

商帮文化、制度环境与企业社会责任信息披露 ——基于我国A股民营上市公司的经验证据

彭晓, 修宗峰, 刘然

(中南大学商学院, 湖南长沙, 410083)

摘要:以我国A股民营上市公司为研究对象,基于我国传统商帮文化特有的地缘特征,通过构建 Ordered Logit 回归模型,实证检验了商帮文化对企业社会责任信息披露水平的潜在影响,并进一步揭示了这种影响在不同制度环境中的差异性。研究发现,商帮文化与民营企业社会责任信息披露水平之间存在显著的正相关关系,并且商帮文化的企业社会责任信息披露促进效应在制度环境较差的地区更为明显。这些研究结果表明,商帮文化作为我国传统文化的重要组成部分,利他性仍然是其核心价值观的主要特征,商帮文化作为一种积极的社会规范对地区制度环境等正式制度安排具有一定的替代作用。

关键词: 商帮文化; 社会责任; 信息披露; 制度环境; 民营企业

中图分类号: F230

文献标识码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID)

文章编号: 1672-3104(2020)05-0133-15



一、引言

文化是非正式制度安排的重要组成部分,对人们的价值观念和行为模式能够产生基础性的指导作用,因此,文化在人们的日常社会生活中发挥着巨大的作用,它能够通过道德习俗、规范礼仪等具体途径转化为人们的自觉行为。早在1905年,Max Weber就在《新教伦理与资本主义精神》中指出,文化是能够影响经济发展的一个重要决定因素,通过代际间的教育和模仿,文化一直被认为是影响个体行为进而影响经济绩效的重要因素^[1]。在经济社会中,一方面文化有助于参与经济活动的社会成员间彼此信任的形成、企业文化的塑造以及企业家对信托责任的固守,另一方面,文化可以减少经济交易中的机会主义行为,

降低道德风险和不确定性,有利于契约的签订与履行。因此,文化既是法律、合同等正式制度产生的基础,又对这些正式制度的实施效果有着一定的制约作用。

我国传统儒家文化所倡导的“仁义礼智信”等道德规范在当代商业伦理中依然具有很重要的地位,并逐渐形成了以“诚信与仁爱”等道德规范为主要特征的中华民族特有的现代商帮文化。然而,诚信、仁爱等道德规范均是社会资本的构成要素,社会资本能够通过协调的行动来提高社会经济效益的信任、规范和网络^[2],因此,将以儒家文化为内在特征的“现代商帮文化”视为当前中国市场经济中的社会资本是合理而恰当的。对于法律实施不足的发展中国家,社会资本可以对市场和正式制度进行有效的补充。社会资本的作用主要体现在资源配置和形成非正式制度方面,它能够有效地弥补市场缺陷^[3],并具

收稿日期: 2020-06-25; 修回日期: 2020-07-26

基金项目: 国家自然科学基金“商帮文化、社会资本与高管经济行为”(71302068)

作者简介: 彭晓,湖南长沙人,中南大学商学院副研究员、中南大学审计处高级会计师,主要研究方向:政府审计与财务会计;修宗峰,山东即墨人,中南大学商学院副教授,主要研究方向:资本市场会计与财务问题,联系邮箱:xiuzongfeng@csu.edu.cn;刘然,内蒙古赤峰人,中南大学商学院硕士研究生,主要研究方向:资本市场会计与财务问题

有较强的外部性,能够降低风险、减少机会主义行为,进而促进合作^[4],减少交易成本。现代商帮文化也同样具有社会资本的这些类似功能,它对我国市场经济机制的正常运行发挥着重要的“润滑”作用,并在一定程度上对法律等正式制度产生“补充甚至替代”作用。但目前学术界对商帮文化和公司经济行为之间关系的经验研究较少,其原因有,一是商帮文化在如何量化和替代变量的选取方面具有一定的操作性难度;二是商帮文化容易被视为一种共同的商业规范在整个市场经济中发挥作用,但实际上,当前现代商帮文化对我国市场经济的渗透力或影响力在各地地区或者企业家之间仍存在一定的差异性。

本文以我国A股民营上市公司为研究对象,检验了当前我国市场经济中现代商帮文化与企业社会责任信息披露水平之间的关系,并进一步地考察了地区制度环境对两者关系的潜在影响,从而提出了两个重要的现实问题:(1)现代商帮文化是否依然秉承着利他主义的核心价值观?(2)我国地区发展不平衡所导致的差异性制度环境是否以及如何影响现代商帮文化的作用机制?对这两个问题的回答,有助于学术界和实务界厘清和加深对我国传统文化作用机制的认识,从而促进现代商帮文化在我国公司治理机制中“本土化”作用的发挥。本文的贡献在于:(1)将“现代商帮文化”这一社会资本要素导入了企业经济行为尤其是企业社会责任履行的研究之中,有助于进一步完善我国“本土化”的公司治理机制;(2)通过构造“地缘类”的现代商帮文化代理变量,使得对商帮文化的研究和度量更加具体和严谨;(3)从企业社会责任信息披露水平的角度,回答了我国传统文化尤其是商帮文化与地区制度环境之间的补充或替代关系。

二、理论分析与研究假设

(一) 商帮文化与企业社会责任信息披露

商帮文化作为我国传统文化的重要组成部分,是以儒家文化为土壤形成的,并尊崇儒家文化体系中的“仁义礼智信”为核心价值观,其对中国传统商业文化的影响主要体现在商人在签

订和履行合同过程中的诚信或信任精神、信托责任、团队精神、奉献仁爱等道德规范,进而塑造了我国特有的商帮文化。虽然我国商帮派别较为繁杂,但是十大著名的商帮秉持的“经营之道”却大部分脱胎于我国传统文化,比如,徽商注重商业道德^[5],浙商继承传统儒家文化的“仁爱”而形成“仁合”^[6]，“敢为人先，和气生财，利己而不损人”的粤商精神则体现了家文化和岭南文化特征^[7]。由此可见,虽然我国传统商帮文化下各商人群体具有他们各自特定的文化信念,但这些特定的文化信念都是建立在诚实守信的契约精神基础之上的。

从诚信的角度来看,首先,诚信契约精神是现代商帮文化从事经济活动的商业规则与伦理信条,现今的“行业协会”具有商帮组织的类似功能,因此,考察我国各地区“行业协会”与企业之间的关系有助于加深对商帮文化的地缘性特征的理解与认识。其次,诚信是商帮文化的精髓与本质,而企业诚信主要体现对企业利益相关者的忠实履约程度,对消费者权益保护是其诚信体系的重要组成部分。最后,金融生态环境、各省份诚信文化以及个人诚信文化等均与企业诚信密切相关。从表1可以看出,在全国31个省、自治区和直辖市中(不包括港澳台地区),Panel A中浙江、广东、安徽、山西2005—2009年“行业协会对企业帮助程度”的指数排名均比较靠前,得分较高,这说明这些省份的行业协会仍在发挥着一定的“商会”类似功能;Panel B中浙江、广东、安徽、山西2005—2009年“消费者权益保护”的指数排名也比较靠前,得分较高,因此,从消费者的角度来看,这些省份的相关企业提供了较高质量的产品以及服务,相关企业的诚信水平相对较高;Panel C中浙江、广东、安徽、山西的2013—2014年“金融生态环境”“个人诚信文化”“各省份诚信文化”等指标的省际排名相对靠前,这些经济指标说明了浙江、广东、安徽、山西等省际地区的企业诚信水平呈现出一定的地缘性特征。

从信息披露的角度来看,企业社会责任信息作为一种自愿性信息披露内容,是上市公司财务报告信息披露机制的延伸,其披露水平代表了企

表 1 现代商帮文化的事实描述

Panel A 行业协会对企业的帮助程度										
	2005		2006		2007		2008		2009	
	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分
浙江	3	8.12	3	8.12	3	8.12	3	8.12	5	9.18
广东	5	6.55	5	6.55	5	6.55	5	6.55	15	6.30
安徽	11	5.97	11	5.97	11	5.97	11	5.97	11	7.52
山西	6	6.41	6	6.41	6	6.41	6	6.41	12	7.09
Panel B 消费者权益保护										
	2005		2006		2007		2008		2009	
	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分	排名	得分
浙江	5	9.92	8	10.00	7	10.30	7	10.47	8	10.61
广东	2	10.53	2	10.57	4	10.75	4	10.86	4	10.96
安徽	13	8.93	10	9.54	12	9.87	12	10.13	12	10.37
山西	4	9.22	5	10.12	5	10.43	5	10.56	6	10.67
Panel C 金融生态环境相关指标评价										
项目		浙江		广东		安徽		山西		
各省份金融生态环境排名		3		4		11		14		
各省份个人诚信文化排名		3		11		12		13		
各省份诚信文化排名		4		5		9		20		

数据来源: 表 1 中 Panel A 与 Panel B 根据樊纲等撰写的《中国市场化指数: 各地区市场化相对进程 2011 年报告》一文整理得到; 表 1 中 Panel C 则根据王国刚和冯光华(2015)撰写的《中国地区金融生态环境评价(2013—2014)》一文整理得到

业对非财务利益相关者的需求关注度。但是我国有关企业社会责任信息披露的正式制度建设起步较晚, 在通过正式制度规范企业信息披露行为的同时, 更应该关注我国在几千年历史沉淀中缓慢形成而影响深远的非正式制度。已有研究发现, 企业良好的文化氛围可以培养出优秀的会计信息披露主体^[8]; 环境保护作为企业承担社会责任的重要组成部分, 其有关于环境信息的披露水平和质量也得益于中华优秀传统文化的积极影响, 呈现显著提高的趋势^[9]; 并且企业所在地的宗教信仰程度和文化氛围越高, 会计信息透明度也将越高^[10]。由此可见, 传统文化的思想精髓不仅有利于社会生活的有序开展, 也对公司治理行为产生了道德约束的积极影响。

从社会责任的角度来看, 企业社会责任信息披露水平作为企业承担社会责任程度的重要衡量指标, 是国内外学术界和实务界一直关注的重点。在我国社会转型的特殊时期, 传统文化价值体系的深层次影响将有可能弥补正式制度失灵

时企业社会责任履行、信息披露面临的制度性困局。企业家应该努力培养社会责任领导力, 与组织内外多方利益相关者建立并培养和维持相互信任的关系以推进企业愿景的形成^[11], 同时企业应该本着“推己及人”的思想去组织日常经营, 为社会创造财富的同时也要积极推动其对利益相关者承担社会责任的义务履行^[12]。我国的传统文化比如孔孟主张的义利观以及“亲亲仁孝、天人合一”的思想对于影响和建构企业家及企业社会责任观念都具有重要的现实意义和实践意义。

根据上述理论分析, 本文提出假设 1:

H1: 商帮文化与企业社会责任信息披露水平之间存在正相关关系。

(二) 商帮文化与企业社会责任信息披露: 制度环境的调节作用

制度环境对于组织的结构和行为有着重要的影响, 组织要获得社会支持和存在的合法地位就必须遵循它所处的制度环境^[1]。每个企业总是置身于特定的制度环境之中, 并根据所处的制度

环境来适时调整企业的发展战略,因此,制度环境在很大范围内影响着企业的治理结构、创新活动、社会责任的履行^[13],同时又以细微、普遍的方式影响着组织与个人的行为^[14],进一步可以影响到企业的决策与战略制定。

在转型国家或新兴经济体当中,经济发展与制度环境改善并驾齐驱,因此,我国各地区市场化进程通常被研究者们作为地区制度环境的代理变量,由于我国改革开放的不均衡性,导致不同地区之间在资源配置、政府干预程度等诸多方面存在显著的差异。在市场化程度较低的地区,企业披露的社会责任信息水平与企业财务绩效之间呈现显著正相关关系^[15]。这是因为在制度安排较为不发达的地区,企业披露的社会责任信息成了向利益相关者传递积极信号的一种非市场化战略手段,其能够有效弥补制度缺失环境中的信息不透明和缺乏有效监督的不足^[16],从而降低交易成本,提升企业业绩。相反在市场化程度较高的经济环境中,企业因受到更多的制度压力而不得不履行社会责任,基于企业社会责任工具假说,即便企业披露了社会责任信息,也倾向于象征性披露^[17],其目的是为了通过“洗绿”提高企业形象,进而实施信息披露操控的自利行为。同时,在市场化进程快的地区,市场规则较为明确,政府对市场的干预更低,当地企业的生产经营活动受到政策因素的影响更小^[18],企业社会责任信息披露带来的边际经济收益相对较低,这可能对企业社会责任信息披露质量产生不利影响。相反,在市场化程度较低的制度环境中,基于合法性理论,当地企业可以通过披露社会责任信息提高组织合法性^[19],因此,在制度保障和资源供给都不占优势的情况下,其通过较高的社会责任信息披露水平,向利益相关者发出互惠承诺的信号,通过建立良好声誉来降低交易成本,提高信息透明度以获得投资者青睐,进而提高规制合法地位,建立政治联系,获得政府扶持^[20]。

我国现代商帮文化在本质上是一种集体层面的市场性社会资本,随着各地区经济转型的推进,商帮团体中的企业必然要与商业同行、上下游伙伴等市场主体之间产生越来越复杂的互动交往行为,因此商帮团体对“集体合作式互惠”

的理念也越来越重视,一方面,由于其天然的“诚信契约”属性,使得商帮文化这种非正式制度逐渐演化为不成文的规范在社会中共享^[21]。因此,当正式制度尚不完备或无法充分发挥作用,此时商帮文化作为一种非正式制度,会成为重要的替代机制^[22],进而成为企业普遍接受的价值观和行为准则,在实现经济效益的同时,也将尽可能遵守“为富为仁”的文化传统^[23],努力契合利益相关者期待,承担社会责任信息披露的义务。另一方面,根据制度逃离理论,当正式制度不健全使得企业的基本权力得不到保护时,其会寻求将经营活动和资产转移到更加完善的环境中去^[24],因此受益于商帮文化的隐形积极作用,企业为了维持来之不易的外部规范化管理,势必会约束自身的生产经营行为,承担更多的社会责任。根据上述理论分析,本文提出假设2:

H2: 制度环境缓解了商帮文化与企业社会责任信息披露水平之间的正相关关系。

三、研究模型与变量设计

假设 H1 预测商帮文化与民营上市公司社会责任信息披露水平之间存在正相关关系,本研究采用模型(1)进行检验:

$$CSR D = \alpha_0 + \alpha_1 MGC + \alpha_2 FIRST + \alpha_3 SIZE + \alpha_4 CASH + \alpha_5 LEV + \alpha_6 ROE + \alpha_7 GDP + \alpha_8 INCOME + \alpha_9 PC + \sum Year + \sum industry + \varepsilon \quad (1)$$

假设 H2 预测在民营上市公司社会责任信息披露方面,商帮文化和地区制度环境之间存在替代效应,本研究采用模型(2)进行检验:

$$CSR D = \beta_0 + \beta_1 MGC + \beta_2 MKT + \beta_3 MGC * MKT + \beta_4 FIRST + \beta_5 SIZE + \beta_6 CASH + \beta_7 LEV + \beta_8 ROE + \beta_9 GDP + \beta_{10} INCOME + \beta_{11} PC + \sum year + \sum industry + \varepsilon \quad (2)$$

因变量 *CSR D* 为民营上市公司社会责任信息披露水平的代理变量。本文借鉴李志斌和章铁生^[25]的做法,以利益相关者理论为基础,将企业利益相关者具体分为股东、债权人、环境、员工、供应商、顾客、政府和社区等8大类,共涉及企业社会责任报告的12个子项目的信息披露,以

此为依据给每个具体的子项目赋值, 若企业的企业社会责任报告披露有关某一子项目的信息, 则赋值为 1, 否则为 0。将各个项目的哑变量加总得到反映样本公司的社会责任信息披露总得分, 在此基础上获得企业社会责任信息披露水平这一变量。社会责任信息披露水平 *CSR*D 各项指标具体定义如表 2 所示。在理论上, 本研究中因变量 *CSR*D 的最小值为 0, 最大值为 12, 根据因变量特征, 采用 Ordered Logit 回归方法。

费孝通^[26]在《乡土中国》一书中提出“差序格局”的概念, 形象地概括了中国传统社会的社会结构和人际关系的特点, “差序格局”这个概念揭示了中国社会的人际关系是以己为中心、逐渐向外推移的, 这一理论被中国的大多数社会学者所认同。基于“差序格局”理论基础以及数据可得性的考虑, 本研究以地缘关系为出发点构建商帮文化变量 *MGC_R*, 基于地缘关系的商帮文化 *MGC_R* 替代变量的定义如下。

连续变量 *MGC* 根据我国明清时期“十大商帮”的相关信息构建; “十大商帮”具体包括: “晋商”“徽商”“粤商”“甬商”“龙游”“洞庭”“江右”“秦商”“鲁商”以及“闽

商”^[27]。这十大商帮涵盖中国 38 个地理起源地, 包括: 平遥、祁县、榆次、太谷和临汾(晋商); 歙县、休宁、婺源、祁门、黟县、绩溪(徽商); 广州、潮州、汕头、汕尾、梅州(粤商); 鄞县、奉化、慈溪、镇海、定海、象山(甬商); 龙游、常山、衢县、开化、江山(龙游); 吴县(洞庭); 景德镇、樟树镇、河口镇、吴城镇(江右); 泾阳、三原(秦商); 周村(鲁商); 福州、泉州、莆田(闽商)。在上述地理起源地的基础上构建 *MGC_R* ($R=20, 40, 60, 80, 100\text{ km}$), 计算上市公司注册地方圆 $R\text{ km}$ 半径内的商帮地理起源地数量^[28]。

本文将樊纲等^[29]提供的我国各地区的市场化指数 *MKT* 作为制度环境的替代变量, 这一做法能够在一定程度上刻画我国各个地区间制度环境的客观差异性。

借鉴 Zhang et al^[30]、Amato 和 Amato^[31]的做法, 设置其他控制变量如下: *ROE* 为当年净利润除以年初净资产; *SIZE* 为年初总资产的自然对数; *LEV* 为年初资产负债率; *CASH* 为年初现金及现金等价物与年初总资产的比率; *FIRST* 为第一大股东的持股比例, 用来控制大股东因素对企业社会责任信息披露水平的影响; *PC* 为政治联

表 2 社会责任信息披露水平 *CSR*D 具体定义表

企业社会责任报告具体项目	项目定义
(1)是否经第三方机构审验	若企业社会责任报告经第三方机构审验, 则赋值为 1, 否则为 0
(2)是否参照 GRI《可持续发展报告指南》	若企业社会责任报告参照 GRI《可持续发展报告指南》披露, 则赋值为 1, 否则为 0
(3)是否披露股东权益保护	若企业社会责任报告披露有关股东权益保护信息, 则赋值为 1, 否则为 0
(4)是否披露债权人权益保护	若企业社会责任报告披露有关债权人权益保护信息, 则赋值为 1, 否则为 0
(5)是否披露职工权益保护	若企业社会责任报告披露有关职工权益保护信息, 则赋值为 1, 否则为 0
(6)是否披露供应商权益保护	若企业社会责任报告披露有关供应商权益保护信息, 则赋值为 1, 否则为 0
(7)是否披露客户及消费者权益保护	若企业社会责任报告披露有关客户及消费者权益保护信息, 则赋值为 1, 否则为 0
(8)是否披露环境和可持续发展	若企业社会责任报告披露有关环境和可持续发展信息, 则赋值为 1, 否则为 0
(9)是否披露公共关系和社会公益事业	若企业社会责任报告披露有关公共关系和社会公益事业信息, 则赋值为 1, 否则为 0
(10)是否披露社会责任制度建设及改善措施	若企业社会责任报告披露有关社会责任制度建设及改善措施信息, 则赋值为 1, 否则为 0
(11)是否披露安全生产内容	若企业社会责任报告披露有关安全生产内容信息, 则赋值为 1, 否则为 0
(12)是否披露公司存在的不足	若企业社会责任报告披露有关公司存在的不足信息, 则赋值为 1, 否则为 0

系变量,若董事长或总经理曾经为政府官员、政协委员或人大代表,则取值为1,否则取值为0,用来控制政治联系对企业社会责任信息披露水平的影响^[32]; *GDP* 为各省年度人均国内生产总值的自然对数,用来控制地区经济发展水平对企业社会责任信息披露水平的影响; *INCOME* 为各省年度职工平均货币工资的自然对数,用来控制地区人均收入水平对企业社会责任信息披露水平的影响; *INDUST* 为20个行业哑变量; *YEAR* 为12个年度哑变量。

四、样本选择与描述性统计

(一) 样本选择与数据来源

本研究以2006—2017年我国A股民营上市公司为研究对象,并执行如下的样本选择程序:(1)由于金融行业特殊性的影响剔除了金融行业样本观测值;(2)剔除了ST类、其他缺失数据的样本观测值;(3)剔除最终控制人为民营控制(自然人控制)以外的样本观测值。国泰安CSMAR数据库中企业社会责任信息披露数据起始于2006年,因此,本研究将2006年作为起始样本期间;

为了控制异常值对回归结果的不利影响,对所有连续变量1%~99%分位数以外的观测值进行了Winsorize处理;最终得到13388个样本观测值。本研究将上市公司最终控制人为自然人的情形界定为民营控制。

本研究手工收集了上市公司注册地的经纬度数据并计算了商帮文化变量,制度环境数据来自《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2016年报告》^[29],其他所有相关数据均来自国泰安CSMAR数据库。

(二) 描述性统计与相关分析

根据表3,可以看出:(1)企业社会责任披露水平*CSR*D的均值为1.0676,这说明民营上市公司的社会责任信息披露内容相对匮乏。(2)商帮文化变量*MGC*_{*R*}(*R*=20, 40, 60, 80, 100 km)的均值分别为0.1064、0.2147、0.3607、0.5419和0.7628,这说明,平均来看,以民营上市公司注册点为中心、方圆100 km以内,商帮文化起源地的个数较低。(3)*ROE*的均值为0.0710(中位数为0.0743),这说明样本公司当年净资产收益率的均值为7.10%(中位数为7.43%);公司规模*SIZE*的均值为21.5086(中位数为21.4041)、标准差为

表3 主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值
<i>CSR</i> D	13 388	1.067 6	2.715 3	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	11.000 0
<i>MGC</i> 20	13 388	0.106 4	0.355 4	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	3.000 0
<i>MGC</i> 40	13 388	0.214 7	0.587 9	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	4.000 0
<i>MGC</i> 60	13 388	0.360 7	0.936 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	6.000 0
<i>MGC</i> 80	13 388	0.541 9	1.098 4	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	6.000 0
<i>MGC</i> 100	13 388	0.762 8	1.251 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	7.000 0
<i>ROE</i>	13 388	0.071 0	0.100 3	-0.504 4	0.036 8	0.074 3	0.115 1	0.327 9
<i>SIZE</i>	13 388	21.508 6	1.025 7	19.318 7	20.760 7	21.404 1	22.140 3	24.569 7
<i>LEV</i>	13 388	0.377 2	0.202 9	0.041 1	0.211 3	0.360 0	0.524 0	0.868 0
<i>CASH</i>	13 388	0.218 1	0.162 5	0.012 2	0.100 7	0.168 9	0.290 5	0.758 1
<i>FIRST</i>	13 388	0.326 6	0.141 4	0.013 5	0.221 7	0.305 1	0.420 0	0.705 3
<i>PC</i>	13 388	0.418 0	0.493 2	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0	1.000 0
<i>GDP</i>	13 388	10.905 0	0.518 1	9.293 9	10.596 7	10.989 5	11.301 4	11.767 5
<i>INCOME</i>	13 388	9.906 8	0.382 6	8.838 0	9.687 0	9.935 9	10.176 4	10.652 6
<i>MKT</i>	13 388	7.906 2	1.685 9	-0.300 0	6.790 0	8.060 0	9.350 0	9.950 0

1.025 7; *LEV* 的均值为 0.377 2(中位数为 0.360 0), 这说明样本公司年初财务杠杆的均值为 37.72%(中位数为 36%); *CASH* 的均值为 0.218 0(中位数为 0.168 9); 大股东持股比例 *FIRST* 的均值为 0.326 6(中位数为 0.305 1); 制度环境 *MKT* 的均值为 7.906 2(中位数为 8.060 0)。(4)*GDP* 的均值为 10.905 0、*INCOME* 的均值为 9.906 8, 这分别说明样本公司所在各省份每年的人均国内生产总值的平均值为 54 447 元, 职工人均货币收入为 20 066 元; *PC* 的均值为 0.418 0, 这说明 42% 的观测样本的董事长或总经理具有政治联系。

表 4 给出了各变量之间的 Pearson 相关系数, 可看出: (1)商帮文化变量 *MGC_R*(*R*=20, 40, 60, 80, 100 km)与 *CSRD* 之间的相关系数分别为 0.065 3、0.042 5、0.029 9、0.049 7 和 0.049 9, 且均在 1%的水平下显著, 说明商帮文化与社会信任信息的披露水平显著正相关, 这与假设 H1 的理论预测是一致的; (2)制度环境变量 *MKT* 与 *CSRD* 的相关系数为-0.016 5 且在 10%的水平下显著, *MKT* 与 *MGC_R*(*R*=20, 40, 60, 80, 100 km)的相关系数分别为 0.134 7、0.137 0、0.160 3、0.210 3 和 0.285 8 且均在 1%的水平下显著; (3) *CSRD* 与控制变量 *FIRST*、*SIZE*、*CASH*、*LEV*、

ROE、*PC* 之间均存在一定的相关性, 在后续的回归分析中需要控制这些变量对社会责任信息披露水平的潜在影响。

五、实证结果分析

(一) 商帮文化与社会 responsibility 信息披露水平

假设 1 预测商帮文化与民营上市公司社会责任信息披露水平之间存在正相关关系。表 5 则报告了因变量为 *CSRD* 时的 OLOGIT 回归结果。在 OLOGIT 回归下, 列(1)的 *MGC_20* 的回归系数为 0.451 8、*Z* 值为 2.843 8(1%水平显著); 列(2)的 *MGC_40* 的回归系数为 0.193 6、*Z* 值为 2.215 4 (5%水平显著); 列(3)的 *MGC_60* 的回归系数为 0.072 4、*Z* 值为 1.391 2(10%水平不显著); 列(4)的 *MGC_80* 的回归系数为 0.114 5、*Z* 值为 2.375 1(5%水平显著); 列(5)的 *MGC_100* 的回归系数为 0.101 2、*Z* 值为 2.277 0(5%水平显著)。上述主要研究发现与假设 H1 的理论预测是一致的, 这说明商帮文化与民营企业的社会责任信息披露水平之间存在正相关关系, 商帮文化有助于提升民营上市公司的社会责任信息披露水平, 因

表 4 Pearson 相关系数矩阵

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>CSRD</i>	(1) 1.000 0							
<i>MGC20</i>	(2) 0.065 3***	1.000 0						
<i>MGC40</i>	(3) 0.042 5***	0.819 3***	1.000 0					
<i>MGC60</i>	(4) 0.029 9***	0.759 6***	0.898 5***	1.000 0				
<i>MGC80</i>	(5) 0.049 7***	0.694 7***	0.798 2***	0.909 9***	1.000 0			
<i>MGC100</i>	(6) 0.049 9***	0.595 5***	0.688 1***	0.816 9***	0.915 9***	1.000 0		
<i>ROE</i>	(7) 0.104 6***	0.006 6	-0.004 1	0.004 9	0.006 5	0.013 1	1.000 0	
<i>SIZE</i>	(8) 0.291 1***	0.004 9	0.000 7	0.017 4**	0.023 1***	0.024 8***	0.157 3***	1.000 0
<i>LEV</i>	(9) 0.089 0***	0.012 6	0.001 0	0.017 9**	0.023 0***	0.014 2*	-0.107 5***	0.421 5***
<i>CASH</i>	(10) -0.062 1***	-0.023 8***	-0.023 1***	-0.027 7***	-0.030 6***	-0.029 5***	0.136 4***	-0.250 8***
<i>FIRST</i>	(11) -0.025 2***	0.007 8	0.017 5**	0.024 5***	0.014 3*	0.025 8***	0.151 3***	0.070 8***
<i>PC</i>	(12) 0.092 1***	0.025 9***	0.031 1***	0.014 2	0.016 3*	0.028 0***	0.034 7***	0.072 1***
<i>GDP</i>	(13) 0.031 2***	0.056 5***	0.054 4***	0.070 3***	0.109 4***	0.157 6***	0.059 8***	0.169 3***
<i>INCOME</i>	(14) 0.042 6***	0.057 6***	0.056 3***	0.071 7***	0.101 8***	0.159 4***	0.050 1***	0.191 8***
<i>MKT</i>	(15) -0.016 5*	0.134 7***	0.137 0***	0.160 3***	0.210 3***	0.285 8***	0.059 0***	0.086 3***

注: ***, **、*分别表示 1%、5%、10%水平以下显著

表5 商帮文化与企业社会责任信息披露水平的 OLOGIT 回归结果

变量	OLOGIT 回归				
	(1) 系数(Z 值)	(2) 系数(Z 值)	(3) 系数(Z 值)	(4) 系数(Z 值)	(5) 系数(Z 值)
<i>MGC20</i>	0.451 8*** (2.843 8)				
<i>MGC40</i>		0.193 6** (2.215 4)			
<i>MGC60</i>			0.072 4 (1.391 2)		
<i>MGC80</i>				0.114 5** (2.375 1)	
<i>MGC100</i>					0.101 2** (2.277 0)
<i>ROE</i>	2.542 5*** (4.775 7)	2.568 7*** (4.814 9)	2.543 6*** (4.794 1)	2.565 9*** (4.803 9)	2.569 0*** (4.823 2)
<i>SIZE</i>	0.882 9*** (13.459 0)	0.880 9*** (13.500 6)	0.879 6*** (13.509 0)	0.878 9*** (13.469 1)	0.877 5*** (13.475 4)
<i>LEV</i>	-0.698 5** (-1.964 6)	-0.705 5** (-1.982 6)	-0.714 1** (-2.012 7)	-0.725 7** (-2.039 1)	-0.725 0** (-2.036 5)
<i>CASH</i>	-0.706 4** (-2.163 4)	-0.733 2** (-2.242 3)	-0.749 4** (-2.296 8)	-0.731 8** (-2.230 3)	-0.729 2** (-2.221 3)
<i>FIRST</i>	-1.376 9*** (-3.304 5)	-1.385 7*** (-3.315 8)	-1.381 9*** (-3.319 7)	-1.372 6*** (-3.283 4)	-1.380 0*** (-3.310 3)
<i>PC</i>	0.349 3*** (3.124 7)	0.350 9*** (3.130 6)	0.356 6*** (3.185 5)	0.353 4*** (3.150 4)	0.351 9*** (3.138 4)
<i>GDP</i>	-0.535 2* (-1.951 4)	-0.535 9* (-1.955 9)	-0.540 6** (-1.978 1)	-0.546 4** (-1.983 8)	-0.522 4* (-1.887 8)
<i>INCOME</i>	0.835 6* (1.757 7)	0.863 1* (1.817 0)	0.894 1* (1.895 3)	0.817 0* (1.709 5)	0.730 2 (1.502 1)
<i>Industry and Year</i>	Control	Control	Control	Control	Control
<i>Obs.</i>	13 388	13 388	13 388	13 388	13 388
<i>Pseudo_R²</i>	0.097 4	0.096 1	0.095 3	0.096 4	0.096 3

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%水平以下显著；括号内的 Z-value 进行了样本公司的 Clustering 调整，表 6-11 同

此，商帮文化作为一种集体层面的市场性社会资本，对民营企业提升社会责任信息披露水平具有一定的促进作用，意味着现代商帮文化通过促进企业履行社会责任(社会责任信息披露)体现出了一定的社会利他性，这也是我国企业家的诚信契约精神在商业实践活动中的重要体现。其他控制变量的相关结果如下：*FIRST* 的回归系数均在 1%

的水平下显著为负，这说明民营企业集中的所有权结构对企业社会责任信息披露水平具有一定负面影响；*SIZE* 的回归系数均在 1%的水平下显著为正，说明大规模公司的社会责任信息披露水平更高；*GDP* 的回归系数在 10%的水平上显著负相关，这在一定程度上说明地区经济发展水平对企业社会责任信息披露水平的影响呈现出一定

的负面效应;除了第(5)列, *INCOME* 的回归系数均在 10%的水平上显著正相关,这在一定程度上说明地区人均收入水平对企业社会责任信息披露水平的影响呈现出一定的正面效应;PC 回归系数在 1%的水平下显著为正,这说明董事长或总经理的政治联系有助于企业提高社会责任信息披露水平。

(二)商帮文化与企业社会责任信息披露:制度环境的调节作用

假设 2 预测制度环境能够削弱商帮文化与企业社会责任信息披露水平之间的正相关关系,即地区制度环境与商帮文化之间存在替代关系。当因变量为 *CSR* 时,表 6 中采用交乘项

*MKT*MGC_R* 对这一研究假设进行检验。结合表 5 关于假设 1 的回归结果,从表 6 中可看出:在 OLOGIT 回归下,列(1)的 *MKT*MGC_20* 的回归系数分别为-0.528 0、Z 值为-3.146 9(1%水平显著);列(2)的 *MKT*MGC_40* 的回归系数分别为-0.220 7、Z 值为-2.083 5(5%水平显著);列(3)的 *MKT*MGC_60* 的回归系数分别为-0.077 9、Z 值为-1.516 4(10%水平下不显著);列(4)的 *MKT*MGC_80* 的回归系数分别为-0.074 7、Z 值为-1.773 8(10%水平显著);列(5)的 *MKT*MGC_100* 的回归系数分别为-0.070 9、Z 值为-1.918 6(10%水平显著)。表 6 的回归结果与假设 H2 的理论预测是一致的,这说明制度环境与商帮文化之间存

表 6 商帮文化、制度环境与社会信息披露水平的 OLOGIT 回归结果

变量	OLOGIT 回归				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	系数(Z 值)	系数(Z 值)	系数(Z 值)	系数(Z 值)	系数(Z 值)
<i>MKT*MGC20</i>	-0.528 0*** (-3.146 9)				
<i>MKT*MGC40</i>		-0.220 7** (-2.083 5)			
<i>MKT*MGC60</i>			-0.077 9 (-1.516 4)		
<i>MKT*MGC80</i>				-0.074 7* (-1.773 8)	
<i>MKT*MGC100</i>					-0.070 9* (-1.918 6)
<i>MGC20</i>	5.100 8*** (3.411 1)				
<i>MGC40</i>		2.141 8** (2.247 7)			
<i>MGC60</i>			0.780 4* (1.675 9)		
<i>MGC80</i>				0.789 0** (2.067 9)	
<i>MGC100</i>					0.745 4** (2.230 8)
<i>MKT</i>	-0.121 9* (-1.934 4)	-0.114 8* (-1.813 5)	-0.119 1* (-1.910 8)	-0.128 5** (-2.035 9)	-0.133 2** (-2.092 0)
Control	YES	YES	YES	YES	YES
Industry and Year	Control	Control	Control	Control	Control
Obs.	13 388	13 388	13 388	13 388	13 388
Pseudo_R2	0.102 7	0.099 8	0.097 3	0.098 9	0.099 2

在替代关系,即地区制度环境弱化了商帮文化对民营上市公司社会责任信息披露水平的促进效应,表现为在较差的地区制度环境中,商帮团体更能够发挥其传承的“诚信契约精神”,以弥补制度环境约束力弱化的制度安排,从而更积极地帮助企业建立互惠互信的社会关系网络,进而提高民营企业社会责任履行意识。

六、进一步检验与分析

(一) 进一步讨论

社会责任作为企业必须承担的义务,其最基本的要求就是要考虑到利益相关者的需求,而股东、债权人、职工、供应商与客户作为企业最重要的利益相关者,对上述五类主体负责是体现企业承担社会责任的基本标准,因此本文进一步缩小社会责任信息披露内容的涵盖范围,选择将企业是否披露股东权益保护信息(*SHDER*)、是否披露债权人权益保护信息(*CRTOR*)、是否披露职工权益保护信息(*EMPL*)、是否披露供应商权益保护信息(*SUPP*)以及是否披露客户及消费者权益保护信息(*CUST*)等五项主要内容作为企业社会责任信息披露水平的替代变量,进一步检验相关假设。表7仅报告了商帮文化变量 *MGC_100* 下的相关回归结果。

在 LOGIT 回归下,列(1)的 *MGC_100* 的回归系数为 0.114 7、Z 值为 2.410 5(5%水平显著);列(2)的 *MGC_100* 的回归系数为 0.116 6、Z 值为 2.292 6(5%水平显著);列(3)的 *MGC_100* 的回归

系数为 0.113 0、Z 值为 2.382 7(5%水平显著);列(4)的 *MGC_100* 的回归系数为 0.120 1、Z 值为 2.539 1(5%水平显著);列(5)的 *MGC_100* 的回归系数为 0.107 5、Z 值为 2.219 6(5%水平显著)。这说明商帮文化均促进了企业对股东、债权人、职工、供应商与客户的社会责任信息披露水平,这些回归结果进一步支持假设 H1 的理论预测。

本文进一步检验了当因变量为社会责任信息披露的单项内容时,制度环境对商帮文化与企业社会责任信息披露水平之间关系的影响。根据表8,可以看出:在 LOGIT 回归下,列(1)~列(5)中, *MKT*MGC_100* 的回归系数为-0.070 0(Z 值为-1.822 5、在 10%水平下显著), -0.100 0(Z 值为-2.716 6、在 1%水平下显著), -0.066 9(Z 值为-1.750 1、在 10%水平下显著), -0.084 1(Z 值为-2.245 8、在 5%水平下显著), -0.064 1(Z 值为-1.697 6、在 10%水平下显著)。上述结果进一步表明,对民营企业社会责任信息披露行为而言,地区制度环境与商帮文化之间存在替代关系,假设 H2 的理论预测进一步得到支持。

(二) 商帮文化的替代变量

本文借鉴 Du^[33]、Kanagaretnam et al^[28]的做法,计算每个上市公司注册地与上述地理起源地之间的距离,经手工整理后上市公司的注册地与地理起源地之间的距离共有 38 个,本文选取其中前 1~5 个最小距离的平均值,为保持与前文 *MGC_R* 的系数符号一致,本文进行了负对数化处理。如表9所示, *RMGC_DIS1*、*RMGC_DIS2*、*RMGC_DIS3*、*RMGC_DIS4*、*RMGC_DIS5* 分别作为商帮文化连续变量 *MGC_R* 的替代变量,该值

表7 假设 H1 商帮文化与企业社会责任信息披露水平单项的 LOGIT 回归结果

变量	LOGIT 回归				
	(1)SHDER 系数(Z 值)	(2)CRTOR 系数(Z 值)	(3)EMPL 系数(Z 值)	(4)SUPP 系数(Z 值)	(5)CUST 系数(Z 值)
<i>MGC100</i>	0.114 7** (2.410 5)	0.116 6** (2.292 6)	0.113 0** (2.382 7)	0.120 1** (2.539 1)	0.107 5** (2.219 6)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Industry and Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Obs.</i>	13 388	13 388	13 388	13 388	13 388
<i>Pseudo_R2</i>	0.156 5	0.110 1	0.155 8	0.138 4	0.154 8

表 8 假设 H2 商帮文化与企业社会责任信息披露水平单项的 LOGIT 回归结果

变量	LOGIT 回归				
	(1)SHDER 系数(Z 值)	(2)CRTOR 系数(Z 值)	(3)EMPL 系数(Z 值)	(4)SUPP 系数(Z 值)	(5)CUST 系数(Z 值)
<i>MKT*MGC100</i>	-0.070 0* (-1.822 5)	-0.100 0*** (-2.716 6)	-0.066 9* (-1.750 1)	-0.084 1** (-2.245 8)	-0.064 1* (-1.697 6)
<i>MGC100</i>	0.753 0** (2.189 3)	0.997 7*** (3.046 9)	0.723 2** (2.112 4)	0.872 7*** (2.619 7)	0.693 6** (2.059 5)
<i>MKT</i>	-0.164 8** (-2.446 3)	-0.087 6 (-1.277 8)	-0.160 0** (-2.381 0)	-0.113 0 (-1.450 2)	-0.170 6** (-2.520 5)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Industry and Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Obs.</i>	13 388	13 388	13 388	13 388	13 388
<i>Pseudo_R2</i>	0.162 0	0.115 9	0.161 0	0.143 3	0.160 1

表 9 商帮文化与企业社会责任信息披露水平的回归结果: 改变商帮文化度量方式

变量	OLOGIT 回归				
	(1) 系数(Z 值)	(2) 系数(Z 值)	(3) 系数(Z 值)	(4) 系数(Z 值)	(5) 系数(Z 值)
<i>RMGC_DIS1</i>	0.209 3*** (3.863 7)				
<i>RMGC_DIS2</i>		0.227 1*** (2.945 7)			
<i>RMGC_DIS3</i>			0.234 2*** (2.819 5)		
<i>RMGC_DIS4</i>				0.189 7** (2.267 7)	
<i>RMGC_DIS5</i>					0.176 8** (2.035 3)
<i>Control</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Industry and Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Obs.</i>	13 388	13 388	13 388	13 388	13 388
<i>Pseudo_R2</i>	0.093 0	0.091 1	0.091 0	0.090 6	0.091 2

越大,说明商帮文化起源地与民营上市公司的平均距离越短,商帮文化的影响力越强。

如表 9 所示,在 OLOGIT 回归下,列(1)的 *RMGC_DIS1* 系数为 0.209 3、Z 值为 3.863 7(1% 水平显著);列(2)的 *RMGC_DIS2* 系数为 0.227 1、Z 值为 2.945 7(1% 水平显著);列(3)的 *RMGC_DIS3* 系数为 0.234 2、Z 值为 2.819 5(1% 水平显著);列(4)的 *RMGC_DIS4* 系数为 0.189 7、Z 值为 2.267 7(5% 水平显著);列(5)的 *RMGC_DIS5* 系数为 0.176 8、Z 值为 2.035 3(5%

水平显著)。上述研究发现与假设 H1 的理论预测一致,即商帮文化会增强民营企业的社会责任感,进而促进其社会责任信息披露水平,这说明改变商帮文化的度量方式不影响本文结论。

(三) 内生性检验

在本文中,商帮文化 *MGC_R* 均是基于上市公司以及商帮文化起源地的地理位置计算得到,考虑到上市公司注册地的选择受到地区外部环境的影响较大,为了克服上市公司注册地的自选择问题对研究结论的不利影响,本文借鉴 EI

Ghoul et al^[34]的做法,选择省际地区交通便利程度作为工具变量,其具体计算为省际人均高速公路总里程与省际铁路营业总里程之和。本文采用两阶段回归控制潜在的内生性问题,第一阶段回归模型如下:

$$MGC_R = \alpha_0 + \alpha_1 MEANMILE + \alpha_2 ROE + \alpha_3 SIZE + \alpha_4 LEV + \alpha_5 CASH + \alpha_6 FIRST + \alpha_7 PC + \alpha_8 INCOME + \alpha_9 GDP + \sum Year + \sum industry + \varepsilon \quad (3)$$

表10中回归结果显示,当因变量分别为连续变量MGC_R时,MEANMILE的回归系数分别为13.167 6、11.436 0、12.372 7、12.232 7和

11.695 2,并且均在1%的水平上显著,这说明了地区交通便利程度在一定程度上影响了上市公司注册地的选择。

本文选择工具变量法第一阶段的商帮文化与工具变量拟合后得到的MGC_R作为第二阶段回归的自变量,回归结果如表11所示,在OLOGIT回归下,列(1)的MGC20、列(2)的MGC40、列(3)的MGC60、列(4)的MGC80以及列(5)的MGC100的回归系数分别为0.391 3、0.450 5、0.416 4、0.421 2和0.440 5且均在5%的水平下显著。上述研究发现与前文的理论预测是

表10 工具变量与商帮文化变量拟合回归结果

变量	STAGE1 OLOGIT 回归				
	(1)MGC20 系数(Z 值)	(2)MGC40 系数(Z 值)	(3)MGC60 系数(Z 值)	(4)MGC80 系数(Z 值)	(5)MGC100 系数(Z 值)
MEANMILE	13.167 6*** (5.335 6)	11.436 0*** (5.425 4)	12.372 7*** (5.895 1)	12.232 7*** (5.469 8)	11.695 2*** (5.045 7)
Control	YES	YES	YES	YES	YES
Industry and Year	YES	YES	YES	YES	YES
Obs.	13 388	13 388	13 388	13 388	13 388
Pseudo_R2	0.039 5	0.026 5	0.038 5	0.059 1	0.092 9

表11 假设H1工具变量法第二阶段回归结果

变量	OLOGIT 回归				
	(1) 系数(Z 值)	(2) 系数(Z 值)	(3) 系数(Z 值)	(4) 系数(Z 值)	(5) 系数(Z 值)
MGC20	0.391 3** (2.063 3)				
MGC40		0.450 5** (2.063 3)			
MGC60			0.416 4** (2.063 3)		
MGC80				0.421 2** (2.063 3)	
MGC100					0.440 5** (2.063 3)
Control	YES	YES	YES	YES	YES
Industry and Year	YES	YES	YES	YES	YES
Obs.	13 388	13 388	13 388	13 388	13 388
Pseudo_R2	0.096 0	0.096 0	0.096 0	0.096 0	0.096 0

一致的,说明假设 H1 的结论不受内生性影响。

七、结论

我国传统文化在当前社会经济活动和日常生活中究竟发挥着多大的作用,社会学家和经济学者对这一问题答案的探寻从未停止过,但经验证据的匮乏使得过多的理论争鸣略显无力,本文试图从我国传统商帮文化的研究角度入手,借助于国内外相关文献的理论启示与经验做法,初步建立了我国现代商帮文化数据库,同时基于上市公司经济地理特征,通过构造现代商帮文化变量考察了商帮文化与民营上市公司社会责任信息披露水平之间的关系,以此来回答:我国传统商帮文化发扬、继承至今,诚信契约的核心价值观与利他性是否依然是现代商帮文化所固守的内在精神?在我国转型经济快速发展的今天,地区市场化进程不均衡导致的制度环境的差异对现代商帮文化的作用机制产生了怎样的影响?

本文基于 2006—2017 年我国 A 股民营上市公司的公开披露数据,通过研究,较好地回答了上述问题:(1)商帮文化与民营企业社会责任信息披露水平之间存在正相关关系,并且在较差的制度环境中,商帮文化更能发挥对民营企业社会责任履行的促进作用,从而说明地区制度环境与商帮文化对企业社会责任履行的作用机制具有一定的替代性,这也在一定程度上说明了地区制度环境的差异会对商帮文化氛围下的民营企业的社会责任履行意愿带来不同程度的影响。(2)我国传统商帮文化发扬与继承至今,在当前转型市场经济活动中仍在发挥着一定的积极作用,这有助于加深对于我国传统文化与经济发展相结合的重要性的理解。(3)在对传统商帮文化继承和发扬的基础上,现代商帮文化仍然保持了利他性的商业伦理特征,作为一种“本土化”的公司治理机制在促进企业社会责任履行方面仍在继续发挥着一定的积极作用,并且这种文化有利于弥补正式制度安排地区差异化的缺陷。本文的研究启示体现在:(1)商帮文化作为一种集体主义的市场性社会资本,传承千年后仍旧保留了其利他性的核

心价值观,潜移默化地影响了民营企业的经营理念和经济行为,在我国民营企业现代治理制度尚不规范的情况下,客观理解现代商帮文化的影响作用,有助于拓展民营企业相关治理问题的研究思路。(2)从商帮文化的角度出发,探讨其蕴含的传统文化底蕴对民营企业社会责任履行的积极作用,有利于提高民营企业的市场地位和社会形象,为民营企业在我国经济转型期的社会定位提供了有益的实践启示。(3)商帮文化作为商帮团体内部自发形成的一种社会规范,其不仅是传统儒家文化在商业领域的重要体现,更是一种具有社会责任感的企业伦理规范和经营准则,因此,结合我国现代商帮文化特征来尝试解释民营上市公司的社会信息披露水平,有助于我们加深理解商帮文化在参与公司治理过程中的具体路径和作用机制,为进一步提高我国传统文化在社会经济领域中的地位 and 影响力提供有效的理论支持。

需要指出的是,本文的研究存在如下不足:一方面,现代商帮文化作为一种中国式本土化的外部公司治理机制,它如何直接作用于企业高管的价值观形成,仅通过本文很难进行系统的描绘和展现;另一方面,我国商帮在形成早期具有明显的地缘特征,但在全球化和信息化的今天,企业经营和管理的地缘特征已不同于早期的商帮经营环境,未来可通过问卷调查等方法从高管人员核心价值观、地缘特征等方面拓展商帮文化的衡量方法,这也是商帮文化的未来研究方向之一。

参考文献:

- [1] NORTH D C. Institutions, institutional change and economic performance[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
- [2] PUTNAM R. Making democracy work: Civic traditions in modern Italy[M]. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- [3] BOWLES S, GINTIS H. Social capital and community governance[J]. The Economic Journal, 2002, 112(11): 419-436.
- [4] LINS K V, SERVAES H, TAMAYO A. Social capital, trust, and corporate performance: How CSR helped companies during the financial crisis (and why it can keep helping them)[J]. Journal of Applied Corporate

- Finance, 2019, 31(2): 59–71.
- [5] 王廷元. 论徽州商人的义利观[J]. 安徽师范大学学报(哲学社会科学版), 1998, 26(4): 455–462.
WANG Tingyuan. On Huizhou merchant's view of the righteousness[J]. Anhui Normal University Journal (Philosophy and Social Sciences Edition), 1998, 26(4): 455–462.
- [6] 吕福新. 浙商“个众自主-和合”的人文特性和精神品格——“‘浙商’的人文精神”研讨会综述[J]. 管理世界, 2008(1): 57–63.
LV Fuxin. The humanistic and spiritual character of Zhejiang businessmen's "individual autonomy and harmony"——“the humanistic spirit of 'Zhejiang merchants'”——Seminar Summary[J]. Management World, 2008(1): 57–63.
- [7] 申明浩. 后危机时期粤商网络对企业国际化经营的启示[J]. 经济学动态, 2009(12): 74–77.
SHEN Minghao. The enlightenment of the Guangdong business network to the international operation of enterprises in the post-crisis period[J]. Economic, 2009(12): 74–77.
- [8] 刘中林. 谈会计行为规范[J]. 会计研究, 2000(5): 71.
LIU Zhonglin. Talk about the code of accounting conduct[J]. Accounting Research, 2000(5): 71.
- [9] 毕茜, 顾立盟, 张济建. 传统文化、环境制度与企业环境信息披露[J]. 会计研究, 2015(3): 12–19.
BI Qian, GU Limen, ZHANG Jijian. Traditional culture, environmental system and enterprise environmental information disclosure[J]. Accounting Research, 2015(3): 12–19.
- [10] DYRENG S D, MAYEW W J, WILLIAMS C D. Religious social norms and corporate financial reporting[J]. Journal of Business Finance and Accounting, 2012, 39(7–8): 845–875.
- [11] MAAK T, PLESS N M. Responsible leadership in a stakeholder society—A relational perspective[J]. Journal of Business Ethics, 2006, 66(1): 99–115.
- [12] 田虹, 王汉瑛. 异质性企业社会责任的“前门”机制和“后门”机制——来自中国上市公司的经验证据[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2016, 22(1): 114–122.
TIAN Hong, WANG Hanxuan. "Front door" mechanism and "back door" mechanism of heteroglytic CSR: Empirical evidence from listed companies in China. Journal of Central South University: Social Sciences, 2016, 22 (1): 114–122.
- [13] MEYER K E, ESTRIN S, BHAUMIK S K, PENG M W. Institutions, resources and entry strategies in emerging economies[J]. Strategic Management Journal, 2009, 30(1): 61–80.
- [14] SCOTT W R. Institutions and organizations[M]. New York City: Sage Publication, 1995.
- [15] SU W, PENG M W, TAN W, et al. The signaling effect of corporate social responsibility in emerging economies[J]. Journal of Business Ethics, 2016, 134(3): 479–491.
- [16] EL GHOUL S, GUEDHAMI O, KIM Y. Country-level institutions, firm value, and the role of corporate social responsibility initiatives[J]. Journal of International Business Studies, 2017, 48(3): 360–385.
- [17] 张正勇, 戴泽伟. 财务透明度, 市场化进程与企业社会责任报告鉴证效应[J]. 管理科学, 2017, 30(2): 132–147.
ZHANG Zhengyong, DAI Zewei. Financial transparency, marketization process and corporate social responsibility reporting forensic effects[J]. Management Science, 2017, 30(2): 132–147.
- [18] 程新生, 谭有超, 刘建梅. 非财务信息, 外部融资与投资效率——基于外部制度约束的研究[J]. 管理世界, 2012(7): 137–150.
CHENG Xincheng, TAN Youchao, LIU Jianmei. Non-financial information, external financing and investment efficiency——Research based on external institutional constraints[J]. Management World, 2012(7): 137–150.
- [19] SCHERER A G, PALAZZO G. Toward a political conception of corporate responsibility: Business and society seen from a Habermasian perspective[J]. Academy of Management Review, 2007, 32(4): 1096–1120.
- [20] MARQUIS C, QIAN C. Corporate social responsibility reporting in China: Symbol or substance?[J]. Organization Science, 2014, 25(1): 127–148.
- [21] HELMKE G, LEVITSKY S. Informal institutions and comparative politics: A research agenda[J]. Perspectives on Politics, 2004, 2(4): 725–740.
- [22] PARK S H, LUO Y. Guanxi and organizational dynamics: Organizational networking in Chinese firms[J]. Strategic Management Journal, 2001, 22(5): 455–477.
- [23] 修宗峰, 周泽将. 商帮文化情境下民营上市公司业绩对慈善捐赠的影响[J]. 管理学报, 2018, 15(9): 1347–1358.
XIU Zongfeng, Zhou Zejiang. The impact of the performance of private listed companies on charitable donations under the context of the commercial culture[J]. Journal of Management, 2018, 15(9): 1347–1358.
- [24] WITT M A, LEWIN A Y. Outward foreign direct investment as escape response to home country institutional constraints[J]. Journal of International Business Studies, 2007, 38(4): 579–594.
- [25] 李志斌, 章铁生. 内部控制, 产权性质与社会责任信息披露——来自中国上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2017(10): 86–92.

- LI Zhibin, ZHANG Tiesheng. Internal control, property rights and social responsibility disclosure——Empirical evidence from listed companies in China[J]. *Accounting Research*, 2017(10): 86–92.
- [26] 费孝通. 乡土中国[M]. 上海: 上海观察社, 1948: 23–46.
- FEI Xiaotong. *Native China*[M]. Shanghai: Shanghai Observatory, 1948: 23–46.
- [27] DU X Q, WENG J Y, ZENG Q, PEI H M. Culture, marketization, and owner-manager agency costs: A case of merchant guild culture in China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 143(2): 353–86.
- [28] KANAGARETNAM K, XIU Z, ZHOU Z. Does culture matter for corporate philanthropic giving?[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2019, 55(10): 2365–2387.
- [29] 樊纲, 王小鲁, 余静文. 中国分省份市场化指数报告: 2016[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- FAN Gang, WANG Xiaolu, YU Jingwen. *China Sub-Province marketization index report: 2016*[M]. Beijing: Social Science Literature Press, 2017.
- [30] ZHANG R, ZHU J, YUE H, ZHU C. Corporate philanthropic giving, advertising intensity and industry competition level[J]. *Journal of Business Ethics*, 2010, 94(1): 39–52.
- [31] AMATO L H, AMATO C H. Retail philanthropy: Firm size, industry, and business cycle[J]. *Journal of Business Ethics*, 2012, 107(4): 435–448.
- [32] GODFREY P C. The Relationship between corporate philanthropy and shareholder wealth: A risk management perspective[J]. *Academy of Management Review*, 2005, 30(4): 777–798.
- [33] DU X Q. Does religion matter to owner-manager agency costs? Evidence from China[J]. *Journal of Business Ethics*, 2013, 118(2): 319–347.
- [34] EL GHOUL S, GUEDHAMI O, NI Y, et al. Does information asymmetry matter to equity pricing? Evidence from firms' geographic location[J]. *Contemporary Accounting Research*, 2013, 30(1): 140–181.

Business guild culture, institutional environment and information disclosure of corporate social responsibility: Evidences from Chinese A-share private-owned listed companies

PENG Xiao, XIU Zongfeng, LIU Ran

(School of Business, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: Based on China's A-share private-owned listed companies and according to the unique geographic feature of the traditional business guild culture, this paper constructs an Ordered Logit Regression Model and examines the effects of modern business guild culture on the information disclosure of corporate social responsibility, and further investigates how the institutional environment affects different institutional environments. The study finds that evidences are consistent with a significant positive correlation between modern business guild culture and private-owned listed companies' information disclosure of corporate social responsibility. Moreover, the promoting effect of the information disclosure of corporate social responsibility of business guild culture is more obvious in where institutional environment is worse. These findings suggest that business guild culture is an important part of Chinese traditional culture, and its altruism is still an important characteristic to represent its core values. Therefore, business guild culture, as a positive social regulation, can substitute institutional environment to some extent as to the information disclosure of corporate social responsibility.

Key Words: business guild culture; social responsibility; information disclosure; institutional environment; private-owned enterprises

[编辑: 谭晓萍]