

营商环境与企业社会责任

——基于中国私营企业调查的研究

袁 鹏¹ 姜功熊¹ 成瑞琪²

(1.西南财经大学中国西部经济研究院,四川 成都 611130;2.四川省社会主义学院,四川 成都 610031)

[摘 要] 已有研究探讨了营商环境组成部分的变化与企业社会责任(CSR)之间的关系,但尚未有文献研究整体营商环境的改善对CSR的影响。使用中国私营企业调查数据,研究发现,营商环境改善对企业的CSR履行有积极影响,而企业家政治关联则会削弱营商环境改善对CSR的积极影响。这一结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立。进一步分析发现,营商环境改善仅会对企业的环境社会责任和公益社会责任(未扣除抵税效应)产生正向影响,但对企业的员工社会责任没有显著影响。同时,营商环境改善对CSR的积极影响在营商环境水平较高地区中更大。此外,机制分析表明,营商环境改善会通过经济激励和利他主义两个机制提高企业的CSR表现。

[关键词] 营商环境改善;企业社会责任;私营企业;政治关联

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2024.02.007

[中图分类号]F272.3 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2024)02-0079-15

一、引言

随着经济技术的发展和社会文明的进步,企业的社会责任(CSR)受到了越来越多的重视(徐细雄、李瑶琴,2018)^[1]。但是,由于中国企业的社会责任制度建设起步较晚,现有研究的结论大多表明中国企业,特别是私营企业的社会责任履行水平普遍较低,且仍有较大的提升空间(徐细雄、李瑶琴,2018^[1];陈贵梧等,2017^[2])。对于企业而言,履行社会责任不仅可以满足利益相关者的期望(Chen等,2021)^[3],也可以提高企业的市场声誉、创新能力、财务绩效和风险承担能力(Vishwanathan等,2020)^[4]。

在CSR的影响因素方面,一些研究强调了营商环境的变化在CSR履行中的重要性。这些研究涉及法律制度(Campbell,2007^[5];Ioannou和Serafeim,2012^[6])、政府干预(Graafland,2019)^[7]、腐败(Ucar和Staer,2020)^[8]和社会信任(Chen等,2021)^[3]等营商环境的组成部分。虽然探讨营商环境具体分项的变化与CSR之间的关系,可以为营商环境建设和企业履行CSR的决策提供参考。但是,这些研究忽视了一个要点,即企业的经营决策是由“综合”了正

[基金项目]教育部人文社会科学研究规划基金项目“要素市场扭曲、技术进步偏向与中国全要素生产率变化”(18XJA790008);中央高校基本科研业务费专项资金资助项目“产业关联、市场竞争与FDI选址决策:理论与实证”(JBK2107076)

[作者简介]袁鹏(1981-),男,四川荣县人,西南财经大学中国西部经济研究院教授、博士生导师。主要研究方向:资源与环境约束下的企业和产业成长。

式制度与非正式制度的整体营商环境的变化决定的,营商环境某一具体分项的改善并不意味着整体营商环境得到了提升。也就是说,在企业中,有关 CSR 的决策可能更多地取决整体营商环境的变化。所以,本文关注的主要问题是,整体营商环境的改善会对企业履行 CSR 产生怎样的影响?

中国营商环境的改善为这一研究提供了合适的背景。党的十八大以来政府开启了一系列有关改善营商环境的改革,旨在打造一个市场化、法治化、国际化的营商环境,树立“亲清”政商关系。这一系列改革收到了良好的效果。根据世界银行的营商环境报告,中国的营商环境由 2009 年的全球第 89 名,上升到了 2020 年的第 31 名。营商环境的改善不仅意味着正式制度的改善,也意味非正式制度的完善(Campbell, 2007^[5]; Ioannou 和 Serafeim, 2012^[6]; Graafland, 2019^[7]);不仅能够促进新企业的进入(Zhou, 2017)^[9],也能够帮助在位企业更为容易地获取生产经营所需的资源(Zhou, 2013)^[10]。这将有助于改善企业的经营绩效,增加企业可用于履行 CSR 的资源(Seifert 等, 2004)^[11]。

不过,作为一种私营企业生存的重要非市场战略(Muttakin 等, 2018)^[12],企业家的政治关联可能会使得政府在企业的生产经营决策中产生影响。有研究认为,即便是在高度发达的正式制度下,政治关联也会带来监管放松、税收优惠甚至政府合同的优先获取等好处(Zhou, 2013^[10]; Muttakin 等, 2018^[12])。但是,政治关联的建立和维持也需要企业付出相应的成本,如响应本地政府对控制失业、促进就业和经济增长等目标的追求(徐细雄、严由亮, 2021)^[13]。这将促使企业增加雇佣,增加对那些能够快速促进经济增长的项目的投资,带来冗员和产能过剩的风险(汪涛等, 2021)^[14]。这意味着,当营商环境改善时,政治关联可能会减少由营商环境的改善所带来的可用于履行 CSR 的资源。因此,本文还探讨了政治关联对营商环境改善与 CSR 之间关系的影响。本文的贡献有三个方面:

第一,探讨了整体营商环境改善对 CSR 的影响及其理论机制。以往文献大多只探讨了营商环境组成部分的变化对 CSR 的影响,但对于企业而言,其经营决策的主要依据是整体营商环境的变化,而非营商环境组成部分的变化。因而探讨整体营商环境的改善对 CSR 的影响,不仅能够得到整体营商环境的变化影响 CSR 的理论机制和经验证据,还能够为企业家的经营决策提供更为全面的理论依据。

第二,探讨了政治关联的调节效应,丰富了营商环境与 CSR 之间关系的文献。虽然营商环境的改善意味着正式制度的完善,以及由此带来的政府干预的减少(Graafland, 2019^[7]; Li 等, 2021^[15]),但是政治关联仍然会将政府与企业联系起来,并使得政府在企业的经营决策中产生影响,进而影响营商环境与 CSR 之间的关系。

第三,本文以企业家对营商环境变化的评价来衡量营商环境的改善,能够在一个更微观的层面上讨论营商环境的改善与 CSR 之间的关系,进而更好地处理实证中遇到的异质性问题。现有文献在讨论营商环境与 CSR 之间的关系时,普遍采用国家或地区层面的加总数据(Campbell, 2007^[5]; Ioannou 和 Serafeim, 2012^[6]; Ucar 和 Staer, 2020^[8])。然而,即便是在整体营商环境变好的情况下,不同地区或行业的企业家可能有不同的营商环境感知。这意味着使用加总数据来评价营商环境,将会忽略微观层面的企业异质性,进而在实证分析中导致遗漏变量问

题(Naeem 和 Welford, 2009)^[16]。本文所使用的企业家对营商环境变化的评价,不仅能够同时处理地区、行业和企业层面的异质性,还能够在一定程度上缓解遗漏变量问题。

二、研究假设

(一) 营商环境改善与企业社会责任

现有研究认为,企业履行社会责任主要受到经济激励、合法性与利他主义^①三类动机的影响(徐细雄、李摇琴, 2018^[1]; Campbell 等, 2002^[17]; Aguilera 等, 2007^[18])。在营商环境改善影响 CSR 的过程中,这三种动机可能同时存在。

1. 经济激励动机

良好的营商环境能够保护私有产权(Nyström, 2008)^[20]、优化投资环境(Branstetter 等, 2014)^[21]、降低创业成本(Klapper 等, 2006)^[22]。这意味营商环境的改善能够促进新企业的进入,提高在位企业面临的市场竞争。在竞争性市场中,CSR 可以作为一种实现差异化竞争、进入新市场的方式,帮助企业在细分市场中实现产品或服务与消费者偏好之间的最佳匹配,而且市场竞争会提高不道德行为对企业利润的伤害(Fernández-Kranz 和 Santaló, 2010)^[23]。这意味着营商环境的改善,还能够减少企业的消极社会行为。

同时,资源基础观认为,有价值、稀缺且可开发利用的资源是企业竞争优势的来源(Barney, 1991)^[24]。因而企业应将稀缺资源用于生产产品或提供服务,用于 CSR 等资源则应从冗余资源中选取(Seifert 等, 2004)^[11]。营商环境的改善将至少从两个方面增加企业的资源。一方面,随着营商环境的改善,生产要素的获取成本将大大降低(Li 等, 2021)^[15],这将增加企业的可用资源。另一方面,在较差营商环境中经营的企业更关注生存而不是增长(Smallbone 和 Welter, 2001)^[25]。因此,当营商环境得到改善后,企业对生存的担忧将会缓解,这将有利于企业投资于生产性活动(Bruhn, 2011)^[26]。

2. 合法性动机

一方面,营商环境的改善为企业的经营建立发达的市场体系和公共基础设施,并通过法律制度的完善来推动法治,以规范企业的行为(Graafland, 2019^[7]; Li 等, 2021^[15])。因此,随着营商环境的改善,政府监管和法律制度的完善将规范企业的行为,促使企业以对社会负责任的方式行事。

另一方面,营商环境的改善会带来更多媒体和利益相关者的关注(Darrell 和 Schwartz, 1997)^[27],提高企业在非正式制度方面的社会责任履行压力。这是因为,媒体和公众舆论对公司的盈利和生存至关重要,它塑造了公司的合法性和声誉(Garcia-Sanchez 等, 2016)^[28]。而且,当企业承担 CSR 的信息更透明时,利益相关者更有可能奖励好的行为或制裁坏的行为(Graafland, 2019)^[7]。这时,为了获得社会认可和避免惩罚,企业有动机履行更多的社会责任(Chen 等, 2021^[3]; Darrell 和 Schwartz, 1997^[27])。

^①经济激励是指企业可以通过履行社会责任,来提高知名度、声誉,改善经济绩效(Deng 等, 2013)^[19]与实现战略目标(Aguilera 等, 2007)^[18]。合法性动机是指通过履行社会责任来满足利益相关者的期望,以此获取生存所需的资源与合法地位(Campbell, 2007)^[5]。利他主义则是指企业和企业家基于对道德标准和道德原则的关注,对 CSR 影响(Aguilera 等, 2007)^[18]。

3.利他主义动机

营商环境改善,可能会通过提高企业家的主观地位,提高企业的CSR表现。主观地位强调个体将自己拥有的财富、资源与他人比较时,对自己在社会中所处位置的一种主观感受(Huang等,2017)^[29]。在私营企业发展初期,很多企业都存在偷税漏税等不合法行为,导致一些企业家产生其产权可能会被侵占甚至剥夺的预期(唐松等,2017)^[30]。随着产权保护制度的健全,私营企业家对自身产权被剥夺的预期逐渐降低。而且,随着营商环境的改善,企业绩效也会得到改善(Bruhn,2011)^[26]。这会提高企业家地位感知。同时,心理学和管理学方面的研究发现,企业家主观地位的提升将会提高他们的社会责任感,使其更加关注关键利益相关者和更广泛的社会需求,进而提高企业家参与社会责任活动的可能性(Ioannou和Serafeim,2012)^[6]。综上所述,本文提出假设1。

假设1:营商环境的改善会提高企业社会责任的履行水平。

(二)政治关联的调节效应

尽管营商环境的改善意味着政府干预和寻租行为的减少,但企业家的政治关联可能通过帮助企业获取资源、规避合法性压力等方式影响营商环境的改善与CSR之间的关系。

首先,相对于没有政治关联的企业,在有政治关联的企业中,营商环境改善对企业提高CSR的积极影响更小。对于企业而言,政治关联能够帮助企业在获取稀缺资源、私人信息和有利政策方面受益(Ge等,2017)^[31],并帮助企业规避可能源自利益相关者压力的监管行动(Muttakin等,2018)^[12]。而营商环境的改善,能够帮助企业更为容易地获取生产经营所需的信息、资源和保护。这意味政治关联和营商环境对企业的作用之间存在着一定的替代关系。同时,由于建立和维护政治关联也需要企业响应政府对企业参与社会责任的要求,参与慈善捐赠等活动(徐细雄、李摇琴,2018)^[1]。因此,对于有政治关联的企业,由于其已经履行了一定社会责任,因而营商环境改善对推动其履行社会责任的意愿相对弱化了。

其次,政治关联还会减少营商环境改善所带来的可用于履行社会责任的资源。一方面,政府同意与企业建立联系可能是政府出于财政收入最大化和提高经济增长速度的目标(Frye和Shleifer,1997)^[32]。这时,对于有政治关联的企业,政府会推动它们将资源投入到那些能够带来更快经济增长的项目当中。这将挤占营商环境的改善所带来的可用资源,降低企业的社会责任绩效。另一方面,政治关联可能导致企业对政策资源的过度依赖,使得企业缺乏信息搜集,自主创新能力(于文超、梁平汉,2019)^[33]。同时,营商环境改善还会加剧市场竞争。因此,相对于没有政治关联的企业,有政治关联的企业可能会更难适应在营商环境改善之后市场竞争度的提高,这可能会降低有政治关联的企业的绩效,减少可用于履行社会责任的投入。因此,本文提出假设2。

假设2:在有政治关联的企业中,营商环境的改善对企业社会责任的积极影响更弱。

三、研究设计

(一)数据来源

本文的数据主要来自2014年全国私营企业调查(CPES)。2014年的CPES调查共收回有效问卷6144份。CPES调查三个方面的内容:企业家个人信息,企业的经营与治理现状,以及

企业家对发展环境的评价,可以很好地满足本文的需求。而且,使用 CPES 的另外一个好处在于,被调查的企业绝大多数为非上市公司,这能够帮助我们了解非上市公司的社会责任履行情况。虽然 2014 年的 CPES 调查没有询问企业是否为上市公司,但 2016 年的 CPES 调查设计了这一问题。从 2016 年的调查结果来看,在 8083 个有效样本中,仅有 2.05% 的企业为上市公司。由于 CPES 的调查为随机抽样调查,且 2014 和 2016 的调查方法基本一致,因而在 2014 年的调查中,上市公司的比例与 2016 年相当。不过,由于 2016 年的 CPES 数据没有对企业家的整体营商环境感知进行询问,也没有合适的调查项目可用于构造工具变量,进而解决营商环境评价和 CSR 之间可能存在的双向因果问题(参见后文的内生性问题)。因此,正文的实证分析仅使用了 2014 年的 CPES 调查数据。在稳健性检验部分,我们使用 2016 年的数据得到的回归结果(无论是否删除上市公司)与基准回归结果基本一致。此外,需要说明的是,由于本文所选取的变量中存在一些缺失值,因而在不同的回归模型,样本量存在差异。

(二)变量选择

1.被解释变量

企业社会责任指数(CSR)。在 2014 年的 CPES 中,有三个调查项可以用于构造企业的社会责任履行情况,分别是:(1)企业员工培训费用;(2)治理污染的金额;(3)为扶贫、救灾、环保、慈善等公益事业捐助的价值总额。这涵盖了企业的员工、环境和公益三个方面的社会责任。但是,由于这三个方面的支出并不直接可比,借鉴现有研究的做法,本文使用计数变量的方式来构建 CSR 指标(陈贵梧等,2017)^[2]。

具体地,如果员工培训支出大于 0,则员工社会责任取值为 1,否则为 0;如果污染治理支出大于 0,则环境社会责任取值为 1,否则为 0;如果慈善捐赠金额大于 0,则将公益社会责任赋值为 1,否则为 0。最后,借鉴陈贵梧等(2017)^[2]的做法,将这三个虚拟变量加总,得到一个取值为 0 到 3 的企业社会责任综合指数(CSR)。

2.解释变量和调节变量

营商环境是否改善(ENVIR)。本文使用 CPES 中企业家对“您认为过去两年企业发展环境向好的程度”的回答来衡量 ENVIR,并将答案中的“很大”“比较大”“不好说”“变化不大”和“很差”五个选项依次赋值为 1 至 5。不过,考虑到采用序数量表的设计会产生不可比偏误,参照 Nguyen 等(2016)^[34]的做法,本文将 ENVIR 设置为二值虚拟变量。即如果企业家选择“很大”和“比较大”,则 ENVIR 取值为 1;如果企业家选择“不好说”“变化不大”和“很差”,则赋值为 0。

政治关联(CONNECT)。借鉴 Zhou(2013)^[10]的做法,如果企业家担任了“人大代表”或“政协委员”,则政治关联取值为 1,否则为 0。

3.控制变量

本文在企业家和企业两个层面上设置了控制变量。企业家层面的控制变量包括,性别(GENDER),年龄(AGE),受教育程度(EDU),创业前工作经历(BEFORE),是否为工商联会员(MEMBER),对经济政策的关注度(CONCERN)。企业层面的控制变量为,企业规模(SIZE),企业年龄(FAGE),是否建立了党组织(PARTY),是否设立了工会(UNION),企业的日常经营是否主要由企业家负责(MANAGE),以及企业的资产利润率(ROS)。

为控制不可观测的地区或行业层面因素的影响,本文还设置了省份(PROVINCE) 和行业(INDUSTRY) 虚拟变量。但由于本文的样本为截面数据,在设置了省份(行业) 虚拟变量后,本文没有再控制其他的省份(行业) 层面变量。表 1 给出了上述变量的定义。

(三)模型设定

本文的基准回归模型如下:

$$CSR_i = \alpha_i + \beta_1 ENVIR_i + X' \gamma_i + \delta + \mu + \varepsilon_i \tag{1}$$

其中,下标 i 表示企业。CSR 为的社会责任履行水平;ENVIR 为企业家对营商环境改善与否的评价; β_1 是本文关注的核心参数; X' 为一系列企业家、企业和地区层面的控制变量向量(包括政治关联); δ 和 μ 分别为行业和地区固定效应; ε_i 为误差项。

为了检验政治关联的调节效应,根据江艇(2022)^[35]关于调节变量为虚拟变量时对模型设定的建议,本文在式(1)的基础上设置了如下模型:

$$CSR_i = \rho_1 + \theta_1 ENVIR_i \times CONNECT_i + \theta_2 ENVIR_i \times (1 - CONNECT_i) + X' \varphi_i + \delta + \mu + \varepsilon_i \tag{2}$$

在式(2)中,只需要检验 θ_1 是否等于 θ_2 ,就可以得到政治关联对营商环境改善与 CSR 之间关系的调节效应。

表 1 变量定义	
变量(缩写)	定义
企业社会责任(CSR)	企业的员工、环境和公益社会责任履行项目数,取值为 0 到 3
营商环境(ENVIR)	对于“您认为发展环境的向好程度”这一问题,如果回答为“很大”或“比较大”取值为 1,否则取值为 0
是否有政治关联(CONNECT)	企业家担任了“人大代表”或“政协委员”取值为 1,否则为 0
企业家性别(GENDER)	男性取值为 1,女性取值为 0
企业家年龄(AGE)	2014 年减去企业家出生年份,并取对数
受教育程度(EDU)	小学及以下取值为 1;初中取值为 2;高中和中专取值为 3;大专取值为 4;大学本科取值为 5;研究生及以上取值为 6
创业前工作经历(BEFORE)	企业家在创业前是担任过县处级以上官员,或是在国有企业、私营企业和外资企业担任过主要负责人取值为 1,否则取值为 0
是否为工商联会员(MEMBER)	企业家为工商联会员取值为 1,否则取值为 0
对经济政策的关注度(CONCERN)	“您通过上网浏览财经类或与本行业相关的专业网的频率”,不看取值为 1,很少取值为 2,有时取值为 3,经常取值为 4
企业规模(SIZE)	企业就业人数的对数
企业年龄(FAGE)	2014 年减去企业注册为私营企业的年份
是否建立了党组织(PARTY)	企业建立了党组织取值为 1,否则取值为 0
是否设立了工会(UNION)	企业设置了工会取值为 1,否则取值为 0
日常经营负责人(MANAGE)	企业家是日常经营负责人取值为 1,职业经理人和高层管理会议是日常经营负责人取值为 0
销售利润率(ROS)	净利润除以销售额(双侧缩尾 1%)

四、实证分析

(一)描述性分析

表 2 给出了变量(不含虚拟变量)的描述性统计。在本文的样本中,有 48.8%的企业家认为营商环境在“过去两年”得到了改善。而且,认为营商环境变好的企业家为主要出资人的企业平均履行了 1.431 项社会责任,但认为营商环境没有变好的企业家为主要出资人的企业平均仅履行了 1.092 项社会责任。这意味着营商环境向好可能预示着更高的 CSR 履行水平,这与

本文的预期一致。同时,有政治关联的企业家的企业履行了更多的社会责任。

在控制变量方面,认为营商环境改善的企业家为男性的比例相对更高,受教育程度相对更高,对政府的经济政策也更为关心,曾任县处级以上官员、企业负责人、工商联会员的可能性更大。再有,认为营商环境变好的企业家为主要出资人的企业拥有相对更大的规模,更长的经营时间和更高的利润,而且更有可能建立工会和党组织。这表明企业家认为营商环境变好可能与这些控制变量有关,即所选样本可能存在着一定的选择性偏误。而在回归模型中加入这些控制变量能够在一定程度上缓解选择性偏误。

表 2 描述性统计									
	全样本				ENVIR = 0		ENVIR = 1		组间差异平均值 (9)
	均值 (1)	标准差 (2)	最小值 (3)	最大值 (4)	均值 (5)	标准差 (6)	均值 (7)	标准差 (8)	
CSR	1.254	0.889	0	3	1.092	0.887	1.431	0.856	-0.339***
ENVIR	0.488	0.500	0	1	-	-	-	-	-
CONNECT	0.335	0.472	0	1	0.288	0.453	0.387	0.487	-0.099***
GENDER	0.851	0.356	0	1	0.842	0.364	0.859	0.348	-0.016**
AGE	3.805	0.194	2.639	4.220	3.807	0.199	3.803	0.190	0.004
EDU	4.063	1.103	1	6	3.940	1.097	4.195	1.094	-0.255***
BEFORE	0.272	0.445	0	1	0.248	0.432	0.298	0.458	-0.050***
MEMBER	0.729	0.445	0	1	0.674	0.469	0.783	0.412	-0.109***
CONCERN	3.352	0.828	1	4	3.283	0.851	3.425	0.797	-0.142***
SIZE	4.132	1.579	0.693	8.007	3.813	1.590	4.474	1.495	-0.661***
FAGE	11.45	5.836	3	41	11.31	5.840	11.57	5.835	-0.258*
PART	0.429	0.495	0	1	0.376	0.485	0.482	0.500	-0.106***
UNION	0.575	0.494	0	1	0.521	0.500	0.627	0.484	-0.105***
MANAGE	0.584	0.493	0	1	0.631	0.483	0.535	0.499	0.096***
ROS	0.095	0.207	-0.991	0.800	0.088	0.213	0.102	0.201	-0.013**

注:***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。下同。

(二)基准回归结果与假设检验

表 3 给出了营商环境与企业社会责任,以及政治关联的调节效应的估计结果。其中,列(2)和列(4)则控制了省份和行业虚拟变量,列(2)和列(4)也是本文关注的主要结果。可以看出,在列(2)中,ENVIR 的系数为 0.1452,显著为正,说明当企业家认为营商环境得到改善时,企业将会多履行 0.1452 项社会责任。这就证明了本文的假设 1。

表 3 基准回归结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)
ENVIR	0.1597*** (0.0307)	0.1425*** (0.0319)		
ENVIR×(1-CONNECT)			0.2396*** (0.0408)	0.2089*** (0.0422)
ENVIR×CONNECT			0.0344 (0.0451)	0.0384 (0.0463)
CONNECT	0.1978*** (0.0333)	0.1924*** (0.0344)	0.3079*** (0.0470)	0.2845*** (0.0482)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省份/行业虚拟变量	NO	YES	NO	YES
R ²	0.386	0.422	0.388	0.424
样本量	2842	2642	2842	2642

注:括号内为在企业层面聚类的稳健标准误。下同。

列(4)的估计结果显示,ENVIR \times (1-CONNECT)的系数显著为正,ENVIR \times CONNECT 的系数为正,但不显著。这意味着在营商环境改善时,只有那些没有政治关联的企业才会提高其社会责任的履行水平。这与本文的预期一致。因此,假设 2 也得到了证实。

(三)稳健性检验^①

1.在 CSR 中包含“五险一金”和对供应商的社会责任

在现有研究中,企业为员工缴纳“五险一金”也是员工社会责任的一部分(陈贵梧等,2017)^[2]。同时,企业对供应商的社会责任也不应被忽视(Carroll 和 Buchholtz, 2015)^[36]。由于企业与供应商之间最为直接的联系就是购买货物并支付货款。因此,本文将企业是否为员工缴纳“五险一金”,以及是否拖欠供应商货款纳入 CSR 中。具体地,如果为员工缴纳了社会保险(住房公积金),则赋值为 1,否则为 0;拖欠供应商货款取值为 0,没有拖欠取值为 1。然后,重新计算得到一个 CSR 综合指标。使用新指标作为被解释变量的估计结果列于表 4 列(1)和列(2)。可以看出,与基准回归结果相比,估计结果没有发生实质性变化。

2.删除企业家态度模糊的样本

在“您认为过去两年企业发展环境向好的程度”这一问题中,企业家选择“不好说”是一种模棱两可的态度,但这并不意味着企业家一定认为营商环境没有变好。因此,本文将企业家选择“不好说”的样本删去,并在表 4 的列(3)和列(4)给出了估计结果。可以发现,估计结果与基准回归结果基本一致。

3.剔除慈善捐赠的抵税效应

在企业的慈善捐赠方面,根据《中华人民共和国企业所得税法实施条例》的规定,企业发生的公益性支出中不超过年度利润总额 12%的部分,可以予以扣除。这意味着当捐赠额小于年度总利润的 12%时,企业进行慈善捐赠可能是为了抵税。为消除抵税效应,借鉴陈贵梧等(2017)^[2]的做法,本文将企业用于慈善捐赠的金额减去年度利润总额的 12%作为调整后的捐赠金额。然后将捐赠大于 0 的企业视为有慈善捐赠,重新计算 CSR。使用新的 CSR 指标的估计结果列于表 4 的列(5)和列(6)。可以看出,ENVIR 和 ENVIR \times (1-CONNECT)的系数方向和显著性水平仍与基准回归一致。

表 4 稳健性检验的估计结果						
被解释变量	考虑“五险一金”和供应商的社会责任		删除企业家态度模糊的样本		剔除慈善捐赠的抵税效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ENVIR	0.1705*** (0.0477)		0.1587*** (0.0375)		0.0867*** (0.0296)	
ENVIR \times (1-CONNECT)		0.2591*** (0.0625)		0.2272*** (0.0497)		0.1348*** (0.0374)
ENVIR \times CONNECT		0.0341 (0.0699)		0.0591 (0.0538)		0.0115 (0.0468)

①本文进行了一些其他的稳健性检验。一是使用 2016 年的 CPES 数据;二是剔除上市公司样本;三是使用序数量表形式的 CSR 指数;四是使用 11 个营商环境的具体分项作为解释变量。上述稳健性检验的结果也证实了基准回归的结果。受限于篇幅,留存备索。

续表 4

被解释变量	考虑“五险一金”和供应商的社会责任		删除企业家态度模糊的样本		剔除慈善捐赠的抵税效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
CONNECT	0.1366*** (0.0513)	0.2588*** (0.0710)	0.1636*** (0.0381)	0.2744*** (0.0614)	0.1815*** (0.0330)	0.2481*** (0.0463)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.392	0.393	0.403	0.405	0.334	0.335
样本量	2251	2251	2089	2089	2642	2642

(四)内生性问题

在营商环境改善与 CSR 的关系中,可能存在着双向因果问题。这是因为,如果企业的 CSR 较高,企业将能够获得较高的市场声誉(Fernández-Kranz 和 Santaló, 2010)^[23],融资(Vishwanathan 等, 2020)^[4],甚至更为有利的监管条件(Campbell, 2007)^[5],进而导致企业家主观地认为营商环境有所好转。同时,遗漏变量问题可能仍然无法避免。鉴于此,本文尝试使用工具变量(IV)和两阶段最小二乘法(2SLS)来解决内生性问题。

本文认为,企业家是否参与过工商联组织的《国务院关于鼓励和引导民间投资健康发展若干意见》和《国务院关于进一步支持小型微型企业健康发展的意见》(“两项政策”)的评估工作(EVALUATE,“评估工作”)是一个合适的 IV。首先,“两项政策”分别发布于 2010 年 5 月和 2012 年 4 月,均位于 CPES 设置的“您认为过去两年企业发展环境向好的程度”这一问题所问时间之前。其次,在“两项政策”中,都有大量有关改善营商环境的政策。这意味着参与过“评估工作”的企业家会更加关注相关政策的落实情况,也更容易产生营商环境将会得到改善的预期。因此,如果上述政策在政策颁布之后得到了落实,那么,参与过“评估工作”的企业家就会更加倾向于认为营商环境得到了改善。

在外生性方面,参与“评估工作”可能不是一个严格的外生变量。这是因为,“评估工作”是由工商联组织的,因而工商联的会员更可能参加到“评估工作”。此外,当企业的规模较大时,企业家更有可能加入工商联。因此,本文加入的企业家是否为工商联会员以及企业规模等控制变量,可以使参与“评估工作”被视为一个条件外生变量。

2SLS 的估计结果列于表 5。其中,内生性检验的 P 值分别为 0.0039 和 0.0095,拒绝了 ENVIR 为外生变量的原假设。同时,弱工具变量检验的 F 统计量分别为 20.742 和 10.166,均大于 Stock-Yogo 统计量的临界值(16.38 和 7.03)。说明本文选择的 IV 与解释变量是相关的,且不是弱工具变量。除了表 5 所展示的回归结果外,我们还对工具变量的合理性进行了两项额外的检验。第一,由于“两项政策”的颁布时间分别为 2010 和 2012,所以成立时间在 2010 年之后的企业可能没有机会参与到“两项政策”的评估中。这意味着将 2010 年以后成立的企业纳入样本中,将会降低企业参与“评估工作”的可能性,进而低估参与“评估工作”与营商环境评价之间的相关性。不过,删除 2010 年之后成立的企业后进行重新检验的结果与表 5 的结果基本一致。其次,在 IV 的相关性方面,还有三个方面的因素可能会造成威胁。第一,如果企业家是工商联的领导,或者企业家所在的工商联级别较高,为了组织“评估工作”,这些企业家会先对两项政策进行了解。所以,无论这些企业家是否参加“评估工作”,他们都更有可能关

注相关政策落实情况。第二,如果企业家对工商联的工作不了解,那么,企业家即便是工商联会员,甚至参加了“评估工作”,企业家也很难理解参与“评估工作”的意义,因而也不会关注相关政策落实情况。第三,如果企业家不信任政府,或者不相信政府的经济政策能够落实。那么,无论企业家是否参与“评估工作”,他们都不太可能关注相关政策的落实情况。因此,如果不对上述三个方面的因素进行控制,可能会对IV与营商环境感知之间的相关性产生错误的估计,即错误地认为本文所选择的IV不是弱工具变量。在使用CPES中的相关数据对上述三个方面的因素进行控制之后,估计结果仍与表5一致,这增强了我们关于本文所选择的工具变量的信心。以上表明,本文选择的IV是合理的。

在第一阶段估计中EVALUATE的系数为0.1099,且在1%的水平上显著,说明参与“评估工作”能够提高企业家认为营商环境得到了改善的可能性。表5的第二阶段的估计结果与基准回归结果基本一致,说明基准回归的结论依旧成立。此外,第一阶段的估计结果还具有一定的政策含义,即政府应尽可能地向企业家宣传国家的相关经济政策,并提供平台,鼓励企业家参与到政府有关经济发展政策的制订与评估过程中。

表 5 工具变量回归的估计结果			
被解释变量	2SLS 第一阶段	2SLS 第二阶段	
	(1)	(2)	(3)
	ENVIR	CSR	CSR
ENVIR		1.0227 * * * (0.3754)	
ENVIR×(1-CONNECT)			1.2989 * * * (0.4870)
ENVIR×CONNECT			0.6966 (0.4469)
EVALUATE	0.1099 * * * (0.0239)		
CONNECT	0.0224 (0.0222)	0.1585 * * * (0.0405)	0.4831 (0.3055)
控制变量	YES	YES	YES
R ²	0.110	0.077	0.039
样本量	2612	2612	2612

五、进一步分析

(一)不同类型的CSR

本文将式(1)基准回归中的CSR替换为员工、环境和公益社会责任虚拟变量,并使用Logit模型检验营商环境的改善与不同类型的CSR之间的关系。估计结果列于表6。

结果表明,营商环境改善对员工社会责任没有显著影响,见表6列(1),但能提高环境社会责任,见表6列(2)。这是因为,随着营商环境的改善,企业在环境方面受到的合法性要求越来越高。但是,作为企业内部社会责任的一部分,员工社会责任不易被外部了解和监督;而且,投资员工社会责任的回报周期较长,且存在收益不确定性(刘维奇、张燕,2020)^[37],使得企业的经济激励不足。

在公益社会责任方面,在表6的列(3)和列(4)分别给出了扣除和未扣除抵税效应的估计结果。可以发现,在未扣除抵税效应时,营商环境改善能提高企业的公益社会责任。但是扣除

抵税效应后营商环境改善对企业的公益社会责任没有显著影响。这可能是因为,企业进行慈善捐赠不仅可以提高企业的声誉进而提高盈利水平,还可以获得一定的所得税抵免。这意味着政府可以通过一定的财税政策,激励企业更好地履行社会责任。

表 6 营商环境对不同类型的 CSR 的影响

被解释变量	员工社会责任	环境社会责任	公益社会责任 (扣除抵税效应)	公益社会责任 (未扣除抵税效应)
	(1)	(2)	(3)	(4)
ENVIR	0.0519 (0.1065)	0.2708 * * * (0.0955)	0.1115 (0.1041)	0.4844 * * * (0.1018)
控制变量	YES	YES	YES	YES
Pseudo_R ²	0.2393	0.2287	0.1287	0.2258
样本量	2835	2825	2890	2885

(二)营商环境水平异质性

对于企业而言,其生产经营所面临的营商环境是一个固定时点下的静态水平,而营商环境的改善则属于营商环境在边际上的动态变化。那么,营商环境改善对 CSR 的影响是否与营商环境水平相关呢?为回答这一问题,本文使用王小鲁等(2019)^[38]编制的市场化指数来表征企业经营的营商环境水平。本文使用 2012 年的分省市场化指数平均值,将企业划分为营商环境较高地区的企业和营商环境较低地区的企业,并进行分样本回归。回归结果列于表 7。

表 7 营商环境水平异质性的估计结果

被解释变量	营商环境较差地区的企业	营商环境较高地区的企业
	(1)	(2)
ENVIR	0.0806 * * (0.0357)	0.1712 * * * (0.0444)
控制变量	YES	YES
R ²	0.450	0.405
样本量	1201	1441

估计结果表明,对营商环境水平较高地区的企业而言,营商环境改善对 CSR 的积极影响更大^①。这是因为,对于营商环境水平较低地区的企业而言,企业面临的主要问题是如何在较差的营商环境中生存下去。因此,当营商环境得到改善时,企业更有可能将因营商环境的好转带来的资源运用到企业的生产经营当中。但是,当企业所处地区的营商环境较好时,营商环境的改善将会进一步降低企业的生存压力,增加企业可用于履行社会责任的资源。而且,当营商环境较好时,营商环境的改善可能会带来更激烈的市场竞争和更多的合法性压力,进而提高企业履行社会责任的可能性。

(三)影响机制分析

本文对第二部分中提到的影响机制途径进行检验。受限于 CPES 的数据收集范围,本文无法获取企业所受到的合法性压力的数据。因此,本文只检验了经济激励和利他主义两个动机。在经济激励方面,本文主要检验了营商环境的改善是否会促使企业投资更多生产性活动

①组间系数差异检验的结果显示,两组企业的 ENVIR 的系数差距为 0.0907,对应的 P 值为 0.000。说明两组企业的 ENVIR 的系数存在显著差异。

(Bruhn, 2011)^[26],增加企业可用于履行社会责任的资源的方式,提高企业的 CSR 绩效。具体地,如果企业在 2013 年用于扩大生产规模的投资金额大于 0,则认为该企业进行了生产性活动的扩张(EXPAND),并将 EXPAND 赋值为 1,否则为 0。

在利他主义方面,本文检验了营商环境的改善是否会通过提高企业家的主观社会经济地位,以此提高企业家参与社会责任活动的可能性(Ioannou 和 Serafeim, 2012)^[6]。具体地,企业家主观地位来自 CPES 中的企业家对自身经济、社会和政治地位的主观评价。企业家填写的相应项目的分值越小,意味着主观地位越高。因此,本文将企业家填写的三项主观地位的分值按照 11 减去原始分值的方式进行转换,并使用因子分析法提取出一个“企业家主观地位”的公因子,作为企业家主观地位的代理变量(STATUS)。

上述影响机制的检验结果列于表 8。在列(1)中,ENVIR 的系数显著为正,说明营商环境改善能够促进企业投资于生产性活动。列(2)中,ENVIR 和 EXPAND 的系数也均显著为正,且 Sobel 检验中 Z 统计量等于 3.285,对应的 P 值为 0.001。这就证明了营商环境改善能够通过促进生产扩张的方式,增加企业可用于履行社会责任的资源,进而提高企业的社会责任绩效。

表 8 营商环境的影响机制				
被解释变量	EXPAND	CSR	STATUS	CSR
	(1)	(2)	(3)	(4)
ENVIRD	0.0613*** (0.0167)	0.1236*** (0.0315)	0.2394*** (0.0337)	0.1291*** (0.0326)
EXPAND		0.2956*** (0.0337)		
STATUS				0.0556*** (0.0173)
控制变量	YES	YES	YES	YES
R ²	0.142	0.438	0.222	0.427
样本量	3004	2642	2926	2587

列(3)显示,ENVIR 的系数显著为正,说明营商环境改善能够提高企业家的主观地位。同时,在列(4)中,ENVIR 和 STATUS 的系数也均显著为正,且 Sobel 检验中 Z 统计量等于 2.842,对应的 P 值为 0.004。这就证明了营商环境的改善将会通过提高企业家主观社会经济地位的方式,促使企业家提高企业的社会责任绩效(Ioannou 和 Serafeim, 2012)^[6]。

六、结论

营商环境的改变对企业的生产经营具有重要的影响。本文实证研究了企业家对整体营商环境变化的评价对 CSR 的影响及其机制。研究发现,当营商环境改善时,企业履行 CSR 的可能性将会提高,但是,政治关联削弱营商环境改善对 CSR 的积极影响。进一步分析表明,营商环境改善对企业的员工社会责任没有显著影响,其对 CSR 的积极影响仅存在于环境社会责任和未扣除抵税效应时的公益社会责任中。而且,营商环境改善对 CSR 的积极影响在营商环境水平较高地区更大。

本文的研究结论具有一定的实践启示。首先,政府应继续推动以行政审批下放、商事制度改革等为代表的营商环境改善行动,以积极的态度解决企业在生产经营中可能面临的融资约

束、人力资源缺乏、产权保护不足等问题,不断提高企业经营的营商环境。其次,政府应尽可能地向企业家宣传国家的相关经济政策,并提供平台,鼓励企业家参与到政府有关经济发展政策的制订与评估过程中。再次,政府还可以通过制定和公益捐赠抵免所得税类似的财税政策或相应制度(如碳排放交易制度、治污装置安装补贴等),提高企业履行社会责任的积极性。最后,对于企业而言,需要意识到建立政治联系对企业生产经营决策的影响。具体地,在企业所处地区的营商环境较差时,政治关联有助于企业获取生产所需的资源、信息等要素。但是,当企业所处地区的营商环境有所改善时,企业应考虑弱化与政府间的政治关联。

本文的研究还存在一定的不足。首先,营商环境的改善是一个动态的变化过程。但是,由于 CPES 为截面数据,本文无法讨论营商环境改善的动态影响。其次,受限于数据的收集范围,本文的研究仅包含了员工、环境、公益和供应商等四个维度的 CSR,缺乏来自客户等其他维度的 CSR 信息。最后,同样由于数据限制,本文只检验了营商环境改善影响 CSR 的经济激励和利他主义两个动机,而没有对合法性动机进行检验。

参考文献:

- [1] 徐细雄,李摇琴. 高管性别、制度环境与企业 CSR 决策[J]. 科研管理, 2018, (03):80-89.
- [2] 陈贵梧,胡辉华,林陈. 行业协会提高了企业社会责任表现吗?——来自中国民营企业调查的微观证据[J]. 公共管理学报, 2017, (04):102-117.
- [3] Chen S, Chen Y, Jebran K. Trust and corporate social responsibility: From expected utility and social normative perspective[J]. Journal of Business Research, 2021, 134:518-530.
- [4] Vishwanathan P, van Oosterhout H J, Heugens P P M A, et al. Strategic CSR: A concept building meta-analysis[J]. Journal of Management Studies, 2020, 57(2):314-350.
- [5] 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.
- [6] Ioannou I, Serafeim G. What drives corporate social performance: The role of nation-level institutions[J]. Journal of International Business Studies, 2012, 43(9):834-864.
- [7] Graafland J. Economic freedom and corporate environmental responsibility[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 218:250-258.
- [8] Ucar E, Staer A. Local corruption and corporate social responsibility[J]. Journal of Business Research, 2020, 116:266-282.
- [9] Zhou W. Institutional environment, public-private hybrid forms, and entrepreneurial reinvestment in a transition economy[J]. Journal of Business Venturing, 2017, 32(2):197-214.
- [10] Zhou W. Political connections and entrepreneurial investment: Evidence from China's transition economy[J]. Journal of Business Venturing, 2013, 28(2):299-315.
- [11] Seifert B, Morris S A, Bartkus B R. Having, giving, and getting: Slack resources, corporate philanthropy, and firm financial performance[J]. Business & Society, 2004, 43(2):135-161.
- [12] Muttakin M B, Mihret D G, Khan A. Corporate political connection and corporate social responsibility disclosures: A neo-pluralist hypothesis and empirical evidence[J]. Accounting Auditing & Accountability Journal, 2018, 31(2):725-744.

- [13]徐细雄,严由亮. 党组织嵌入、晋升激励与员工雇佣保障——基于全国私营企业抽样调查的实证检验[J]. 外国经济与管理, 2021,(03):72-88.
- [14]汪涛,颜建国,王魁. 政企关系与产能过剩:基于中国制造企业微观视角[J]. 科研管理, 2021,(03):46-60.
- [15]Li M, Phan P H, Sun X. Business friendliness: A double-edged sword[J]. Sustainability, 2021, 13(4):1819.
- [16]Naeem M A, Welford R. A comparative study of corporate social responsibility in Bangladesh and Pakistan[J]. Corporate Social Responsibility and Environmental Management, 2009, 16(2):108-122.
- [17]Campbell D, Moore G, Metzger M. Corporate philanthropy in the U.K. 1985-2000: Some empirical findings[J]. Journal of Business Ethics, 2002, 39(1):29-41.
- [18]Aguilera R V, Rupp D E, Williams C A, et al. Putting the S back in corporate social responsibility: A multilevel theory of social change in organizations[J]. Academy of Management Review, 2007, 33(3):836-863.
- [19]Deng X, Kang J, Low B S. Corporate social responsibility and stakeholder value maximization: Evidence from mergers[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 110(1):87-109.
- [20]Nyström K. The institutions of economic freedom and entrepreneurship: Evidence from panel data[J]. Public Choice, 2008, 136(3-4):269-282.
- [21]Branstetter L, Lima F, Taylor L J, et al. Do entry regulations deter entrepreneurship and job creation? Evidence from recent reforms in Portugal[J]. Economic Journal, 2014, 124(577):805-832.
- [22]Klapper L, Laeven L, Rajan R. Entry regulation as a barrier to entrepreneurship[J]. Journal of Financial Economics, 2006, 82(3):591-629.
- [23]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.
- [24]Barney J B. Firm resources and sustained competitive advantage[J]. Journal of Management, 1991, 17(1):99-120.
- [25]Smallbone D, Welter F. The distinctiveness of entrepreneurship in transition economies[J]. Small Business Economics, 2001, (16):249-262.
- [26]Bruhn M. License to sell: The effect of business registration reform on entrepreneurial activity in Mexico[J]. Review of Economics and Statistics, 2011, 93(1):382-386.
- [27]Darrell W, Schwartz B N. Environmental disclosures and public policy pressure[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 1997, 16(2):125-154.
- [28]García-Sánchez I, Cuadrado-Ballesteros B, Frias-Aceituno J. Impact of the institutional macro context on the voluntary disclosure of CSR information[J]. Long Range Planning, 2016, 49(1):15-35.
- [29]Huang S, Hou J, Sun L, et al. The effects of objective and subjective socioeconomic status on subjective well-being among rural-to-urban migrants in China: The moderating role of subjective social mobility[J]. Frontiers in Psychology, 2017, 8:819.
- [30]唐松,温德尔,孙铮. “原罪”嫌疑与民营企业会计信息质量[J]. 管理世界, 2017,(08):106-122.
- [31]Ge J, Stanley L J, Eddleston K, et al. Institutional deterioration and entrepreneurial investment: The role of political connections[J]. Journal of Business Venturing, 2017, 32(4):405-419.
- [32]Frye T, Shleifer A. The invisible hand and the grabbing hand[J]. American Economic Review, 1997, 87

(2):354-358.

[33] 于文超,梁平汉. 不确定性、营商环境与民营企业经营活力[J]. 中国工业经济, 2019, (11):136-154.

[34] Nguyen N A, Doan Q H, Nguyen N M, et al. The impact of petty corruption on firm innovation in Vietnam [J]. Crime, Law and Social Change, 2016, 65(4-5):377-394.

[35] 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, (05):120-140.

[36] Carroll A B, Buchholtz A K. Business & society: Ethics, sustainability, and stakeholder management[M]. Mason: Cengage Learning, 2015.

[37] 刘维奇,张燕. 外部薪酬攀比与企业绩效——基于管理层和普通员工双视角[J]. 中国软科学, 2020, (05):104-117.

[38] 王小鲁,樊纲,胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2019.

(责任编辑:刘红蕾)

Business Environment and Corporate Social Responsibility ——Evidence from Chinese Private Enterprise Survey

YUAN Peng¹, JIANG Gongxiong¹, CHENG Ruiqi²

(1. Institute of Western China Economic Research, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China; 2. Sichuan Institute of Socialism, Chengdu 610031, China)

Abstract: The existing research has examined the relationship between components of regional business environments and corporate social responsibility (CSR), however, the impact of improvements in the overall business environment on CSR has not been explored. On the basis of Chinese Private Enterprise Survey, this paper confirms that the improvement of the business environment has a positive impact on CSR, while the political connection weakens the positive impact of the business environment on CSR. This conclusion still holds after a series of robustness tests. Further analysis reveals that the business environment positively affects environmental social responsibility and public welfare social responsibility (before deducting the tax credit effect), while it has no significant effect on the employee social responsibility of firms. Meanwhile, the positive impact of the improvement of business environment on CSR is greater among firms in regions with higher levels of business environment. In addition, the mechanism analysis suggests that improvement of the business environment improves CSR performance through economic incentive and altruism mechanism.

Key words: improvement of business environment; corporate social responsibility; private enterprises; political connection

