): 8325.
- [25]Lu J, Wang J. Corporate governance, law, culture, environmental performance and CSR disclosure: A global perspective[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2021, 70: 101264.
- [26]Oh S, Ding K L, Park H. Cross-listing, foreign independent directors and firm value[J]. *Journal of Business Research*, 2021, 136: 695-708.
- [27]Shoham A, Lee S M, Khan Z, et al. The effect of board gender diversity on cross-listing[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 65: 101767.
- [28]Wang S J, Zhou Z W, Tian K Q. Environmental awareness and environmental information disclosure: An empirical study based on energy industry[J]. *Frontiers in Psychology*, 2022, 13: 1038040.
- [29]Yu E P Y, Van Luu B. International variations in ESG disclosure – Do cross-listed companies care more?[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2021, 75: 101731.

Environmental Information Disclosure Effect of A+H Cross-listing: A Study on Enhancement Mechanism and Path of Action

Yao Sheng¹, Zhao Yao²

(1. School of Management, Shanghai University, Shanghai 200444, China; 2. School of Economics and Management, China University of Mining and Technology, Xuzhou 221116, China)

Summary: By using the data of China's A+H cross-listed enterprises from 2012 to 2020 as the sample, this paper examines the impact of A+H cross-listing on corporate environmental information disclosure. The findings suggest that A+H cross-listing can significantly enhance corporate environmental information disclosure. Also, the promotion effect of cross-listing on environmental information disclosure is more pronounced in enterprises with more gender-diverse boards of directors, state-owned enterprises, and enterprises located in regions with a higher level of economic development, and in industries with a higher degree of competition. Furthermore, it is found that cross-listing primarily improves corporate governance through the paths of optimizing board composition and increasing board diligence, and then enhances corporate environmental information disclosure. These findings offer some policy guidance for improving corporate governance mechanisms and enhancing corporate environmental information disclosure.

Key words: cross-listing; environmental information disclosure; corporate governance; regulatory environment

(责任编辑:王 孜)