

# 出口导向与企业社会责任的关系研究

## ——基于中国A股上市公司的实证研究

吴芳<sup>1</sup>,张岩<sup>1</sup>,韦荷琳<sup>2</sup>

(1.厦门大学管理学院,福建 厦门 361005;2.广西大学商学院,广西 南宁 530004)

[摘要] 出口贸易历来得到中国政府的支持与鼓励,而出口导向型企业的社会责任却未受到应有的关注。利用A股上市公司2010~2013年的数据,研究出口导向与企业社会责任的关系及其内在机制。实证结果表明:(1)出口导向负向影响企业社会责任绩效;(2)企业可见度在两者的关系中起部分中介作用;(3)企业所有制性质对出口导向与企业社会责任绩效的关系起调节作用。同时,企业社会责任对出口导向与企业财务绩效的关系起调节作用。

[关键词] 出口导向;企业社会责任;企业可见度;国有企业

[中图分类号] F270 文献标识码:A 文章编号:1001-8182(2015)06-0068-10

DOI:10.13624/j.cnki.jgupss.2015.06.010

### 一、引言

改革开放以来,中国的对外贸易发展迅速。2010年至2013年间,出口贸易以年均16.84%的速度增长,2013年中国已成为全球第一贸易大国。与此同时,中国企业的社会责任表现尚处于起步阶段,超过一半的企业仍处于“旁观”的状态(黄群慧等,2013)<sup>[1]</sup>。自2008年汶川地震以来,企业社会责任在中国受到越来越多的关注。国家制定各种政策、法律与标准,推动企业社会责任的履行,各种企业社会责任论坛层出不穷,媒体评选优秀企业和相关奖项,上市公司披露社会责任报告(周祖城,2009)<sup>[2]</sup>。然而,出口企业的社会责任表现却没有受到足够的重视。

为促进对外贸易的发展,我国各级政府对企业给予退税、融资、补助等方面的扶持。2008

年以来,政府多次调整出口退税率以加大对出口企业的支持,出口退税率最高已达17%。2012年我国的出口退(免)税达10429亿元<sup>①</sup>,占当年税收收入的1/10左右。政府或者制度环境的支持是否会影响企业社会责任表现?企业对待利益相关者的方式取决于它们所处的制度环境(Hall and Soskice, 2001)<sup>[3]</sup>。Gao和Hafsi(2014)研究发现政府的涉入能促进企业捐赠行为<sup>[4]</sup>。Zhi·Tang和Jintong·Tang(2013)认为媒体对企业污染行为的报道会影响政府和大众的行为,进而导致企业采取解决问题行为<sup>[5]</sup>。可见,政府的管制以及媒体的报道有助于企业社会责任的履行。那么政府的支持能否更好地推动出口企业的社会责任表现呢?

现有文献中,出口导向与企业社会责任的关系并未受到足够的重视。相关的研究大致可分为四

收稿日期:2015-01-01

基金项目:国家自然科学基金项目(项目批准号:TB62011);广西教育厅高等学校科研项目(项目编号:LX2014022);广西大学人文社会科学类科研基金项目(合同编号:XGS1404)

作者简介:吴芳(1984-),女,江西南昌人,厦门大学管理学院博士研究生,主要研究方向为企业社会责任;张岩(1982-),男,江苏徐州人,厦门大学管理学院博士研究生,主要研究方向为公司金融;韦荷琳(1984-),女,壮族,广西南宁人,广西大学商学院讲师,市场营销学博士,主要研究方向为市场营销。

① 资料来自国家税务总局网站 <http://www.chinatax.gov.cn>。

类:第一类,以跨国企业为对象,研究企业社会责任表现在不同国家的差异(Strike et al., 2006)<sup>[6]</sup>;第二类,从全球供应链的角度,研究中国供应商的企业社会责任履行情况(Zanden, 2007; Amaeshi et al., 2008)<sup>[7,8]</sup>;第三类,将企业社会责任视为企业差异化战略的表现,研究企业社会责任表现对出口绩效的影响(Boehe and Cruz, 2010)<sup>[9]</sup>;第四类,将出口作为企业多元化战略之一,研究市场多元化与企业社会责任的关系(Kang, 2013)<sup>[10]</sup>。虽然Kang(2013)的文章涉及出口与企业社会责任的关系,但其以西方发达国家为背景,并且未对其中的影响机制进行深入研究<sup>[10]</sup>。

基于此,本文利用2010~2013年深沪两市A股上市公司的数据,探讨中国企业的出口导向与社会责任表现之间的关系,并进一步揭示其中的影响机制。实证结果表明:当企业的出口比重越大时,企业的社会责任表现越差;企业可见度在两者关系中起中介作用,即出口导向负向影响企业的可见度,而企业可见度正向企业社会责任表现;相比国有控股企业,非国有控股企业的出口导向与社会责任表现的负向关系更强。另外,进一步研究表明企业社会责任能弱化出口导向与企业绩效的负向关系。

与现有文献相比,本文可能的贡献在于:首先,系统深入地探讨出口导向与企业社会责任的直接和间接关系,有助于更好地认识两者关系的本质。其次,找到两者关系的边界条件,即企业所有制的调节作用,有助于准确地理解和运用两者间的关系;最后,发现企业社会责任对出口导向与企业社会责任关系的调节作用,有助于全面理解出口导向、企业社会责任与企业财务绩效之间的关系。

本文随后的内容安排如下:对文献进行回顾后,结合相关理论提出研究假设,接着是研究设计,之后呈现实证结果与分析,最后是结论部分。

## 二、文献回顾

由于中国的企业社会责任实践以及相关研究起步较晚,涉及出口导向与企业社会责任的文献不多,具体探讨两者关系的作用机制的研究更少。回顾现有国内外文献后,我们发现相关的研究可大致分为四大类。

首先,以跨国公司为研究对象,分析它们在不同国家采取的社会责任战略的差异。Strike等(2006)以1993~2003年间222家美国上市公司为样本,研究跨国多元化与企业社会责任之间的关

系,结果表明随着跨国多元化的增加,企业的负责任行为和不负责行为均显著增加<sup>[6]</sup>。Husted和Allen(2006)通过发放问卷的方式,研究三种不同的国际化策略对墨西哥跨国公司的社会责任表现的影响。他们发现相比全球式经营的公司,多国式和跨国式经营的公司对特定国家的社会责任问题给予更多的关注,从而体现了发展中国家的制度压力对跨国企业社会责任行为的影响<sup>[11]</sup>。汤胜(2013)根据2007~2010年间的调研数据,分析在华大型跨国企业社会责任的变动趋势,结果显示在华跨国企业在中国的社会责任基本呈现不断向好的趋势,但受自身经营绩效和经济环境的影响,存在着一定的波动性<sup>[12]</sup>。

其次,从全球供应链的角度,研究发展中国家的供应商的社会责任表现。加入世界贸易组织以来,中国的出口经历了高速增长阶段,增长速度远大于国内生产总值的增长。2013年中国已成为世界第一贸易大国。然而,在全球供应链中,中国的企业多为生产制造商,产品主要为劳动和资源密集型产品,缺乏国际竞争优势。Zanden(2007)研究发展中国家的供应商对进口商要求的行为准则的遵守情况,通过对来自九家中国的玩具供应商的员工的非正式访谈,发现被调查的厂商对于瑞典零售商要求的行为准则均有不同程度的违反,其中超过三分之二的供应商未遵守大部分的行为准则要求<sup>[7]</sup>。Amaeshi等(2008)认为拥有国际品牌的公司不该为其处于世界各地的供应商的不负责行为承担责任。相反,他们可运用权力,通过制定行为准则、企业文化、员工培训以及价值重塑等方法影响供应商的行为<sup>[8]</sup>。

再次,将企业社会责任视为企业差异化战略的表现,研究前者对后者的影响。Boehe和Cruz(2010)认为企业社会责任与产品创新和产品质量一样,也是差异化战略表现之一。通过对252家巴西的大中型出口企业的调研,他们发现基于社会责任的差异化与基于产品创新的差异化对出口绩效的正向影响程度相仿,均强于基于产品质量的差异化<sup>[9]</sup>。

最后,将出口销售视为企业多元化战略的表现,研究多元化对企业社会责任的影响。Kang(2013)利用1000家市值最大的美国上市公司的数据,研究多元化与企业社会责任的关系,实证结果表明多元化正向影响企业社会责任绩效,但短期利益导向负向调节多元化与企业社会责任

绩效是正向关系。Kang 认为多元化扩大了利益相关者的需求范围,同时提高了管理层的风险规避意识,降低了管理层的雇佣风险,创造了社会责任投资的规模效应<sup>[10]</sup>。

尽管有一些文献涉及出口企业与企业社会责任的相关研究,但主要是以西方发达国家为背景,很少从发展中国家的角度研究出口企业的社会责任表现,且较少涉及内在机制的研究。鉴于出口在发展中国家的重要地位,以及越来越多的中国企业正努力走向国际,我们认为现阶段研究中国企业的出口导向与企业社会责任绩效之间的关系有其必要性和现实意义。

### 三、理论框架

Kang(2013)的研究表明企业出口的多少与企业社会责任之间存在关系,但他的研究样本由大规模的美国上市公司构成。美国与中国的制度背景和历史文化存在差异,所以 Kang 的研究结论未必能适用于中国的出口企业。本文将讨论以中国为背景的出口导向与企业社会责任的关系,并对其中的内在机制进行探讨。

企业履行社会责任的动机大致可归为利他(Sharfman, 1994; Useem, 1984)<sup>[13,14]</sup>、追求利益最大化(Bock et al., 1984)<sup>[15]</sup>以及寻求政治合法性(Neiheisel, 1994; Burt, 1983)<sup>[16,17]</sup>。利他动机表现为企业按照一定的准则,以帮助他人作为唯一目的,自愿无偿地履行企业社会责任行为,如企业捐赠。中国的出口产品以资源密集型和劳动密集型为主,集中于纺织品、服装、鞋类、玩具、家具、塑料制品和机电产品等商品,附加值低,缺乏国际竞争优势。近年来,受国际金融危机的影响,外需紧缩、人民币持续升值、国内劳动力成本上升,出口企业的利润率不断下降。冗余资源理论(Slack Resource Theory)认为企业拥有冗余资源时倾向参与社会责任行为,尤其是对外捐赠(McGuire et al., 1988; Roberts, 1992)<sup>[18,19]</sup>。在自身的营利受损的情况下,企业相对缺乏利他行为的动机<sup>①</sup>。

利益最大化动机是指企业履行社会责任是为了获得经济利益(Bock et al., 1984)<sup>[15]</sup>。企业的社会责任行为能更好地营销产品,吸引客户(Fombrun, 1996)<sup>[20]</sup>,吸引优秀的员工(Greening and Turban, 2000)<sup>[21]</sup>。然而,出口企业的客户主要

集中在国外,由于时空的距离,出口企业较少与终端客户联系。终端客户更多地关注当地零售商的行为和声誉(Schramm-Klein et al., 2013)<sup>[22]</sup>。同时,在中国,出口企业多为劳动密集型企业,对于员工的要求相对不高,大量的农村人口提供了相对充足的劳动力。鉴于此,履行社会责任的出口企业难以获得来自客户和员工的回报,因此进一步削弱了出口企业履行社会责任的动机。

政治动机是指企业通过履行社会责任建立良好的政企联系,以获得政治合法性(Neiheisel, 1994)<sup>[16]</sup>和政治资源,如优惠的税率(See, 2009)等<sup>[23]</sup>。在中国,出口企业历来受到各级政府的支持和鼓励。2008年以来,中国政府多次调高出口退税率,目前最高可达17%。2012年我国出口退税额约占当年税收收入的10%。同时,银行等金融机构也为出口企业提供大量的贷款便利。一些地方政策甚至明文规定,对于出口强度达到70%以上的企业给予税收等各方面的优惠政策。可见,出口企业与政府保持着良好的关系,因此它们履行社会责任的政治动机相对较弱。

综上所述,无论是出于利他、自利还是政治动机,出口企业都缺乏足够的履行社会责任的动机。由此,我们认为企业的出口导向与企业社会责任绩效存在负向关系。本文的第一个假设可表述为:

H1: 其它条件保持不变,出口导向负向影响企业社会责任绩效。

深入分析出口导向与企业社会责任的关系,我们发现企业可见度或许是两者关系的传导因素。企业可见度是指市场参与者对企业存在的感知程度。如前所述,出口企业与终端客户存在时间和空间上的距离,它们主要通过国外的经销商进行销售,所以出口企业进行对外宣传的需求相对较弱。此外,国内的社会大众对出口企业及其产品缺乏了解,对企业的认知度相对降低;由于出口企业的自我宣传较少,媒体等第三方机构对企业的感知程度也不高。由此,企业的出口导向将负向影响企业对其利益相关者的可见度。同时,企业可见度的高低影响利益相关者以及社会公众对企业的监督和期望。企业对于利益相关者和社会大众的可见度越高,企业社会责任表现越好(Godfrey et al., 2009)<sup>[24]</sup>。因此,企业的出口导向越强,企业对

① 大部分上市公司在《对外捐赠管理制度》中强调“量力而行”,即企业在已经亏损或可能亏损的情况下,不能对外捐赠。详见证券交易所公布的上市公司公告(上海证券交易所:<http://www.sse.com.cn>;深圳证券交易所:<http://www.szse.cn>)。

于其利益相关者的可见度越低,企业社会责任表现越弱。由此,本文的第二个假设可表述为:

H2:其它条件保持不变,出口导向对企业社会责任绩效的负向影响是通过企业可见度的中介作用产生。

进一步分析发现,企业所有制性质可能会影响出口导向与企业社会责任绩效之间的关系。首先,作为政府参与和干预经济的工具和手段之一,国有企业并不是以利润最大化为单一目标,而是肩负替政府承担一定的政策性负担,维护社会稳定(Bai et al.,2000; Lin and Tan, 1999)等多重目标<sup>[25,26]</sup>。其次,政府控制着国有企业的股权、人事权等权力(刘慧龙等,2010)<sup>[27]</sup>,国有企业的管理者为了获得政府的支持以及个人的发展,更有可能主动配合政府完成相应的社会任务。再次,国有企业拥有更多的公众资源,因此社会大众对国有企业的社会责任表现有着更多的关注和期望。Lau 等的研究表明国有股份占比越多,企业的社会责任表现越好(Lau et al., 2014)<sup>[28]</sup>。由此可知,国有企业的社会责任表现好于非国有企业。

相比非国有出口企业,国有出口企业由于其所有制的性质,仍然需要满足政府以及社会大众的相应的要求,履行相应的企业社会责任。因此,尽管出口导向对企业社会责任绩效呈负向影响,但国有出口企业的社会责任表现要好于非国有出口企业。据此,本文的第三个假设可表述为:

H3:其它条件保持不变,国有企业性质正向调节出口导向与企业社会责任绩效的负向关系。

#### 四、数据与方法

##### (一)数据来源

本文的初始样本包括所有深沪 A 股的上市公司,研究期间为 2010~2013 年。选择 2010 年作为研究起始点,是因为 2010 年后才有相对完整的第三方机构提供的企业社会责任数据。本文的数据主要来自国泰安数据库(CSMAR)与和讯网,其中出口以及财务数据来源于 CSMAR 数据库,企业社会责任数据来自于和讯网。和讯创立于 1996 年,是中国证券市场研究设计中心的下属单位。

本文按照如下标准对初始样本进行了筛选:

(1)剔除所有金融类上市公司;(2)剔除当年上市的企业;(3)剔除关键变量缺失的观测值。经过上述筛选后,最终得到了共计 4378 个企业年观测值。为排除极端值的影响,我们对样本中的连续变量进行了异常值处理,对于 1%和 99%分位数

之外的变量观测进行了 winsorize 处理。

##### (二)变量测量

1. 企业社会责任绩效(Corporate Social Performance, CSP)。企业社会责任是一个复杂的多维度概念(Luo et al, 2013)<sup>[29]</sup>,涉及包括员工、顾客、供应商、当地社区(Carroll and Buckholtz, 2000)<sup>[30]</sup>以及环保等各方面的责任。本文用和讯网发布的企业社会责任评分作为度量企业社会责任绩效的数据,该评分是根据中国证券交易所公布的上市公司年报和企业社会责任报告的数据计算而得,从股东责任、员工责任、供应链责任、环境责任和公益责任五个方面对企业社会责任表现进行衡量。企业社会责任总得分为五项指标的加权计总,最高为 100 分,五项指标下共设 13 个二级指标和 37 个三级指标,其中二级指标包括盈利、偿债、回报、信批、创新、产品质量、售后服务、诚信互惠、绩效、安全、关爱员工、环境治理和贡献价值。

2. 出口导向(Export Orientation, EO)。根据先前文献(Francis and Collins-Dodd, 2000)<sup>[31]</sup>,本文以出口销售收入占企业当年的总营业收入的比值作为出口导向的度量指标。该指标的值越高,表示企业的出口导向程度越高。

3. 企业可见度(Firm Visibility, FV)。企业可见度反映了利益相关者对企业存在的感知程度,在很大程度上取决于企业对外宣传的投入。依照 Grullon 等(2004)的做法<sup>[32]</sup>,本文采取企业的广告费用占营业收入的比值作为企业可见度的度量指标。这里的营业收入是指企业当年的总营业收入,包括国内和国外的收入;广告费用是指企业当年总的广告费用,包括国内和国外的广告支出。

##### (三)控制变量

为排除其他因素的影响,在参考已有文献的基础上,本文选取以下变量作为控制变量(Li et al., 2014; Kang, 2013; Barnett and Salomon, 2012)<sup>[33,30,34]</sup>:企业规模(Size)、财务杠杆(Lever)、第一大股东持股比例(Shrcr1)、市值账面比(M2B)、企业年龄(Firmage)以及企业所有制(State)。另外,企业的社会责任表现可能与其盈利能力有关,因此我们将期初的净资产收益率(ROE)加入模型中,控制可能的影响。同时,为控制行业和时间带来的系统性影响,我们将行业和年度加入计量模型中。

表 1 主要变量一览表

变量名称	变量定义	计量方法
CSP	企业社会责任绩效	五个维度, 13个二级指标, 总分为100分
EO	出口导向	出口销售收入 / 营业总收入
Size	企业规模	员工人数 (单位为千人)
Lever	财务杠杆	总负债 / 总资产
Shrcr1	第一大股东持股比例	第一大股东持股数 / 总股数
M2B	市值账面比	市值 / 股东权益
Firmage	企业年龄	年度-企业成立年份
State	企业所有权性质	虚拟变量; 国有控股企业取值为1, 否则为0
ROE	净资产收益率	净利润 / 股东权益
Industry	行业变量	虚拟变量; 根据中国证券监督管理委员会行业分类代码, 取各行业代码首位, 制造业代码取前两位, 共计22个行业
Year	年度变量	虚拟变量; 样本包括2010、2011、2012和2013四个年度

(四) 计量模型

为了检验本文的假设 1, 我们建立如下的回归模型:

$$CSP = \beta_0 + \beta_1 EO + \sum \beta_i X_i + \sum \beta_j Industry + \sum \beta_k Year + \varepsilon \quad (1)$$

其中 X 表示除行业和年度外的控制变量(下同)。若  $\beta_1$  的系数显著为负, 则表明本文的假设 1 得到支持。在稳健性检验部分, 我们将企业是否公布社会责任报告作为因变量进行检验。

检验中介效应最常用的方法是 Baron 和 Kenny(1986)<sup>[35]</sup>的逐步法。按照他们的理论, 检验中介效应的存在需要依次检验(1)自变量对因变量的总效应;(2)自变量对中介变量的效应;(3)控制自变量对因变量的影响后, 中介变量对因变量的效应。若这三个步骤中, 相应的系数均显著, 则表明中介效应成立。结合模型 1, 我们建立了模型 2 和模型 3, 用于检验本文的假设 2。若假设 1 成立, 模型 2 中的  $\beta_1$  的系数显著为负, 模型 3 中  $\beta_2$  的系数显著为负, 但  $\beta_1$  的系数不显著或显著小于模型 1 中的  $\beta_1$  的系数时, 表明本文的假设 2 得到支持。

$$FV = \beta_0 + \beta_1 EO + \sum \beta_i X_i + \sum \beta_j Industry + \sum \beta_k Year + \varepsilon \quad (2)$$

$$CSP = \beta_0 + \beta_1 EO + \beta_2 FV + \sum \beta_i X_i + \sum \beta_j Industry + \sum \beta_k Year + \varepsilon \quad (3)$$

为检验本文的假设 3, 我们将企业所有制与出口导向的交乘项加入模型 1 中, 建立模型 4。模型 1 中, 企业所有制已作为控制变量存在。若模型 4 中  $\beta_2$  的系数显著为负, 则表明本文的假设 3 得到支持。

$$CSP = \beta_0 + \beta_1 EO + \beta_2 EO \times Ownership + \sum \beta_i X_i + \sum \beta_j Industry + \sum \beta_k Year + \varepsilon \quad (4)$$

五、实证结果与分析

(一) 描述性统计

在本文的样本中, 企业社会责任绩效(CSP)的均值约为 28.56, 最大值和最小值分别为 72.93 和 -1.23, 表明不同的企业的社会责任表现存在较大差别, 这与中国社会科学院对我国企业社会责任现状的描述相符(黄群慧等, 2013)<sup>[1]</sup>。出口占营业收入的标准差为 23.22%, 最大值和最小值分别为 92.94% 和 0.03%, 说明不同的企业的出口导向程度差异很大。ROE 的标准差为 0.1143, 最大值和最小值分别为 0.3950 和 -0.6023, 表明不同企业的盈利能力存在较大差异。样本中约有 3.43% 的企业为国有控股企业, 企业规模平均为 5973 人, 企业年龄平均为 13 年, 最高为 33 年。

为进一步了解中国上市公司的出口结构, 我们按行业分组, 对样本中企业的出口情况进行分析。结果显示: 出口占营业收入比重排前 5 名的行业分别为木材和家具 (39.19%), 电子 (37.30%), 纺织, 服装和皮毛 (32.63%), 其他制造业 (31.55%) 以及农、林、牧、渔业 (30.36%), 这与中

表 2 描述性统计

变量名称	样本量	平均值	标准差	最大值	中位数	最小值
CSP	4378	28.5612	19.2795	72.9300	20.9600	-1.2300
EO	4378	0.2114	0.2322	0.9294	0.1220	0.0003
Shrcr1	4378	0.2116	0.1807	0.6805	0.1720	0.0020
ROE	4378	0.0740	0.1143	0.3950	0.0744	-0.6023
State	4378	0.0343	0.1819	1.0000	0.0000	0.0000
M2b	4378	3.5173	3.0661	28.3784	2.6210	0.8150
Lever	4378	0.4318	0.2182	1.1364	0.4330	0.0338
Size	4378	5.9728	16.6602	294.7610	2.1480	0.0220
Firmage	4378	13.0183	5.0817	33.0000	13.0000	2.0000

国总体出口的产品结构情况相符。

### (二)相关分析

表 3 报告了本文主要变量的相关系数,左下方和右上方分别为 Pearson 相关系数和 Spearman 相关系数。EO 与 CSP 的相关系数显著为负,说明出口在营业收入中所占比重越高,企业社会责任表现越差,与假设 1 相符。Shrcr1、ROE 和 State 与

CSP 显著正相关,表明第一大股东持股比例越高、盈利能力越强的企业以及国有企业的社会责任表现越好。Size 与 CSP 显著正相关,表明规模大的企业,社会责任表现越好。此外,各自变量之间的相关系数的绝对值均在 0.4 以下,表明它们之间不存在严重的多重共线性问题。

表 3 相关分析

	CSP	EO	Shrcr1	ROE	State	M2B	Lever	Size	Firmage
CSP		-0.123***	0.136***	0.415***	0.065***	-0.111***	-0.040***	0.232***	0.026**
EO	-0.097***		-0.029**	-0.117***	-0.078***	-0.009	-0.060***	-0.011	-0.041***
Shrcr1	0.220***	-0.043***		-0.025**	-0.185***	-0.105***	0.359***	0.272***	0.251***
ROE	0.266***	-0.052***	-0.006		0.045***	0.096***	-0.066***	0.153***	-0.058***
State	0.064***	-0.087***	-0.167***	0.023**		-0.041***	0.062***	0.126***	-0.050***
M2B	-0.163***	-0.006	-0.050***	-0.095***	-0.029***		-0.047***	-0.264***	-0.030***
Lever	0.023**	-0.088***	0.301***	-0.148***	0.055***	0.131***		0.312***	0.338***
Size	0.217***	-0.070***	0.179***	0.057***	0.079***	-0.088***	0.129***		0.043***
Firmage	-0.002	-0.058***	0.036***	0.009	0.014	0.013	0.042***	0.002	

注:左下方为 Pearson 系数,右上方为 Spearman 系数;\* P < 0.10, \*\* P < 0.05, \*\*\* P < 0.01

### (三)回归分析

为检验本文的假设 1,即出口导向与企业社会责任绩效呈负相关关系,我们采用层级回归法。首先将 CSP 作为因变量,将第一大股东持股比例、净资产收益率、市值账面比、现金占总资产比、财务杠杆、企业规模、企业所有制等控制变量加入模型,进行回归;然后,按照模型 1,加入自变量出口导向。回归结果如表 4 所示,加入自变量后,模型调整后的 R2 增加了 0.11%,大部分控制变量的系数显著,证明了将它们加入模型的合理性。由表 4 的第 2 列可知,出口导向的系数显著为负( $\beta = -3.0661, P < 0.05$ ),与本文的预期相符,假

设 1 得到支持。

为检验本文的假设 2,即企业可见度在出口导向与企业社会责任绩效的关系中起中介作用。我们按照 Baron 和 Kenny (1986)<sup>[35]</sup>的三步法,首先,检验自变量与因变量的关系,这一步,我们在检验假设 1 时已经完成;其次,检验自变量与中介变量的关系;最后,将自变量和中介变量同时放入模型,检验它们对因变量的影响。限于企业可见度相关数据的可得性,样本减少至 2165。由于样本减少,所以我们重新运行模型 1,结果如表 5 所示,自变量的系数依然显著为负( $\beta = -3.6880, P < 0.05$ )。接着,利用模型 2 和模型 3 依次回归,表

表4 假设1和假设3的检验结果

	CSP	CSP	CSP
Shrcr1	18.2175*** (1.6081)	18.1924*** (1.6071)	18.2574*** (1.6062)
ROE	37.4889*** (2.4047)	37.2474*** (2.4050)	37.1770*** (2.4036)
M2B	-0.5190*** (0.0942)	-0.5193*** (0.0941)	-0.5265*** (0.0941)
Lever	-1.8212 (1.4678)	-1.9804 (1.4682)	-2.0401 (1.4674)
Size	0.2613*** (0.0175)	0.2595*** (0.0175)	0.2585*** (0.0175)
Firmage	0.2585*** (0.0572)	0.2527*** (0.0572)	0.2544*** (0.0572)
State	4.4589*** (1.5050)	4.2469*** (1.5062)	1.0839 (1.9391)
EO		-3.0661** (1.1919)	-3.3926*** (1.1977)
State × EO			29.2867*** (11.3178)
Industry Dummies	Controlled	Controlled	Controlled
Year Dummies	Controlled	Controlled	Controlled
Observations	4378	4378	4378
Adj-R <sup>2</sup>	0.1935	0.1946	0.1956
F-Value	36.01***	35.11***	34.27***

注:括号内为标准误;\* P < 0.10, \*\* P < 0.05, \*\*\* P < 0.01

5 第2列显示出口导向显著负向影响企业可见度 ( $\beta = -0.0101, P < 0.01$ ); 在模型3中, 出口导向的系数的大小和显著性均有所降低, 由 ( $\beta = -3.6580, P < 0.05$ ) 变为 ( $\beta = -2.8601, P < 0.10$ ), 但企业可见度的系数依然显著为正 ( $\beta = 81.8835, P < 0.01$ )。这表明企业可见度在出口导向与企业社会责任绩效的关系中起部分中介的作用。进一步的 Sobel 检验结果显示 Z 值也支持了中介效应 ( $Z = -3.0728, P < 0.01$ ), 表明中介效应显著, 本文的假设2得到支持。

为检验假设3, 即企业所有制对出口导向与企业社会责任绩效的负向关系起正向调节作用, 我们利用模型4, 将出口导向与企业所有制的交乘项加入模型中进行回归。在模型1~3中, 企业所有制已作为控制变量加入模型。结果如表4所示, 交乘项的系数显著为正 ( $\beta = 29.2867, P < 0.01$ ), 与预期一致, 表明本文的假设3得到支持。

表5 假设2的检验结果

	CSP	FV	CSP
Shrcr1	20.2921*** (2.3303)	0.0036* (0.0021)	19.9952*** (2.3259)
ROE	47.7045*** (3.5163)	0.0097*** (0.0032)	46.9080*** (3.5149)
M2B	-0.3785** (0.1487)	0.0003** (0.0001)	-0.4066*** (0.1485)
Lever	-0.9344 (2.0733)	-0.0137*** (0.0019)	0.1869 (2.0934)
Size	0.2200*** (0.0251)	0.0000 (0.0000)	0.2189*** (0.0250)
Firmage	0.1686** (0.0847)	0.0001 (0.0001)	0.1601* (0.0845)
State	5.5919** (2.3427)	-0.0033 (0.0021)	5.8646** (2.3381)
EO	-3.6880** (1.6929)	-0.0101*** (0.0015)	-2.8601* (1.7055)
FV			81.8835*** (23.7116)
Industry Dummies	Controlled	Controlled	Controlled
Year Dummies	Controlled	Controlled	Controlled
Observations	2165	2165	2165
Adj-R <sup>2</sup>	0.2109	0.2171	0.2149
F-Value	19.66***	20.35***	19.52***

注:括号内为标准误;\* P < 0.10, \*\* P < 0.05, \*\*\* P < 0.01

#### (四) 稳健性检验

上述实证分析的结果表明本文的假设均得到支持。为确保结论的可靠性, 本文从以下几个方面进行了稳健性检验。首先, 我们对可能的内生性问题进行检验。本文之前的分析表明, 企业社会责任作为企业差异化战略的体现, 可能会影响企业的出口行为和表现。为了控制企业社会责任对企业出口绩效的影响, 我们选用是否披露社会责任报告 (Issue) 作为企业社会责任绩效的代理变量。对于大部分公司来说, 发布企业社会责任报告属于自愿性行为, 企业社会责任表现好的公司更愿意向利益相关者披露相关信息。由于 Issue 是虚拟变量, 我们选用 Logit 模型, 加入模型1中的控制变量进行回归, 结果如表6所示, EO 的系数显著为负, 与之前的结果保持一致, 表明本文的假设检验结果是较为稳健的, 潜在的内生性问题并不足以影响本文的结论, 假设1得到了支持。

表 6 EO 与是否发布 CSR 报告的关系检验

	Issue
EO	-0.3177* (0.1807)
Shrcr1	2.4328*** (0.2261)
M2B	-0.0684*** (0.0164)
Lever	0.5357** (0.2221)
Size	0.0668*** (0.0062)
Firmage	0.0340*** (0.0086)
State	0.2265 (0.2215)
ROE	3.2431*** (0.4314)
Industry Dummies	Controlled
Year Dummies	Controlled
Observations	4378
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1672
Chi-Square	846.61***

注:括号内为标准误;\* P < 0.10, \*\*P < 0.05, \*\*\*P < 0.01

为确保中介效应的成立, 依照先前文献 (Preacher and Hayes, 2008; Shrout and Bolger, 2002)<sup>[36][37]</sup>, 我们先用全模型 (模型 3) 估计出间接效应的非标准化系数, 然后用 bootstrapping 程序在间接效应的非标准化系数的 95% 置信区间内重复抽样 1000 次。结果显示 EO 对 CSP 的直接效应仍然显著为负 ( $\beta = -3.6880, P < 0.05$ ), EO 对 FV 的影响也显著为负 ( $\beta = -0.0101, P < 0.01$ ); 在全模型中, EO 对 CSP 的影响下降但保持显著 ( $\beta = -2.8600, P < 0.10$ ), 显著性水平有所降低, FV 对 CSP 的影响依然显著 ( $\beta = 81.8835, P < 0.01$ )。这表明本文的假设 2 得到进一步的支持。

### (五) 拓展研究

为研究企业社会责任对出口企业的重要作用, 我们进一步分析了出口导向与企业绩效的关系, 以及企业社会责任绩效对两者关系的影响。

$$CFP = \beta_0 + \beta_1 EO + \sum \beta_i X_i + \sum \beta_j Industry + \sum \beta_k Year + \varepsilon \quad (5)$$

$$CFP = \beta_0 + \beta_1 EO + \beta_2 CSP + \beta_3 EO \times CSP + \sum \beta_i X_i + \sum$$

$$\beta_j Industry + \sum \beta_k Year + \varepsilon \quad (6)$$

首先, 以企业财务绩效 (CFP) 为因变量, 用资产收益率 (ROA) 作为度量, 以出口导向作为自变量, 加入相应的控制变量, 建立模型 5。回归结果如表 7 所示, 出口导向的系数显著为负 ( $\beta = -0.0139, P < 0.01$ ), 表明出口导向与企业的财务绩效呈负相关关系, 这与国内已有的研究结论相符 (王国顺、胡莎, 2006)<sup>[38]</sup>。随后, 将企业社会责任绩效 (CSP) 及其与出口导向的交乘项加入模型, 建立模型 6, 检验企业社会责任对出口导向与企业财务绩效关系的影响。结果显示交乘项的系数显著为正 ( $\beta = 0.0005, P < 0.01$ ), 表明企业社会责任减弱了出口导向与企业财务绩效的关系, 也就是说, 企业社会责任表现越好, 出口导向对企业财务绩效的负向影响越弱。

表 7 企业社会责任对出口导向和企业绩效关系的正向调节作用

	CFP	CFP
Shrcr1	0.0150*** (0.0038)	0.0019 (0.0037)
ROE	0.1634*** (0.0057)	0.1366*** (0.0056)
M2B	0.0016*** (0.0002)	0.0019*** (0.0002)
Lever	-0.1016*** (0.0035)	-0.1001*** (0.0033)
Size	0.0002*** (0.0000)	0.0000 (0.0000)
Firmage	0.0003** (0.0001)	0.0001 (0.0001)
State	0.0032 (0.0036)	-0.0001 (0.0034)
EO	-0.0139*** (0.0028)	-0.0252*** (0.0047)
CSP		0.0006*** (0.0000)
EO × CSP		0.0005*** (0.0001)
Industry Dummies	Controlled	Controlled
Year Dummies	Controlled	Controlled
Observations	4378	4378
Adj-R <sup>2</sup>	0.3677	0.4257
F-Value	83.09***	99.33***

注:括号内为标准误;\* P < 0.10, \*\*P < 0.05, \*\*\*P < 0.01

企业社会责任是一个多维度概念。出口导向对企业社会责任的不同维度的影响是否存在差异?为回答这个问题,我们分别将 CSP 的五个维度,即环境责任、公众责任、供应链责任、股东责任和员工责任作为因变量,利用模型 1 进行回

归。如表 8 所示,出口导向对于环境责任、供应链责任、股东责任以及员工责任的系数均显著为负(系数分别为  $\beta=-1.0831, P<0.05$ ;  $\beta=-0.6463, P<0.10$ ;  $\beta=-0.9212, P<0.01$ ;  $\beta=-0.5999, P<0.05$ ),而出口导向对于公众责任的系数为正但不显著。

表 8 EO 对 CSP 五个维度的影响结果

	环境责任	公众责任	供应链责任	股东责任	员工责任
Shrer1	7.2001*** (0.6105)	0.5882* (0.3222)	5.7686*** (0.5151)	0.3161 (0.3349)	4.4382*** (0.3426)
ROE	6.7490*** (0.9136)	3.6256*** (0.4821)	7.3992*** (0.7708)	15.1238*** (0.5012)	4.6840*** (0.5128)
M2B	-0.1647*** (0.0357)	-0.1348*** (0.0189)	-0.1393*** (0.0302)	0.0007 (0.0196)	-0.0796*** (0.0201)
Lever	2.2980*** (0.5577)	0.3892 (0.2943)	1.6789*** (0.4705)	-7.7812*** (0.3060)	1.2683*** (0.3130)
Size	0.0935*** (0.0067)	0.0234*** (0.0035)	0.0701*** (0.0056)	0.0247*** (0.0037)	0.0503*** (0.0037)
Firmage	0.0789*** (0.0217)	0.0474*** (0.0115)	0.0774*** (0.0183)	-0.0009 (0.0119)	0.0555*** (0.0122)
State	1.5559*** (0.5722)	0.4581 (0.3019)	1.0176** (0.4827)	0.2352 (0.3139)	1.0795*** (0.3211)
EO	-1.0831** (0.4528)	0.1307 (0.2389)	-0.6463* (0.3820)	-0.9212*** (0.2484)	-0.5999** (0.2541)
Industry Dummies	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
Year Dummies	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled	Controlled
Observations	4378	4378	4378	4378	4378
Adj-R <sup>2</sup>	0.1751	0.2058	0.1465	0.3565	0.1953
F-Value	30.97***	37.59***	25.24***	79.22***	35.26***

注:括号内为标准误;\*  $P<0.10$ , \*\* $P<0.05$ , \*\*\* $P<0.01$

公众责任衡量的是企业对社会的贡献价值,主要体现为企业的公益性对外捐赠,捐赠对象主要是国内需要帮助的人群或项目,与企业的业务经营没有太大的关系,所以企业的公众责任受出口导向的影响较小。

## 六、结论

通过理论分析与实证研究,本文探讨了出口导向与企业社会责任的关系及其影响机制。结论表明:出口导向负向影响企业社会责任绩效;企业可见度在 EO-CSP 的关系中起部分中介的作用;相比国有控股企业,出口导向与企业社会责任绩效的负向关系在非国有控股企业中更为显著。另外,我们还发现出口导向负向影响企业财务绩效,企业社会责任绩效有助于减弱两者间的负向关系;在企业社会责任的五个维度中,除公众责任

不显著外,出口导向对环境责任、供应链责任、股东责任以及员工责任的影响均显著为负。

以上结论表明:出口导向与企业社会责任之间既存在直接关系又存在以企业可见度为中介的间接关系,出口企业的低可见度导致其履行社会责任的动机不足。因此,政府可加强对出口企业的监管,制定相关的信息披露政策;媒体机构可适当介入,加强对出口企业的关注度,并对其社会责任行为进行监督。非国有出口企业的社会责任表现相对较差,值得重视。在出口企业转型升级的过程中,政府部门在给予帮助的同时也应推动社会责任绩效的改善和提升。出口企业的管理者,特别是非国有出口企业的管理者,应加强对企业社会责任的重视并改善其社会责任表现,特别是环境责任、供应链责任、股东责任和员工

责任等方面的表现,从而进一步提高企业效益。

本文的研究存在一些不足之处:(1) 由于样本来自 A 股上市公司,本文的研究结论对未上市或在境外上市的公司可能缺乏针对性;(2) 模型中可能遗漏其它变量;(3) 虽然本文讨论了出口导向对企业社责任绩效的影响机制以及边界条件,但并未考虑企业出口动机的差异。因此,未来的研究可以中小企业或非上市公司为对象,研究出口导向与企业社会责任的关系,或分析企业出口的动机对出口导向与企业社会责任关系的影响。Francis 和 Collins-Dodd(2000)<sup>[31]</sup>将出口导向分为主动型出口或保守型出口,基于开拓国外市场需求的为主动型出口,基于短期经济利益或缓解国内市场压力的为保守型出口,不同的出口类型对财务绩效产生不同的影响。基于不同动机的出口导向对于企业社会责任表现的影响,值得深入研究和探讨。

### 参 考 文 献

- [1] 黄群慧,彭华岗,钟宏武,张蕙.企业社会责任蓝皮书:中国企业社会责任研究报告(2013)[R].北京:社会科学文献出版社,2013.
- [2] 周祖城.企业伦理学[M].北京:清华大学出版社,2009.
- [3] Hall, P.A., Soskice, D. An Introduction to Varieties of Capitalism. In P.A. Hall & D. Soskice (Eds), Varieties of Capitalism: The Institutional Foundations of Comparative Advantage[M]. New York: Oxford University Press, 2001, 1-70.
- [4] Gao, Y. and Hafsi, T. Government Intervention, Peers' Giving and Corporate Philanthropy: Evidence from Chinese Private SMEs [J]. Journal of Business Ethics, In Press, 2014.
- [5] Tang, Z. and Tang, J. Can the Media Discipline Chinese Firms' Pollution Behaviors? The Mediating Effects of the Public and Government [J]. Journal of Management, In Press, 2013.
- [6] Strike, V.M., Gao J., and Bansal, P. Being Good While Being Bad: Social Responsibility and the International Diversification of US Firms [J]. Journal of International Business Studies, 2006, 37:850-862.
- [7] Zanden, N.E. Suppliers' Compliance with MNCs' Codes of Conduct: Behind the Scenes at Chinese Toy Suppliers [J]. Journal of Business Ethics, 2007, 75:45-62.
- [8] Amaeshi, K.M., Osuji, O.K., Nnodim, P. Corporate Social Responsibility in Supply Chains of Global Brands: A Boundaryless Responsibility? Clarifications, Exceptions and Implications [J]. Journal of Business Ethics, 2008, 81:223-234.
- [9] Boehe, D.M. and Cruz, L.B. Corporate Social Responsibility, Product Differentiation Strategy and Export Performance[J]. Journal of Business Ethics, 2010, 91:325-346.
- [10] Kang, J. The Relationship Between Corporate Diversification and Corporate Social Performance [J]. Strategic Management Journal, 2013, 34: 94-109.
- [11] Husted, B.W. and Allen, D.B. Corporate Social Responsibility in the Multinational Enterprise: Strategic and Institutional Approaches[J]. Journal of International Business Studies, 2006, 37: 838-849.
- [12] 汤胜. 在华跨国企业社会责任变动趋势及影响因素研究[J]. 国际贸易问题, 2013, (3):115-124.
- [13] Sharfman, M. Changing Institutional Rules: The Evolution of Corporate Philanthropy, 1883-1953 [J]. Business & Society, 1994, 33(03):36-269.
- [14] Useem, M. The Inner Circle: Large Corporations and the Rise of Business Political Activity in the U.S. and U.K[M]. New York: Oxford University Press, 1984.
- [15] Bock, B., Goldschmid, H.J., Millstein, I.M., and Scherer, F.M. The Impact of the Modern Corporation [M]. New York: Coloumbia University Press, 1984.
- [16] Neiheisel, S.R. Corporate Strategy and the Politics of Goodwill[M]. New York: Peter Lang, 1994.
- [17] Burt, R.S. Corporate Profits and Co-optation [M]. New York: Academic Press, 1983.
- [18] McGuire, J.B., Sundgren, A., and Schneeweis, T. Corporate Social Responsibility and Firm Financial Performance [J]. Academy of Management Journal, 1988, 34(4):854-872.
- [19] Roberts, R. W. Determinants of Corporate Social Responsibility Disclosure: An Application of Stakeholder Theory [J]. Accounting, Organizations and Society, 1992, 17(6):595-612.
- [20] Fombrun, C.J. Reputation: Realizing Value from the Corporate Image[M]. Boston: Harvard Business School Press, 1996.
- [21] Greening, D.W. and Turban, D.B. Corporate Social Performance as A Competitive Advantage in Attracting a Quality Workforce [J]. Business and Society, 2000, 39(3):254-280.
- [22] Schramm-Klein, H., Zentes, J. Steinmann, S., Swo-boda, B, and Morschett, D. Retailer Corporate Social Responsibility Is Relevant to Consumer Behavior [J]. Business & Society, In Press, 2013.
- [23] See, G. Harmonious Society and Chinese CSR: Is There Really A Link? [J]. Journal of Business Ethics, 2009, 89(1):1-22.
- [24] Godfrey, P. C., Merrill, C. B., and Hansen, J. M. The Relationship Between Corporate Social Responsibility and Shareholder Value: An Empirical Test of the Risk Management Hypothesis [J]. Strategic Management Journal, 2009, 30:425-445.
- [25] Bai, C., Li., D.D., Tao, Z., and Wang, Y. A Multi-

(下转第 84 页)

$$\pi_c = \int_0^{q^*} Q + \varphi a - q = \frac{q^*}{2} = \left( \frac{2\rho(Q-c)}{4\rho - \varphi^2} \right)^2$$

$$\text{碳排放: } E = q^* \left( e - \frac{\varphi(Q-c)}{4\rho - \varphi^2} \right) = \frac{2\rho(Q-c)}{4\rho - \varphi^2} \left( \frac{e(4\rho - \varphi^2) - \varphi(Q-c)}{4\rho - \varphi^2} \right)$$

②当  $\frac{\varphi(Q-c)}{4\rho - \varphi^2} < a_0 \leq \frac{2\rho(Q-c)}{4\rho - \varphi^2}$ , 又对于  $a \in [a_0, \frac{\varphi(Q-c)}{4\rho - \varphi^2}]$ , 根据引理 1,  $a$  在  $a_0$  上取得最大值;

$$\text{产量: } q^* = \frac{Q + \varphi a - c}{2} = \frac{Q + \varphi a_0 - c}{2}; \text{ 价格: } p^* = \frac{Q + \varphi a_0 - c}{2}$$

$$\text{利润: } \pi^* = (p-c)q - \rho a^2 = \left( \frac{Q + \varphi a_0 - c}{2} \right)^2 - \rho a_0^2$$

$$\text{同上, 消费者剩余: } \pi_c = \frac{q^*}{2} = \frac{(Q + \varphi a_0 - c)^2}{4}$$

$$\text{企业总碳排放量: } E = q^*(e-a) = \frac{Q + \varphi a_0 - c}{2} (e - a_0). \text{ 证毕。}$$

命题 4 证明: 利用逆推法,  $\Delta\pi \geq 0$  时, 减排获得的收益超过企业通过投资来降低单位碳排放的

投资成本, 即企业将采取减排策略, 由(6)式得:

$$a(4\rho - \varphi^2) \leq 2(Q\varphi - c\varphi)$$

又  $4\rho - \varphi^2 < 0$ , 所以  $a \geq \frac{2\varphi(Q-c)}{4\rho - \varphi^2}$  时, 企业通过

减排可以获得正收益, 即选择减排决策。又  $\frac{2\varphi(Q-c)}{4\rho - \varphi^2} < 0$ , 根据命题 2, 减排量越高利润越高。

又因为  $a_0 \leq a < \bar{a}$ , 所以  $a^* = \bar{a}$ 。

$$\text{产量: 取极限得, } q^* = \frac{Q + \varphi a - c}{2} = \frac{Q + \varphi \bar{a} - c}{2}$$

$$\text{利润: } \pi^* = (p-c)q - \rho a^2 = \frac{(Q + \varphi \bar{a} - c)^2}{4} - \rho \bar{a}^2$$

$$\text{消费者剩余: } \pi_c = \frac{(Q + \varphi \bar{a} - c)^2}{4}$$

$$\text{碳排放: } E = q^* e = \frac{(Q + \varphi \bar{a} - c)\bar{a}}{2} \text{ 证毕。}$$

命题 5 证明: 由  $\Delta\pi = -\rho\mu^2$ , 所以供应链的最优决策是不减排, 因为减排不能获得减排收益, 却产生减排成本。由于产量也没有产生调整, 总碳排放量没有发生变化。证毕。

(责任编辑: 陆桂生)

(上接第 77 页)

task Theory of State Enterprise Reform [J]. Journal of Comparative Economics, 2000, 28:716-738.

[26] Lin, J.Y. and Tan, G. Policy Burdens, Accountability and Soft Budget Constraint[J]. American Economic Review, 1999, 89:77-106.

[27] 刘慧龙, 张敏, 王亚平, 吴联生. 政治关联、薪酬激励与员工配置效率[J]. 经济研究, 2010(9):109-121.

[28] Lau, C., Lu, Y., & Liang, Q. Corporate Social Responsibility in China: A Corporate Governance Approach[J]. Journal of Business Ethics, In Press, 2014.

[29] Luo X., Wang H., Raithel S., and Zheng Q. Corporate Social Performance, Analyst Stock Recommendations, and Firm Future Returns [J]. Strategic Management Journal, In Press, 2013.

[30] Carroll, A.B. and Buckholtz, A.K. Business and Society: Ethics and Stakeholder Management [M]. Cincinnati: South-Western Publishing, 2000.

[31] Francis J. and Collins-Dodd C. The Impact of Firms' Export Orientation on the Export Performance of High-Tech Small and Medium-Sized Enterprises [J]. Journal of International Marketing, 2000, 8(3): 84-103.

[32] Grullon, G., Kanatas, G., and Weston, J. Advertising, Breadth of State, and Liquidity[J]. Review of Financial Studies, 2004, 17:439-461.

[33] Li, S.H., Song, X.Z. and Wu, H.Y.. Political Connection, Ownership Structure, and Corporate Philanthropy in China: A Strategic-Political Perspective [J]. Journal of Business Ethics, In Press, 2014.

[34] Barnett, M. L., Salomon R.M. Does It Pay to Be Really Good? Addressing the Shape of the Relationship between Social and Financial Performance [J]. Strategic Management Journal, 2012, 33: 1304-1320.

[35] Baron, R.M., and Kenny, D.A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 55:1173-1182.

[36] Preacher, K.J. and Hayes, A.F. Asymptotic and Resampling Strategies for Assessing and Comparing indirect Effects in Multiple Mediator Models [J]. Behavior Research Methods, 2008, 40: 879-891.

[37] Shrout, P.E. and Bolger, N. Mediation in Experimental and Nonexperimental Studies: New Procedures and Recommendations [J]. Psychological Methods, 2002, 7: 422-445.

[38] 王国顺, 胡莎. 企业国际化与经营绩效[J]. 系统工程, 2006, 24(12):80-83.

(责任编辑: 陆桂生)