

文章编号: 1671-4229(2022)03-0037-11

企业社会责任对创新绩效的影响研究

——基于政府嵌入和企业网络的分析框架

卢建川¹, 罗崇佳^{2*}

(1. 广州大学 数学与信息科学学院/数学与交叉科学广东普通高校重点实验室, 广东 广州 510006;
2. 中国人民大学 经济学院, 北京 100872)

摘要: 基于利益相关者理论、资源基础理论和信号传递理论, 选取2010-2018年上市公司为研究样本, 考察企业社会责任与创新绩效的内在联系与作用机制。实证结果表明, 企业社会责任显著促进了创新绩效产出, 且政府嵌入通过提高审计质量与发挥社会资本联结利益相关主体的功能, 正向调节企业社会责任和创新绩效的关系。该结论在纳入企业关系网络引致的创新协同效应和攀比效应后仍然成立。为了进一步把握第三次分配带来的时代红利, 提出了积极发挥企业社会责任工具性、明晰政企权责关系和突出政府调控作用等对策建议。

关键词: 企业社会责任; 政府嵌入效率; 创新绩效; 调节效应; 第三次分配

中图分类号: F 272.3 文献标志码: A

The impact of corporate social responsibility on innovation performance: A framework with government adjustment and enterprise network

LU Jian-chuan¹, LUO Chong-jia^{2*}

(1. School of Mathematics and Information Science / Key Laboratory of Mathematics and Interdisciplinary Sciences of the Guangdong Higher Education Institutes, Guangzhou University, Guangzhou 510006, China;
2. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Based on Stakeholder Theory, Resource-based View and Signaling Theory, this paper takes the listed companies from the year of 2010 to 2018 as the sample to explore the internal relationship and mechanism between Corporate Social Responsibility (CSR) and innovation performance. The results have shown that CSR can promote innovation performance, and government adjustment efficiency plays a positive moderating role between them by improving audit quality and utilizing social capital to connect stakeholders. The conclusions above are robust to consider the synergetic and bandwagon effect of innovation caused by enterprise network. In order to further exploit the benefits of the third distribution, this paper puts forward relative suggestions such as developing the instrumentality of CSR, clarifying the responsibility between government and enterprise and highlighting the function of regulation by government.

Key words: corporate social responsibility; government adjustment efficiency; innovation performance; moderating effect; the third distribution

基金项目: 中国人民大学2020年度“中央高校建设世界一流大学(学科)和特色发展引导专项资金”资助项目; 中国人民大学2021年“案例中国”资助项目(RUCCX2021146)

作者简介: 卢建川(1966—), 男, 副教授, 博士. E-mail: LJCDYX123@163.com

* 通信作者. E-mail: LuoChongjia@126.com

引文格式: 卢建川, 罗崇佳. 企业社会责任对创新绩效的影响研究——基于政府嵌入和企业网络的分析框架[J]. 广州大学学报(自然科学版), 2022, 21(3): 37-47.

党的十九大报告提出,要建立贯彻新发展理念的新企业、生态文明建设的先锋企业和解决民生问题的生力军企业。十九届四中全会进一步指出,要重视发挥第三次分配作用,发展慈善等社会公益事业,对企业社会责任提出了更高要求,企业履行社会责任已然成为普遍共识。王军等^[1]认为,随着企业掌握愈发庞大的经济资源,企业通过社会责任创造的社会效益逐渐成为第三次分配的重要力量。尽管第三次分配的初衷是依靠道德美誉鼓励企业投身公益慈善事业,但在市场竞争的压力下,企业往往也需要考虑履行社会责任能否促进自身利润目标的实现。换言之,企业履行社会责任不仅具有“道义性”,更具有“工具性”^[2]。而如何在第三次分配的背景下发挥企业社会责任的工具性,实现企业利益和社会效益的统一,亟待企业与政府的共同努力。

创新是现代化建设全局的核心。企业履行社会责任有助于构建与消费者、社会的和谐关系,从而促进创新产品获得良好的市场绩效。然而,企业履行社会责任并非是无成本的善举。企业投入第三次分配的慈善捐款会挤占研发资金,从而对创新产生负面影响。在现行的财会准则体系下,上述支出还将以利润损失的形式反映在年报之中,进而削弱消费者响应与市场竞争力。再者,企业创新不仅受到本企业研发能力的影响,更与关系网络中的其他企业创新产出息息相关^[3]。在诸多因素的协同作用下,企业社会责任如何影响创新绩效产出依然是一个谜团。

尽管第三次分配具备非政府性质,但这并不必然否定政府角色参与的可能性与合理性。这主要是由于:①企业履行社会责任迎合了政府的社会治理目标,社会治理成本的降低能够促进财政收支平衡,进而减轻再分配对政府资金造成的压力;②政府嵌入能够反哺企业的社会责任支出,增加企业参与第三次分配的意愿,进而完善现有的分配格局。具体至创新角度,政企之间或存在如下互动关系:一方面,国家对企业创新予以补贴,旨在希望企业践行“创新中谋未来”的发展理念。现有政策下,凡是在国家重点支持的高新技术领域内,积极科研创新,形成核心自主知识产权,并以此为基础开展经营活动的,均可认定为高新技术企业,并享受减按 15% 的企业所得税率优惠。另一方面,获取政府的政策倾斜也是企业寻租的

重要目标之一。为了获得 R&D 补贴等政府配给的稀缺资源,企业必须主动与政府官员建立并维系良好关系,在寻租成本和政府补贴收益中进行利益最大化抉择。基于此,本文旨在纳入政府嵌入效率与企业关系网络的分析框架下,探讨企业社会责任与创新绩效的内在关联和作用机制,继而对企业 and 政府如何把握第三次分配的时代红利提出可行建议。

1 研究假说

1.1 企业社会责任与创新绩效产出

企业社会责任是第三次分配的重要力量。Sethi^[4]提出,企业社会责任是经济与法律要求以外的其他能创造社会效益的责任。基于利益相关者视角,履行社会责任不仅包括款项筹集与物资捐赠,而且包括协调处理企业与消费者、股东、供应商及员工等利益相关主体的关系,让企业在追逐利润最大化之余,迎合社会的法律和道德要求,实现自身价值和可持续发展。

既有文献对企业社会责任和创新绩效产出关系的研究,主要基于利益相关者理论和资源基础理论。针对前者,企业履行对消费者的社会责任可以提高品牌声誉,促进消费者响应,从而使得创新产品获得更好的消费支持和销售表现。消费者反馈也有利于企业应对不断更新的市场需求,保障产品的时效性;履行对供应商的社会责任可以建立良好的供应链合作伙伴关系,提高产品技术的流动性;履行对股东的社会责任能够稳定股东的投资信心,进而为创新行动提供充足资金;员工通过社会责任活动可以获取心理性收益以及价值满足收益,最终提高合作和创新效率。

资源基础理论则更注重资源获取与配置效率的影响。企业进行创新活动能够获取稀缺资源,而产权制度的保护为其他企业的模仿设置了进入壁垒和惩罚机制,这有利于创新型企业获取持续性的竞争优势。然而,创新过程长周期、高风险的特征往往让投资者和代理人望而却步。在这方面,企业履行社会责任会增进消费者对企业价值的认同,并外化为再购买和推荐行为^[5]。这为企业创新产出提供了需求保障,进而减少创新行为的潜在风险。基于此,本文提出如下假说:

H1: 企业履行社会责任能够促进创新绩效产出。

1.2 政府嵌入效率的机制分析

如前所述,在企业社会责任成本收益分析的理性假说下,政府唯有保障社会责任工具性得到有效发挥,才能激励企业投身于第三次分配,进而实现补充初次分配和再分配格局的愿景。因此,政府的引导与调控对于完善第三次分配至关重要。创新绩效作为企业履行社会责任的工具性目标之一,亟需政府发挥“看得见的手”的调控和扶持作用。由于政府难以直接介入企业研发过程,因而往往通过财政拨款、财政贴息和税收返还等方式,对于创新表现积极的企业予以研发补偿和政策优惠,藉此激励企业持续创新。

尽管政府补贴是国家支持企业发展的重要方式,但在信息不对称与政治制度设计不够完善的情况下,政府的嵌入效率值得关注。政府在补助对象的认定、审批和补助金发放过程中带有很大的自由裁量权,由此可能引发严重的企业寻租行为。企业寻租是经济主体为了获得垄断地位和垄断利润而向政府进行的寻利活动。早期研究倾向于关注非法寻租对社会造成的不良影响,比如滋生腐败和资源诅咒。近年来,学者开始关注企业的合法寻租活动^[6]。基于理性假说,企业在不违背法律和公德的前提下开展寻租活动,如通过社会慈善加深政企关系,往往被认为是企业利润最大化目标下的战略抉择。其中,政治关联作为最具代表性的寻租行为,能够帮助企业获取制度性优势。在相同条件下,企业控制人如果兼任政府要职,就能够通过人脉关系网络调用政府部门的特权与资源,从而使得企业更容易成为政府的补贴对象。Du等^[7]也肯定了政府补贴和寻租活动的密切关系。企业将会在政治关联的寻租成本和政府补贴金额之间进行战略权衡,从而实现企业利益最大化。

事实上,尽管政治关联能为企业自身带来好处,但其作为非生产性的资源利用活动,也会导致资源错配和资源浪费现象,进而影响政府嵌入效率。在政府补贴取值一定的情况下,企业的寻租成本越低,资源误配程度越低,政府嵌入效率越高。具体至“企业社会责任-创新绩效产出”路径,政府嵌入效率或起到下述调节作用。

从审计视角而言,政府对企业社会责任的关注与补贴强度主要基于过往审计工作的质量,由此决定了政府嵌入效率的高低。一方面,政府审

计能够强化企业受托意识,提高社会责任的履行效率。企业的生产经营活动归根结底是受托于人民、反馈于人民的,但在激烈的市场竞争中,企业面临的国有资产保值增值和绩效考核压力可能降低其受托意识。政府通过建立经常性审计制度,向社会大众及时公布企业社会责任履行状况,能够唤醒企业对社会责任的主动性、自愿性认识^[8],自觉承担社会责任并提高履责效率,这也符合第三次分配的道德要求。另一方面,基于信号传递理论,由于信息的有限性和不对称性,公众投资者难以准确评估企业价值,因此,企业采取的策略将是借助公开渠道,向投资者传递更多信息。而无论是政府审计抑或是社会审计,相关机构发布的审计报告能够增大企业资产透明度,缓解信息不对称问题。通过向利益关联方传递企业运营良好的信号,企业能够在社会责任履行度一定的情况下获得更优的市场回报,从而促进创新绩效产出。

此外,随着政府对经济发展的推动和引领力量愈发强盛,政府通过行政审批、贷款担保以及优惠政策等方式,掌握着大量的稀缺性和关键性资源,政府嵌入也随之成为能够帮助企业获得竞争性优势的重要社会资本。政府嵌入效率越高,政治关联作为社会资本能够发挥的作用越大。政府能够基于企业履行的社会责任程度,给予企业对应的扶持与补贴,帮助企业解决创新融资约束问题;政治关联亦有利于企业通过政府关系网络,以社会责任为纽带,与高校和研究所等主体建立有效信任联结,促进产学研协同创新。基于此,本文提出如下假说:

H2:企业社会责任对创新绩效的影响受到政府嵌入效率的正向调节作用。

基于上述分析,本文提出如下理论模型(图1)。

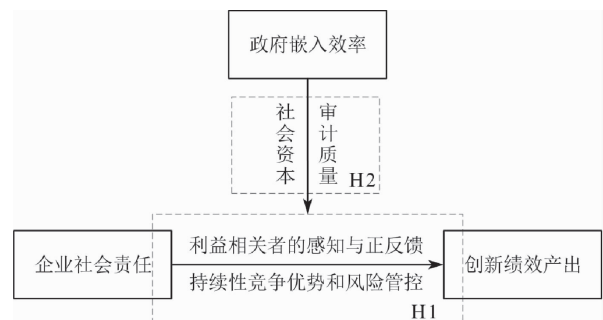


图1 企业社会责任对创新绩效产出影响机制模型

Fig. 1 Theoretical model of the influence mechanism of CSR on innovation performance

2 样本与研究设计

2.1 样本与数据来源

本文构建的数据集中,企业社会责任数据来源于润灵环球(RKS);政府补贴、政治关联与财务数据来源于国泰安(CSMAR)数据库,部分财务数据由 Wind 数据库补充;企业专利数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)。在指标选取完成后,本文以 2010 - 2018 年上市公司为研究样本。选择上述年份作为观测窗口,其一是基于数据可得性的考量。润灵环球最早于 2010 年开始对企业社会责任进行评分,数据最新更新至 2019 年。润灵环球作为具有国际影响力的评价公司,其评估结果会成为投资者行为决策的重要依据,这也敦促企业更重视社会责任的履行。其二是排除特殊事件可能带来的影响。参考朱海琄^[9]的研究,2010 年被认为是企业社会责任发展的重要转折点,将 2010 年设为观测始点能够有效避免发展阶段不同对研究结果造成的影响。此外,2018 年 9 月 30 日发布的《上市公司治理准则》^[10],对上市企业的社会责任披露提出了更高要求。为了避免特殊事件的影响,参考庄旭东等^[11]的研究,本文剔除 2019 年的数据,只对 2010 - 2018 年数据进行分析。

在选择好恰当的观测窗口后,本文进行如下数据清洗处理:①剔除银行、保险公司等金融机构;②为了保证样本信息不过多损失,运用线性插补法补充了 88 个企业价值的观测值;③剔除数据包含缺失值的样本;④对连续变量在 1% 与 99% 分位上作缩尾处理,最终获得一份包含 731 家企业,4 670 个观测值的非平衡面板。

2.2 变量说明与模型构建

(1) 创新绩效(INNO)。企业创新既包括理论成果,如制定领先的技术规范和先进管理措施,也包括应用成果,如专利的申请和应用情况。然而,由于理论成果缺乏合适的客观度量指标,文献采用的主流做法是通过专利申请量或授权量度量创新绩效^[12]。又考虑到专利自申请到授权需要经过较长的时间,采用专利授权量衡量创新绩效会带来时间上的度量误差。因此,本文借鉴 Ko 等^[13]的研究,采用专利申请量的自然对数衡量创新绩效。

(2) 企业社会责任(CSR)。企业社会责任存

在多种度量方法,例如内容分析法、量表调查法、机构评价法等等。其中,机构评价法要求权威机构通过专家综合多个指标,衡量企业社会责任,被认为是较为全面、稳健的测度方法。基于此,本文采用润灵环球社会责任评分数据度量企业社会责任履行度。

(3) 政府嵌入效率(GR)。如前所述,政府角色嵌入包括收益与成本 2 部分。对于前者,使用企业年报中政府补贴的对数值衡量;对于后者,则使用政治关联等级衡量。参考罗喜英等^[14],如果企业董事长或总经理在政府、党委、纪委、人大或政协常设机构、检察院和法院任职,则按照科级 = 1、处级 = 2、厅级 = 3、部级 = 4 赋值;如果企业董事长或总经理担任党代表、人大代表或者政协委员,则按照区县级 = 1、市级 = 2、省级 = 3、国家级 = 4 赋值。如 2 种级别定义方式都有数据,则取较高值计算;无政治关联的设为 0。

在获得了政府补贴和政治关联等级 2 部分数据后,首先通过标准化数据减去其最小值获得全部为正的无量纲数据,之后令 $GR = \text{政治关联的成本} / \text{政治关联的收益}$,以此衡量政府角色嵌入效率。本文采用上述做法,实则是参照了租金耗散比的概念,即企业为了获取垄断地位所支付的成本与垄断地位价值的比值。其中,GR 越大,说明企业寻租带来的资源错配和资源浪费的程度越高,政府嵌入效率越低;GR 越小,政府嵌入效率越高。

(4) 控制变量。本文主要控制了公司的基本特征和财务指标。基于豪斯曼检验,本文还控制了行业和省份的固定效应。相关变量的具体度量方式详见表 1。

结合上述变量说明和假说 1,本文设置基准回归探讨企业社会责任对创新绩效的影响效应。由于创新绩效的观测值中有 953 个取值为 0,属于受限因变量,使用面板最小二乘法将无法获得一致估计,故采用基于最大似然估计的面板 tobit 模型进行回归。具体模型构建如下:

$$\begin{aligned}
 INNO_{i,t}^* &= \beta_0 + \beta_1 CSR_{i,t} + \sum \beta_m controls_{i,t} + \\
 &ind_j + prov_k + \varepsilon_{i,t}, INNO_{i,t} = \\
 &\begin{cases} INNO_{i,t}^*, & INNO_{i,t}^* > 0 \\ 0, & INNO_{i,t}^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)
 \end{aligned}$$

表1 变量说明与统计
Table 1 Descriptive statistics of variables

变量名称	变量符号	变量含义	平均值	标准差
创新绩效产出	<i>INNO</i>	ln(本年度专利产出数 + 1)	3.045	2.100
企业社会责任	<i>CSR</i>	润灵环球数据	39.075	12.007
政府嵌入效率	<i>GR</i>	政治关联/政府补贴	0.136	0.179
企业资产	<i>lnasset</i>	ln(企业总资产)	23.123	1.449
企业负债	<i>lndebt</i>	ln(企业总负债)	22.302	1.781
企业员工数	<i>lnemp</i>	ln(企业员工数)	8.500	1.337
杠杆率	<i>lev</i>	总资产/权益资本	0.493	0.200
净资产收益率	<i>roe</i>	净利润/股东权益	0.044	0.054
总资产净利润率	<i>roa</i>	净利润/总资产	0.083	0.107
每股综合收益	<i>epstm</i>	股份平均收益	0.473	0.650
总资产周转率	<i>tat</i>	销售收入/平均资产总额	0.685	0.465
企业价值	<i>tobinq</i>	市场价值/重置价值	1.838	1.131
股权集中度	<i>tophold</i>	企业第一大股东持股比例	0.369	0.159
董事会规模	<i>bodsize</i>	ln(董事会人数)	2.201	0.207
独立董事比例	<i>indbod</i>	独立董事人数/董事人数	0.375	0.056

模型(1)中, $INNO_{i,t}$ 为被解释变量, 代表第 i 个企业第 t 年的创新绩效, $CSR_{i,t}$ 为核心自变量, 代表第 i 个企业第 t 年的社会责任评分, ind_j 代表行业固定效应, $prov_k$ 代表省份固定效应。考虑到政府嵌入效率可能存在调节效应, 本文加入 GR 及其与 CSR 的交互项, 建立模型(2)。为了避免多重共线性的影响, 本文对相关变量作中心化处理。

$$INNO_{i,t}^* = \gamma_0 + \gamma_1 CSR_{i,t} + \gamma_2 GR_{i,t} + \gamma_3 CSR_{i,t} \times GR_{i,t} + \sum \gamma_m controls_{i,t} + ind_j + prov_k + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

此外, 为了确保基准回归系数稳健, 设置面板probit模型进行补充检验。为了满足因变量为二值变量的要求, 更换被解释变量为企业本年度是否有专利产出, 即设置个体选择规则为

$$DumINNO_{i,t} = \begin{cases} 1, & INNO_{i,t}^* > 0 \\ 0, & INNO_{i,t}^* \leq 0 \end{cases}$$

则 $P(DumINNO_{i,t} = 1 | X_{i,t}, \beta, ind_j, prov_k) = F(ind_j + prov_k + X'_{i,t}\beta)$, 其中, $F(\cdot)$ 为 $\varepsilon_{i,t}$ 的累积分布函数。仿照式(1)和式(2), 设定模型(3)和模型(4)。

$$P(DumINNO_{i,t} = 1) = \phi(ind_j + prov_k + X'_{i,t}\beta), \quad \varepsilon_{i,t} \sim N(0, 1) \quad (3)$$

$$P(DumINNO_{i,t} = 1) = \phi(ind_j + prov_k + X'_{i,t}\gamma), \quad \varepsilon_{i,t} \sim N(0, 1) \quad (4)$$

3 实证分析

3.1 描述性统计

表1展示了主要变量的描述性统计结果。企

业社会责任均值为39.075, 标准差为12.007, 计算得偏态系数为0.972 > 0, 说明变量呈右偏分布, 企业社会责任履行度仍具备一定的上升空间。

考虑到国家的政策关注度对企业社会责任存在导向作用, 本文对不同时期和不同类型的社会责任履行度进行进一步统计分析。根据肖红军等^[15]的测算, 党的十八大以来, 政府对企业社会责任的注意力数值上升了约6成, 企业社会责任受到了国家更大的关注。因此, 本文沿用其做法, 以2012年为切分点, 分别考察2010-2012年和2013-2018年的企业社会责任履行情况, 见图2。

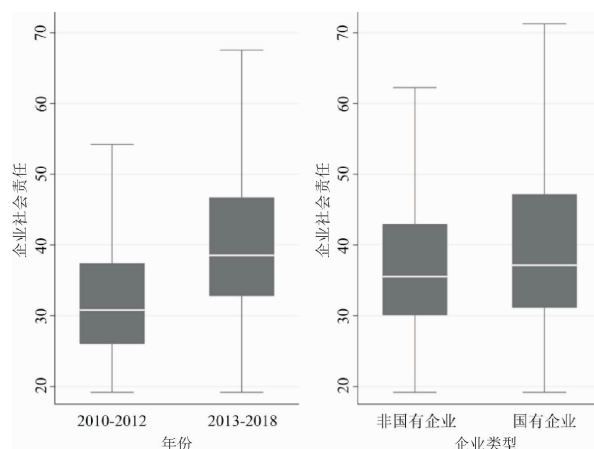


图2 企业社会责任分时期、分类型箱线图

Fig. 2 Box-plot of CSR in different periods and types

如图2所示, 随着政府关注度的提高, 企业社会责任履行度出现了大幅上升, 中位数由2010-2012年的30.812上升至2013-2018年的

38.537,平均数由 2010-2012 年的 34.087 上升至 2013-2018 年的 40.930。图 2 还展示了国有企业和非国有企业社会责任履行度的差异。国有企业社会责任履行度显著高于非国有企业。这可能是因为在政府对企业社会责任治理愈发关注的背景下,国有企业的经营管理者会更积极地贯彻落实党和政府的战略要求,更多地考虑社会公共利益。国有和非国有企业的对比分析进一步说明了政府关注度对社会责任的导向作用。表 1 中其他各变量的均值与以往研究相似,说明样本选择偏误较小,研究具备代表性。

在进行回归分析之前,需要测试各变量的皮尔逊相关系数和方差膨胀因子(VIF)。根据下式的计算结果,自变量和因变量的相关系数为 0.259,调节变量和因变量的相关系数为 -0.069,均在 1% 水平上显著相关,说明统计学上存在研究价值。企业社会责任的 VIF 值为 1.60,远小于警戒值 10,说明多重共线性并不严重,适合进行回归分析。

$pearson_{u,v} =$

$$\frac{\sum_{i=1}^n (x_{u,i} - \bar{x}_u)(x_{v,i} - \bar{x}_v)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_{u,i} - \bar{x}_u)^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (x_{v,i} - \bar{x}_v)^2}}$$

3.2 基准回归

表 2 前 2 列汇报了面板 tobit 模型的估计结果。其中,汇报的各变量系数为其对被解释变量的偏效应,且标准误的估计基于极大似然观测信息矩阵。对于模型(1)而言,企业社会责任系数为 0.018,该估计值在 1% 水平上显著,说明企业社会责任对于创新绩效产出的平均边际效应为 1.8%,假说 1 得以证明。

为了在上述路径中嵌入政府角色,本文进一步估计模型(2)。政府嵌入效率与企业社会责任的交互项在 1% 水平上显著为负,且核心解释变量显著性未改变,说明调节效应成立。其中,政府嵌入效率越大,成本与收益的比值越小,企业社会责任系数($\gamma_1 + \gamma_2 GR$)上升,说明调节效应方向与预期相符。政府嵌入效率上升通过增大企业受托意识、缓解信息不对称以及促进社会资本发挥联结利益相关方的功能,显著增强了企业社会责任和创新绩效的相关性。表 2 后 2 列汇报了面板 probit 模型的结果,核心变量的系数方向和显著性与 tobit 模型相似,由此进一步证明了上述假说的准确性。

表 2 基准回归结果

Table 2 Results of basic regression model

变量	面板 tobit 模型		面板 probit 模型	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
CSR	0.018*** (0.002)	0.019*** (0.002)	0.028*** (0.006)	0.029*** (0.006)
CSR × GR	/	-0.028*** (0.009)	/	-0.053** (0.023)
GR	/	0.053 (0.122)	/	0.324 (0.275)
lnasset	0.171 (0.141)	0.166 (0.140)	-0.128 (0.284)	-0.124 (0.286)
lndebt	0.406*** (0.134)	0.415*** (0.134)	0.585** (0.272)	0.592** (0.275)
lnemp	0.251*** (0.043)	0.245*** (0.043)	0.272*** (0.085)	0.272*** (0.085)
lev	-1.703*** (0.398)	-1.719*** (0.397)	-1.424* (0.812)	-1.437* (0.817)
roa	0.894 (1.013)	0.807 (1.012)	2.733 (2.175)	2.720 (2.186)
roe	-0.661 (0.433)	-0.625 (0.432)	-1.863** (0.945)	-1.852* (0.951)
epsttm	-0.099** (0.047)	-0.101** (0.047)	0.043 (0.114)	0.031 (0.116)
tat	-0.056 0 (0.076)	-0.049 0 (0.076)	-0.000 2 (0.161)	0.009 0 (0.162)
tobinq	0.008 (0.021)	0.008 (0.021)	0.036 (0.048)	0.040 (0.048)
tophold	-0.649*** (0.235)	-0.647*** (0.235)	-0.254 (0.465)	-0.251 (0.469)
bodsize	-0.288* (0.149)	-0.282* (0.149)	-0.511 (0.332)	-0.456 (0.336)
indbod	-0.309 (0.459)	-0.294 (0.458)	-1.780 (1.112)	-1.688 (1.121)
constant	-14.340*** (1.353)	-13.605*** (1.379)	-9.479*** (2.184)	-8.798*** (2.258)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	4 670	4 670	4 424	4 424
卡方统计量	1 692.74***	1 700.09***	309.64***	307.22***

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 及 1% 水平上显著,括号内为标准误

3.3 引入企业关系网络

周开国等^[3]指出,企业与外部创新群体的网络关系对企业自身的创新绩效具有显著影响。一方面,随着企业战略联盟的蓬勃发展,企业间的创新协同合作关系日益紧密。根据 Thomas^[16]的定

义,协同是企业通过共享有形和无形资源所创造的价值。在协同创新的过程中,企业能够通过关联网络吸收外部知识与外部技术,促进该企业自身的创新绩效,而关联网络亦有助于企业共享市场信息。一方面企业能通过合作伙伴间的信息传递,得知消费市场的最新动态,从而确保创新产品定位与市场需求相适配;另一方面,企业之间也具备“攀比效应”。特别是,随着高质量发展成为经济主体的内在选择,地方政府迫切需要企业实现投入驱动向创新驱动的转型,在此背景下企业创新绩效成为地方锦标赛的重要标准。拥有更大创新能力,具备创新示范作用的企业能够获得政府更丰厚的优惠政策。企业为了争夺锦标赛奖杯,相互间会展开激烈的创新竞争。在创新竞争压力下,关联企业的创新表现将迫使企业提升自身的创新绩效,以避免在锦标赛中落败。

上述影响在模型(1)和模型(2)中被纳入扰动项并引发遗漏变量偏误。为了避免内生性造成系数的有偏估计,本文试图利用空间计量经济学方法建立空间自回归(SAR)模型。首先,本文筛选出在2010-2018年均无缺失值,每个企业至少与其他一家企业具备空间关联的子样本,并构造空间权重矩阵:

$$W = (w_{i,j})_{n \times n} = \begin{bmatrix} w_{1,1} & \cdots & w_{1,n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n,1} & \cdots & w_{n,n} \end{bmatrix},$$

其中, $w_{i,j}$ 代表企业 i 和企业 j 之间的联结。基于高阶理论,参照朱丽等^[17],采用企业高管兼职来衡量企业的关联网络。如果在选定的时间窗口内,存在大于或等于一个高管在2家企业内均有兼职,则 $w_{i,j}$ 取1,否则取0,同时设定主对角线上元素均取0,由此得出所有 $w_{i,j}$ 的取值,并构造无向邻接矩阵。对 W 进一步标准化得到:

$$W'_{std} = (W_{i,j})_{n \times n} = \begin{bmatrix} W_{1,1} & \cdots & W_{1,n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{n,1} & \cdots & W_{n,n} \end{bmatrix}。$$

$\sum_{j=1}^n W_{i,j} INNO_{i,t}$ 衡量了关系企业的创新绩效影响。本文在基准模型的基础上加入上述变量,建立模型(5)和模型(6),并汇总于表3。

$$INNO_{i,t} = \alpha_0 + \rho \sum_{j=1}^n W_{i,j} INNO_{i,t} + \alpha_1 CSR_{i,t} + \sum \alpha_m controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$INNO_{i,t} = \theta_0 + \rho \sum_{j=1}^n W_{i,j} INNO_{i,t} + \theta_1 CSR_{i,t} + \theta_2 GR_{i,t} + \theta_3 CSR_{i,t} \times GR_{i,t} + \sum \theta_m controls_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

表3 空间自回归模型结果

Table 3 Results of spatial autoregressive model

变量	模型(5)			模型(6)		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
CSR	0.013** (0.006)	0.002** (0.001)	0.016** (0.007)	0.015*** (0.005)	0.002** (0.001)	0.018*** (0.006)
CSR × GR	/	/	/	-0.050 (0.018)	-0.008** (0.003)	-0.058*** (0.021)
GR	/	/	/	-0.533** (0.260)	-0.088* (0.048)	-0.621** (0.303)
ρ		0.167*** (0.032)			0.155*** (0.033)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	594	594	594	594	594	594
R^2		0.182			0.208	

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%及1%水平上显著,括号内为标准误

总样本中,仅有594个观测值具备相互关联的特征,这暗示着企业构建关系网络的意愿和能力差异较大。为了尽量避免个体差异对结论的影响,本文对空间自回归模型控制了更为严格的个

体固定效应。如表3所示,衡量关联企业影响的系数 ρ 在1%水平上显著为正,说明其他企业的创新绩效通过关系网络的传递,正向促进了本企业的创新绩效。为了能够进一步检验企业社会责任

对创新绩效的影响,将影响效应分解为直接效应和间接效应^[18]。在无交互项的模型中,企业社会责任的直接效应、间接效应与总效应均在 5% 水平上显著,且系数为正。这说明企业履行社会责任能够有效提高本企业的创新绩效,该效应占总效应的 84.86%;同时企业履行社会责任还存在显著的空间溢出效应,该效应占总效应的 15.14%。而在调节效应模型中,企业社会责任和交互项的直接效应、间接效应和总效应均至少在 10% 水平上显著,且主要系数方向均未改变,由此证明了假说 1 和假说 2 的正确性。

基于上述分析,本文以代表企业间关联为连接线,企业创新绩效产出为节点大小绘制了图 3。可以发现,具备关联的子样本仅占总样本的 12.70%,绝大部分企业未与其他企业进行有效互动。同时,以高管连锁网络衡量的协同创新呈弱关联状态,并且具备多重联结的企业仍广泛存在创新不足的特征,难以发挥创新规模效应,说明企业协同创新仍然具备较大改进空间。

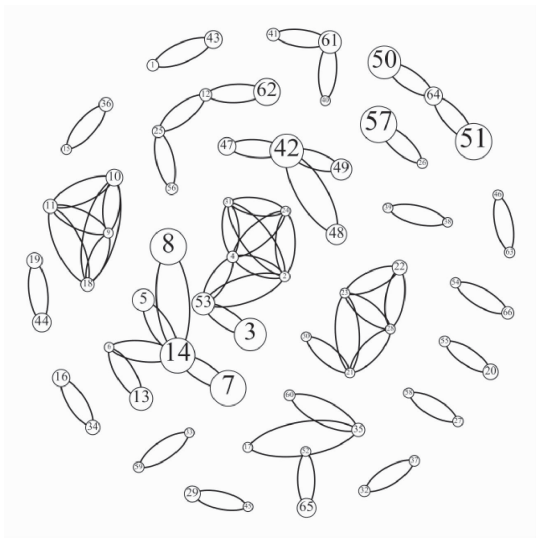


图 3 代表企业创新关联网络图

Fig. 3 Innovative network of representative enterprise

4 稳健性检验

4.1 使用滞后项模型进行系数动态分析

考虑企业社会责任的内生性,及其对创新绩效影响滞后性的问题,企业履行社会责任能驱动创新,更优的创新绩效也为企业带来积极的需求反馈和资金支持,进一步推动了企业履行社会责任,因此,两者之间或存在双向因果关系。此外,

度量方式的不完美会导致数据的偏差。润灵环球指标的构建方法难以完全体现社会责任作为多维度概念的综合性和企业承担社会责任的异质性。基于上述 2 点,本文更换解释变量为核心变量的不同阶数滞后项,设置模型(7)~(9),并采用面板 tobit 模型估计。引入滞后项模型的优势在于,不仅从时间上避免了双向因果关系的可能,更能够展现核心变量随时间变化的趋势。各滞后项对被解释变量的偏效应、标准误和显著性如表 4 所示。

表 4 滞后项模型结果

Table 4 Results of lag model

变量	模型(7)	模型(8)	模型(9)
	滞后 1 期	滞后 2 期	滞后 3 期
CSR	0.020*** (0.003)	0.014*** (0.003)	0.010*** (0.003)
CSR × GR	-0.027** (0.010)	-0.024** (0.011)	-0.007 (0.012)
GR	-0.144 (0.135)	-0.248* (0.145)	-0.416** (0.169)
控制变量	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
观测值	3 820	3 228	2 635
卡方统计量	1 518.63***	1 442.44***	1 238.02***

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5% 及 1% 水平上显著,括号内为标准误

根据表 4 的结果,本文绘制图 4 以展示企业社会责任、政府嵌入效率及交互项的动态演变过程。其中,企业社会责任与交互项的系数及置信区间参照左纵轴,政府嵌入效率的系数及置信区间参照右纵轴。结果表明,企业社会责任系数在滞后 1 期达到峰值,而后逐步下降,说明企业社会责任转化为创新绩效具有一定的时滞性,且随着时间推移,企业履行社会责任带来的消费者响应会逐渐削弱,进而减少对创新绩效的正向影响。考虑到政府公布的审计结果会迅速传导到投资市场或引发媒体介入,在短期内引发波动,而长期则具有“遗忘效应”,交互项系数亦表现出随时间减小的趋势。值得一提的是,政府嵌入效率系数的显著性随滞后阶数增加而不断增强,这可能是由于一方面,根据聂辉华^[19]的定义,政企关系包括但不限于官商关系,它也可以接近于狭义的“营商环境”。营商环境的持续优化,对构建有效的企业创新激励和政府补贴机制具备长期影响。另一方面,政府与企业的距离或会引致社会资本发挥作

用的滞后性。对于非市委直辖的国有企业,主政官员在干预企业时需要下属官员的配合。而对于民营企业而言,由于其管理者并非政府任命,与政府的距离会相对遥远。较长的委托-代理链条可能会导致系数出现由不显著到显著的变化。滞后3期模型中,政府嵌入效率系数在5%水平上显著为负,说明政府嵌入效率越高,对于企业创新越有利,此结果契合于许志端等的发现^[20]。

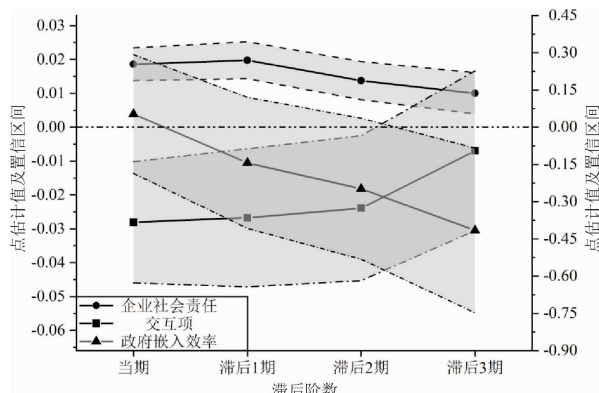


图4 变量系数动态演变示意图

Fig. 4 Picture of dynamic change of variables

4.2 更换模型设定

通过更换模型设定证明假设1的正确性。部分学者提出,假说1未纳入社会责任的机会成本考量,随着社会责任履行度的上升,利益与成本并不必然匹配,过度的企业社会责任可能在如下3方面阻碍创新绩效产出。其一,社会责任要求企业增加慈善捐款,进而可能对研发费用产生挤出效应。这是因为无论是慈善投资还是研发投资,都需要占用一定的物质资源。在企业内部资源有限的约束下,从事慈善捐赠活动会减少研发活动可利用的资源。沈弋等^[21]还发现,慈善捐款能否转化为企业利益取决于高管的社会资本和网络,而研发投入能否转化为企业利益则取决于高管的技术背景。由于高管难以兼备长期从政和研究的能力,慈善捐款和研发投入往往是相互挤出的。又考虑到研发具备规模效应,如果过多挪用研发资金,很可能导致社会责任对创新活动的边际损害加剧^[22]。其二,消费者响应与社会责任并非完全正相关,过度企业社会责任可能引发消费者的抵制行为。Becker-Olsen等^[23]认为,消费者对企业社会责任的积极或消极响应取决于消费者群体感知与反馈。过度的社会责任会增加企业的利己主义倾向,而一旦消费者形成企业是自我利益导

向的认识,就会导致消极响应,从而减少企业的创新绩效。其三,企业社会责任的工具性不仅体现在最大化企业收益,更体现在掩盖不良信息的捂盘行为。企业通过履行社会责任获取公众和政府的信任,加剧信息不对称性,实际是将社会责任作为隐瞒不良讯息以及转移股东审查的工具^[24]。继而,公众观测到的企业高社会责任履行度可能只是运营不良的表现,亦不利于维持其创新活动。基于上述理论,本文将式(7)设定为包含企业社会责任平方项的回归方程:

$$INNO_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 CSR_{i,t} + \delta_2 CSR_{i,t}^2 + \sum \delta_m controls_{i,t} + ind_j + prov_k + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

表5汇报了相关结果,其中,括号内为异方差稳健的标准误。

表5 平方项模型结果

变量	模型(10)	
CSR	0.042 *** (0.012)	0.039 *** (0.012)
CSR ²	-0.000 3 * (0.000 1)	-0.000 2 * (0.000 1)
控制变量	控制	控制
行业固定效应	未控制	控制
省份固定效应	未控制	控制
观测值	4 670	4 670
R ²	0.156	0.159

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%及1%水平上显著,括号内为标准误

从表5可见,无论是否控制行业、省份效应,企业社会责任的系数均在1%水平上显著,平方项系数则在10%水平上显著。然而,在不控制行业、省份固定效应的情况下,倒U型曲线顶点为82.02;在控制行业、省份固定效应的情况下,倒U型曲线顶点为81.76,均超过了目前社会责任履行的最大值76.61。结果表明,样本全部位于倒U型曲线的左半支,即企业履行社会责任仍然是促进创新的有效策略,这进一步验证了假说1。

4.3 倾向得分匹配

伴随着开放创新的广度和深度日益增强,推动企业持续创新成为科技管理的重要议题^[25]。在积极的消费者响应中,企业的创新成果被市场充分肯定,这对企业起到正向反馈效应,并鼓励企业进一步维系创新活动。Suárez^[26]发现,在新旧技术迭代迅速的当代,上述“反馈-积累”机制能够产生锁定效应。企业创新持续性表现越好,企业

创新成功的几率也越高,创新能力越强。而创新的持续性需要长期稳定的综合资源投入,这些投入既包括研发支出等有形投入,也包括声誉资源等无形投入^[27]。其中,企业持续履行社会责任作为促进利益相关主体响应、维系企业声誉的重要举措,应当能够通过促进创新持续性,提高创新能力和创新绩效。因此,本文设置倾向得分匹配模型,检验企业持续履行社会责任对创新绩效产出的积极影响。具体而言,本文将观测窗口内社会责任评分逐年递增的企业,视作其满足持续履行社会责任的条件,设置为实验组,否则为对照组。在建立由上述 2 组构成的反事实框架后,探讨 2 组在创新绩效产出方面是否存在明显差异。

在匹配之前,先筛选出 2013 - 2018 年的平衡面板作为研究样本。一方面,平衡面板能避免不同企业观测年份的差异导致划分实验组和对照组时出现误差;另一方面,以 2013 年为起始点呼应了前文对企业社会责任时期的划分。党的十八大以来,国家对于企业社会责任治理的关注度明显提高,在此背景下探讨企业持续履行社会责任的决策更具有现实意义。此外,由于润灵环球在 2010 - 2012 年评价的企业数较少,如果纳入上述年份构建平衡面板,会损失较多样本。基于上述考量,本文构建了 2013 - 2018 年的平衡面板用于后续分析。

由于倾向得分匹配的前提是实验组与控制组完成匹配后无系统差异,本文在使用该方法前进

行平衡性检验。图 5 刻画了各变量偏差绝对值的分布特征。容易看到,所有变量匹配后的标准化偏差相比于匹配前明显缩小,且均小于 10% 的警戒线,即 2 组样本在协变量上不存在系统性差异,适合采用倾向得分匹配法。匹配之后 2 组间的创新绩效水平差异用实验组平均处理效应(ATT)表示。为了避免同方差假设带来的偏差,本文额外采用自助法,重复抽样 200 次估计 ATT 的自助标准误,并在表 6 汇报半径匹配法、核匹配法和近邻匹配法的相关结果。在使用半径匹配法和核匹配法的情况下,ATT 在 1% 水平上显著为正;在使用近邻匹配法的情况下,ATT 至少在 10% 水平上显著为正。这说明,企业持续履行社会责任的决策能够显著提高创新绩效产出,由此充分证明了假说 1 的合理性。

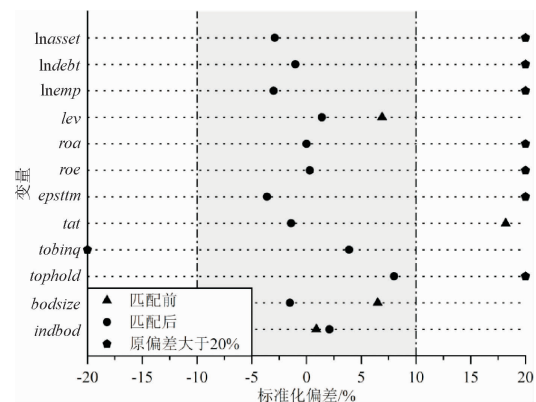


图 5 平衡性检验结果

Fig. 5 Results of testing for covariate balance

表 6 倾向得分匹配结果

Table 6 Results of propensity score matching model

函数形式	估计方法	ATT 值	普通标准误	t 值	Bootstrap 标准误	z 值
Probit	半径匹配法	0.514 ***	0.181	2.83	0.173	2.98
	核匹配法	0.506 ***	0.182	2.79	0.172	2.94
	近邻匹配法	0.464 **	0.199	2.33	0.227	2.04
Logit	半径匹配法	0.530 ***	0.182	2.91	0.171	3.10
	核匹配法	0.517 ***	0.182	2.84	0.152	3.40
	近邻匹配法	0.388 *	0.201	1.93	0.230	1.68

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 及 1% 水平上显著。卡尺范围为 0.05, 近邻匹配法 $k=5$

5 结论与建议

本文以 2010 - 2018 年上市公司为研究样本,探讨企业社会责任的创新效益,发现:①企业履行社会责任能够通过获取利益相关者资源、降低创新潜在风险等渠道,促进创新绩效产出;②政府嵌

入效率越高,企业社会责任审计质量越高,社会资本联结利益相关者的作用越大,对于企业社会责任与创新绩效产出的正向调节效应就越强;③纳入企业关系网络考量后,关联企业创新表现能够通过协同效应和攀比效应,进一步提升本企业的创新绩效。

本文期望对企业社会责任与创新绩效产出关

系的理论研究作出边际贡献。一方面,本文的分析结果对既有文献形成了良好的补充作用。既有文献探讨了企业社会责任对不同维度创新绩效的关系,发现企业履行社会责任对团队创新绩效^[28]、技术创新绩效^[29]均有积极影响。本文从更为综合的角度界定了企业创新绩效的内涵,且实证分析得出的结论契合了上述研究。另一方面,既有文献往往倾向于关注政府嵌入为企业带来的补贴收益,而忽视政府嵌入伴随的政治关联成本。本文引入政府嵌入效率的概念,发掘了企业社会责任影响创新绩效产出的潜在机制,且发现该机制在纳入企业关系网络的考量后依然稳健。基于政府嵌入和企业网络的分析框架,本文丰富了企业社会责任与创新绩效关系的研究视角。

面对第三次分配对企业履行社会责任提出的

更高要求,本文具有如下3点启示:①企业创新活动不能仅仅局限于研发投入。面对消费者越来越高的期待,企业应当积极践行社会责任,维护品牌声誉,发掘并利用其潜在收益;②政府与企业应当明晰各自的权责关系。对于企业而言,应当建立与政府的友好联结关系,充分利用政府提供的R&D补贴,开展创新活动;对于政府而言,则应当建立健全公平合理的评价体系,科学有效地评估企业创新绩效;③尽管第三次分配的参与主体是企业等民间力量,但政府的引导与调控作用仍然至关重要。政府应当通过税收减免等政策,保障企业社会责任的工具性效益,进而激励企业以增加慈善捐款支出、设立志愿团体等方式参与第三次分配,最终实现完善我国收入分配格局的宏大目标。

参考文献:

- [1] 王军,刘渝琳,李舟. 中等收入阶段下第三次收入分配的微观考量——来自上市公司高管教育背景的样本[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2019,25(2):75-88.
- [2] 刘春济,朱梦兰. 谁影响了谁:产权性质、企业社会责任溢出与表现[J]. 经济管理,2018,40(12):105-122.
- [3] 周开国,卢允之,杨海生. 融资约束、创新能力与企业协同创新[J]. 经济研究,2017,52(7):94-108.
- [4] Sethi S P. Dimensions of corporate social responsibility: An analytical framework[J]. California Management Review,1975,17(3):58-64.
- [5] Pérez A,Bosque I R D. Corporate social responsibility and customer loyalty: Exploring the role of identification, satisfaction and type of company[J]. Journal of Services Marketing,2015,29(1):15-25.
- [6] 陈骏,徐捍军,林婧华. 企业寻租如何影响审计意见购买? [J]. 会计研究,2021(7):180-192.
- [7] Du J,Mickiewicz T. Subsidies, rent seeking and performance: Being young, small or private in China[J]. Journal of Business Venturing,2016(31):22-38.
- [8] 潘孝珍,傅超. 政府审计能使企业社会责任表现更好吗? ——来自审计署央企审计的经验证据[J]. 审计与经济研究,2020,35(3):12-21.
- [9] 朱海坤. 企业社会责任立法研究回顾与展望——基于1990-2015年相关文献的研究[J]. 法学杂志,2018,39(11):92-106.
- [10] 中国证券监督管理委员会. 上市公司治理准则[EB/OL]. (2018-09-30)[2021-11-10]. <http://www.csrc.gov.cn/csrc/c101864/c1024585/content.shtml>.
- [11] 庄旭东,段军山. 社会责任承担、环境不确定性与企业投资效率——经营稳定性保险效应与异质性影响分析[J]. 当代经济科学,2022,44(2):36-50.
- [12] 龚红,彭玉瑶. 技术董事的专家效应、研发投入与创新绩效[J]. 中国软科学,2021(1):127-135.
- [13] Ko K C,Nie J,Ran R, et al. Corporate social responsibility, social identity, and innovation performance in China[J]. Pacific-Basin Finance Journal,2020,doi:10.1016/j.pacfin.2020.101415.
- [14] 罗喜英,刘伟. 政治关联与企业环境违规处罚:庇护还是监督——来自 IPE 数据库的证据[J]. 山西财经大学学报,2019,41(10):85-99.
- [15] 肖红军,阳镇,姜倍宁. 企业社会责任治理的政府注意力演化——基于1978—2019中央政府工作报告的文本分析[J]. 当代经济科学,2021,43(2):58-73.
- [16] Thomas O. The art and science of synergy: The case of the auto industry[J]. Business Horizons,2001,44(2):17-24.
- [17] 朱丽,柳卸林,刘超,等. 高管社会资本、企业网络位置 and 创新能力——“声望”和“权力”的中介[J]. 科学学与科学技术管理,2017,38(6):94-109.