

中国企业社会责任表现的制度环境效应： 市场化、社会资本与行政监管的影响

刘春济 彭屹

(上海师范大学商学院,上海 200234)

摘要: 制度环境约束着企业的社会责任行为,与成熟市场国家相比,我国的制度环境在市场机制、行政监管和社会资本方面具有一定的特殊性。从理论与实证两个层面,分析了上述特殊性对我国企业社会责任表现的影响机制及其强度。结果表明,企业所在地的市场化水平和社会资本越高,企业的社会责任表现越好;到省域政治中心的距离越远,企业的社会责任表现越差;但三者的绝对影响强度并没有显著差异,即市场化水平、行政监管和社会资本对我国企业社会责任表现的影响呈现出三足鼎立的格局。这从一定程度上揭示了转型期内我国企业社会责任行为制度环境动因的多维性,以及当前阶段不同维度之间作用的相对平衡性。为此从制度环境层面看,应体系化推进我国企业的社会责任建设。

关键词: 企业社会责任; 制度环境; 市场化; 社会资本; 行政监管

中图分类号: F272-05 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-6049(2018)01-0077-12

一、问题提出

企业社会责任理念发源于西方的责任伦理,时至今日,该理念已经被企业界普遍接受。如在2014年,仅《财富》世界500强中的英美国家企业,用于社会责任活动的花费就高达152亿美元^[1]。在世界经济并不景气的2015年,《财富》世界500强企业的社会责任预算仍高达199亿美元^[2];同年度,在经济处于下行阶段且企业社会责任建设相对滞后的中国,企业的捐赠额也创下了新高,达到783.85亿元^[3]。在企业社会责任理念向业界普及的过程中,学术界则在持续探讨着企业承担社会责任的动因。早期时,论述主要是围绕“工具性”和“规范性”观点展开,其中,工具性观点将企业承担社会责任视为企业实现价值创造目标的手段,规范性观点则侧重于讨论企业承担社会责任的道德伦理性^[4]。此后,工具性观点下的讨论持续深入,笼统看,在该视角下可以将企业实施社会责任的动因归并为内外部两类,其中,内部动因主要包括利益相关者收益最大化、代理人权利滥用等^[5];外部动因则主要表现为企业需要回应公众和非政府组织的期望,需要获得合法性并避免负面宣传等^[6]。进入新世纪以来,人们越发清晰地认识到企业内嵌于当地的政治、经济与文化肌理之中,如果忽略制度环境因素的影响,已无法对企业社会责任的发展进行有效解释^[7]。

当前,在制度环境框架下进行的企业社会责任研究中,跨国比较特别能凸显制度环境因素的价值。仅以美国和欧洲为例,研究表明这两个地区企业社会责任的沟通方式存在着显著差异^[8],其中,

收稿日期:2017-11-07;修回日期:2017-12-07

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71573178)

作者简介:刘春济(1976—)男,河北承德人,上海师范大学商学院副教授,研究方向为企业社会责任、产业经济;彭屹(1992—),男,上海人,上海师范大学商学院研究生,研究方向为战略管理。

美国企业会明确宣示自己承担的社会责任,但欧洲企业却较少这样做。究其根源,主要是因为美国采取的是社会民主模式,企业承担社会责任更多是自愿性的;欧洲采取的则是国家主义民主模式,制度本身就要求企业承担社会责任,因此美国的企业社会责任表现更加显性,而欧洲则是隐性的^[9-10]。同时,在社会民主模式下企业更加关注股东价值的最大化,在国家主义模式下企业更加关注利益相关者的福利,这就使得欧洲企业的社会责任表现要好于美国企业^[11]。可见,企业社会责任在不同国家之间的差异是由于各种长期的、历史的、根深蒂固的制度环境造成的^[12]。此外,就单一国家或地区展开的实证研究也验证了制度环境对企业社会责任表现的影响^[12-13]。

基于制度因素对企业社会责任理论与实践发展的基础性价值,本文拟在中国情景下展开该议题。当然,对不同国家的企业社会责任进行考察必须要关照到该国制度环境的特殊性^[14]。同时,制度环境是一个由正式制度、非正式制度和制度执行特点构成的系统^[15],如果能明晰系统中不同成分对我国企业社会责任表现的贡献,将更有利于深入推动我国的企业社会责任建设。而与成熟市场国家相比,我国制度环境的特殊性主要表现在:(1)在当前阶段,我国属于转型期的发展中经济体,市场的不完备程度比一般的发展中经济体还要严重^[16],在信息不充分、规制有待完善的情况下,市场机制在交易中的作用受到了较多限制。(2)我国的经济体制改革实际上是一个经济分权的过程^[17],经济分权与政治集权相结合的制度安排,为地方政府采取市场分割和地方保护主义政策提供了激励^[18],也为企业提供了更多的权变空间。(3)从文化角度看,我国属于关系型社会,人们对集体主义和关系主义的崇尚,以及伴随而生的信息共享与相互沟通、凝聚力与相互监督,在一定程度上可能会降低因为规制治理不足而引发道德失范的概率。即,在制度环境框架下,应特别关注市场机制、行政监管和关系型社会契约对我国企业社会责任表现的影响,同时上述特殊性与制度环境的构成成分具有一定的对应性。为此,本文遵从正式制度、非正式制度和制度执行共同演化出某种秩序和行动规则的逻辑,拟从市场化、社会资本和行政监管3个层面分析制度环境对我国企业社会责任表现的影响,并比较其贡献度,以便深入认知约束我国企业社会责任建设的制度因素。信息共享和相互沟通

与既有研究成果相比,本文可能的贡献主要表现在两个方面:(1)在我国特有的制度环境背景下,结合制度环境体系,从市场化、社会资本和行政监管3个层面讨论我国企业履行社会责任的制度性机制;(2)通过实证研究比较市场化、社会资本和行政监管对我国企业社会责任表现的影响效应,并发现它们呈现出三足鼎力的格局。

二、理论基础与研究假设

(一) 市场化与企业社会责任

企业履行社会责任的主动性与程度,往往与市场压力有关^[19]。事实上,即便是在市场机制作用较为充分的欧美等发达国家,当面临更大的市场压力时,企业对社会责任感兴趣的程度也会相应地提高,如实施“自由市场经济”(Liberal Market Economies)的美国,企业对社会责任感兴趣的程度要高于实施“协调市场经济”(Coordinated Market Economies)的欧洲国家^[20]。研究进一步表明,在市场竞争充分的地区,信息利用的有效性和激励的相容性高,企业倾向于承担更多的社会责任^[20]。在开放型经济中,当外资企业进入而导致国内产品市场竞争加剧时,国内企业甚至会增加社会责任投资以便获得竞争优势^[21]。与上述情况相反,在竞争失序的经济环境中,企业更可能会采取对社会不负责任的行为^[22];在市场化程度有限的国家,企业还倾向于把社会责任看作是一个与支出相关、慈善导向下的术语^[23]。如在非洲,不仅企业对社会责任活动缺乏兴趣,以加纳为案例地的实证研究甚至显示企业财务资源丰沛度与企业社会责任支出之间的关系是显著负向的^[12]。

目前我国属于转型期的发展中经济体,在经历了多年的市场化改革以后,经济的市场化程度已经获得了显著提高。从企业层面看,市场化程度的提高,一方面表现为非公有制企业份额的增加,另一方面表现为原有公有制企业预算约束的硬化以及政府管制的放松^[24];从市场完备性的角度看,市场化程度的提高,则表现为产权保护制度的改善、契约执行力度的提高以及市场信息传递变

得更加畅通,上述变化均有助于促进企业按照市场激励原则行事。但是,在早期的非均衡发展战略设计下,受渐进性、分权式改革的影响,外加区位上的先天差异,我国不同行政区域的市场化程度差异较大。在市场化程度相对落后的地区,滥用行政权力限制竞争的情况较为普遍,要素市场和产品市场的流动性与竞争性差,此种背景下,企业履行社会责任的市場激励往往不足。相反,在市场化程度较高的地区,企业履行社会责任的市場化效应更加显著。基于上述分析,本文提出以下假设:

H₁: 企业所在地区的市场化水平越高,企业的社会责任表现越好。

(二) 社会资本与企业社会责任

社会资本具有复杂性和多维性特征,且在不同学科语境下,其内涵与测度方法存在较大差异。赵雪雁^[25]归纳认为,人们对社会资本内涵的认知逐渐向网络、规范与信任3个方面收敛;常用的测度指标则包括社会网络、信任、公共参与和社会规范等。有学者认为,在一般意义上可以将社会资本视为是建立在社会关系、网络和组织上的一种非正式制度^[26],信息共享、相互沟通、群体认同和团队合作则是社会资本的核心特征^[26-27]。据此,严成樑^[27]直接将社会资本理解为人们之间的沟通以及人们获取信息的渠道,并认为信息共享和相互沟通是测度社会资本的有效指标。事实上,从生成机制上看,社会资本是社会在长期交往和互利合作中形成的一系列认同关系,以及伴随着认同关系而产生的社会规范、价值理念等衍生物^[28],而信息共享、相互沟通、群体认同与合作等则是形成社会网络和信任,促成公共参与和社会规范这种结果的基本途径与方式。可见赵雪雁^[25]和严成樑^[27]分析的角度虽然有差异,但两者的观点并不存在根本性冲突。

从形成机制和目的角度看,社会资本与企业社会责任存在天然联系,如二者均有赖于信息传播和相互沟通、均讲究互惠与合作等,但直接研究社会资本与企业社会责任关系的文献并不多。在国内,仅马胡杰等^[29]从社会参与的角度分析了社会资本对制度环境改善、推进企业社会责任履行等方面具有一定的支撑作用。在国外,根据Jha and Cox^[5]的归纳,仅见的3篇相关研究均是从社会规范的角度展开的,结果发现位于信仰宗教地区的企业发生行为不端、瞒报收入、风险型决策的可能性更低。可见,信息共享和相互沟通等社会资本核心特征的作用,在企业社会责任研究中并未受到关注。对于社会资本推动企业社会责任建设的机制,Jha and Cox^[5]认为,即使企业经营者并不具有利他倾向,但是当企业被嵌入到社会资本较高的地区以后,也会受到信息性影响并逐渐形成利他的企业文化。

在中国,社会资本对企业社会责任的影响还具有深厚的文化基础。具体而言,中国人深受儒家文化的影响,崇尚集体主义和关系主义,强调组织认同,强调“自己人”,强调内部的信息交换,愿意与他人建立长期稳固的关系,并在相互交往中建立起关系型合约,这种自我实施的关系型合约不仅是建立社会信任结构的基础^[30],同时也塑造出了我国特有的责任文化禀赋。事实上,关系的联结本身就蕴含着互惠的规范,根据社会交换理论,普遍的道德行为规范了人们的行为准则,即在接受别人的同时要给予别人,如果只接受不给予的话,会导致精神上的负疚感^[31]。在上述文化背景下,作为特定制度环境反应函数的企业行为,往往会表现出履行社会责任的倾向,而且输入的参数越大,企业社会责任的表现会越好。基于上述分析,本文提出以下假设:

H₂: 企业所在地区的社会资本越高,企业的社会责任表现越好。

(三) 行政监管与企业社会责任

企业社会责任理念隐含的基本思想是企业肩负着推动社会进步的各种义务^[32],但是承担义务的过程也是企业为了社会利益而牺牲利润的过程^[33],这对易受会计原则影响的职业经理人而言是缺乏吸引力的。因此,企业是否会承担这些义务,往往与行政监管的完善性与执行力度有关。具体而言,当企业所处地区的法治水平更高、更严时,企业履行社会责任的可能性会更大^[22]。随后,基于多国数据的实证检验支持了上述观点^[13]。在中国,周中胜等^[34]、姚海林等^[35]使用樊纲编制的《中国市场化指数》中的“市场中介组织的发育和法律制度环境”指数,也证实了上述作用。但是,在我国现有的制

度安排下,行政监管对企业社会责任的影响不仅体现在法律法规的完善性上与执行力度上,还与企业到省域政治中心的距离这一特点有关。

成因在于,中国是一个在疆域、文化和人口多重意义上的大国,中央政府对地方政府的监督面临着极高的成本,于是,中国采取了经济分权的治理模式^[36]。在政治集权和以GDP为主要标准的政绩考核机制下,分权式改革激励了地方政府采取市场分割和地方保护主义的行为^[18]。特别是,中央与省级政府的经济分权比较明确而固定,但省级政府与地县级及以下级别政府的经济分权并不清晰^[37]。其结果是,一方面,省域行政边界界定了我国市场分割和地方保护主义的大致范围;同时,生产要素在省内的流动性要高于省际间的流动性,且更倾向于省域政治中心,往往促使省域政治中心的发展“一支独大”^[38]。另一方面,在晋升锦标赛模式下,地县级及以下级别政府亦有发展地方经济、防止落后被“边缘化”的冲动^[39];同时,为了获得资本等生产要素的青睐,地县级政府之间的竞争也会变得更加激烈。

上述背景下,作为建设重点与标杆的省域政治中心,其规制体系会更加完善,对属地内企业社会责任的行政监管也会更加严格;相应的,周边的地县级政府对企业社会责任的容忍度则会更高。为了区域经济增长,面对地县级政府与企业的“合谋”,省域监管机构往往持默许态度,这是近些年来省域边缘区县内企业社会责任问题频发的最主要原因。此外,从空间与交易不确定性的角度看,异质空间使交易主体间出现信息不对称,从而增加了交易的不确定性^[40]。为了降低不确定性,政府需要支付一笔额外的成本来监督企业履行社会责任,这种监督成本往往与企业到属地监管机构的距离相关。具体而言,离属地监管机构的距离越远,监督成本越高;相应地,监督能力越低,企业采取机会主义行为的冲动越大,企业的社会责任表现也就越差。基于上述分析,本文提出以下假设:

H₃: 企业所在地到省域政治中心的距离越远,企业的社会责任表现越差。

三、研究设计

(一) 变量选择与研究模型

对于因变量企业社会责任表现(CSR_{it}),本文基于和讯网“上市公司社会责任报告专业评测体系”方法进行度量。该测评体系涉及股东责任、员工责任、供应商与客户及消费者权益责任、环境责任和社会责任共5个一级评价指标,下设13个二级指标和37个三级指标,具有相当的全面性和权威性。在默认情况下,上述一级指标的权重依次为30%、15%、15%、20%、20%;在具体测评时,一级指标的权重会根据企业所在行业类型的不同进行调整。

对于自变量市场化水平,根据樊纲等^[41]观点,“市场化是指国家从指令经济到市场经济过渡的体制转型,在改革期间最典型的标志是市场导向的非国有企业取得了重大发展,使得市场调节在整个经济中的比重迅速提高”。考虑到数据的可得性,本文拟采用上市企业所在地非国有经济总产值占规模以上工业总产值的比重进行度量(Mkt_{it})。贺灿飞和梁社社^[42]在研究中也使用了这种度量方法,并证实了其有效性。此外,本文还使用0-1变量 $Mkt_{it}M$ 来进一步衡量市场化水平,其中,当市场化水平(Mkt_{it})大于全国水平时, $Mkt_{it}M$ 取值为1,否则为0。

对于自变量社会资本,针对既有研究的薄弱点,并参考不同度量方法之间的内在联系,本文借鉴Ishise and Sawada^[26]、严成樑^[27]、Temple and Johnson^[43]的方法,拟从信息共享和相互沟通的角度进行考查。具体指标有两个:一是上市公司总部所在城市人均电话用户数($Ptel_{it}$),计算方法为电话用户总数(含固定电话用户数和移动电话用户数)与该地总人口数之比;二是上市公司总部所在城市人均互联网用户数($Pnet_{it}$)。

对于自变量行政监管,本文一方面使用上市公司总部所在地到其所在省域政治中心的距离(Dis_{ij})进行度量;另一方面,使用0-1变量 $Dis_{ij}D$ 衡量行政监管,其中,当上市公司位于省域政治中心时 $Dis_{ij}D$ 取值为0,否则为1。借鉴Husted *et al.*^[44]的研究, Dis_{ij} 的计算方法为:

$$Dis_{ij} = \arccos(\deg_{location}^{ij}) \times \frac{2\pi r}{360} \quad (1)$$

在式中, $deg_{location}^{ij} = \cos(lat_i) \times \cos(lon_i) \times \cos(lat_j) \times \cos(lon_j) + \cos(lat_i) \times \sin(lon_i) \times \cos(lat_j) \times \sin(lon_j) + \sin(lat_i) \times \sin(lat_j)$ 。其中 lat 、 lon 分别表示企业的总部所在地 i 、省域政府所在地 j 的经度和纬度; r 为地球半径,文中取值为 6 378 千米。

对于控制变量 CV_{it} , 本文从企业、地区和时间 3 个层面进行选择。在模型中,之所以没有控制行业变量,原因在于和讯网“上市公司社会责任报告专业评测体系”已经考虑了行业差异的影响。

为了检验假设 H_1 、 H_2 、 H_3 , 建立基础性计量模型如下:

$$CSR_{it} = \alpha_{it} + \sum \beta_1 EV_{it} + \sum \beta_2 CV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, CSR_{it} 表示企业的社会责任表现; EV_{it} 表示自变量,包括市场化水平、社会资本和行政监管 3 个变量; CV_{it} 表示控制变量,涉及企业、地区和时间等层面(表 1)。

表 1 变量说明与计算方法

| 变量类型 | 变量名称 | 变量代码 | 变量说明和计算方法 | |
|--------------|---------|----------------------------|---|--|
| 被解释变量 | 企业社会责任 | CSR_{it} | 和讯网测算结果的对数 大于中位数为 1, 否则为 0(用于稳健性检验) | |
| 解释变量 (EV) | 市场化水平 | Mkt_{it} Mkt_{it-M} | 各省非国有经济总产值/规模以上工业总产值 大于全国均值时为 1, 否则为 0 | |
| | 社会资本 | 人均电话用户数 | $Ptel_{it}$ | 城市电话用户数/城市总人口 |
| | | 人均互联网用户数 | $Pnet_{it}$ | 城市互联网用户数/城市总人口 |
| | 行政监管 | 到省域政治中心的距离 | Dis_{ij} Dis_{ij-D} | 根据式(2)计算的球面距离的对数 位于省域政治中心为 0, 否则为 1 |
| 企业层面 | | 企业的盈利情况 | Roa_{it} | 上一年的资产收益率 |
| | 企业的财务情况 | Lev_{it} | 上一年的资产负债率 | |
| | 企业的成长性 | $Growth_{it}$ | 上一年的营业收入增长率 | |
| | 企业的规模 | $Scale_{it}$ | 上一年总资产的对数 | |
| | 企业的上市年限 | Age_{it} | 上市年限的对数 | |
| 控制变量 (CV) | 企业的产权性质 | $Property_{it}$ | 哑变量, 1 表示国企, 否则为 0 | |
| | 地区层面 | 人均 GDP | $Pgdp_{it}$ | 企业所在地区人均 GDP 的对数 |
| | 受教育程度 | Edu_{it} | 企业所在地区本科及以上学历占总人口的比重 | |
| 时间层面 | 年度虚拟变量 | $Year$ | 共 4 个年度, 涉及 3 个年度哑变量 | |
| 行业层面 | 行业虚拟变量 | $Industry$ | 由于本文使用的 CSR 方法已经考虑了行业差异的影响, 因此, 仅在稳健性检验中控制该变量 | |

(二) 数据来源与描述性统计

本文选取的样本企业为 2011—2014 年我国 A 股市场上市公司。在剔除金融企业、ST 企业和* ST 企业后, 共获得 7 812 个观测值。具体的数据来源为: (1) 相关财务数据来自 Wind 数据库; (2) 企业社会责任数据来自和讯网; (3) 经纬度坐标来自百度 API; (4) 宏观经济及社会资本数据来源于国家统计局和历年《中国城市统计年鉴》。为了避免极端值对结论的影响, 本文对所有连续变量进行了 1% 分位数 Winsorize 处理。

由表 2 可知: 相关系数表明, 人均电话用户数和人均互联网用户数与企业社会责任呈正相关; 到省域政治中心的距离与企业社会责任表现呈负相关; 各控制变量和企业社会责任表现之间的相关性与理论基本相符; 但市场化水平与企业社会责任表现呈负相关, 这可能是因为没有控制其他因素的影响效应造成的。同时, 自变量和控制变量之间的相关系数最大为 0.62, 低于经验文献 0.70 的多重共线性阈值。此外, VIF 分析表明, 模型中自变量与控制变量的 VIF 值为 1.06~2.08, 远小于临界值 10, 说明回归方程的多重共线性并不严重, 适合做进一步分析。

表 2 描述性统计与相关系数

| 变量 | 均值 | 标准差 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 |
|----------|-------|-------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|-------------|--------------|--------------|-------------|
| CSR | 3.11 | 0.70 | 1 | | | | | | | | | | | | | |
| Ptel | 2.672 | 2.528 | 0.05 | 1 | | | | | | | | | | | | |
| Pnet | 0.364 | 0.299 | 0.04 | 0.92 | 1 | | | | | | | | | | | |
| Dis | 3.53 | 1.80 | -0.06 | -0.25 | -0.26 | 1 | | | | | | | | | | |
| Dis_D | 0.44 | 0.50 | -0.06 | -0.34 | -0.35 | 0.76 | 1 | | | | | | | | | |
| Mkt | 0.28 | 0.17 | -0.03 | 0.14 | 0.17 | 0.32 | 0.35 | 1 | | | | | | | | |
| Mkt_M | 0.50 | 0.50 | 0.01 | 0.26 | 0.27 | 0.27 | 0.32 | 0.79 | 1 | | | | | | | |
| Roa | 4.78 | 6.05 | 0.21 | 0.04 | 0.03 | 0.04 | 0.02 | 0.04 | 0.06 | 1 | | | | | | |
| Lev | 0.45 | 0.23 | -0.05 | -0.07 | -0.06 | -0.11 | -0.06 | -0.07 | -0.09 | -0.38 | 1 | | | | | |
| Growth | 0.18 | 0.33 | 0.08 | 0.05 | 0.04 | -0.01 | -0.01 | -0.01 | 0.02 | 0.26 | -0.01 | 1 | | | | |
| Scale | 21.83 | 1.29 | 0.21 | -0.02 | 0.01 | -0.09 | -0.06 | -0.10 | -0.09 | -0.01 | 0.39 | 0.01 | 1 | | | |
| Age | 2.87 | 0.27 | -0.03 | 0.06 | 0.09 | -0.13 | -0.08 | 0.07 | -0.01 | -0.13 | 0.27 | -0.10 | 0.04 | 1 | | |
| Property | 0.43 | 0.50 | 0.09 | -0.08 | -0.07 | -0.17 | -0.13 | -0.22 | -0.23 | -0.09 | 0.27 | -0.07 | 0.37 | 0.10 | 1 | |
| Lgdp | 11.23 | 0.59 | 0.05 | 0.54 | 0.62 | -0.23 | -0.37 | 0.10 | 0.17 | -0.01 | -0.02 | -0.02 | 0.05 | 0.08 | -0.08 | 1 |
| Edu | 0.14 | 0.08 | 0.09 | -0.01 | 0.03 | -0.28 | -0.38 | -0.58 | -0.43 | 0.04 | -0.02 | 0.04 | 0.08 | -0.08 | 0.05 | 0.27 |

注: 粗黑体数字表示至少在 5% 水平上显著。

四、实证结果与分析

(一) 多变量回归分析

本文使用随机效应模型方法(RE) 对回归方程进行估计, 同时采用混合 OLS 方法(OLS) 对估计结果的稳健性进行检验。之所以没有选择固定效应模型, 一方面是因为模型中存在不随时间变化的变量; 另一方面则是因为, 对于一个 N 较大的随机序列样本, 随机效应模型是更有效的方法^[45]。此外, 面板数据通常假设个体的观测数据个数相同, 但在实际分析中, 往往会出现个体的观测数据个数不等的情况, 为了避免人为引发的样本选择偏误问题, 本文采用的是非平衡面板数据。

回归结果(表 3) 表明, 无论是使用随机效应模型方法, 还是使用混合 OLS 方法, 在控制了一系列变量后, 使用两种方法表征的市场化水平(Mkt 、 Mkt_M) 至少在 10% 水平上显著正向影响企业的社会责任表现; 使用两种方法表征的社会资本($Ptel$ 、 $Pnet$) 均在 5% 水平上显著正向影响企业的社会责任表现; 使用两种方法表征的行政监管(Dis 、 Dis_D) 均在 5% 水平上显著负向影响企业的社会责任表现。据此可以认为, 在制度环境框架中, 企业所在地区的市场化水平越高、社会资本越高, 企业的社会责任表现越好; 企业所在地到省域政治中心的距离越远, 企业的社会责任表现越差, 即假设 H_1 、 H_2 和 H_3 均成立。同时, 在企业层面的控制变量中, 资产收益率、营业收入增长率、企业规模、上市年限和企业性质对企业的社会责任表现均具有显著的正向影响, 资产负债率的影响则是显著负向的。表明企业盈利情况越好、成长性越好、规模越大、上市时间越长、企业性质为国有企业时, 企业社会责任的表现会越好; 负债率高时, 企业社会责任的表现则不佳, 上述结论进一步证实了已有的研究结果。此外, 地区层面的控制变量对企业社会责任的表现也具有显著的积极影响。

(二) 不同因素影响强度的比较

上述分析表明, 市场化水平和社会资本对企业社会责任具有显著的正向影响, 距离角度下的行政监管对企业社会责任表现具有显著的负向影响。但是, 对于处于社会经济转型期的中国, 是正式制度对我国企业社会责任表现的影响强度更大, 还是非正式制度、亦或是制度执行的影响强度更大? 由于自变量度量方法和单位的差异, 直接使用表 3 的结果进行比较, 结论可能是有偏的。为了解决该问题, 本文参照宋渊洋和黄礼伟^[46]的方法, 将市场化水平、社会资本和行政监管这 3 个自变量进行标准化处理, 并依次用 Mkt_std 、 $Ptel_std$ 和 Dis_std 来表示^①。标准化处理后, 3 个变量的均值都为 0, 标准差

①对 Mkt 、 $Pnet$ 、 Dis 进行标准化并比较其影响强度, 结论与 Mkt_std 、 $Ptel_std$ 、 Dis_std 影响强度的差异基本一致, 出于文章篇幅考虑, 不再详细呈现该部分回归结果。

都为 1 ,回归结果具有可比性。

表 3 市场化水平、社会资本和行政监管对企业社会责任的影响

| 解释变量 | (1) RE | (2) OLS | (3) RE | (4) OLS | (5) RE | (6) OLS | (7) RE | (8) OLS | (9) RE | (10) OLS | (11) RE | (12) OLS |
|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>Mkt</i> | 0.118* (0.069) | 0.113* (0.064) | | | | | | | | | | |
| <i>Mkt_M</i> | | | 0.080*** (0.021) | 0.072*** (0.019) | | | | | | | | |
| <i>Ptel</i> | | | | | 0.010** (0.004) | 0.010** (0.003) | | | | | | |
| <i>Pnet</i> | | | | | | | 0.095** (0.034) | 0.098** (0.031) | | | | |
| <i>Dis</i> | | | | | | | | | -0.014** (0.005) | -0.014** (0.005) | | |
| <i>Dis_D</i> | | | | | | | | | | | -0.046** (0.019) | -0.047** (0.017) |
| <i>Roa</i> | 0.016*** (0.002) | 0.018*** (0.002) | 0.016*** (0.002) | 0.018*** (0.002) | 0.016*** (0.002) | 0.018*** (0.002) | 0.016*** (0.002) | 0.018*** (0.002) | 0.016*** (0.002) | 0.019*** (0.002) | 0.016*** (0.002) | 0.019*** (0.002) |
| <i>Lev</i> | -0.312*** (0.047) | -0.302*** (0.047) | -0.308*** (0.047) | -0.299*** (0.047) | -0.301*** (0.047) | -0.291*** (0.048) | -0.306*** (0.048) | -0.295*** (0.048) | -0.319*** (0.047) | -0.309*** (0.047) | -0.317*** (0.047) | -0.308*** (0.047) |
| <i>Growth</i> | 0.055** (0.026) | 0.058** (0.026) | 0.055** (0.026) | 0.058** (0.026) | 0.053** (0.026) | 0.055** (0.026) | 0.055** (0.026) | 0.057** (0.027) | 0.053** (0.026) | 0.055** (0.026) | 0.054** (0.026) | 0.056** (0.026) |
| <i>Scale</i> | 0.137*** (0.008) | 0.137*** (0.008) | 0.136*** (0.008) | 0.137*** (0.008) | 0.136*** (0.008) | 0.137*** (0.008) | 0.137*** (0.008) | 0.137*** (0.008) | 0.137*** (0.008) | 0.138*** (0.008) | 0.138*** (0.008) | 0.138*** (0.008) |
| <i>Age</i> | 0.092** (0.031) | 0.095** (0.029) | 0.098** (0.031) | 0.100** (0.029) | 0.087** (0.031) | 0.090** (0.029) | 0.088** (0.031) | 0.090** (0.029) | 0.084** (0.031) | 0.087** (0.029) | 0.089** (0.031) | 0.092** (0.029) |
| <i>Property</i> | 0.052** (0.020) | 0.053** (0.017) | 0.059** (0.019) | 0.059** (0.017) | 0.045** (0.018) | 0.046** (0.017) | 0.045** (0.019) | 0.046** (0.017) | 0.038** (0.019) | 0.039** (0.017) | 0.039** (0.019) | 0.040** (0.017) |
| <i>Pgdp</i> | 0.030* (0.016) | 0.029* (0.015) | 0.017 (0.017) | 0.018 (0.015) | 0.012 (0.018) | 0.010 (0.017) | 0.006 (0.020) | 0.003 (0.019) | 0.032** (0.015) | 0.031** (0.014) | 0.027* (0.016) | 0.026* (0.014) |
| <i>Edu</i> | 0.456*** (0.128) | 0.450*** (0.122) | 0.548*** (0.113) | 0.526*** (0.106) | 0.365*** (0.096) | 0.366*** (0.091) | 0.364*** (0.095) | 0.367*** (0.091) | 0.248** (0.097) | 0.169** (0.116) | 0.232** (0.099) | 0.230** (0.094) |
| <i>Year</i> | YES |
| <i>_Cons</i> | -0.531** (0.365) | -0.562** (0.231) | -0.373 (0.246) | -0.417* (0.234) | -0.249 (0.262) | -0.269 (0.253) | -0.188 (0.276) | -0.198 (0.263) | -0.373 (0.246) | -0.402* (0.235) | -0.371 (0.247) | -0.400* (0.238) |
| <i>N</i> | 7671 | 7671 | 7671 | 7671 | 7619 | 7619 | 7587 | 7587 | 7671 | 7671 | 7671 | 7671 |
| <i>R²</i> | 0.124 | 0.124 | 0.125 | 0.126 | 0.124 | 0.124 | 0.126 | 0.125 | 0.125 | 0.125 | 0.124 | 0.125 |

注: 括号内数值为稳健标准误; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

然后再分别使用随机效应模型和混合 OLS 方法,对标准化处理后的数据进行回归,结果(表 4)表明,使用不同方法获得的回归结果基本是一致的。同时,标准化前后自变量回归系数的方向没有发生变化,显著性的变化也不大,但回归系数大小的变化较大。模型(4)和模型(8)均表明,在同时考虑市场化水平、社会资本和行政监管的情况下,市场化水平的影响强度最大,其次是行政监管,而社会资本的影响相对来说是最小的。但是,市场化水平、行政监管和社会资本影响强度的差异并不大,特别是行政监管和社会资本的影响系数非常接近。Wald 检验则表明,市场化水平的影响强度与社会资本的影响强度没有显著差异($\chi^2 = 0.20, P = 0.65$);市场化水平的影响强度与行政监管的绝对影响强度没有显著差异($\chi^2 = 0.05, P = 0.83$);社会资本的影响强度与行政监管的绝对影响强度没有显著差异($\chi^2 = 0.07, P = 0.79$)。即在社会经济处于转型期的中国,以市场化水平、社会资本和行政监管表征的制度环境对企业社会责任表现的影响呈现出三足鼎力的格局。

表 4 市场化水平、社会资本和行政监管影响强度的比较

| 解释变量 | 随机效应模型估计 | | | | 混合 OLS 估计 | | | |
|----------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| <i>Mkt_std</i> | 0.020 [*] (0.012) | | | 0.027 ^{**} (0.012) | 0.019 [*] (0.011) | | | 0.027 ^{**} (0.011) |
| <i>Ptel_std</i> | | 0.025 ^{**} (0.009) | | 0.020 ^{**} (0.009) | | 0.026 ^{**} (0.009) | | 0.021 ^{**} (0.009) |
| <i>Dis_std</i> | | | -0.023 ^{**} (0.009) | -0.024 ^{**} (0.010) | | | -0.024 ^{**} (0.008) | -0.025 ^{**} (0.009) |
| <i>Roa</i> | 0.016 ^{***} (0.002) | 0.016 ^{***} (0.002) | 0.016 ^{***} (0.002) | 0.016 ^{***} (0.002) | 0.018 ^{***} (0.002) | 0.018 ^{***} (0.002) | 0.019 ^{***} (0.002) | 0.018 ^{***} (0.002) |
| <i>Lev</i> | -0.312 ^{***} (0.047) | -0.301 ^{***} (0.047) | -0.319 ^{***} (0.047) | -0.303 ^{***} (0.047) | -0.302 ^{***} (0.047) | -0.291 ^{***} (0.048) | -0.309 ^{***} (0.047) | -0.293 ^{***} (0.048) |
| <i>Growth</i> | 0.055 ^{**} (0.026) | 0.053 ^{**} (0.026) | 0.053 ^{**} (0.026) | 0.054 ^{**} (0.026) | 0.059 ^{**} (0.026) | 0.055 ^{**} (0.026) | 0.055 ^{**} (0.026) | 0.056 ^{**} (0.026) |
| <i>Scale</i> | 0.136 ^{***} (0.008) | 0.136 ^{***} (0.008) | 0.137 ^{***} (0.008) | 0.136 ^{***} (0.008) | 0.137 ^{***} (0.008) | 0.137 ^{***} (0.008) | 0.138 ^{***} (0.008) | 0.137 ^{***} (0.008) |
| <i>Age</i> | 0.092 ^{**} (0.031) | 0.087 ^{**} (0.031) | 0.084 ^{**} (0.031) | 0.073 ^{**} (0.031) | 0.095 ^{**} (0.029) | 0.090 ^{**} (0.029) | 0.087 ^{**} (0.029) | 0.076 ^{**} (0.029) |
| <i>Property</i> | 0.052 ^{**} (0.020) | 0.045 ^{**} (0.019) | 0.039 ^{**} (0.019) | 0.046 ^{**} (0.020) | 0.053 ^{**} (0.017) | 0.046 ^{**} (0.017) | 0.039 ^{**} (0.017) | 0.047 ^{**} (0.017) |
| <i>Pgdp</i> | 0.030 [*] (0.016) | 0.012 (0.018) | 0.032 ^{**} (0.015) | -0.003 (0.019) | 0.029 [*] (0.015) | 0.010 (0.017) | 0.031 ^{**} (0.017) | -0.006 (0.018) |
| <i>Edu</i> | 0.456 ^{***} (0.128) | 0.365 ^{***} (0.096) | 0.248 [†] (0.097) | 0.496 ^{***} (0.131) | 0.450 ^{***} (0.122) | 0.366 ^{***} (0.091) | 0.246 ^{**} (0.091) | 0.501 ^{***} (0.125) |
| <i>Year</i> | YES |
| <i>_Cons</i> | -0.447 [*] (0.251) | -0.223 (0.265) | -0.419 [*] (0.243) | -0.442 (0.274) | -0.482 ^{**} (0.236) | -0.242 (0.256) | -0.449 [*] (0.232) | -0.032 (0.263) |
| <i>N</i> | 7 653 | 7 619 | 7 653 | 7 619 | 7 653 | 7 619 | 7 653 | 7 619 |
| <i>R²</i> | 0.124 | 0.124 | 0.125 | 0.126 | 0.124 | 0.125 | 0.125 | 0.126 |

注: 括号内数值为稳健标准误; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

(三) 稳健性检验

前面分别使用随机效应模型和混合 OLS 方法对制度环境影响企业社会责任的效应进行了检验,同时各使用两种方法对自变量进行度量,在相当程度上已经验证了研究结论的稳健性。但是,从完善性角度看,尚需要进一步检验测度因变量的方法发生变化时研究结果的稳健性。此外,虽然在测度 CSR 时已经考虑了行业差异的影响,但行业效应仍可能存在。针对上述问题,我们拟做进一步的检验。具体方法为,基于中位数将企业社会责任表现归并为 0-1 变量(方法见表 1),在额外控制行业变量的基础上,使用 Probit 模型重新估计正式与非正式制度环境变量对企业社会责任表现的影响。

Probit 模型估计结果(表 5)表明,在额外控制了行业变量后,使用 *Mkt_M* 表征的市场化水平在 5% 水平上显著正向影响企业的社会责任表现;以 *Mkt* 表征的市场化水平在略高于 10% 的水平上显著正向影响企业的社会责任表现,进一步支持了假设 H_1 。使用两种方法表征的社会资本(*Ptel*、*Pnet*)均在 1% 水平上显著正向影响企业的社会责任表现,进一步支持了假设 H_2 。使用两种方法表征的行政监管(*Dis*、*Dis_D*)至少在 5% 水平上显著负向影响企业的社会责任表现,也进一步支持了假设 H_3 。同时,从回归系数的方向和显著水平看,Probit 模型的估计结果(表 5)与之前表 3 呈现的结果基本一致。综上所述,市场化水平、社会资本和行政监管对企业社会责任表现的显著影响具有稳健性。

表5 稳健性检验统计结果

| 解释变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-----------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|
| <i>Mkt</i> | 0.204 [†] (0.133) | | | | | |
| <i>Mkt_M</i> | | 0.125 ^{**} (0.041) | | | | |
| <i>Ptel</i> | | | 0.040 ^{***} (0.009) | | | |
| <i>Pnet</i> | | | | 0.288 ^{***} (0.080) | | |
| <i>Dis</i> | | | | | -0.037 ^{**} (0.012) | |
| <i>Dis_D</i> | | | | | | -0.140 ^{***} (0.040) |
| <i>Roa</i> | 0.049 ^{***} (0.004) |
| <i>Lev</i> | -0.468 ^{***} (0.098) | -0.461 ^{***} (0.098) | -0.423 ^{***} (0.098) | -0.433 ^{***} (0.099) | -0.471 ^{***} (0.098) | -0.472 ^{***} (0.098) |
| <i>Growth</i> | -0.005 (0.056) | -0.006 (0.056) | -0.016 (0.056) | -0.013 (0.057) | -0.011 (0.056) | -0.009 (0.056) |
| <i>Scale</i> | 0.241 ^{***} (0.017) | 0.240 ^{***} (0.017) | 0.241 ^{***} (0.017) | 0.240 ^{***} (0.017) | 0.241 ^{***} (0.017) | 0.242 ^{***} (0.017) |
| <i>Age</i> | 0.308 ^{***} (0.069) | 0.318 ^{***} (0.069) | 0.301 ^{***} (0.069) | 0.295 ^{***} (0.069) | 0.295 ^{***} (0.070) | 0.302 ^{***} (0.069) |
| <i>Property</i> | 0.060 (0.039) | 0.070 [*] (0.039) | 0.052 (0.039) | 0.053 (0.039) | 0.035 (0.039) | 0.032 (0.039) |
| <i>Pgdp</i> | 0.015 (0.032) | -0.003 (0.032) | -0.078 ^{**} (0.039) | -0.073 [*] (0.042) | 0.014 (0.031) | -0.004 (0.032) |
| <i>Edu</i> | 1.343 ^{***} (0.267) | 1.461 ^{***} (0.242) | 1.321 ^{***} (0.218) | 1.246 ^{***} (0.217) | 0.971 ^{***} (0.215) | 0.892 ^{***} (0.219) |
| <i>Year</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>Industry</i> | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>_Cons</i> | -7.806 ^{***} (0.524) | -7.568 ^{***} (0.530) | -6.757 ^{***} (0.571) | -6.767 ^{***} (0.595) | -7.441 ^{***} (0.535) | -7.352 ^{***} (0.540) |
| <i>N</i> | 7775 | 7775 | 7740 | 7708 | 7775 | 7775 |
| <i>Pseudo R²</i> | 0.315 | 0.316 | 0.317 | 0.317 | 0.316 | 0.316 |

注: 括号内数值为稳健标准误; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著; † 标注处的 *P* 值为 0.124。

五、结论和建议

(一) 研究结论与讨论

企业的社会责任表现受到了制度环境的约束,而我国作为转型经济体,其制度环境具有一定的特殊性。在上述背景下,结合制度环境构成的体系化特征,本文依次分析了市场化水平、社会资本和行政监管对我国企业社会责任表现的影响。主要结论如下:(1) 市场化水平和社会资本对我国企业的社会责任表现具有显著的正向影响,即企业所在地的市场化水平和社会资本越高,企业的社会责任表现越好;同时,以距离表征的行政监管对我国企业的社会责任表现具有显著的负向影响,即到省域政治中心的距离越远,企业的社会责任表现越差。(2) 标准化处理后的实证研究结果表明,市场化水平、社会资本和行政监管的绝对影响强度并没有显著差异,即以市场化水平表征的正式制度、以社会资本表征的非正式制度、以行政监管表征的制度执行对我国企业社会责任表现的影响呈现出三足鼎力的特点。从制度的结构角度来看,处于转型期的中国,其制度变迁是一个从互联的自我实施的关系型合约向依赖第三方实施的正式合约过渡的过程^[30];而在市场并不完备的情况下,交易更依赖于社会规范和信念^[47]。在当前阶段,这可能是市场化水平与社会资本对我国企业社会责任表现的显著影响没有

统计差异的主要原因,同时也折射出社会资本这一非正式制度对企业社会责任的养成具有基础性价值。行政监管的绝对影响强度与社会资本的影响效应无统计差异,则凸显了分权式改革下地方保护主义的根深蒂固。

(二) 政策建议

制度界定了企业行为的边界,为了真正实现该边界的约束作用,应进行体系化设计,以便促进我国企业积极履行社会责任、减少机会主义行为。为此,既应该重视市场化这样侧重于正式制度的管理变量的价值,也应该重视社会资本等非正式制度的促进作用,同时采取措施减少地方保护主义对企业履行社会责任行为的负面扰动。其中,非正式制度根源于历史积淀和文化演进,是正式制度形成的基础,对我国企业社会责任的建设具有特殊贡献。原因在于:第一,我国是一个伦理传统深厚、契约传统淡薄的国度^[48];第二,在关系网络发达、习俗内化的中国,市场化制度安排中过于强调正式制度,往往会引起正式制度与非正式制度的剧烈摩擦,如机会主义和短期市场行为等^[49]。但是,在学术讨论与社会实践中,非正式制度对企业社会责任建设的价值却被忽略掉了,这进一步凸显了非正式制度建设的重要性。此外,在分权式改革、行政分割长期客观存在的情况下,在关注省域政治中心城市企业社会责任建设的同时,更需要关注周边城镇,特别是那些远离政治中心城市的企业的社会责任建设与监管。具体措施包括,在监管领域率先打破保护壁垒,减少地方政府与企业合谋的可能性;推出符合区域特征的地方性企业社会责任建设指南,引导省域范围内企业的社会责任建设等。当然,从长远看,充分发挥市场机制和非正式制度的作用,积极推动行政监管向社会共治转换,将更有利于我国企业社会责任建设的健康、有序发展。

参考文献:

- [1] SMITH A. Fortune 500 companies spend more than \$ 15bn on corporate responsibility [OL]. 2014-10-13. <http://www.ft.com/content/95239a6e-4fe0-11e4-a0a4-00144feab7de>.
- [2] SILVERA L. Global fortune 500 spend 'fraction' of corporate social responsibility budget on education [OL]. 2015-01-14. <http://www.ibtimes.co.uk/global-fortune-500-spend-fraction-corporate-social-responsibility-budget-education-1483348>.
- [3] 中国慈善联合会. 2015 年度中国慈善捐助报告 [OL]. 2016-11-29, <http://www.17xs.org/news/center/?id=235&type=1>.
- [4] DONALDSON T, PRESTON L E. The stakeholder theory of the corporation: concepts, evidence, and implications [J]. *Academy of management review*, 1995, 20(20): 65-91.
- [5] JHA A, COX J. Corporate social responsibility and social capital [J]. *Journal of banking & finance*, 2015, 60(4-5): 252-270.
- [6] RUNHAAR H, LAFFERTY H. Governing corporate social responsibility: an assessment of the contribution of the UN global compact to CSR strategies in the telecommunications industry [J]. *Journal of business ethics*, 2009, 84(4): 479-495.
- [7] DOH J P, GUAY T R. Corporate social responsibility, public policy, and NGO activism in Europe and the United States: an institutional-stakeholder perspective [J]. *Journal of management studies*, 2006, 43(1): 47-73.
- [8] HARTMAN L P, RUBIN R S, DHANDA K K. The communication of corporate social responsibility: United States and European Union multinational corporations [J]. *Journal of business ethics*, 2008, 74(4): 373-389.
- [9] MATTEN D, MOON J. "Implicit" and "explicit" CSR: a conceptual framework for a comparative understanding of corporate social responsibility [J]. *Academy of management review*, 2008, 33(2): 404-424.
- [10] DETOMASI D A. The political roots of corporate social responsibility [J]. *Journal of business ethics*, 2008, 82(4): 807-819.
- [11] HO F N, WANG H M D, VITELL S J. A global analysis of corporate social performance: the effects of cultural and geographic environments [J]. *Journal of business ethics*, 2012, 107(4): 423-433.
- [12] JULIAN S D, OFORI-DANKWA J C. Financial resource availability and corporate social responsibility expenditures in a sub-

- Saharan economy: the institutional difference hypothesis[J]. *Strategic management journal*, 2013, 34(11): 1314-1330.
- [13] HALKOS G, SKOULODIS A. National CSR and institutional conditions: an exploratory study[J]. *Journal of cleaner production*, 2016, 139: 1150-1156.
- [14] KIM C H, AMAESHI K, HARRIS S, et al. CSR and the national institutional context: the case of South Korea[J]. *Journal of business research*, 2013, 66(12): 2581-2591.
- [15] NORTH D C. Institutions[J]. *Journal of economic perspectives*, 1991, 5(1): 97-112.
- [16] 王永钦. 市场、政府与适宜的制度: 对经济转型和制度变革的理论反思[J]. *学习与探索* 2010(5): 145-147.
- [17] 周业安, 章泉. 市场化、财政分权和中国经济增长[J]. *中国人民大学学报*, 2008, 22(1): 34-42.
- [18] 陆铭, 陈钊, 严冀. 收益递增、发展战略与区域经济的分割[J]. *经济研究*, 2004(1): 54-63.
- [19] BROWN D, KNUDSEN J S. Domestic institutions and market pressures as drivers of corporate social responsibility: company initiatives in denmark and the UK[J]. *Political studies*, 2015, 63(1): 181-201.
- [20] 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.
- [21] FLAMMER C. Does product market competition foster corporate social responsibility? Evidence from trade liberalization[J]. *Strategic management journal*, 2015, 36(10): 1469-1485.
- [22] CAMPBELL J L. Why would corporations behave in socially responsible ways? An institutional theory of corporate social responsibility[J]. *Academy of management review*, 2007, 32(3): 946-967.
- [23] ROBERTSON D C. Corporate social responsibility and different stages of economic development: Singapore, Turkey, and Ethiopia[J]. *Journal of business ethics*, 2009, 88(4): 617-633.
- [24] 方军雄. 市场化进程与资本配置效率的改善[J]. *经济研究*, 2006(5): 50-61.
- [25] 赵雪雁. 社会资本测量研究综述[J]. *中国人口·资源与环境* 2012 22(7): 127-133.
- [26] ISHISE H, SAWADA Y. Aggregate returns to social capital: estimates based on the augmented augmented-solow model[J]. *Journal of macroeconomics*, 2009, 31(3): 376-393.
- [27] 严成樑. 社会资本、创新与长期经济增长[J]. *经济研究*, 2012(11): 48-60.
- [28] 寇东亮. 社会资本的伦理意义[J]. *西北大学学报: 哲学社会科学版*, 2005, 35(4): 144-147.
- [29] 马胡杰, 徐泰玲, 石岷然. 社会资本、制度环境与企业社会责任[J]. *首都经济贸易大学学报* 2013(3): 85-94.
- [30] 王永钦, 李明. 理解中国的经济奇迹: 互联合约的视角[J]. *管理世界*, 2008(10): 5-20.
- [31] UEHARA E S. Reciprocity reconsidered: gouldner's moral norm of reciprocity' and social support[J]. *Journal of social & personal relationships*, 1995, 12(4): 483-502.
- [32] FREDERICK W C. CSR1 to CSR2: the maturing of business-an-society thought[J]. *Business and society*, 1994 33(2): 150-164.
- [33] RADHAKRISHNAN M S, CHITRAO P, NAGENDRA A. Corporate social responsibility (CSR) in market driven environment[J]. *Procedia economics & finance*, 2014, 11(14): 68-75.
- [34] 周中胜, 何德旭, 李正. 制度环境与企业社会责任履行: 来自中国上市公司的经验证据[J]. *中国软科学* 2012(10): 59-68.
- [35] 姚海林, 王旭, 周骥. 政府控制和市场化进程对企业社会责任的影响——来自中国沪市上市公司的经验证据[J]. *现代财经* 2012(8): 58-69.
- [36] 王永钦, 张晏, 章元, 等. 中国的大国发展道路——论分权式改革的得失[J]. *经济研究*, 2007(1): 4-16.
- [37] 樊勇, 王蔚. “扩权强县”改革效果的比较——以浙江省县政扩权为样本[J]. *公共管理学报* 2013, 10(1): 10-18.
- [38] 曾冰, 郑建锋, 邓波. 地方保护主义与我国省会城市发展: 理论与实证分析[J]. *江西财经大学学报* 2016(4): 12-22.
- [39] 付强, 乔岳. 政府竞争如何促进了中国经济快速增长: 市场分割与经济增长关系再探讨[J]. *世界经济* 2011(7): 43-63.

- [40] 鲍伶俐. 空间性交易成本: 产业组织空间形态的演变[J]. 学术研究, 2010(5): 80-84.
- [41] 樊纲, 王小鲁, 张立文, 等. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. 经济研究, 2003(3): 9-18.
- [42] 贺灿飞, 梁社社. 中国区域经济差异的时空变化: 市场化、全球化与城市化[J]. 管理世界, 2004(8): 8-17.
- [43] TEMPLE J, JOHNSON P A. Social capability and economic growth[J]. The quarterly journal of economics, 1998, 113(3): 965-990.
- [44] HUSTED B W, JAMALI D, SAFFAR W. Near and dear? The role of location in CSR engagement[J]. Strategic management journal, 2015, 37(10): 2050-2070.
- [45] GREENE W H. Econometric analysis[M]. Prentice-Hall International, London, 2000: 576.
- [46] 宋渊洋, 黄礼伟. 为什么中国企业难以国内跨地区经营? [J]. 管理世界, 2014(12): 115-133.
- [47] 李晓义, 李建标. 不完备市场的多层次治理——基于比较制度实验的研究[J]. 经济学(季刊), 2009, 8(4): 1407-1434.
- [48] 辛杰. 企业社会责任自律与型构: 非正式制度的嵌入[J]. 当代财经, 2014(5): 81-90.
- [49] 谢国胜, 邓建伟. 市场化进程中的制度相容[J]. 教学与研究, 2001(1): 23-29.

(责任编辑: 康兰媛; 英文校对: 陈芙蓉)

Institutional environment effect on Chinese corporate social responsibility performance: the influence of marketization, social capital and administrative supervision

LIU Chun-ji, PENG Yi

(School of Finance and Business, Shanghai Normal University, Shanghai 200234, China)

Abstract: Institutional environment constrains corporate social responsibility (CSR) behavior. Compared with the developed countries, China's institutional environment is unique in the market mechanism, administrative supervision and social capital. Has this uniqueness affected CSR performance in China? What is its mechanism? And what is the difference in the strength of their effects? In order to answer the above questions, this paper has analyzed from the theoretical and empirical aspects. The results show that the higher the level of marketization and social capital, the better the CSR performance; the farther distance to the provincial political center, the worse CSR performance. But the absolute intensity of the three are not significantly different, which means a situation of tripartite confrontation with the level of marketization, administrative supervision and social capital has an effect on the performance of corporate social responsibility in China.

Key words: corporate social responsibility; system environment; marketization; social capital; administrative supervision