DOI: 10.14086/j.cnki.wujss.2023.01.015

资本市场开放对企业社会责任的影响机制研究

张倩肖 刘德峰

摘 要 在新冠疫情肆虐、地区动荡加剧的背景下,中国正成为全球投资的避风港。"沪港通"机制作为中国资本市场开放的重要手段,已成为国内外资金流通的重要平台,这不仅促使资本市场与企业治理之间反复博弈,而且深刻影响企业微观行为。作为践行社会责任的经济主体,企业在履行社会责任时易受外部政策环境、内部治理等因素的影响。"沪港通"机制的落地落实,在加速资本市场开放的同时,可通过强化企业外部监督、优化企业内部治理方式,提升其社会责任绩效,这一点在非国有企业中更加明显。如果营商环境好,资本市场开放对企业社会责任绩效的正外部性越大。资本市场开放的这种积极作用,为微观企业行为的研究提供了新的实证证据,也为企业履行社会责任能力的提升给出了理论解释。

关键词 资本市场开放;企业社会责任;双重差分模型;中介效应 中**图分类号** F270 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2023)01-0152-14 基金项目 国家社会科学基金项目(18BJY002);陕西省软科学项目(2021KRM003)

自党的十八大以来,习近平总书记多次指出"建设开放型世界经济"的发展理念,虽然近年来"逆全球化"趋势暗流涌动,但经济全球化的趋势仍滔滔向前。我国也在全面推进资本市场对外开放的道路上不断取得新突破。自2014年11月17日,中国正式启动沪港通伊始,资本市场对外开放始终作为我国诸多中长期规划中的重要内容。这意味着中国资本市场开始选择拥抱世界,向欧美等发达市场的投资者抛出橄榄枝。这无疑将改善资本市场的投资者结构,其不仅推动了中国金融体制改革,为世界分享中国发展红利,也为中国企业提供了更丰富的资本要素配置通道[1](P120-134)。同时,在中国经济社会转型的背景下,中国企业不仅需不断向西方成熟资本学习先进经营理念[2](P49-64),我国企业近年来还主动参与第三次收入分配,并将其作为企业社会参与的重要组成部分。而这些举措均来自企业本身作为参与跨区域资源配置的经济主体的角色。而持续激励企业参与慈善活动、贡献社会力量等具有非盈利性社会行为将受到外部政策要求与内部治理需求的双重影响。因此,深入探析外部环境如何影响企业内部治理与企业行为尤为重要[3](P1403-1449)。

一、文献回顾与研究假设

企业社会责任是否会受到市场开放的影响,学术界还在不断讨论。一些学者认为市场开放会对企业社会责任履行产生驱动效应。Matten通过对美国1972-2005年制造业商品关税的研究,发现商品市场自由化程度与竞争烈度的提升可以促进企业社会责任的承担^[4](P323-337)。同时,Mishra和Modi通过对地区贸易协定的研究发现贸易自由度可以有效限制当地企业的童工滥用状况^[5](P431-448)。这种现象可以归结于企业外部监督力量导致企业内部治理策略的改变。然而,仍有一些学者认为企业社会责任并不必然受到市场开放的影响,而是更多源于公司股东与管理层的选择,他们认为市场竞争环境将导致企业管理层更多地关注于维护市场地位与获取市场资源等生存问题,从而降低企业社会责任的履行

效率。更有学者指出,自由化的市场机制对企业社会责任是否会产生积极影响在于不同影响渠道发挥的效用。尽管我国不断推进企业治理现代化与更高水平的市场化改革,但面向不断深入的金融体系与资本市场高水平改革开放,却鲜有文献提及其对企业社会责任的影响。

前文中已经说明,资本市场开放有利有弊,既为公司治理能力与水平带来改善,也为公司拓宽了融资约束。正如前期研究所得出的相关结论,企业社会责任是否受到资本市场开放的影响取决于相关渠道^[6](P1794-1810)。具体而言,资本市场开放对企业社会责任的有效履行存在两方面不同的影响。一方面,资本市场的开放吸引更多国际化投资机构参与公司治理,将先进与前瞻的经营理念与治理方式引人公司内部,这将有效优化企业内部治理体系,从而督促了企业社会责任的有效履行;另一方面,虽然逐步开放的资本市场为企业拓展了流动性,但海外的投机资金与更多短视的投资机构势必将增加管理层的业绩焦虑,影响公司管理层的长期决策,这也迫使企业为缩减成本,不能切实履行企业社会责任^[7](P529-564)。基于以上讨论,我们可以看出资本市场开放对企业社会责任履行的影响取决于主要影响力量的选择。因此,本文提出如下假设。

H.: 资本市场开放对企业社会责任的履行产生正向影响。

企业外部监督与关注体现了社会对企业的要求与期望,同时也凸显了外部监管机制的完善程度,这与企业内部监督机制在一定程度上存在替代关系,也必将会对企业社会责任的履行产生影响。结合往期文献,我们认为外部监督与关注主要来源于媒体披露与市场关注^[8](P154-173)^[9](P15-27)。具体而言:一方面,媒体关注是一种信息传递机制,它将企业参与社会活动与企业经营的相关信息传递给相关利益方,而相关利益方的正向反馈也成为企业通过履行社会责任提升组织收益的方式^[10](P951-989)。另一方面,资本市场秉持对投资者负责的态度,对企业信息披露的要求相较于新闻媒体则更高,而成为沪港通标的试点企业也必将收获更多资本市场的关注^[11](P69-77)。服务于投资者与资本市场的分析师群体作为其中的信息中介,大多坚持价值投资的投资理念,他们通过对企业更深层次的挖掘,可以更加深入的理解企业履行社会责任的深刻含义,这也将成为对企业履行社会责任的重要的外部监督力量^[12](P188-206)。因此,本文提出以下假设:

H。: 资本市场开放对企业社会责任的影响作用受到媒体披露的影响。

H₂:资本市场开放通过增加标的企业市场关注影响企业社会责任履行。

企业内部治理机制在一定程度上决定了企业的价值选择,从而影响企业践行社会责任等微观行为的初衷。然而,资本市场开放则可能从股东与管理层角度影响企业内部治理机制。一方面,我国上市公司普遍存在监事会与董事会持股比例的平衡问题。具体而言,监事会持股比例不仅对公司成长性具有正向作用,同时也会强化对高管的腐败性约束,这也意味着监事会持股比例的上升将督促企业管理层关注于履行企业社会责任等对企业产生长期利益的事情。另一方面,我国的境外投资者主要为价值投资者,他们在投资经验、能力与专业性等方面相对于A股资本市场中的投资者更具优势[13](P174-192),对企业的估值相对于本地投资者更合理与准确,这会提高股票市场稳定性。鉴于此,资本市场对外开放通过引入成熟的境外投资者,向新兴市场传递成熟的价值投资理念[14](P66-82)。这也将更大程度地避免短期热钱的导致的市场波动,增加投资者对企业短期股价的容忍,缓解企业管理层的业绩焦虑,使其可以专注于为企业的长期成长,由此促进企业社会责任的履行[15](P78-89)。因此,我们提出以下假设:

H。: 资本市场开放通过提升监事会持股比例影响企业社会责任履行。

H₃:资本市场开放通过缓解企业管理层短视影响企业社会责任履行。

经过以上讨论,我们对影响企业社会责任的内部与外部因素进行了分析。但影响企业社会责任的不仅在于企业外在因素的驱动,更在于企业本身性质与特点的影响。因此,股权性质作为公司股权特征的重要特征之一,不同的产权性质也必将对企业社会责任的履行带来差异化的影响。其中,国有企业作为中央和地方政府实际控制的经济实体,相比于民营企业,其受到的政府干预与承担的社会责任更多¹¹⁶

(P23-41)。也正因如此,资本市场开放后,海外资本将成熟的治理理念与披露准则带入企业决策与治理的过程中,为民营企业与国有企业带来的企业治理改善会存在明显异质性效果,这也会对企业社会责任的履行产生不同的作用效果[17](P140-160)。从另一个角度思考,外部的营商环境也对资本市场开放与企业社会责任履行的关系存在调节作用。其主要体现在市场化水平较高的地区,政府和民众往往存在自觉性监督与信任行为,这不仅可以有效限制管理层的自利行为,使其着眼于履行符合公司长期利益的社会责任行为,同时,企业也更愿意相信为区域社会带来正外部性溢出可以对企业长期发展产生正向反馈[18](P1045-1061)。因此,我们提出以下假设:

H。:对于非国有企业,资本市场开放能够更大程度发挥对企业社会责任的促进作用。

H_{ab}:企业所在地营商环境对资本市场开放影响企业社会责任产生调节作用。

二、研究设计

我们基于沪深两市上市公司2009-2019年相关数据样本,从企业内部治理视角全面分析资本市场开放对企业社会责任的影响机制。

(一)样本选择与变量定义

因沪港通交易制度于2014-2016年逐步在中国上市公司中进行试点,为严格保证沪港通制度的外生性,本文仅考虑于2014年11月17日首次纳入沪港通试点范围的上市公司。同时剔除2016年开通深港通的上市公司样本,以求降低多步骤试点政策对自然试验的噪音干扰。基于此,参照前期文献,对样本进行处理:(1)删除金融类上市公司;(2)剔除数据存在缺失的样本;(3)针对全样本进行1%水平下的Winsorize缩尾处理。本文一共从1972家上市公司中获得了15758个企业级观测样本。其中,沪港通标的企业作为实验组,共涉及338家上市公司的3014个年度观测样本;样本中其余上市公司作为对照组,成为沪股通试点企业的配对公司,共涉及1634家上市公司的12744个年度观测样本。以上数据整理自CCER、Wind与国泰安数据库。

1. 被解释变量。本文以企业相关者理论与企业基本面为基础,考虑到数据的可获得性,在主回归中参照贾兴平的前期研究[19](P13-18)与《上海证券交易所上市公司环境信息披露指引》,具体公式如下:

$$Pershare = \left(Nprofit + ITE + BTS + CPE + SP_c - SP_f + FinEX + Donate - SC\right) / \left(TNS_s/2 + TNS_e/2\right)$$

上式中包含的内容分别是:每股社会贡献值(Pershare)、净利润(Nprofit)、所得税费用(ITE)、营业税金及附加(BTS)、支付给职工以及职工支付的现金(CPE)、本期应付职工薪酬(SP_e)、上期应付职工薪酬(SP_e)、上期应付职工薪酬(SP_e),财务费用(FinEX)、捐赠(Donate)和排污费(SC)、期初总股数(TNS_e)和期末总股数(TNS_e)。为增强实证结果的稳健性,并考虑到数据的全面性与权威性,本文参考往期文献,采用受到广泛认可的CCER数据库中CSR分类评分,并结合主成分分析法从CSR报告全面性、报告页数、愿景、重视度与员工培训等多个维度对企业社会责任表现进行全方位刻画,并构建CSR指数,文中指标为CSR*。

- 2. 解释变量。本文构建二值虚拟变量,(1)设定 Dum 为沪港通虚拟变量,即上市公司是否成为过沪港通企业,Dum = 1 代表企业是沪港通标的企业,Dum = 0 则代表该上市公司不是沪港通标的企业;(2)设定 Time 为沪港通制度启动时间虚拟变量,即 2015 及其之后为 1, 之前则为 0。(3)设定以上二值虚拟变量交乘项 Dum × Time,以此体现沪港通制度对上市公司的影响,则交乘相的估计参数为双重差分统计量。
- 3. 控制变量。参考王士红关于企业社会责任方面的研究^[20](P53-60),本文控制了一系列公司与行业特征变量,主要变量定义如表1所示。

(二)计量模型设定

由于沪港通机制的外生性,其本身与企业社会责任的履行并无直接关系。同时企业是否被调入沪

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
因变量	企业社会责任	CSR	每股社会贡献值
	沪港通标的与否	Dum	被调入沪港通试点范围等于1,否则等于0
自变量	调入沪港通时间	Time	2014年及以前为0,2015年及以后为1
	双重差分变量	$Dum \times Time$	Dum与 Time 的交乘项
	企业规模	Lnsize	公司资产总额的自然数对数
	资本结构	Leve	企业期末负债总值与资产总值的比值
	盈利能力	ROA	企业净利润与总资产的比值
	运营能力	TAT	期间销售收入与公司平均资产的比值
	成长能力	TobinQ	公司托宾Q值
控制变量	企业年龄	Lnage	Ln(企业年龄 + 1)
在刑文里	股权集中度	Own10	前十大股东持股比例
	管理层持股	Shold	管理层持股数量占总股本的百分比
	董事会规模	Bsize	期间董事会总人数
	独立董事占比	Indratio	独立董事人数与董事会规模的比例
	行业财务杠杆	L_leve	行业期末负债总值与资产总值的比值
	行业潜力	L_tobinQ	行业托宾Q值

表1 变量的含义

港通机制范畴为试验提供了明确的对照组与实验组。因此,我们首先借鉴方军雄等学者采用的双重差分模型[21] (P95-104),构建以下模型,检验沪港通对企业社会责任履行的影响。

$$CSR_{i,t} = \alpha + \beta_1 Dum_i + \beta_2 Time_{i,t} + \beta_3 Dum_i \times Time_{i,t} + \gamma Control_{i,t-1} + v_i + u_t + \varepsilon_{i,t}$$
 (1)

式中,交互项 $Dum_i \times Time_{i,\iota}$ 度量了沪港通制度实施前后实验组内公司的企业社会责任履行状况相较于对照组内企业社会责任履行的差异状况,其估计参数 β_3 为双重差分统计量。 v_i 和 u_i 分别代表公司个体固定效应与时间固定效应, $\epsilon_{i,\iota}$ 为随机误差项。若控制个体固定效应与时间固定效应,则仅保留交乘项 $Dum_i \times Time_i$,模型如下。

$$CSR_{i,t} = \alpha + \beta_0 Dum_i \times Time_{i,t} + \gamma Control_{i,t-1} + v_i + u_t + \varepsilon_{i,t}$$
 (2)

从(1)(2)式中可以看出,当交乘项 $Dum_i \times Time_{i,\iota}$ 的估计参数 β_3 与 β_0 显著为正时,表示沪港通机制促进了企业社会责任的履行;反之,则表明沪港通机制阻碍了企业社会责任的履行;若不显著则说明沪港通机制对企业社会责任无影响。

(三)描述性统计

表2列示了对照组与实验组关于企业社会责任水平在沪港通机制试点前后的描述性检验与动态体现。可以看出,均值差检验的t统计量均显示,实验组企业社会责任水平显著上升,而对照组企业社会责任水平则并未发生明显的变化。

为检验本文使用双重差分模型的合理性与适应性,我们针对实验组与对照组的上市企业样本进行 平行趋势检验。这意味着,假设实验组与对照组的企业社会责任水平受到沪港通虚拟变量与时间虚拟 变量构建的交乘项的影响并不显著,而之后影响变得显著,就可以认为关于实验组和对照组的划分是合

组别	变量	沪港通启动前		沪港通启动后			均值差检验	
	文里	均值	标准差	中位数	均值	标准差	中位数	t统计量
实验组	CSR	1.767	1.839	1.326	2.293	3.051	1.676	-5.983***
	CSR*	2.829	4.497	1.167	4.998	5.698	2.833	-12.324***
对照组	CSR	1.127	0.946	0.952	1.051	2.099	0.817	1.439
	CSR*	0.545	1.618	0.216	0.830	2.340	0.326	-1.362

表 2 企业社会责任在沪港通启动前后描述性统计及检验结果

适的。本文的平行趋势检验如表3所示。

变量	CSR	CSR*
Drum × Time	-0.167	-0.22434
$Dum_i \times Time_{i,2011}$	(-1.50)	(-1.30)
D V T'	0.018	-0.11443
$Dum_i \times Time_{i, 2012}$	(0.17)	(-0.95)
D V T'	0.175	0.06162
$Dum_i \times Time_{i, 2013}$	(1.64)	(0.51)
D V.C .	0.405***	0.395***
$Dum_i \times Current_{i,2015}$	(3.94)	(3.42)
D. V. W.	0.193*	0.899***
$Dum_i \times Time_{i,2016}$	(1.87)	(7.73)
D V T'	0.624***	1.286***
$Dum_i \times Time_{i, 2017}$	(6.02)	(11.02)
D V T'	0.966***	1.681***
$Dum_i \times Time_{i,2018}$	(9.35)	(14.47)
D V T'	1.277***	2.459***
$Dum_i \times Time_{i,2019}$	(12.17)	(20.77)
Constant	1.034***	0.019
Constants	(15.81)	(0.22)

表3 企业社会责任的平行趋势检验结果

根据表3,由于沪港通机制于2014年底开始实施,导致此机制对2014年的影响有限。因此,借鉴前人研究方法,我们并未将其纳入回归。可以看出在2014年沪港通开通之前,交乘项系数并不显著,这说明相比于非沪港通标的企业,被纳入沪港通机制试点的上市企业在沪港通机制实施前并未存在较大程度的企业社会责任水平的提升。同时,我们通过对交乘项系数的观察,发现在沪港通机制实施后的年份交乘项系数显著为正。这说明企业间社会责任水平的差异仅出现在沪港通机制实施之后,这也印证了表2的结果。另外,以上两种企业社会责任度量指标的系数在2015年及其之后出现了明显的上升,这也说明沪港通机制对企业社会责任履行的改善作用逐渐增强。

三、实证结果分析

根据以上模型设计和数据,我们首先检验了资本市场开放对企业社会责任的直接影响;其次,利用 PSM匹配与安慰剂等方式处理模型内生性问题;最后,通过一系列稳健性检验验证了资本市场开放对企业社会责任影响的结论。

(一)基准估计

下面是在双重差分分析框架下,关于沪港通机制试点对企业社会责任的影响进行的实证检验。表4给出了相关实证结果。从模型(1)和模型(2)的普通最小二乘(OLS)回归中可以看出,无论是否考虑控制变量影响,沪港通机制均能再1%的显著性水平上正向影响企业社会责任水平。与前两列相比,模型(3)和模型(4)基于面板固定效应,在考虑个体与时间固定效应的情况下,对资本市场开放与企业社会责任履行的关系进行考察。

从表4的实证结果观察可以得到:针对不同的估计方法,在控制诸多影响企业社会责任承担的企业与行业因素之后,沪港通机制的实施都显著地提高了企业社会责任水平。具体而言,模型(2)和(4)在加入控制变量后,Dum_i×Time_i,的估计参数有所下降,但仍在1%的显著性水平上显著为正。相比于模型

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	CSR	CSR	CSR	CSR
	OLS	OLS	FE	FE
Davis V Times	0.738***	0.463***	0.760***	0.477***
$Dum_i \times Time_{i,i}$	(12.79)	(5.96)	(13.01)	(5.93)
D	0.498***	-0.120		
Dum_i	(6.15)	(-1.15)		
T:	-0.164***	-0.236***		
$Time_{i,\iota}$	(-6.42)	(-5.20)		
Constants	1.210***	-7.487***	1.027***	-7.910***
Constants	(34.85)	(-14.42)	(17.34)	(-10.41)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	是	是
N	17726	10770	17726	10770
R ²	0.078	0.142	0.016	0.051

表 4 资本市场开放对企业社会责任影响的基准回归结果

(1),模型(3)在控制了时间与个体固定效应之后,交乘项的系数仍显著为正。因此,资本市场开放所体现的企业治理改善倾向是有利于督促企业履行社会责任的,这也说明沪港通作为我国资本市场开放的重要步骤,对企业长期治理价值具有明显的提升作用。

(二) 稳健性检验

1. 替换企业社会责任度量指标。企业社会责任水平的度量指标与相关第三方指数具有多样性。为避免度量指标本身的局限性对回归结果产生显著性偏误,以探寻更为稳健的规律性结果,这里借鉴方军雄的做法^[21](P95-104),采用受到广泛认可的 CCER 数据库中 CSR 分类评分,并结合主成分分析法从 CSR 报告全面性、报告页数、愿景、重视度与员工培训等多个维度对企业社会责任表现进行全方位刻画,并构建 CSR 指数,文中指标为 CSR*。在此基础上,将企业社会责任的替代指标重新纳入双重差分模型进行估计,结果如表5所示。

表5的估计结果显示:在替换企业社会责任水平的代理指标后,沪港通代表的资本市场开放对企业 社会责任承担的正向影响依然显著。由于企业社会责任的替代指标主要从企业社会责任报告、公司内

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	CSR*	CSR*	CSR*	CSR*
	OLS	OLS	FE	FE
D × Tim.	2.081***	1.230***	1.486***	1.142***
$Dum_i \times Time_{i,t}$	(35.90)	(15.33)	(23.45)	(14.21)
D	2.403***	1.058***		
Dum_i	(16.44)	(6.70)		
Country	0.633***	-14.092***	0.140**	-6.952***
Constants	(10.61)	(-22.96)	(2.19)	(-9.60)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	是	是
N	17726	10768	17726	10768
R ²	0.067	0.108	0.124	0.124

表 5 更换因变量的稳健性回归结果

部重视程度与全面治理角度进行构建。比较表4和表5可以看出,替换企业社会责任水平度量指标之后,Dum_i×Time_{i,t}的估计参数更大,这意味着资本市场开放对企业社会责任承担的影响更多地体现在对企业治理层的重视程度与总体制度的优化上。

2. 替换资本市场开放度量指标。为避免"沪港通"机制导致样本局限性与企业选择性误差等导致的内生性问题,本文参考张雪莹等、任灿灿等的相关研究[22](P76-85)[23](P141-156),将"深港通"作为资本市场开放研究的稳健性检验。考虑到"深港通"机制在2016年12月开通,本文参照上述资本市场开放的虚拟变量设计办法。(1)将2017年作为"深港通"运行元年,即DumS=1代表企业是深港通标的企业,DumS=0则代表该上市公司不是深港通标的企业;(2)设定Time为深港通制度启动时间虚拟变量,即2017及其之后为1,之前则为0;(3)设定以上二值虚拟变量交乘项DumS×Time,体现深港通制度对上市公司的影响,则交乘相的估计参数为双重差分统计量。考虑到沪港通开通的开放效应,本文将企业样本限定为深交所上市企业,避免出现效应混同导致的估计误差。根据表6的估计结果,通过对"深港通"虚拟变量的构建并进行固定效应回归分析,可以发现资本市场开放对企业社会责任承担的正向影响达到1%的显著性水平。

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	CSR	CSR	CSR	CSR
	OLS	OLS	FE	FE
Daniel C. V. Timo	3.251***	1.243***	2.264***	1.467***
$DumS_i \times Time_{i,t}$	(10.25)	(9.21)	(6.45)	(8.37)
D C	1.217***	1.474***		
$DumS_i$	(3.14)	(4.24)		
Constants	7.545***	8.252***	8.334**	5.452***
Constants	(3.51)	(10.95)	(6.54)	(9.64)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	是	是
N	6926	6925	6845	6845
\mathbb{R}^2	0.025	0.324	0.154	0.242

表6 更换自变量的稳健性回归结果

3. 倾向得分匹配——双重差分(PSM-DID)估计。在研究沪港通机制的政策效应时,众多学者认为应当处理好"反事实"样本缺失的问题。对沪港通标的企业进行倾向性得分匹配(PSM)从而形成新样本来缓解这一问题给实证分析造成的偏误,本文参照温军和冯根福的研究^[24](P185-199),首先基于前述所有控制变量选取了影响企业社会责任水平的相关变量,采用一对一最近邻匹配方法,根据同一年的原则对每个沪港通试点企业进行匹配。匹配结果如表7,相较于未匹配前,总体上看,绝大多数变量在匹配之后的实验组与对照组的差距并未实现统计意义的显著,得分匹配的效果较为理想。

基于以上近邻匹配结果,对匹配成功的样本进行筛选以获得新的实验组与对照组,并再次进行双重差分估计,估计结果如表8所示。可以看出:匹配之后,不同实证模型中Dum,×Time,,的估计参数依然显著为正。具体而言,在于基准回归使用相同实证方法与控制变量情况下,比较表8与表4中的各实证结果可以看出,Dum,×Time,,的估计参数均达到1%的显著性水平,这印证了资本市场开放对企业社会责任水平作用的稳健性。

4. 安慰剂检验。为了进一步证实资本市场开放对企业社会责任影响的稳健性,为避免不可观测因素对实证结果的干扰。本文借鉴张昭等的方法[25](P172-191),采用随机抽取分组的方法对沪港通标的

表7 经过最邻匹配后实验组与对照组偏差变化情况

变量	U(匹配前)	均	值	偏差	差变化	t-test	
	M(匹配后)	实验组	对照组	偏差绝对值	缩减率(%)	t	p> t
Lnsize	U	23.561	21.424	171.3		31.43	0.000
	M	23.561	23.302	20.7	87.9	1.96	0.050
7	U	0.520	0.358	77.7		10.28	0.000
Leve	M	0.520	0.525	-2.4	97.0	-0.25	0.800
DO4	U	0.071	0.062	14.4		1.75	0.080
ROA	M	0.071	0.071	0.8	94.8	0.10	0.924
TAT	U	0.733	0.649	16.2		2.21	0.027
IAI	M	0.733	0.785	-10.0	38.5	-1.07	0.284
TobinQ	U	1.915	1.983	-5.6		-0.87	0.385
1 ooinQ	M	1.915	1.994	-6.5	-16.8	-0.57	0.571
Lnage	U	2.788	2.364	96.0		11.51	0.000
Lnage	M	2.788	2.845	-13.1	86.4	-1.89	0.060
0 10	U	60.792	60.646	0.9		0.14	0.891
Own10	M	60.792	57.323	21.0	-2281.8	2.11	0.035
C1 11	U	0.011	0.111	-78.7		-8.46	0.000
Shold	M	0.011	0.010	1.0	98.7	0.31	0.758
р.	U	9.305	8.617	39.8		6.36	0.000
Bsize	M	9.305	9.352	-2.7	93.2	-0.25	0.805
1 1 .·	U	0.374	0.370	7.1		1.04	0.296
Indratio	M	0.374	0.373	2.9	73.4	0.18	0.854
I love	U	1.142	1.181	8.9		1.13	0.259
L_leve	M	1.142	1.036	14.3	-60.9	1.35	0.177
L_tobinQ	U	1.137	1.273	-16.7		-2.49	0.013
L_touthQ	M	1.137	1.306	-20.4	-21.9	-1.81	0.071
CCD	U	2.085	1.217	49.3		11.73	0.000
CSR	M	2.085	1.967	6.7	86.4	0.62	0.533

表8 倾向得分匹配样本稳健性回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	CSR	CSR	CSR	CSR
	OLS	OLS	FE	FE
D × Tim.	0.434***	0.188**	0.427***	0.212***
$Dum_i \times Time_{i,t}$	(4.46)	(2.28)	(4.42)	(2.58)
D	0.219	-0.131		
Dum_i	(0.98)	(-0.71)		
T:	0.165**	-0.130		
$Time_{i,\iota}$	(2.11)	(-1.63)		
Constants	1.562***	-10.869***	1.324***	-9.364***
Constants	(8.70)	(-11.49)	(14.04)	(-7.34)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	是	是
N	3661	3110	3661	3110
R ²	0.102	0.078	0.055	0.228

企业进行安慰剂检验。具体而言,从前文样本中随机抽取338家公司作为沪港通标的公司的虚拟组,其余上市公司作为对照组。采用随机抽样的方式进行安慰剂检验的目的在于确保本文构建的核心解释变量 Dum,×Time,对企业社会责任水平没有影响,若交乘项参数仍显著为正,则说明本文对数据的选取与分析存在偏误。因此,基于以上方法,本文构造了六个虚拟实验组进行双重差分估计,结果如表9所示。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	虚拟组1	虚拟组2	虚拟组3	虚拟组4	虚拟组5	虚拟组6
	CSR	CSR	CSR	CSR	CSR	CSR
D v T'	-0.054					
$Dum_1 \times Time_{i,t}$	(-0.89)					
Davis V Times		-0.101				
$Dum_2 \times Time_{i,\iota}$		(-1.54)				
D × T			-0.005			
$Dum_3 \times Time_{i,\iota}$			(-0.09)			
D //!				0.046		
$Dum_4 \times Time_{i,\iota}$				(0.74)		
Dum × Time					0.082	
$Dum_5 \times Time_{i,\iota}$					(1.18)	
Dum × Time						-0.025
$Dum_6 \times Time_{i,\iota}$						(-0.41)
Constants	-10.387***	-10.400***	-10.374***	-10.382***	-10.384***	-10.384***
Constants	(-11.19)	(-11.20)	(-11.17)	(-11.18)	(-11.19)	(-11.18)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
N	10768	10768	10768	10768	10768	10768
\mathbb{R}^2	0.094	0.095	0.094	0.094	0.095	0.094

表9 构建虚拟组的安慰剂检验结果

依表9的估计结果观察,六个虚拟实验组的交乘项系数均不显著为正,这说明本文选择的企业社会责任指标并不存在明显的选择性偏误,且文中的系列实证结果受到不可观测因素干扰的可能性并不大。综上所述,基于以上三种不同的稳健性检验,我们可以认定以沪港通机制实施为代表的资本市场开放对企业承担社会责任具有显著的正向驱动力。

四、进一步讨论

基于以上实证结果的讨论,我们根据中介效应模型,从企业内外部视角切入,我们对资本市场开放对企业社会责任的影响机制进行分析探究。同时,将企业性质与所处营商环境作为调节变量对资本市场开放的政策效果异质性进行分析,尝试全面揭示资本市场开放对企业社会责任行为的作用场景与作用效果。

(一)影响机制的检验

正如以往文献所讨论的,能够获得制度性先发优势的企业将备受更多市场与社会关注,而这些都将成为优化企业治理的监督机制,从而影响企业社会责任的履行。本文为了对资本市场开放与企业社会责任关系有更深入的认识,这里借鉴李心斐的做法^[26](P56-72),将双重差分模型与中介效应模型相结合,进行机制探讨,并构建中介效应模型方程如下:

$$CSR_{it} = \alpha_0 + aDum_i \times Time_{it} + \delta Control_{it-1} + v_i + u_t + \varepsilon_{it}$$
(3)

$$M_{i,t} = \alpha_0 + bDum_i \times Time_{i,t} + \delta Control_{i,t-1} + v_i + u_t + \varepsilon_{i,t}$$
(4)

$$CSR_{i,i} = \alpha_0 + a'Dum_i \times Time_{i,i} + cM_{i,i} + \delta Control_{i,i-1} + v_i + u_i + \varepsilon_i, \tag{5}$$

此外,由于外部营商环境与企业性质等异质性特点在资本市场开放影响企业社会责任履行过程中 发挥调节作用,本文利用四分位高低组与企业性质虚拟变量对企业进行分类,参照式(2)模型进行回归 分析,以探究资本市场开放对异质性企业社会责任履行的滞后效应与持续影响。

(二)外部监督的中介效应

企业的外部监督与信息披露对改善公司治理起到激励作用。基于信息传递理论,朱琳和伊志宏认为媒体对企业施以更多的关注与报道会向市场传达有价值的信息,从而改善企业绩效^[27](P140-57)。沪港通机制的实施作为我国资本市场开放的里程碑,其入选的标的企业相比于非沪港通标的企业更多地受到社会媒体与市场的关注。这也成为监督企业经营与治理的重要外部力量。基于以上分析,本文参考田利辉等的研究^[28](P146-157)、采用中国上市公司财经新闻数据库选取来自 600 多家重要报纸媒体的新闻数据作为度量企业媒体关注度的指标(AttentionM)。另外,参考钟覃琳和陆正飞采用分析师跟踪人数来衡量上市公司市场关注度(AttentionR)^[29](P169-179)。

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
文里	CSR	AttentionM	CSR	AttentionR	CSR
D v T'	0.440***	0.123***	0.407***	1.362**	0.363***
$Dum_i \times Time_{i,i}$	(5.67)	(6.13)	(5.25)	(2.05)	(4.48)
Au .: 14			0.026***		
AttentionM			(6.49)		
4					0.023**
AttentionR					(2.14)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
C	-10.571***	-1.803***	-10.108***	21.669***	-8.866***
Constants	(-11.40)	(-7.48)	(-10.89)	(131.90)	(-9.37)
N	10768	10760	10760	13864	9013
R ²	0.097	0.117	0.101	0.124	0.087

表10 外部关注的中介效应检验结果

从表 10 可以看出,模型(1)为基准回归的固定效应回归部分,由此得到资本市场开放显著提升了企业社会责任。表 10 中的其他回归结果证实了分析师关注和媒体关注的中介效应的存在,假设 H_{2a}和 H_{2b}得到了验证。在模型(2)与模型(4)的实证结果比较中可以看出,虽然交乘项对两个中介变量均在 1%的显著性水平上具有正向影响,但其提升效果却存在较大差异。这也说明了资本市场开放差异性地提升了企业的社会关注度与市场关注度。模型(3)中 AttentionM 的估计系数在 1%水平显著为正,表明受到较高的媒体关注的企业可以更好地履行社会责任。相比之下,虽然模型(4)中 Dum_i×Time_{i,i}的估计系数比模型(2)更大,但从模型(5)的结果中可以看出,社会关注度与市场关注度在资本市场开放对企业社会责任的作用中发挥的中介效应基本相同。此外,在纳入中介变量后,模型(3)和模型(5)中 Dum_i×Time_{i,i}的估计参数仍显著为正,由此可见,资本市场开放通过强化外部监督势力,促使企业着眼于长期价值,从而提升社会责任承担。

(三)内部治理的中介效应

内部治理在企业微观行为中起着基础性导向作用。在《公司法》确立的公司治理结构中, 监事会的

职责是对股东大会负责,并监督董事会和管理层履职。在委托代理理论指导下,值得注意的是资本市场开放引入了海外多元化的投资者,将对企业内部监督结构产生影响。而其比较成熟的投资理念,不仅能够缓解短线投资者对经理人的压力,让更多投资者回归价值投资,而且帮助管理层避免短视行为,促其着眼于能够为企业带来长期价值的社会活动。基于以上分析,我们认为监事会话语权与管理层短视可能会对资本市场开放与企业社会责任履行产生中介效应。因此,本文参考贾兴平和刘益的方法[19](P13-18),分别从监事会持股比例(SupervisorH)和超额换手率(Ex-turnover)来衡量监事会话语权与管理层短视的强弱,具体而言,基于公司日换手率的年度均值计算公司年换手率。而超额换手率正是公司年换手率与其年度行业均值的差。表11显示了内部治理视角下中介效应的检验结果。

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
文里	CSR	SupervisorH	CSR	Ex-turnover	CSR
D v T'	0.440***	0.234**	0.332***	-0.202**	0.329***
$Dum_i \times Time_{i,t}$	(5.67)	(2.40)	(4.63)	(-2.41)	(4.58)
C . II			0.034***		
SupervisorH			(2.95)		
Г					-0.021**
Ex-turnover					(-2.31)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
G , i	-10.573***	0.292***	-9.054***	1.083***	-9.286***
Constants	(-11.40)	(13.50)	(-12.15)	(12.54)	(-12.33)
N	10768	15758	10768	10747	10747
\mathbb{R}^2	0.097	0.000	0.096	0.123	0.095

表 11 内部治理的中介效应检验结果

从表 11 可以看出,监事会持股与管理层短视的存在针对资本市场开放于企业社会责任履行的差异性中介效应,由此,假设 H3a 与 H3b 得到验证。模型 (2) 显示,监事会持股作为中介因子变量与 $Dum_i \times Time_{i,t}$ 的回归模型中,交乘项的估计参数在 1% 的显著性水平上显著为正,这说明资本市场开放显著提升了监事会的持股比例。模型 (3) 中 SupervisorH 的估计系数在 1% 水平显著为正,表明提升监事会在公司中的话语权有利于监督企业社会责任的履行。此外, $Dum_i \times Time_{i,t}$ 的估计参数依然显著为正,这表明,在考虑了监事会的中介效应后,沪港通机制的实施仍然直接促进了企业社会责任的实现,由此回答了假设 H_{3a} 。对比之下,在模型 (4) 中关于交乘项与管理层短视回归结果中的估计系数在 1% 水平显著为负,由此说明资本市场开放显著缓解了沪港通企业管理层的短期套利行为。同时在模型 (5) 中,超额换手率与沪港通机制交乘项同时与企业社会责任指标进行回归,结果显示 Ex-turnover 估计参数为负,但 $Dum_i \times Time_{i,t}$ 的估计参数为正,其中遮掩效应表明资本市场开放通过缓解公司管理层短视行为,由此回答了假设 H_{3a} ,让其转向为实现企业长期利益的企业社会责任的履行上来。

(四)异质性特征的调节作用

从外部来看,企业所在地区的经营环境是影响企业社会责任实现的重要因素。营商环境是该地区信用环境、法治环境与竞争环境的总括,从一定程度上讲,企业所处地区的营商环境决定了企业是否有信心从承担地区社会责任中获得长期价值,因此营商环境可能在资本市场开放与企业社会责任的关系中产生调节作用。本文沿用樊纲等所编写《中国分省份市场化指数报告(2018)》与指数构建方法[30](P4-16),将该报告中披露的中国大陆31个省级行政区的市场化指数延续至2019年,并根据该指标年度前四

分位数与后四分位数将全样本划分为高营商环境组与低营商环境组,结果如表 12 中第(1)和(2)列所示。结果显示,相比于低营商环境样本组,沪港通机制的实施对所处地区营商环境较好的企业更能促进其社会责任的履行。假设H。得到验证。

	-	营商环境	1	企业性质
变量	低组	高组	国有	其他
文里	(1)	(2)	(3)	(4)
	CSR	CSR	CSR	CSR
Dame V Time	0.668	0.426***	0.236	0.263**
$Dum_i \times Time_{i,i}$	(0.97)	(2.62)	(1.51)	(2.07)
Complement	-10.153***	-15.429*	-9.063***	-12.488
Constants	(-3.08)	(-1.78)	(-4.93)	(-1.41)
控制变量	是	是	是	足
个体固定效应	是	是	是	足
时间固定效应	是	是	是	足
N	3890	6329	4038	13112
\mathbb{R}^2	0.174	0.050	0.389	0.079

表 12 资本市场开放与企业社会责任分组检验结果

基于我国公有制经济占主导地位的基本事实,国有企业在我国的经济社会中常要承担相较于其他所有制企业更多的社会责任,并不完全以利润最大化为目标。因此,不同的企业性质可能在资本市场开放对企业社会责任承担的起到差异性的调节作用。本文通过设置企业性质虚拟变量对国有企业与其他所有制企业进行区分,国有企业为1,其他为0。由此得到表12中第(3)(4)列回归结果,可以看出,针对不同所有制企业,Dum,×Time,,的估计参数存在差异。其中,资本市场开放对国有企业履行社会责任的影响并不显著,对于其他所有制企业履行社会责任具有显著的正向影响。假设H。得到验证。

五、结论与启示

资本市场开放对我国经济发展发挥着不同的作用逻辑,其作用效果也依然存在广泛争议。本文以沪港通机制实施这一事件构建双重差分模型对资本市场开放与企业社会责任之间关系进行实证分析。相关研究主要发现:首先,沪港通机制的实施促进了企业社会责任的实现,推进资本市场开放对优化企业社会责任改善大有裨益。其次,内部治理改善与外部社会监督在企业提升社会责任承担方面起到中介作用。一方面,资本市场开放提升了企业的市场关注度与社会关注度,强化外部监督效果,督促企业释放正外部性。另一方面,沪港通机制的实施提升了监事会的持股比例,这有助于提升代表企业职工利益的监事会的话语权,从而优化企业社会责任履行效果。另外,资本市场开放吸引海外长期价值资本通过其价值投资理念通过缓解高管焦虑,使企业管理层能够做出有利于企业长期发展的行为,而履行企业社会责任则是其中之一。第三,企业性质与外部营商环境在资本市场开放对企业社会责任的正向促进过程中产生调节效应。相比于民营企业,国有企业在追求企业价值最大化的过程中仍将背负更多社会责任,在资本市场开放之后,民营企业需要迎合更多外部监督与内部治理优化的等方面的规范性要求。因而,沪港通机制对民营企业履行社会责任更具显著的正向影响。此外,相比于良好的营商环境下,企业更有信心从事对企业产生长期价值反馈的企业社会责任的活动,在较差的营商环境下生存的企业更倾向于先将短期利益赚到,从而忽视企业社会的履行。由此可见,资本市场开放对企业社会责任的影响作用在不同企业与社会环境下呈现不同的作用效果。

基于前文中的实证研究与讨论,本文提出如下三方面政策建议:第一,应当重视资本市场开放后,企

业社会责任履行等微观价值行为的改变。防止资本市场开放使得企业丧失履行社会责任的初心,从而对社会产生负外部性溢出。第二,应当鼓励企业建立完善的内部治理与监督机制,减少冗余的代理成本,吸引更多价值资本与企业联手共建完善的内部价值反馈机制。从而避免资本市场开放后,企业社会责任的缺位现象。第三,地方政府部门、媒体与市场中介服务机构应当在优化企业外部营商环境与信息监督环境,从而尽可能地鼓励与督促企业主动承担企业社会责任,形成企业、市场与政府的良性互动关系。需要明确的是,虽然本文初步探索了资本市场开放对企业社会责任水平的影响及其传导机制,但面向乡村振兴、推进共同富裕与发展的大局,关于企业社会责任等企业社会性行为的研究仍值得深入探析。

参考文献

- [1] 邹洋,张瑞君,孟庆斌,侯德帅.资本市场开放能抑制上市公司违规吗?——来自"沪港通"的经验证据.中国软科学, 2019.(8)
- [2] 权小锋,吴世农,尹洪英.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,2015,(11).
- [3] D. P. Quinn, A. M. Toyoda. Does Capital Account Liberalization Lead to Growth? *The Review of Financial Studies*, 2008, 21(3).
- [4] D. Matten, J. Moon. Corporate Social Responsibility. Journal of Business Ethics, 2004, 54(4).
- [5] S. Mishra, S. B. Modi. Positive and Negative Corporate Social Responsibility, Financial Leverage, and Idiosyncratic Risk. *Journal of business ethics*, 2013,117(2).
- [6] A. Goss, G. S. Roberts. The Impact of Corporate Social Responsibility on the Cost of Bank Loans. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35(7).
- [7] P. B. Henry. Stock Market Liberalization, Economic Reform, and Emerging Market Equity Prices. *The Journal of Finance*, 2000, 55(2).
- [8] 梁上坤.媒体关注、信息环境与公司费用粘性.中国工业经济,2017,(2).
- [9] 陈钦源,马黎珺,伊志宏.分析师跟踪与企业创新绩效——中国的逻辑.南开管理评论,2017,(3).
- [10] M. A. Ferreira, P. A. Laux. Corporate Governance, Idiosyncratic Risk, and Information Flow. *The Journal of Finance*, 2007, 62(2).
- [11] 严佳佳,郭玮,黄文彬."沪港通"公告效应比较研究.经济学动态,2015,(12).
- [12] 阮睿,孙宇辰,唐悦,聂辉华.资本市场开放能否提高企业信息披露质量?——基于"沪港通"和年报文本挖掘的分析. 金融研究,2021,(2).
- [13] 钟凯,孙昌玲,王永妍,王化成.资本市场对外开放与股价异质性波动——来自"沪港通"的经验证据.金融研究, 2018,(7).
- [14] 谭德凯,田利辉,李孝琳.货币市场流动性如何影响股票市场波动——兼论市场风险防控与资本市场开放.金融监管研究,2020,(4).
- [15] 鲁悦, 刘春林. 期望绩效反馈对企业社会责任行为的影响——基于利益相关者视角. 经济与管理研究, 2018, (5).
- [16] 李文贵. 社会信任、决策权集中与民营企业创新. 经济管理, 2020, (12).
- [17] 吴迪,赵奇锋,韩嘉怡.企业社会责任与技术创新——来自中国的证据. 南开经济研究, 2020, (3).
- [18] H. Servaes, A. Tamayo. The Impact of Corporate Social Responsibility on Firm Value: The Role of Customer Awareness. *Management Science*, 2013, 59(5).
- [19] 贾兴平,刘益.外部环境、内部资源与企业社会责任.南开管理评论,2014,(6).
- [20] 王士红. 所有权性质、高管背景特征与企业社会责任披露——基于中国上市公司的数据. 会计研究, 2016, (11).
- [21] 方军雄.信息公开、治理环境与媒体异化——基于IPO有偿沉默的初步发现.管理世界,2014,(11).
- [22] 张雪莹, 刘茵伟. 资本市场开放、流动性与债券利差——基于陆港通的实证检验. 国际金融研究, 2021, (7).
- [23] 任灿灿,郭泽光,田智文.资本市场开放、股价信息含量与企业全要素生产率——基于"沪深港通"的准自然实验.国际商务(对外经济贸易大学学报),2021,(2).
- [24] 温军,冯根福.风险投资与企业创新:"增值"与"攫取"的权衡视角.经济研究,2018,(2).

- [25] 张昭,马草原,王爱萍.资本市场开放对企业内部薪酬差距的影响——基于"沪港通"的准自然实验.经济管理, 2020,(6).
- [26] 李心斐,程宝栋,许恒,李芳芳.高管"海归"背景有助于企业社会责任履行吗?——基于A股上市公司的经验数据.经济管理,2020,(11).
- [27] 朱琳, 伊志宏. 资本市场对外开放能够促进企业创新吗?——基于"沪港通"交易制度的经验证据. 经济管理, 2020, (02).
- [28] 田利辉,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,2017,(11).
- [29] 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, (1).
- [30] 樊纲,王小鲁,马光荣.中国市场化进程对经济增长的贡献.经济研究,2011,(9).

Research on the Influence and Mechanism of Capital Market Opening on Corporate Social Responsibility

Zhang Qianxiao, Liu Defeng (Xi'an Jiaotong University)

Abstract Against the backdrop of the raging COVID-19 and intensifying regional turmoil, China is becoming a haven for global investment. As an important means of opening China's capital market, the "Shanghai Hong Kong stock connect" mechanism has become an important platform for cash interaction both at home and abroad, which not only promotes the repeated game between capital market and corporate governance, but also deeply affects the micro behaviors of enterprises. As an economic subject practicing social responsibility, enterprises are vulnerable to external policy environment, internal governance and other factors when performing social responsibility. While accelerating the opening of the capital market, the implementation of the "Shanghai Hong Kong stock connect" mechanism can improve enterprises' social responsibility performance by strengthening the enterprises' external supervision and optimizing their internal governance, which is more obvious in non-state-owned enterprises. The positive externality of capital market opening to corporate social responsibility performance will be greater if the business environment is better. This positive effect of capital market opening provides both new empirical evidence for the research of micro enterprise behaviors and a theoretical explanation for the improvement of enterprises' ability to fulfill social responsibility.

Key words capital market opening; corporate social responsibility; difference-in-differences model; intermediary effect

[■] 收稿日期 2022-03-18

[■]作者简介 张倩肖,经济学博士,西安交通大学经济与金融学院教授、博士生导师,陕西 西安 710061; 刘德峰(通讯作者),西安交通大学经济与金融学院博士研究生。

[■] 责任编辑 何坤翁