

领导人视察与食品企业社会责任

——基于食品饮料业和农林牧渔业的证据

陈煦江 高 露

(重庆工商大学会计学院,重庆 400067)

[摘 要] 我国党政领导人视察食品企业能否促进食品企业履行社会责任?以食品饮料业和农林牧渔业的76家上市公司为样本研究发现:在食品安全责任、慈善责任、经济责任及综合社会责任四个方面,中央领导人视察对食品安全责任和综合社会责任产生显著的正向影响,但对慈善责任和经济责任的影响不显著;部级领导人视察对食品安全责任和慈善责任产生显著的正向影响,但对经济责任和综合社会责任的影响不显著;省市领导人视察对经济责任产生显著的正向影响,但对食品安全责任、慈善责任和综合社会责任产生显著的负向影响。研究结论反映了目前中央政府、部级机构与地方政府在食品企业社会责任治理上的目标不一致,据此提出相关政策建议。

[关键词] 领导人视察;企业社会责任;食品安全

[中图分类号]F272

[文献标识码]A

[文章编号]2095-3410(2014)03-0044-09

一、引言

近年频发的食品安全事件严重危害了公众的生命安全和身体健康,不断摧毁消费者的信心和政府的食品安全监管公信力。我国于2009年实施了《食品安全法》,2010年设立了国务院食品安全委员会。在2013年3月召开的“两会”上,食品安全成为焦点问题,随后国务院出台了食品安全治理机构改革和职能转变方案,组建国家食品药品监督管理总局,整合了以前分散的食品安全监管职责。2013年5月,我国实施了《最高人民法院、最高人民检察院关于办理危害食品安全刑事案件适用法律若干问题的解释》。可见,目前我国食品安全治理主要依赖于制定和实施法律法规、重组监管机构、创新监管机制等强制性正式制度安排,而从伦理道德建设、社会责任培育等诱致性非正式制度途径探索改革的力度不足。长期以来,我国形成了国家领导人、部级领导人和地方政府领导人深入企业视察的惯例,这种视

察行为能否提升食品企业的社会责任水平,不同类型的党政领导人对食品企业社会责任的影响是否存在差异甚至冲突,为提高我国食品安全治理的实效,需要从哪些方面完善党政领导人视察食品企业的制度?本研究拟对这三个问题进行实证探讨。

二、文献回顾与假设提出

(一)关于领导人视察及其影响力的研究

我国古代的巡视制度是现代巡视制度和党政领导人视察制度的雏形,它发端于西周,发展于汉唐,强化于明清。古代巡视的形式包括帝王出巡、大臣巡视、地方官员视察等,其任务是通过明察暗访的方式考核官吏、审复案牒、考察民情和举荐人才等^[1]。建国前,党建立了旨在督导革命工作和抗战工作的巡视制度,大革命时期党通过了《增加中央特派巡回指导员的决定》,土地革命战争时期制定了各级党组织巡视指导制度和巡视条例,抗战时期建立了巡回教育制度和巡视团制度。新时期,党的巡视制

[基金项目] 本人是教育部人文社会科学基金青年项目“食品企业社会责任、企业荣誉与经济绩效的关系研究”(项目编号:12YJC630015)和重庆市教委人文社会科学项目“重庆市企业对农转城市民履行社会责任的评价与措施研究”(项目编号:11SKH18)的阶段性成果。

[作者简介] 陈煦江(1973-),男,重庆黔江人,重庆工商大学会计学院副教授,博士。主要研究方向:企业社会责任、环境会计。

度旨在加强党内监督和反腐倡廉。十六大将巡视制度确立为党内监督的一项重要制度,要求中央和各省(区、市)组建巡视机构,全面开展巡视工作;十七大将巡视制度正式写进党章。2009年7月,中央颁布了《中国共产党巡视工作条例(试行)》,出台了《中央巡视工作领导小组工作规则》等系列文件,巡视工作从此走向了制度化、规范化、科学化的轨道^[2]。2013年5月以来,中央巡视组密集进驻一些国有企事业单位和地方政府,展开以“贪腐”、“作风”、“政治纪律”、“用人”为四大“着力点”的巡视工作。

学术界侧重于研究企业领导对员工行为的影响。谢晓非等发现企业领导的个人风格、权力规范和互动关系对员工的影响程度由强至弱^[3]。Todorovic的调研表明,魅力型企业领导能够激发员工的积极性,而权谋型企业领导对员工的积极性会产生消极影响^[4]。Yukongdi发现,泰国员工对咨询型、参与型、家长型和专制型企业领导的偏好程度由高到低^[5]。Ishikawa对日本研发类企业的调研表明,变革型和控制型企业领导均能促进研发团队加强内外部信息沟通,变革型领导会弱化团队的规范性共识,培育兼容并蓄各种新思想的团队文化,而控制型领导则会阻碍成员偏离团队规范的行为,无助于创新思想的产生^[6]。Peter等的研究表明,民族文化通过社会对企业的期望影响企业领导的行为,魅力价值型领导在所有文化背景下均是有效的,而参与型领导影响力的有效性受到文化差异的影响^[7]。Ankita发现企业领导的风格与其年龄、教育、工作经验和家庭背景等人口统计学特征无关^[8]。

少数文献研究了国家党政领导人的影响力类型和特征。刘炳香认为党政领导人的影响力发挥作用的社会心理基础源自下属对特定组织的归属、对杰出人物的崇拜、对行为表率模仿和对权威的遵从^[9]。党政领导人的影响力分为权力影响力和非权力影响力,前者由社会赋予领导人的职务、权力和地位产生,具有法定性、强制性和时效性;后者以领导人的品德、才能和学识为基础形成,具有非强制性和长效性。权力影响力与领导人的职位高低和权力大小密切相关,在领导人的行动中发挥着决定作用;非权力影响力是领导人的基础要素^[10]。

(二)关于企业社会责任影响因素的研究

一些学者基于不同理论视角研究了企业社会责任的影响因素。Sen根据利益相关者理论研究发现,消费者、供应商、政府、非营利组织、社区等外部利益相关者对企业社会责任具有重要影响^[11]。McWilliams等基于供求理论将企业社会责任视为一种投入,发现企业规模、多元化水平、研发支出、消费者收入、劳动力市场、产业生命周期等是影响企业社会责任的主要因素^[12]。Li等基于经济地理理论比较分析了中国、俄罗斯、巴西和印度的跨国公司履行社会责任的影响因素,发现均源自国家、行业和企业三个层面^[13]。周中胜等根据规制理论,发现政府对经济的干预程度、法律环境的完善程度和要素市场的发育程度,以及政府控制、政府层级和市场化进程对我国企业社会责任水平具有显著影响^[14]。

日益丰富的文献从驱动因素、中介变量的作用关系方面研究了影响企业社会责任的宏微观因素。一些学者发现文化、经济、政治等宏观因素对企业社会责任具有间接驱动作用。Waldma发现国家文化影响企业管理者的价值观,后者影响企业社会责任的履行^[15]。Wenjing Li等发现我国企业的产权性质和产权结构决定了企业承受的政治干预程度,政治干预程度和区域经济发展水平共同影响着我国的企业社会责任水平^[16]。另一些学者发现企业的文化、领导价值观、政治关联等微观因素对企业社会责任具有间接驱动作用。李建升等认为企业社会责任是企业文化驱动企业绩效的中介变量^[17];姜志华认为高管价值观以企业文化为中介变量影响企业社会责任水平^[18];企业领导类型影响员工的伦理认知,后者影响企业社会责任的履行^[19];企业核心价值观影响企业伦理进而影响企业社会责任,最终影响到企业财务绩效^[20]。薛爽等发现民营企业的政治关联显著影响其捐赠行为,政治关联的级别越高,社会责任的履行程度越高^[21]。高勇强等发现企业家的政治身份和行业身份对企业捐赠行为和捐赠水平具有正向影响,但其党派身份对企业捐赠行为和捐赠水平无显著影响^[22]。

少数文献结合食品产业特征探索了食品企业社会责任的影响因素。Pearce认为,食品供给者和消费者之间的信息不对称是导致食品企业社会责任缺

失的根本原因^[23]。Sibbel 发现公众食品安全知识的增长、公众对生态环境的关注、食品科技的革新、食源性疾病的频发等是影响食品企业社会责任的主要因素^[24]。姜启军等发现,社会责任表现良好的食品企业,危机事件发生的概率显著低于社会责任表现低下的食品企业^[25]。刘文霞的调研表明,企业领导对我国食品企业履行社会责任具有导向作用,食品企业的文化与其社会责任显著相关^[26]。

(三)文献述评与假设提出

综上所述,现有文献对领导人影响力的研究主要涉及企业领导对员工的影响、党政领导人的影响力类型和特征两个方面,对企业社会责任影响因素的研究侧重基于不同理论视角探索宏微观影响因素及其驱动和中介作用机制,其中部分文献发现企业领导类型、企业文化、政治关联是重要影响因素。然而,目前鲜有文献研究我国长期以来已经形成惯例的党政领导人视察企业的行为对企业社会责任可能产生的影响,基于政治关联视角研究企业社会责任影响因素的文献也局限于对企业领导的政治身份、行业身份和党派身份等内部政治关联途径的探索,缺乏对党政领导人视察企业这条外部政治关联途径的研究。当前,食品企业社会责任过度缺失是造成我国食品安全形势严峻的重要原因。作为政府人格化代表的党政领导人视察食品企业的行为是否有助于提升食品企业的社会责任水平?不同类型的党政领导人(如不同党政级别)视察对食品企业社会责任的影响是否存在差异甚至冲突?为提升我国的企业社会责任水平,需要从哪些方面完善党政领导人视察企业的制度?本研究拟对这三个问题进行实证探索。

如前所述,党政领导人的影响力包括权力影响力和非权力影响力。由于非权力影响力无法观测且难以量化,本研究仅研究权力影响力大小对所视察食品企业社会责任的影响。一般而言,党政领导人的职位高低与权力影响力大小正相关,即职位越高,权力影响力越大。因此,本研究以党政领导人所属的中央、部级、省市级三个党政级别量化权力影响力的大小。

企业社会责任金字塔理论将企业社会责任分为经济责任、法律责任、伦理责任和慈善责任四个维

度^[27]。对食品企业而言,履行食品安全责任既须遵守法律法规,又应遵循伦理道德,是履行法律责任和伦理责任的综合体现。出于简化和量化的考虑,本研究将食品企业社会责任归结为食品安全责任、慈善责任和经济责任三个维度。根据公共选择理论的观点,中央政府追求国家社会福利最大化。但在当前我国处于转型经济的情境下,中央政府对地方政府实施以 GDP 为核心的考评体系,核心指标包括 GDP 总量、FDI 投资额和税收上缴额等,对资源环境、食品安全等社会责任的考评不足,这就会导致一些地方政府片面重视经济责任而忽视其他社会责任,偏离中央政府对地方政府的委托代理目标,并通过地方政府间的政绩“锦标赛”而加剧。可见,现实中的地方政府追求地方经济利益最大化,具有地方经济保护主义动机,与中央政府追求国家社会福利最大化的目标不一致甚至背离。在食品企业社会责任治理问题上,代表国家利益的中央领导人、代表食品产业利益的部级领导人可能更注重食品安全责任和慈善责任两个事关社会稳定和产业持续发展的非经济责任维度,而代表地方政府利益的省市领导人可能更强调体现短期政绩的经济责任维度。由此,可以预期中央、部级和省市领导人视察对食品企业社会责任三个维度及其综合社会责任水平产生影响的方向和程度存在差异。结合上述文献与述评,本研究提出如下四个假设:

假设 1:中央和部级领导人视察对食品安全责任水平产生正向影响,省市领导人视察对食品安全责任水平产生负向影响。

假设 2:中央和部级领导人视察对慈善责任水平产生正向影响,省市领导人视察对慈善责任水平产生负向影响。

假设 3:省市领导人视察对经济责任水平的提升程度高于中央和部级领导人视察对经济责任水平的提升程度。

假设 4:中央、部级和省市领导人视察对综合社会责任水平产生影响的方向和程度存在差异。

三、研究设计

(一)样本选取

本研究选取经营食品、食用农产品的食品饮料业和农林牧渔业的 A 股上市公司为样本,并根据以

下条件筛选:一是剔除于 2012 年及以后上市的公司;二是剔除农林牧渔业中未经营食用农产品的林木产品公司;三是剔除未公开披露中央、部级和省市领导人视察信息的公司;四是剔除未披露质量认证情况等数据和相关财务数据缺失的公司。最终取得 76 家样本公司,其中食品饮料业 54 家,农林牧渔业 22 家。

(二)变量设置

1. 被解释变量

目前我国较权威的企业社会责任评价指数是上海国家会计学院发布的“上市公司社会责任指数(2008)”和中国社会科学院企业社会责任研究中心发布的“百强企业社会责任指数”(2009 - 2012)。但前者迄今只发布了 2007 年度指数,后者只涉及国有、民营和外资百强企业指数,两者均无法为样本公司提供最新和完整的社会责任评价数据。此外,多数文献采用声誉指数法、内容分析法等方法评价企业社会责任,但这些评价方法的代表性不足、主观性较强。因此,本研究采取如下方法量化样本公司的社会责任水平。

食品安全责任水平:以 2012 年度食品质量事件或食品安全事件发生与否予以量化($Safety = 1$ 表示未发生食品质量或安全事件, $Safety = 0$ 表示发生了食品质量或安全事件)。这些食品质量安全事件包括地沟油、塑化剂、速生鸡、蛆虫门、问题牛奶等,数据收集自国家食品安全信息中心网站和国家食品质量安全网站,并对这两家网站报道的事件进行核对相符后予以确认。

慈善责任水平:以 2012 年度的捐赠利润率($Donar = \text{捐赠金额} / \text{利润总额}$)反映公司将部分利润用于救灾济困、支持公益等慈善活动的程度。

经济责任水平:以 2012 年度的总资产报酬率($Roa = (\text{利润总额} + \text{财务费用}) / \text{年末总资产}$)反映公司对投资者、债权人和政府等利益相关者履行经济责任的程度。选取该指标的原因是,利润总额包含着公司向政府承担的所得税费用和归投资者所有的留存收益;在计算利润总额之前扣除的财务费用反映了公司对债权人承担的债务成本支出,需要加回利润总额。

综合社会责任水平:采用主成分分析对食品安

全责任水平、慈善责任水平、经济责任水平生成的主成分得分,乘以各主成分对应的特征值比重加权计算综合社会责任得分(Csp)。这里运用主成分分析的目的不是降维,而是在保留三个企业社会责任维度的基础上进行计分,最终计算出综合社会责任水平。

2. 解释变量

设置三个解释变量:样本公司自上市到 2012 年末分别受到中央领导人($Sleader$)、部级领导人($Mleader$)、省市领导人($Pleader$)视察的年均次数。其中,中央领导人是指党和国家领导人,包括国家主席和副主席、国务院总理和副总理、全国人大常委会委员长和副委员长、全国政协主席和副主席等;部级领导人包括农业部、卫生部、国家发改委、工商管理总局、环境保护总局、安全生产监督管理局、质量技术监督检验检疫总局等部级和副部级领导人;省、市领导人包括省、市委书记和副书记,省、市长和副省、市长,以及相关厅局级职能部门的官员。数据逐条统计自各样本公司官方网站的“公司新闻”、“领导关怀”、“大事记”、“发展历程”等栏目披露的相关信息。

3. 控制变量与内生性问题

以样本公司 2012 年末拥有的下属企业家数($Subord$)控制食品供应链的广度和长度对企业社会责任水平的影响;采用 2012 年度的营业成本率($Costr = \text{营业成本} / \text{营业收入}$)控制食品生产成本的投入程度对企业社会责任水平的影响;以 2012 年末总资产的自然对数($Size$)、2012 年度的资产负债率(Dar)、上市年数($History$)、企业性质($State = 1$ 表示实际控制人为国有, $State = 0$ 表示实际控制人为非国有)分别控制公司规模、经营风险、公司历史、企业性质对企业社会责任水平的影响。

此外,还需要控制食品安全责任水平、慈善责任水平和经济责任水平之间的相互影响,即在解释某一责任水平(如食品安全责任水平)受到的影响时需要控制其余两种责任水平(慈善责任水平和经济责任水平)的影响。这是因为,食品企业履行食品安全责任、慈善责任和经济责任在实践中表现为向消费者、受助者和投资者等利益相关者分配利润的三条途径,因此三者可能此起彼伏、内生相关。从理

论研究来看,Godfrey 总结了 1970 – 2002 年间研究企业社会责任与企业财务绩效的代表性文献,发现多数结论为两者具有相互影响的正相关或负相关关系^[28]。Jo 等发现企业履行的慈善责任水平和经济责任水平之间存在互为因果的内生关系。后文的内生性检验结果也支持食品安全责任水平、慈善责任水平和经济责任水平之间存在因果内生性^[29]。

本研究采用工具变量法处理内生性。选取的工具变量为:以样本公司上市至 2012 年末取得的质量认证数(Certifi)作为食品安全责任水平(Safety)的工具变量,具体包括取得的 HACCP(危害分析和关键控制点体系)、ISO9000(质量管理体系)、ISO14000(环境管理体系)和 ISO22000(食品安全管理体系)四类认证的项数,取值为 0、1、2、3、4;以 2011 年度的捐赠利润率(Donar_{t-1})作为 2012 年度慈善责任水平(Donar)的工具变量;以 2012 年的所得税报酬率(Taxr = 所得税费用/(利润总额 + 财务费用))作为经济责任水平(Roa)的工具变量。对这三个工具变量采用 Pearson 相关性检验发现,Certifi 与 Safety 强相关($\beta = 0.634, P = 0.077$),但与 Donar 和 Roa 弱相关($\beta = -0.076, P = 0.515; \beta = -0.036, P = 0.758$);Donar_{t-1}与 Donar 强相关($\beta = 0.567, P = 0.001$),但与 Safety 和 Roa 弱相关($\beta = 0.020, P = 0.862; \beta = 0.040, P = 0.735$);Taxr 与 Roa 强相关($\beta = 0.747, P = 0.027$),但与 Safety 和 Donar 弱相关($\beta = 0.050, P = 0.669; \beta = -0.144, P = 0.216$)。该检验结果表明选择上述三个工具变量是可行的。

计算以上变量所需的财务数据来自 CSMAR 数据库,数据分析采用 SPSS 20 软件。

四、实证结果

(一)变量的描述性统计

被解释变量、解释变量、控制变量及工具变量的描述性统计如表 1 所示。从解释变量的均值来看,中央领导人年均视察次数为 0.533 次,即约每两年视察 1 次;部级领导人年均视察次数为 0.715 次,即约每三年视察 2 次;省市领导人年均视察次数为 1.994 次,即约每年视察 2 次。

(二)模型设置

1. 检验假设 1 的回归模型

表 1		变量的描述性统计			
变量类型	变量名称(符号)	最大值	最小值	均值	标准误
被解释变量	质量安全事件发生与否(Safety)	1	0	0.342	0.478
	总资产报酬率(Roa)	0.321	-0.049	0.057	0.062
	捐赠利润率(Donar)	0.008	0	0.001	0.001
	综合社会责任水平(Csp)*	0.16	-0.010	0.050	0.051
解释变量	中央领导人年均视察次数(Sleader)	4.5	0	0.533	0.930
	部级领导人年均视察次数(Mleader)	5	0	0.715	1.102
	省市领导人年均视察次数(Pleader)	21.5	0	1.994	3.426
控制变量	下属企业数(Subord)	32	1	8.132	7.502
	企业性质(State)	1	0	0.395	0.492
	公司规模(Size)	10.336	8.228	9.390	0.397
	上市年数(History)	20	1	8.684	0.055
	营业成本率(Costr)	1.009	0.255	0.714	0.174
	资产负债率(Dar)	0.948	0.027	0.401	0.209
工具变量	质量认证数(Certifi)	4	1	2.092	1.145
	上年捐赠利润率(Donar _{t-1})	0.114	-0.100	0.007	0.022
	所得税报酬率(Taxr)	0.697	0.161	0.156	0.197

*注:KMO and Bartlett's Test 值为 0.644,表明可以做主成分分析;社会责任综合得分 $Csp = 0.391PC_1 + 0.361PC_2 + 0.249PC_3$, PC_1 、 PC_2 、 PC_3 为三个主成分, $PC_1 = -0.415Safety + 0.482Roa + 0.771Donar$, $PC_2 = 0.733Safety + 0.679Roa - 0.030Donar$, $PC_3 = 0.538Safety - 0.553Roa + 0.636Donar$ 。

本研究以 2012 年度食品质量或安全事件发生与否(哑变量 Safety,未发生 = 1,发生 = 0)量化食品安全责任水平,属于离散选择问题,因此采用二值 Logit 模型检验中央、部级和省市领导人视察对食品安全责任水平的影响(假设 1)。

设 R 为样本公司未发生食品质量或安全事件的概率,则 1 - R 为发生食品质量或安全事件的概率,R/(1 - R)为保障食品安全责任的机会比率。R 的 Logit 分布函数为:

$$R = e^Z / (1 + e^Z) \tag{1}$$

则保障食品安全责任的机会比率为:

$$R / (1 - R) = (1 + e^Z) / (1 + e^{-Z}) = e^Z \tag{2}$$

其中,e 为自然对数的底数,

$$Z = \alpha_0 + \alpha_1 Sleader + \alpha_2 Mleader + \alpha_3 Pleader + \alpha_4 Control + \varepsilon \tag{3}$$

因此,二值 Logit 模型为:

$$Lodit = \ln [R / (1 - R)] = \alpha_0 + \alpha_1 Sleader + \alpha_2 Mleader + \alpha_3 Pleader + \alpha_4 Control + \varepsilon \tag{4}$$

其中, Sleader、Mleader、Pleader 为解释变量, Controla 表示全部控制变量(见表 2), α_i 为回归系数($i=0-4$), ε 为随机误差项。

如前所述,由于控制变量中的慈善责任水平、经济责任水平可能与被解释变量食品安全责任水平内生相关,本研究采用伍德里奇的方法进行内生性检验^[30]:首先,将 Donar 对(4)式中的所有外生变量和 Donar 的工具变量(Donar - 1)做普通最小二乘回归(OLS)并取得残差;其次,将该残差放回(4)式(其中包括 Donar)做 Logit 回归检验其显著性,如果残差系数 β 在统计上异于 0,则接受 Donar 是内生的,否则为外生,对 Roa 同样完成以上两步检验(工具变量为 Taxr);最后,将这两组残差加入(4)式并用似然比统计量(LR)检验其联合显著性,如果检验结果在统计上显著异于 0,则表明 Donar 和 Roa 中至少有一个是内生变量。在上述整个检验过程中,采用 White 方法控制了异方差的影响。检验结果为:Donar 是内生的(残差 $\beta = 40.901, P = 0.023$);Roa 也是内生的(残差 $\beta = 43.600, P = 0.008$);LR = 28.074, $P = 0.005$ 。因此,采用工具变量法(IV)估计(4)式更有效。

2. 检验假设 2-4 的回归模型

设置以下模型检验中央领导人、部级领导人和省市领导人视察对慈善责任水平的影响(假设 2)、对经济责任水平的影响(假设 3)和对综合社会责任水平的影响(假设 4)。

$$\text{Dependent} = \beta_0 + \beta_1 \text{Sleader} + \beta_2 \text{Mleader} + \beta_3 \text{Pleader} + \beta_4 \text{Controlb} + \omega \quad (5)$$

其中, Sleader、Mleader、Pleader 为解释变量, Dependent、Controlb、 β_i ($i=0-4$)、 ω 分别为被解释变量、全部控制变量(见表 2)、回归系数和随机误差项。

根据上述伍德里奇的内生性检验方法^[30],当(5)式具体化为检验假设 2 的模型时(被解释变量为 Donar),控制变量中的 Roa(残差 $\beta = -0.016, P = 0.045$)和 Safety(残差 $\beta = 0.005, P = 0.001$)均是内生的, $F = 7.475, P = 0$ 。当(5)式具体化为检验假设 3 的模型时(被解释变量为 Roa),控制变量中的 Donar(残差 $\beta = 35.352, P = 0.099$)和 Safety(残差 $\beta = 0.007, P = 0.038$)均是内生的, $F = 2.643, P =$

0.008。可见,检验假设 2 和假设 3 采用两阶段最小二乘法(2SLS)更有效。当(5)式具体化为检验假设 4 的模型时(被解释变量为 Csp),由于 Csp 是采用主成分分析对 Safety、Donar 和 Roa 的线性组合进行计分的,如果再将这三个变量纳入模型(5)做回归,则会导致完全共线性,因此无需控制 Safety、Donar 和 Roa 对 Csp 的影响,进而无需做内生性检验和采用 2SLS 做回归。

(三) 回归结果分析

检验假设 1-4 的回归结果如表 2 中的回归式 1-4 所示。表 2 中最后一行列出了各回归式的解释变量和控制变量的方差扩大因子(VIF 值)的最大值,其值均远小于临界值 10,表明所有回归结果受多重共线性的影响在可接受范围之内。

回归式 1 中,左列为 Logit 二值模型(BINARY)的回归结果,右列为采用工具变量的 Logit 二值模型(BINARY(IV))的回归结果。两者中各解释变量和控制变量的影响方向一致,但影响程度存在差异。从更有效的 BINARY(IV)回归结果来看,中央领导人年均视察次数、部级领导人年均视察数次与食品安全责任水平分别在 $P < 0.01$ 、 $P < 0.1$ 水平上正相关,省市领导人年均视察次数与食品安全责任水平在 $P < 0.01$ 水平上负相关。该结果接受了假设 1,表明中央和部级领导人视察对食品安全责任产生了积极的促进作用,但省市领导人视察对食品安全责任产生了消极的抑制作用。

根据 BINARY(IV)的回归结果,按照前述(2)式计算的保障食品安全责任的机会比率为:

$$\begin{aligned} R/(1-R) &= \\ e^{-7.611 + 1.275 \text{Sleader} + 0.885 \text{Mleader} - 0.807 \text{Pleader} + \alpha_4 \text{Controla}} &= \\ e^{-7.611 + \alpha_4 \text{Controla}} \times 3.085^{\text{Sleader}} \times 2.422^{\text{Mleader}} \times 0.446^{\text{Pleader}} & \end{aligned} \quad (6)$$

由(6)式可见:中央领导人年均视察次数、部级领导人年均视察数次每增加一次,保障食品安全责任的机会比率将分别提高约 209% 和 142%;省市领导人年均视察次数每增加一次,保障食品安全责任的机会比率将降低约 54%。可见,中央、部级和省市领导人视察对保障食品安全责任的边际效应绝对值由强到弱,其比率约为 4:3:1。

回归式 2 中,左列为 OLS 的回归结果,右列为

表 2 领导人视察对食品企业社会责任影响的回归结果

变量与方法		回归式 1		回归式 2		回归式 3		回归式 4
被解释变量		食品安全责任 (Logit)		慈善责任 (Donar)		经济责任 (Roa)		综合责任 (Csp)
方法		BINARY	BINARY (IV)	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS
常数项		- 7. 658 (0. 275)	- 7. 611 (0. 242)	0. 002 (0. 383)	0. 002 (0. 289)	- 0. 278 (0. 265)	- 0. 291 (0. 221)	- 0. 330 (0. 300)
解释 变量	中央领导人年均视察次数 (Sleader)	0. 946 ** (0. 011)	1. 127 *** (0. 003)	- 9. 59E - 05 (0. 252)	- 2. 49E - 05 (0. 516)	- 0. 003 (0. 389)	- 0. 001 (0. 434)	0. 038 *** (0. 003)
	部级领导人年均视察次数 (Mleader)	1. 165 *** (0. 007)	0. 885 * (0. 062)	0. 0003 * (0. 064)	0. 0002 * (0. 065)	- 0. 002 (0. 887)	- 0. 003 (0. 790)	0. 025 (0. 155)
	省市领导人年均视察次数 (Pleader)	- 0. 849 *** (0. 001)	- 0. 807 *** (0. 003)	- 6. 94E - 05 * (0. 053)	- 0. 0002 ** (0. 034)	0. 017 ** (0. 027)	0. 015 ** (0. 039)	- 0. 017 *** (0. 000)
控制 变量	捐赠利润率 (Donar)	- 1053. 1 ** (0. 017)	- 3. 762 (0. 786)			- 6. 202 (0. 293)	- 0. 418 * (0. 082)	
	总资产报酬率 (Roa)	- 2. 389 (0. 622)	- 1. 586 (0. 233)	- 0. 002 (0. 213)	- 0. 0001 (0. 758)			
	质量安全事件发生与否 (Safety)			- 0. 0005 * (0. 053)	- 0. 0002 * (0. 080)	- 0. 013 ** (0. 020)	- 0. 009 * (0. 088)	
	营业成本率 (Costr)	- 3. 458 (0. 123)	- 1. 620 (0. 419)	- 0. 003 ** (0. 021)	- 0. 003 ** (0. 028)	- 0. 234 *** (0. 0002)	- 0. 230 *** (0. 000)	- 0. 114 (0. 150)
	下属企业数 (Subord)	0. 052 (0. 150)	0. 057 * (0. 096)	- 1. 20E - 05 (0. 461)	- 1. 95E - 05 (0. 274)	- 0. 0003 (0. 738)	- 0. 0006 (0. 613)	0. 002 (0. 157)
	企业性质 (State)	0. 399 (0. 557)	0. 471 (0. 468)	- 0. 0002 (0. 484)	- 0. 0002 (0. 676)	- 0. 020 (0. 296)	- 0. 015 (0. 425)	- 0. 001 (0. 964)
	公司规模 (Size)	0. 948 (0. 187)	0. 756 (0. 264)	9. 59E - 05 (0. 631)	1. 60E - 05 (0. 936)	0. 056 * (0. 054)	0. 059 ** (0. 036)	0. 049 (0. 139)
	上市年数 (History)	0. 053 (0. 471)	0. 061 (0. 426)	3. 54E - 05 (0. 371)	2. 50E - 05 (0. 491)	0. 001 (0. 516)	0. 001 (0. 504)	0. 003 (0. 335)
	调整的 R ²	0. 271	0. 234	0. 130	0. 090	0. 271	0. 287	0. 178
LR 值		26. 493 *** (0. 003)	22. 822 ** (0. 011)					
F 值				2. 119 ** (0. 035)	1. 939 ** (0. 041)	3. 785 *** (0. 000)	4. 014 *** (0. 000)	3. 025 *** (0. 006)
VIF 最大值		1. 635	1. 606	1. 729	1. 268	1. 727	0. 196	1. 737

注:括号内为 P 值;***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 显著水平;采用 White 方法控制了异方差的影响。

2SLS 的回归结果。两者均表明:中央领导人年均视察次数与慈善责任水平不相关,部级领导人年均视察次数与慈善责任水平在 P < 0. 1 水平上正相关,但省市领导人年均视察次数与慈善责任水平在 P < 0. 05 水平上负相关。该结果表明部级领导人视察对慈善责任水平产生了正向影响,省市领导人视察对慈善责任水平产生了负向影响,部分地支持了假设 2。控制变量中,质量安全事件发生与否、营业成本率与慈善责任水平显著负相关,反映出发生过质量或安全事件的食品企业为了改变其负面形象,更趋向于加大捐赠额度;当年的营业利润状况是影响食品企业捐赠决策的敏感因素,当年的营业利润越高,捐赠额度越大。

回归式 3 中,OLS 和 2SLS 的回归结果基本一致,中央领导人年均视察次数、部级领导人年均视察

数次与经济责任水平负相关但不显著,省市领导人年均视察次数与经济责任水平在 P < 0. 05 水平上正相关,接受了假设 3,即省市领导人视察对经济责任水平的提升程度高于中央和部级领导人视察对经济责任水平的提升程度,表明一些地方政府存在地方经济保护主义行为。控制变量中,质量安全事件发生与否与经济责任水平显著负相关,表明未发生质量安全事件的食品企业的经济绩效比发生过质量安全事件的食品企业差,反映了目前食品安全事件的违法成本偏低,存在“违法利润”空间,“重典治乱”确有必要;营业成本率与经济责任水平显著负相关,表明企业为保障食品安全投入的成本越高,对短期经济利益的消耗越大;公司规模与经济责任水平显著正相关,反映出食品企业实施规模化整合和产业化经营更有利于提高经济绩效。

回归式 4 中,中央领导人年均视察次数与综合社会责任水平在 $P < 0.01$ 水平上正相关,部级领导人年均视察数次对综合社会责任水平无显著影响,省市领导人年均视察次数与综合社会责任水平在 $P < 0.01$ 水平上负相关。表明中央、部级和省市领导人对综合社会责任水平的影响存在显著差异,假设 4 得到支持。该差异形成的原因是中央、部级和省市领导人对食品安全责任水平、慈善责任水平和经济责任水平产生影响的方向和程度存在显著差异,这也验证了回归式 1-3 估计结果的稳健性。

五、结论与建议

本研究选取食品饮料业和农林牧渔业的 76 家上市公司为样本,分析了中央、部级和省市领导人视察(年均视察次数)对食品企业社会责任的影响。结果表明:在食品安全责任、慈善责任、经济责任及其综合社会责任四个方面,中央领导人视察对食品安全责任和综合社会责任具有显著的正向影响,但对慈善责任和经济责任的影响不显著;部级领导人视察对食品安全责任和慈善责任具有显著的正向影响,但对经济责任和综合社会责任的影响不显著;省市领导人视察对经济责任具有显著的正向影响,但对食品安全责任、慈善责任和综合社会责任产生了显著的负向影响。研究结论反映了当前在食品企业社会责任治理问题上,中央政府、部级机构与地方政府的目标不一致:中央政府强调食品企业在保障食品安全责任的前提下履行良好的综合社会责任,以实现国家社会福利最大化;部级机构注重食品企业履行食品安全责任和慈善责任,追求食品产业的健康发展和形象提升;部分地方政府以牺牲食品安全责任和慈善责任为代价,放任当地食品企业片面追求经济利益,具有地方经济保护主义动机。

本研究的启示意义在于:

第一,我国党政领导人特别是中央和部级领导人视察食品企业是一条有效的食品安全治理途径,它通过非正式、非强制的方式激励和鞭策食品企业履行社会责任,具有治理成本低、作用时效长等优点,有助于节省我国当前高昂的食品安全监管成本。因此,在食品安全治理中持续强化法律法规监管力度的同时,应当加大党政领导人视察食品企业的频率、广度和深度。

第二,进一步完善党政领导人视察制度,并与巡视制度有机地结合实施,将视察范围由目前的大型国有企事业单位和地方政府拓展到与民生安全、环境保护、社会保障等密切相关的各类企事业单位和基层组织,以便及时、如实地发现并解决这些重大现实问题。

第三,进一步落实 2012 年国务院出台的《关于加强食品安全工作的决定》所提出的“食品安全和地方政府政绩挂钩”的精神,将食品安全责任全面纳入各级地方政府的政绩考评体系并赋予与经济责任相当的权重,以矫正部分地方政府忽视食品安全责任、片面追求经济利益的地方经济保护主义行为。

第四,食品产业管理部门应当引导龙头食品企业在保障食品安全责任的前提下进行产业化经营和规模化整合,从食品供应链或企业集团层面实施社会责任结构优化战略,科学配置对食品安全责任、经济责任和慈善责任的投入结构,实现食品产业的社会效益与经济效益最优化。

参考文献:

- [1]尹君. 汉唐巡察制度论略[J]. 青海民族学院学报, 2005, (01): 48-52.
- [2]吴振钧. 中国共产党巡视工作发展的回顾与思考[N]. 中国纪检监察报, 2011-08-02.
- [3]谢晓非, 陈文峰. 管理者个人影响力的测量与分析[J]. 北京大学学报(自然科学版), 2002, (01): 127-135.
- [4]Todorovic. An Entrepreneur and a Leader: A Framework Conceptualizing the Influence of Leadership Style on a Firm's Entrepreneurial Orientation Performance Relationship[J]. Journal of Small Business and Entrepreneurship, 2007, 20(3): 289-308.
- [5]Vimolwan Yukongdi. A Study of Thai Employees' Preferred Leadership Style[J]. Asia Pacific Business Review, 2010, 16(2): 161-181.
- [6]Jun Ishikawa. Leadership and Performance in Japanese R&D Teams[J]. Asia Pacific Business Review, 2012, 18(2): 241-258.
- [7]Dorfman Peter, Javidan Mansour, Hanges Paul. GLOBE: A Twenty Year Journey into the Intriguing World of Culture and Leadership[J]. Journal of World Business, 2012, 47(4): 504-518.
- [8]Dholariya Ankita. Leadership Styles in Dyeing and

Printing Industry: With Reference to Jetpur City of Rajkot District[J]. International Journal of Research in Commerce and Management, 2012, 3(8): 147-152.

[9] 刘炳香. 论领导影响力[J]. 理论学刊, 2003, (06): 82-84.

[10] 中国科学院“科技领导力研究”课题组. 领导影响力研究[J]. 领导科学, 2006, (12): 30-32.

[11] Bhattacharya Sen. When, Why, and How Consumers Respond to Social Initiatives[J]. California Management Review, 2004, 47(1): 9-24.

[12] Abigail McWilliams, Donald Siegel. Corporate Social Responsibility: A Theory of the Firm Perspective[J]. The Academy of Management Review, 2001, 26(1): 117-127.

[13] Li, Fetscherin, Alon. Corporate Social Responsibility in Emerging Markets: The Importance of the Governance Environment. Manag IntRev, 2010, (50): 635-654.

[14] 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.

[15] David Waldma. Cultural and Leadership Predictors of Corporate Social Responsibility Values of Top Management: A Globe Study of 15 Countries[J]. Journal of International Business Studies, 2006, (37): 823-837.

[16] Wenjing Li, Ran Zhang. Corporate Social Responsibility, Ownership Structure, and Political Interference: Evidence from China[J]. Journal of Business Ethics, 2010, (96): 631-645.

[17] 李建升, 林巧燕. 企业社会责任、财务绩效运作机理及其适应性[J]. 改革, 2007, (12): 89-94.

[18] 姜志华. 企业高管价值观、组织文化与企业社会责任行为: 基于高阶理论的分析[D]. 浙江大学, 2010: 20-25.

[19] Kevin Groves, Michael LaRocca. An Empirical Study of Leader Ethical Values, Transformational and Transactional Leadership, and Follower Attitudes toward Corporate Social Responsibility[J]. Journal of Business Ethics, 2011, (103): 511-528.

[20] K. G. Jin, R. Drozdenko, S. DeLoughy. The Role of Corporate Value Clusters in Ethics, Social Responsibility and Performance: A Study of Financial Professionals and Implications for the Financial Meltdown[J]. J Bus Ethics, 2012, (109): 251-265.

[21] 薛爽, 肖星. 捐赠: 民营企业强化政治关联的手段[J]. 财经研究, 2011, (11): 102-112.

[22] 高勇强, 何晓斌, 李路路. 民营企业社会身份、经济条件与企业慈善捐赠[J]. 经济研究, 2011, (12): 111-123.

[23] Richard Pearce. Social Responsibility in the Marketplace: Asymmetric Information in Food Labeling[J]. Business Ethics: A European Review, 1999, 8(1): 26-36.

[24] Anne Sibbel. Public Nutrition and the Role of the Food Industry[J]. British Food Journal, 2012, 114(6): 784-797.

[25] 姜启军, 苏勇. 基于社会责任的企业危机管理[J]. 经济管理, 2010, (07): 29-35.

[26] 刘文霞. 食品企业社会责任履行现状调查[J]. 调研世界, 2013, (01): 27-30.

[27] Carroll. The Pyramid of Corporate Social Responsibility: Towards the Moral Management of Organizational Stakeholders[J]. Business Horizons, 1991, (7): 39-48.

[28] Paul C. Godfrey. The Relationship between Corporate Philanthropy and Shareholder Wealth: A Risk Management Perspective[J]. The Academy of Management Review, 2005, 30(4): 777-798.

[29] H. Jo, M. A. Harjoto. The Causal Effect of Corporate Governance on Corporate Social Responsibility[J]. J Bus Ethics, 2012, (106): 53-72.

[30] J·M·伍德里奇. 计量经济学导论: 现代观点[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2003.

(责任编辑: 周杰)

