

竞争异质性、管理者道德认知与企业的生态创新研究

王霞¹, 徐晓东²

(1. 华东师范大学 经济管理学部, 上海 200241; 2. 上海交通大学 安泰经济与管理学院, 上海 200030)

摘要: 我国经济的快速增长带来了严峻的环境问题, 对环境的保护和治理要求企业履行环境责任, 进行生态创新。文章研究发现: 产品市场竞争与管理者道德认知是影响企业生态创新的重要因素。不同性质的市场竞争对生态创新的影响作用存在明显差异, 市场竞争与企业生态创新水平之间呈倒U形的二次曲线关系。管理者道德认知能够促进企业生态创新, 但这一正向促进作用对外部市场竞争情境是条件依存的。当企业具有寡头垄断势力、进行生态创新的意愿不足时, 管理者的道德良心能够驱使企业扩大生态创新的支出; 但是当企业面临(或接近)完全竞争市场, 激烈竞争导致企业内部资源不足时, 管理者道德认知在促进生态创新方面无能为力。这一研究结论能够为政府部门提供决策依据, 有助于引导企业生态创新实践, 对于促进企业清洁生产、保护生态环境具有积极作用。

关键词: 产品市场竞争; 竞争异质性; 管理者道德认知; 生态创新

中图分类号: F275 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2016)04-0052-16

一、引言

生态创新(eco-innovation)是指既能显著降低对环境的影响又能为企业带来商业价值的创新(Fussler和James, 1996)。生态创新提供了达成多赢局面(环境—社会—经济)的可能性(Andersen, 2010), 是应对当前生态环境日益恶化的重要手段。与其他环保策略相比, 生态创新具有双重外部性, 即技术革新的巨大投入与漫长回报、其他市场主体“搭便车”带来的外部性, 以及难以将生态效益转化为经济效益的环境外部性(贾维尔·卡里略-赫莫斯拉等, 2013), 因而难以获得资源配置优先权。因此, 如何有效驱动企业生态创新一直是政府部门、环境保护部门乃至社会各界普遍关注的热点问题, 迫切需要学术界深入讨论生态创新的前置因素, 以便为政策制定提供理论依据。

我国学术界当前对生态创新的研究还处在起步阶段, 所形成的成果极为零星分散, 且研究内容单一, 主要集中于制度因素对生态创新的影响(童昕和陈天鸣, 2007; 王炳成等, 2008; 张钢和张小军, 2014; 曹国等, 2014; 毕克新等, 2014)。但是生态创新的双重外部性决定了其影响因素具有多重性、复杂性和交融性的特点, 因此有必要从经济学与管理学的双重视角出发深入探讨生态创新的前置因素。从经济学的层面来看, 企业作为经济主体, 逐利性

收稿日期: 2016-01-05

基金项目: 教育部人文社科规划基金项目(13YJA630092、15YJA630078)。

作者简介: 王霞(1972-), 女, 黑龙江桦川人, 华东师范大学经济管理学部副教授;

徐晓东(1968-), 男, 安徽桐城人, 上海交通大学安泰经济与管理学院教授, 博士生导师。

是其本质特征。生态创新需要企业付出成本,短期内(甚至中长期)会降低企业的边际利润,使企业在激烈的市场竞争中处于劣势,因此外部市场竞争是企业进行生态创新时不可或缺的考虑因素。目前学术界围绕竞争与创新尤其是与生态创新之间的关系的研究相对较少,而且理论分析与实证研究的发现并不一致(Aghion和Howitt, 1989; Grossman和Helpman, 1991; Geroski, 1995; Blundell等, 1999)。原因在于已有研究大多是检验市场竞争在整体上对创新是促进作用抑或抑制作用。但是市场竞争分为完全竞争、垄断竞争、寡头垄断和完全垄断四种类型,在不同类型的市场上,竞争的性质和特点存在显著差异。因此,结合竞争异质性检验市场竞争对生态创新的作用机理,无疑有助于挖掘企业生态创新的深层次驱动机制,为政府部门引导企业实施生态创新实践提供有针对性的政策建议。

从管理学的层面来看,生态创新作为影响企业发展的重要战略决策,在实践中需要跨学科知识的协调与整合以及对现有运营流程的改进,离不开企业的环境管理部门与其他部门(如研发、市场和生产部门)通力合作。因此,企业管理者对生态创新的态度尤为重要。因为高管的承诺与支持有利于生态创新获得必要的资源配置,满足生态创新对跨职能合作的需要。理论上,管理者良好的道德认知有助于驱动企业生态创新,但是道德认知与决策环境紧密相连(Holland等, 1989; Nelson, 1993; Fleming等, 2011)。企业作为经济主体,时刻置身于市场竞争情境中。生态创新的双重外部性会降低企业的财务绩效(尤其是短期财务绩效),当企业面对的市场竞争情境过于激烈时,管理者往往会陷入两难选择的道德困境之中。因此,只有进一步检验不同性质的市场竞争与管理者道德认知对生态创新的交互效应和调节效应,才更符合公司运营的实践,才能够获取生态创新影响因素更为严谨的经验证据。

基于上述分析,本文选取2008–2013年间中国A股市场406家环保部规定的环境敏感型企业作为研究样本,结合市场竞争类型,探寻市场竞争、管理者道德认知对生态创新的作用机理。选取上述样本的原因在于:自2007年下半年以来,中国国家环境保护部会同中国人民银行、银监会、保监会先后发布了《关于落实环境保护政策法规防范信贷风险的意见》、《关于环境污染责任保险的指导意见》以及《关于加强上市公司环保监管工作的指导意见》,对不符合产业政策和环境违法的企业和项目进行信贷控制,完善和加强上市公司环保核查制度。环保核查意见成为证监会受理企业IPO和再融资申请的必备条件之一。这意味着冶金、化工、石化、煤炭、火电、建材、造纸、酿造、制药、发酵、纺织、制革和采矿业等环境敏感型行业的上市公司将受到更严格的环境监控,因而也更有动机进行生态创新。通过对上述样本的研究发现:产品市场竞争是影响企业生态创新的重要因素,不同性质的市场竞争对生态创新的影响作用存在显著差异,市场竞争程度与企业生态创新水平之间呈倒U形的二次曲线关系。管理者道德认知能够促进企业生态创新,但这一正向促进作用对外部市场竞争情境是条件依存的。当企业具有寡头垄断势力、进行生态创新的意愿不足时,管理者的道德良心能够驱使企业扩大生态创新的支出;但是当企业面临(或接近)完全竞争市场,激烈竞争导致企业内部资源不足时,管理者道德认知在促进生态创新方面无能为力。

本文具有重要的理论贡献与实践意义。在理论层面,本文从经济学与管理学的双重视角出发探讨了市场竞争属性与管理者道德认知对生态创新的影响,以及二者作用于生态创新的交互效应和调节效应,在内容上拓展了产品市场竞争、管理者特征与生态创新领域的研究视野,丰富了上述领域的研究文献。在研究方法上,本文采用大样本的公开数据,能够有效克服前期文献中普遍采用的问卷调查法和案例研究法带来的主观性和个体性缺陷,保

证了研究结论的严谨性和普适性。在实践层面,本文勾勒出环保部规定的环境敏感型企业2008-2013年六年间的生态创新的全貌,这在国内研究中尚属首例。这一统计结果有助于政府监管部门及其他利益相关者了解与把握我国重污染企业生态创新的进展状况,为政府部门的环境监管与其他利益相关者的投资决策提供经验证据。更为重要的是,本文深入挖掘了不同性质的市场竞争与管理者道德认知对企业生态创新实践的作用机理,研究发现能够为政府部门引导企业生态创新实践的路径安排提供决策依据,对于促进企业健康可持续发展、保护生态环境具有积极作用。

二、文献回顾和研究假说

微观经济学中将市场竞争的类型分为四种:完全竞争、垄断竞争、寡头垄断和完全垄断。不同类型的竞争的性质和特征迥异。其中,完全垄断市场是一种极为特殊且罕见的市场类型,主要适用于一些公用事业。本文选取的环境敏感型企业主要分布在纺织、造纸、印刷、石油、化学、金属、非金属等行业,不属于完全垄断的市场类型,因而完全垄断不纳入本文的研究范围。在寡头垄断、垄断竞争和完全竞争三种状态下,市场竞争的充分程度依次递增。目前国内外探讨市场竞争对企业生态创新的影响的文献相对较少,已有的研究多是检验了广义层次上的企业创新与市场竞争之间的关系,但是经济理论和经验证据的发现并不一致。产业组织理论预期企业创新随着产品市场的竞争程度递减(Aghion和Howitt, 1989; Grossman和Helpman, 1991),但经验研究却发现两者之间呈现递增关系(Geroski, 1995; Blundell等, 1999)。Howitt等(2005)的理论模型与实证检验发现产品市场竞争与企业创新之间呈现出强烈的倒U形关系。其研究显示,对于落后企业,虽然竞争不鼓励其创新,但竞争鼓励并驾齐驱的企业(neck-and-neck firms)进行创新;领导者与追随者之间的平均技术差距随着竞争程度的提高而增大;行业中并驾齐驱的企业越多,倒U形就越陡。

此外,早期学者的研究认为,产品市场竞争通过降低实物期权的等待价值(Grenadier, 2010; Bulan等, 2009)和抑制过度投资(Giroud和Mueller, 2011)影响企业的投资行为。其原因在于,不同的市场竞争结构导致企业决策所面临的成本与价值不同,必然会促使企业做出不同的投资决策。我们认为,生态创新作为企业重要的投资决策,也面临成本与收益的问题,因此必然受到外部市场竞争情境的影响,但是二者之间的关系是非线性的。当企业处于寡头垄断市场时,由于企业已经确定它的市场领导者地位,其运营机制和体系已经成熟或者稳定,此时企业具有相当程度的市场定价权,其声誉损失的机会成本变小,在政府环境管制中的讨价还价能力增强,因而企业进行生态创新的激励不足,生态创新的水平较低。当企业所处的市场为垄断竞争市场时,企业虽然拥有一定的市场势力,具有品牌和科技优势,但是众多竞争对手的存在使得竞争异常激烈,企业需要将大量的人力和资本用于创新,以保持竞争优势和市场势力;而且企业声誉损失的机会成本会变大,也更容易受到政府环境管制的影响,企业进行生态创新的激励较强,生态创新的程度较高。当企业面临完全竞争市场时,竞争对手众多而无法获得超额利润。依据资源基础理论,企业战略开发和成败的关键因素是企业的资源和能力,而非环境,企业战略、结构和核心能力等内部特征直接影响企业的创新选择(Fagerberg等, 2005)。所以,在内部资源和能力不足的情况下,企业可能不愿或不能进行生态创新,生态创新的水平下降。综合上述分析,在此提出假说1。

H1: 市场竞争的充分或激烈程度与企业的生态创新水平呈倒U形的二次曲线关系。

个体层次的企业生态创新影响因素是除制度/环境层次的影响因素、组织层次的影响因素外,近年来兴起的一个研究领域(彭雪蓉和黄学,2013),其主要的理论基础是高层梯队理论(Hambrick和Mason,1984)。依据高层梯队理论,管理者既有的认知结构和价值观决定了其对相关信息的解释力,进而影响企业的战略选择和行为。基于高层梯队理论的经验研究结果一致认为,管理者的教育背景、经历、信仰、年龄、性别等人口统计特征影响其社会伦理与道德观念,最终体现在公司的各项决策与行为当中(Burgess和Tharenou,2002;Forte,2004;Cacioppe等,2008;Bamber等,2011)。

道德认知(moral knowing)是对道德知识、道德问题和道德情景所进行的积极觉识、判断和推理(郑航,2002),就其实质而言,应该是主体对社会道德现象的认识、知觉、体会、理解和把握(窦炎国,2004)。企业的环境伦理文化、环保意识以及社会责任感都能在一定程度上体现管理者的道德认知水平,最终反映在企业环境责任的履行上。Ramus和Steger(2000)、Eiadat等(2008)的研究表明,高管承诺与支持有利于激发员工生态创新的创造力和调动员工生态创新的积极性,进而有助于提升整个企业的生态创新水平。Gadenne等(2009)的分析也认为,高管的一般环保意识越强,越可能出于责任感推动生态创新以降低企业对环境的负面影响。Chang(2011)的研究认为环境伦理能激发企业采取前瞻性环保战略,从而促进生态创新。Chen等(2012)的研究也发现,企业的环保文化对企业前瞻性和响应性绿色创新均产生显著的正向影响。但是也有学者的研究没有发现企业的伦理与道德观念能够驱动企业生态创新,如Demirel和Kesidou(2012)、Chou等(2011)。

虽然西方文献就管理者道德认知与生态创新之间的关系没有一致的研究结论,但是,与西方企业股权高度分散、职业经理人掌握经营权的情况不同,中国上市公司一直以来都是股权高度集中,管理者通常就是企业的大股东或大股东的代言人,其他股东对企业的战略决策较少有(几乎没有)发言权,管理者在制订战略决策时受到来自其他股东的掣肘较少,其决策的权威性较高,因而在考虑生态创新战略时更有能力遵照道德认知的驱使。此外,近年来中国政府加大了环境规制的力度,中共十八大会议明确提出“把生态文明建设放在突出地位”;与此同时,社会公众的环保意识也逐渐提高。时代背景无疑会增强管理者道德认知对生态创新的促进作用。综合上述两方面的原因,我们认为,企业管理者的道德认知能够推动企业生态创新,在此提出待检验的假说2。

H2: 企业的生态创新水平与管理者的道德认知成正相关关系,管理者的道德认知越好,企业的生态创新水平越高。

假说1中我们的分析认为,竞争过于激烈和垄断势力过强都会弱化企业生态创新的积极性,那么,当外部竞争情境与管理者道德认知交互作用于企业的生态创新时会是怎样的结果?竞争过于激烈不利于生态创新的主要原因在于资源约束。依据资源基础理论,企业的资源和能力是影响企业战略开发成败的关键因素(Fagerberg等,2005)。在资源紧缺的情况下,即使是最具前瞻性的企业在选择投资项目时,也很可能首先排除掉环保项目(Rothenberg,2003)。因为在生态创新上进行投资并不能立即增强企业的生产能力,会被认为是一种“奢侈”的行为。国内学者张钢和张小军(2014)的研究也认同这一点。所以当企业处在竞争激烈的市场情境中(处于或接近完全竞争市场),企业很难获得(几乎完全没有)超

额利润,必然存在内部资源不足和融资约束问题,在这种情境下,即便是具有高度道德认知的管理者,也会因为资源限制而不得不克制生态创新的意愿。相反,在竞争程度较低的市场情境中(处于或接近寡头垄断市场),企业垄断势力较强,能够获取超额利润,具备进行生态创新的冗余资源。但是此时企业已经确定它的市场领导者地位,运营机制和体系已经成熟或者稳定,声誉损失的机会成本变小;而且企业的规模较大,在政府环境管制中的讨价还价能力增强,因而垄断势力致使企业生态创新的外部压力不足。在这种情境下,道德认知程度高的管理者能够利用手中的冗余资源,抵御垄断势力对生态创新的弱化效应,促进企业对生态创新的投入。基于上述分析,在此提出待检验的假说3。

H3: 竞争过于激烈的市场情境对管理者道德认知与生态创新之间的关系产生了抑制效应;相反,在企业具有较强的垄断市场势力时,管理者的道德认知对生态创新的正向影响将得到增强。

在实证检验的过程中,假说1得到支持是进一步检验假说3的前提条件。如果我们的数据中没有发现市场竞争与生态创新之间存在倒U形的二次曲线关系,假说3不予检验。如果假说1得到支持,表明垄断竞争的市场情境能够激励企业生态创新,因此不再检验该种情境与管理者道德认知对生态创新的交互影响。

三、研究设计

如前所述,本文选取2008年以前上市、环保部规定的全部环境敏感型A股上市公司作为研究样本,去除数据缺失的企业,共得到406家样本公司,观察期间为2008年至2013年。本文使用的生态创新数据和管理者道德认知数据通过逐家阅读公司年报手工搜集得到;行业数据来自《工业企业数据库》;其他变量数据均来源于CSMAR数据库。

1. 被解释变量

本文的被解释变量为企业的生态创新水平 Z_{Gt} 。在过往的研究中,多用单一的研发支出或专利数量来测度企业的创新水平(Howitt等,2005),然而,生态创新作为一种新的创新模式,仅从研发投入和专利数量来测度是不够的。此外,前期文献对生态创新的测度,通常采用调查问卷的方式进行。由于我们的样本量较大,并且时间连续,采用静态的调查问卷方式显然不合适,而且问卷调查的准确性很大程度上取决于问卷设计的合理性和被调查者的主观意愿,因而具有一定的主观性。为了解决上述问题,我们运用判别分析法对企业的生态创新水平进行测度,该方法可以从多个维度将能表征企业生态创新的重要因素都糅合进来,包括研发投入、研发产出、环境认证ISO14001等,具体使用的变量见表1。

根据表1的变量,构建了如下判别模型:

$$GI = \beta_1 RDEx + \beta_2 Labor + \beta_3 NP + \beta_4 Patent + \beta_5 Award + \beta_6 ISO14001 + \beta_7 MI + \epsilon \quad (1)$$

根据上述模型,计算得到企业生态创新水平 Z_{Gt} 的值。

2. 解释变量

(1) 市场竞争(Comp)。借鉴早期研究成果(Howitt等,2005),本文采用行业集中度指数和边际价格成本两个变量来度量样本企业所处行业的市场竞争状况,分别记为HHI和PCM。其中HHI是行业中各个企业的市场份额的平方和,用以测度该行业的产业集中度。计算公式为: $HHI_{jt} = \sum_{i=1}^{N_j} s_{ijt}^2$, 式中, s_{ijt} 是j行业的i公司在第t年的市场份额,用i公司的营业收入除以该行

表1 生态创新水平判别模型评价框架

变量名称	变量定义	数据来源
GI	哑变量,如果企业当年在社会责任公告或环境公告中披露了生态创新的信息,取值为1;否则为0	公司社会责任报告或环境公告
RDEx	研发支出,用公司当年研发支出的对数表示	公司年报中“董事会报告”章节“研发支出”一栏
Labor	人力资本,用公司当年技术研发人数的对数表示	公司年报中“董事、监事、高级管理人员及员工情况”章节
NP	新技术项目数,用公司当年开展新项目的个数表示	公司年报中“董事会报告”章节中“募集/非募集资金投资重大项目情况”一栏或企业社会责任公告中“环境保护与可持续发展”章节
Patent	专利数,用公司当年申请的专利数量表示	公司年报中“董事会报告”章节“技术研发及自主创新情况”一栏或国家知识产权局专利检索系统
Award	获奖数量,用公司当年在生态创新方面的获奖数量表示	企业社会责任报告或可持续发展报告“环境保护与可持续发展”章节或公司年报董事会报告“自主创新情况及节能环保情况”章节
ISO14001	环境认证,哑变量,企业当年获得环境认证取值为1;否则取值为0	公司年报中“董事会报告”章节中“社会责任履行情况”一栏或企业社会责任报告
MI	管理创新,哑变量,企业当年有管理体系或制度创新,取值为1;否则为0	企业社会责任报告中“环境保护与可持续发展”章节

业所有企业的营业收入总额来测度。 N_j 指j行业的企业数量。通常来说HHI值越接近1,市场越垄断,HHI值越接近0,市场竞争越充分。边际价格成本PCM是利用各企业的边际价格成本来计算整个行业的盈利水平,以反映整个行业的产品市场竞争情况。PCM的计算公式为: $PCM_{jt} = 1 - \frac{1}{N_{jt}} \sum_{i \in j} li_{it}$ 。其中,i代表企业,j代表行业,t代表时间, N_{jt} 是行业j在第t年的企业个数, li_{it} 是各企业的边际价格成本,用企业当年的营业利润与资本成本之差除以营业收入计算得到。如果 PCM_{jt} 接近于1,表示价格接近边际成本,企业面临完全竞争;如果 PCM_{jt} 小于1,则表明企业具有某种程度的市场势力。

(2)竞争异质性(D_c)。 D_c 是代表竞争异质性的哑变量,分别由 D_{c1} 和 D_{c2} 代替。 D_{c1} 表示如果企业处于(或接近)寡头垄断市场,取值1,否则为0。 D_{c2} 表示如果企业处于(或接近)完全竞争市场,取值1,否则为0。

(3)管理者道德认知(MC)。道德认知是一个很难度量的变量。早期研究普遍采用问卷调查的方法,通过设计道德两难情境故事让被试者在自己的反应中“投射”内心的观念,反映出个体的道德认知水平(Davis和Welton, 1991; Cohen等, 2001),因而只应用于实验研究。毫无疑问,大样本的实证研究无法采用该方法。早期的研究表明,慈善捐赠可能基于管理者对社会责任承诺(张建君, 2013),是企业履行社会责任的一种手段(Seifert, 2004),企业的公益性捐赠能够在一定程度上反映高管的道德观念。由于前期文献研究认为高管年龄、性别、教育背景和经历等人口统计特征显著影响其伦理与道德观(Forte, 2004; Cacioppe等, 2007; Bamber等, 2011),因此我们选取上述人口统计特征作为解释变量,以企业当年是否进行公益性捐赠为被解释变量,构建判别分析回归模型计算得出各企业的管理者道德认知的替代变量 MC_{i1} 。限于篇幅,本文没有列示计算 MC_{i1} 的判别分析模型。此外,由于有研究显示,高管会为了获得私人收益而捐赠公司资产(贾明和张喆, 2010)。为保证结果的稳健性,本文又选取了高管参加社会公益活动作为管理者道德认知的替代变量 MC_{i2} 。如果企业高管当年有出席社区服务、环保节能、教育助学、扶贫救灾、心理健康、慈善以及高管个人名义的公益捐赠等社区公益活动,取值为1,否则为0。由于上述活动需要管理者付出时间、金钱及精力,能够很好地反映管理者的道德价值观,因此可以作为管理者道德认知的替代变量。

3. 控制变量

本文的控制变量包括股权性质、股权集中度、两权分离度、公司规模、财务杠杆、成长机会以及行业及年度的固定影响,具体变量定义见表2。

表2 变量定义

变量类型	变量名称	变量释义	
被解释变量	Z_{GI}	企业生态创新水平,连续变量,以判别分析模型计算得出	
解释变量	市场竞争	Comp	市场竞争变量,分别以HHI和PCM替代
		HHI	行业集中度指数,即行业中各个企业的市场份额的平方和,用以测度该行业的产业集中度。HHI值越接近1,市场越垄断;HHI值越接近0,市场竞争越充分
		PCM	边际价格成本,如果PCM _i 接近于1,表示价格接近边际成本,企业面临完全竞争;如果PCM _i 小于1,则表明企业具有某种程度的市场势力
	管理者道德认知	D _c	代表竞争异质性的哑变量,分别由D _{c1} 和D _{c2} 代替。D _{c1} 表示如果企业处于(或接近)寡头垄断市场,取值1,否则为0。D _{c2} 表示如果企业处于(或接近)完全竞争市场,取值1,否则为0
		MC	代表管理者道德认知,分别以MC ₁ 和MC ₂ 替代
		MC ₁	管理者道德认知,连续变量,以判别分析模型计算得出
		MC ₂	管理者道德认知,哑变量,如果高管当年有出席社区服务、环保节能、教育助学、扶贫救灾、心理健康、慈善以及高管个人名义的公益捐赠等社区公益活动,取值为1,否则为0
控制变量	State	股权性质哑变量,用以控制政府通过所有权对企业生态创新的可能影响。如果最终控制人为国家股权,该变量取值为1;否则,取值为0	
	LSH	第一大股东持股比例,以控制第一大股东对企业生态创新的可能影响	
	Disparity	两权分离度,用控股股东控制权与现金流量权的差额计算得到,以控制代理问题对企业生态创新的可能影响	
	Tobin's Q	资产的市场价值与其重置成本的比率,用以控制企业的市场价值和投资机会对生态创新决策的影响	
	Leverage	用公司年末的资产负债率进行衡量,用以控制公司的财务风险、来自债权人的压力和可能面临的融资约束状况对生态创新决策的影响	
	Size	年末总资产的自然对数,用以控制企业规模对生态创新的影响	
	Fixed effects	年度和行业的固定影响哑变量,用以控制年度及行业固定效应	

本文设计了如下回归模型用以检验研究假说:

$$Z_{GI} = \beta_0 + \beta_1 Comp + \beta_2 Comp^2 + \beta_3 State + \beta_4 LSH + \beta_5 Disparity + \beta_6 Tobin's Q + \beta_7 Size + \beta_8 Leverage + Fixed Effects + \varepsilon \quad (2)$$

模型(2)用以检验假说1,在回归时,依次以行业集中度指数HHI、边际价格成本PCM两个变量来替代Comp。

$$Z_{GI} = \beta_0 + \beta_1 MC + \beta_2 State + \beta_3 LSH + \beta_4 Disparity + \beta_5 Tobin's Q + \beta_6 Size + \beta_7 Leverage + Fixed Effects + \varepsilon \quad (3)$$

模型(3)用以检验假说2。MC为管理者道德认知代理变量,回归时分别用MC₁、MC₂代替。

$$Z_{GI} = \beta_0 + \beta_1 MC + \beta_2 D_c + \beta_3 MC \times D_c + \beta_4 State + \beta_5 LSH + \beta_6 Disparity + \beta_7 Tobin's Q + \beta_8 Size + \beta_9 Leverage + Fixed Effects + \varepsilon \quad (4)$$

模型(4)用以检验假说3。D_c是代表竞争异质性的哑变量,回归时用D_{c1}、D_{c2}代替。

四、实证研究

表3给出了生态创新水平的判别分析结果。Panel A报告了判别模型各变量的描述性统计。其中,GI的均值是0.177,这表明在2008-2013年间,平均17.7%的样本企业披露进行了各种形式的生态创新;样本企业的研发支出RDEx的均值为6.651,表明样本企业在观察期间平

均年研发支出67,187,431元;中值为0,表明大部分样本企业均未在年报中披露其研发水平(或研发支出为0)。研发人数Labor平均为5.168,相当于每个样本企业平均有620个研发人员;Labor的中值5.491大于均值,表明大部分样本企业的研发人数均超过了均值620人。样本企业平均每年研发的新产品数NP为1.091;平均每年申请的专利Patent为0.980;平均每年生态创新的获奖数目Award为0.190;平均0.239的样本企业获得了ISO14001环境认证;但样本企业中实行生态管理创新的比例MI很低,仅为1.3%。Panel B给出了判别分析的回归结果。Panel B表明,模型在总体上具有很好的显著性,各解释变量系数至少在5%的水平上统计显著。得出判别模型之后,我们据此对企业生态创新的多维代理变量 Z_{GI} 进行估算,得出的 Z_{GI} 的描述性统计结果见表4。

表3 企业生态创新水平的判别分析

Panel A: 各生态创新变量的描述性统计						
变量	N	均值	标准差	中值	最小值	最大值
GI	2436	0.177	0.388	0.000	0.000	1.000
RDEx	2436	6.651	8.420	0.000	0.000	23.244
Labor	2436	5.168	1.943	5.491	0.000	11.668
NP	2436	1.091	2.332	0.000	0.000	30.000
Patent	2436	0.980	6.708	0.000	0.000	157.000
Award	2436	0.190	0.805	0.000	0.000	11.000
ISO14001	2436	0.239	0.426	0.000	0.000	1.000
MI	2436	0.013	0.096	0.000	0.000	1.000

Panel B: Z_{GI} 判别分析		
变量	回归系数	Sig.
RDEx	0.029***	0.000
Labor	0.013**	0.017
NP	0.089***	0.000
Patent	0.001**	0.025
Award	0.293***	0.000
ISO14001	1.807***	0.000
MI	2.815***	0.000
常数项	-0.871***	0.000
Wilks' Lambda	0.866	
F值	293.53***	

注:变量定义见表2。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上(双侧)统计显著。下同。

限于篇幅,本文没有列示管理者道德认知变量(MC_1)的判别分析计算过程。

表4给出了各变量的描述性统计结果。其中, Z_{GI} 是根据判别模型计算出的代表企业生态创新水平的变量值。在406家样本公司6年总计2436个样本观察值中,生态创新的平均估算值 Z_{GI} 为0.293,中值仅为0.120,这表明我国环境敏感性企业的生态创新水平在整体上不高;标准差较大表明各企业间的生态创新水平差异较大。 MC_1 是通过判别分析模型计算得出的管理者道德认知的替代变量,该值越大表明管理者的道德认知水平越高。表4中, MC_1 的均值是36.185,中位数为36.433,最小值为9.851,最大值为52.062,这说明不同企业间的高管道德认知

程度差别很大。 MC_2 的平均值为0.220,表明平均每年有22%的企业高管参加了各类公益活动;但是中值为0,说明更多的企业高管没有参加社会公益活动的经历。表4中,代表市场竞争程度的HHI的均值为0.113,标准差较小。通常来说HHI值越接近1,市场越垄断,HHI值越接近0,市场竞争越充分。这说明在平均水平上,环境敏感型企业的市场竞争比较充分。但是,HHI最大值大于0.6的事实表明,在某些行业,其市场集中度是比较高的,这些行业的企业具有一定的市场势力。PCM的均值为1.321,中值为1.024,这一结果反映出来的涵义与HHI相符,再次证明环境敏感型企业所处的市场整体上竞争都比较充分。同样,PCM的最小值为0.620,表明部分行业的企业具有一定的市场势力。

表4 变量的描述性统计

变量	N	均值	标准差	中值	最小值	最大值
Z_{Gt}	2436	0.293	1.311	0.120	0.871	5.719
MC_1	2436	36.185	5.742	36.433	9.851	52.062
MC_2	2436	0.220	0.414	0.000	0.000	1.000
HHI	2436	0.113	0.128	0.088	0.017	0.605
PCM	2436	1.321	0.891	1.024	0.620	15.248
State	2436	0.071	0.247	0.000	0.000	1.000
LSH	2436	0.395	0.164	0.384	0.021	0.842
Disparity	2436	0.055	0.084	0.000	0.000	0.452
Size	2436	22.174	1.429	22.000	18.666	28.405
Leverage	2436	0.518	0.195	0.540	0.007	1.867
Tobin's Q	2436	1.857	1.332	1.402	0.474	14.383

控制变量中,国有股权变量State的均值为0.071,中值为0,表明环境敏感型企业的最终控制人大多为非国有股权。纺织及服饰行业、化学纤维制造业、食品加工业等轻工业中民营企业占主导,而黑色及有色金属采选业、石油及天然气开采业等传统的资源型行业仍为国有垄断。股权集中度变量LSH的均值为0.395,中值为0.384,说明环境敏感型企业同样存在着“一股独大”现象。两权分离度变量Disparity的均值为0.055,中值为0,表明环境敏感型企业的两权分离情况相对较小,代理问题不是很严重。样本企业的财务杠杆普遍较高(Leverage的均值是0.518,中位数为0.540)。

1. 市场竞争与企业生态创新水平的回归分析

模型(2)的回归结果见表5。第I列和第II列中,市场竞争Comp以HHI表示;第III列和第IV列中,市场竞争Comp以PCM表示。我们首先没有加入Comp的二次项,以检验市场竞争在整体上对生态创新是促进作用还是抑制作用,结果见第I列和第III列。在第I列中,HHI的系数为负并且在10%的水平上边际显著;在第III列中,PCM的回归系数在1%的水平上显著为正。由于HHI值越小(PCM则是值越大)代表市场竞争越充分,因此上述结果一致表明市场竞争越充分,企业的生态创新水平越高。我们在前文估算HHI等值时,发现环境敏感型企业平均面临的竞争都比较充分,在该种状态下,如果企业无法在产品、技术、科技等关键方面相对于竞争对手取得优势,选择生态创新不仅有利于企业通过政府的环境管制,获得政府的产业政策支持,也容易引起投资者以及利益相关者的更多关注,给投资者一种企业具

有强烈社会责任感的形象,帮助企业获得市场声誉。因而市场竞争对生态创新整体上存在正向促进作用。

表5 市场竞争与企业生态创新水平的回归分析

变量	Comp=HHI		Comp=PCM	
	I	II	III	IV
Comp	-1.069 [*] (-1.77)	-1.647 ^{***} (-3.45)	1.409 ^{***} (2.64)	2.363 ^{**} (2.36)
Comp ²		2.297 ^{***} (3.58)		-3.388 ^{**} (-2.12)
State	-0.246 ^{**} (-2.51)	-0.256 ^{***} (-2.62)	-0.243 ^{**} (-2.48)	-0.242 ^{**} (-2.47)
LSH	0.002(1.59)	0.003 [*] (1.78)	0.002(1.53)	0.003(1.61)
Disparity	-0.008 ^{***} (-2.62)	-0.007 ^{**} (-2.57)	-0.007 ^{**} (-2.52)	-0.007 ^{**} (-2.53)
Tobin's Q	-0.002(-0.08)	-0.003(-0.13)	-0.013(-0.63)	-0.015(-0.71)
Size	0.051 ^{**} (2.52)	0.060 ^{**} (2.98)	0.038 [*] (1.85)	0.041 ^{**} (2.00)
Leverage	0.110(0.81)	0.118(0.87)	0.032(0.23)	0.026(0.19)
常数项	-1.201 ^{***} (-2.75)	-1.314 ^{***} (-3.01)	-1.037 ^{**} (-2.36)	-1.165 ^{**} (-2.57)
Fixed effects	控制	控制	控制	控制
Adj.R ²	0.131	0.136	0.134	0.134
F值	6.72 ^{***}	7.27 ^{***}	7.36 ^{***}	6.86 ^{***}
观察值	2436	2436	2436	2436

注:变量定义见表2;括号中的为t值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上(双侧)统计显著。下同。

第II列和第IV列中,我们加入了Comp的平方项,以检验市场竞争与生态创新之间是否存在二次曲线关系。结果发现,Comp的符号没有发生变化,Comp²的回归系数分别在1%和5%的水平上统计显著。可见在分别采用两个衡量市场竞争程度的替代变量的回归结果中,都一致支持市场竞争与企业生态创新水平之间存在倒U形的二次曲线关系。这一结果表明对于环境敏感型企业,市场竞争在整体上有利于企业生态创新,但是不同性质的市场竞争对生态创新的促进作用存在差异。当企业处于寡头垄断市场、具有相当程度的市场定价权时,通过生态创新赢得市场声誉的动机不足。在垄断竞争市场的市场环境中,企业对价格有少许控制权和 market 势力,外部竞争较为激烈,企业可能希望通过履行环境责任树立市场声誉,生态创新的程度提高。但是当市场竞争的激烈程度进一步加强,接近或已进入完全竞争状态时,企业一般规模较小,容易逃避政府的环境管制,同时因赢利能力不足而缺少进行生态创新所需要的资源,生态创新水平反而下降。因而市场竞争与生态创新之间呈现倒U形的二次曲线关系,假说1得到支持。从控制变量上看,最终控制人为国家股权(State)的公司以及两权分离度(Disparity)大的公司,生态创新的程度较低;规模(Size)大的公司进行生态创新的程度较高;大股东股权(LSH)对企业生态创新的激励具有不稳定性。Tobin's Q与Leverage对生态创新不具有显著影响。

2. 管理者道德认知与企业生态创新水平的回归分析

表6是模型(3)的回归结果。从中可见,检测变量MC₁、MC₂的回归系数分别为0.200和0.454,并且在5%的水平上具有统计显著性,表明MC₁、MC₂是Z_{GI}的增函数。这表明管理者道德认知水平越高,企业的生态创新水平也越高,假说2得到了经验数据的支持。从表6的结果还可以看出,在没有考虑市场竞争的情况下,一些在表5中不显著或不稳定的控制变量在表6中变得统计显著。表现为:大股东股权(LSH)和财务杠杆(Leverage)的符号显著为正,两权

分离度(Disparity)的符号显著为负。这说明股权越集中的公司和资产负债率高的公司,生态创新程度高;代理问题越严重的公司,生态创新支出越少。财务杠杆越高的公司生态创新的支出越多,其原因可能在于生态创新需要大量的资本投入,企业为筹集生态创新的资金不得不大量举债,而且生态创新是一个连续的过程,因而Leverage的符号显著为正。

表6 管理者道德认知与企业绿色创新水平的回归分析

变量	MC=MC ₁	MC=MC ₂
MC	0.200 ^{**} (1.98)	0.454 ^{**} (2.20)
State	-0.211 ^{***} (-2.61)	-0.209 [*] (-2.45)
LSH	0.003 ^{**} (2.18)	0.002 ^{**} (2.13)
Disparity	-0.007 [*] (-1.67)	-0.007 [*] (-1.62)
Tobin's Q	0.007(0.14)	0.006(0.13)
Size	0.952 ^{***} (19.77)	0.958 ^{***} (21.84)
Leverage	0.260 [*] (1.77)	0.261 ^{**} (2.03)
常数项	-6.424 ^{***} (-5.85)	-6.382 ^{***} (-6.26)
Fixed effects	控制	控制
Adj.R ²	0.492	0.495
F值	141.28 ^{***}	143.29 ^{***}
观察值	2436	2436

3. 竞争异质性、管理者道德认知对企业生态创新的交互影响

由于前面的检验已经发现市场竞争与生态创新之间存在倒U形的二次曲线关系,表明不同性质的竞争环境对生态创新的促进作用不同。因此,模型3中设置了不同市场竞争类型的哑变量D_{c1}和D_{c2}。D_{c1}表示如果企业处于(或接近)寡头垄断市场,取值1,否则为0。D_{c2}表示如果企业处于(或接近)完全竞争市场,取值1,否则为0。根据SAS统计软件中散点图的检测技术,通过观察数据的分布,我们发现大致在HHI=0.052和HHI=0.135(PCM是0.950和1.227)时企业的生态创新水平出现拐点。在HHI > 0.135(PCM < 0.950)的区域,企业的生态创新水平较低,而且在该区域的企业,自由现金流普遍较高,绝大部分钢铁、石化、电力、采矿、煤炭企业落到了该区域。因此将HHI > 0.135(PCM < 0.950)的区域界定为寡头垄断市场,D_{c1}取值1。在HHI < 0.052(PCM > 1.227)的区域,企业的生态创新水平明显下降,而且在该区域的企业,自由现金流基本为负,绝大部分食品、饮料、纺织企业落到了该区域,部分制药企业也落在该区域。因此,将当HHI < 0.052(PCM > 1.227)的区域界定为完全竞争市场,D_{c2}取值1。中间部分即为垄断竞争市场。

模型(4)的回归结果见表7。表7的结果显示,代表管理者道德认知的变量MC₁和MC₂系数在所有的回归结果中都显著为正,再次验证管理者道德认知对生态创新的促进作用。寡头垄断市场的替代变量D_{c1}的回归系数至少在10%的水平上显著为负,第II列中该变量系数的显著程度达到了1%。用来测度市场竞争与管理者道德认知对生态创新关系交互影响的变量MC×D_{c1}的系数都在5%或10%的水平上显著为正,表明在具有寡头垄断势力的企业普遍不愿意进行生态创新的情况下,管理者的道德认知对生态创新的正向影响得到增强。表7中,代表完全竞争市场的变量D_{c2}的回归系数都显著为负,当市场竞争以HHI代表时,D_{c2}×MC的回归系数在10%的水平上显著为负;当市场竞争以PCM代表时,D_{c2}×MC的回归系

数不显著为负。这一结果表明当企业处于(或接近)完全竞争市场时,生态创新的水平下降,管理者道德认知无法改变竞争过于激烈的市场情境对生态创新产生的抑制效应。可能原因在于,当企业盈利不佳、缺少自由现金流时,高管受到的掣肘较多,高管即便想进行生态创新也是有心无力;或者激烈竞争本身使企业未来的不确定性风险增加,弱化有道德良知的管理者将资本配置于生态创新的决心。假说3得到支持。

表7 竞争异质性、管理者道德认知对企业生态创新的交互分析

变量	MC=MC ₁		MC=MC ₂	
	I(D _c =HHI)	II(D _c =PCM)	IV(D _c =HHI)	V(D _c =PCM)
MC	1.108 ^{**} (2.13)	1.084 ^{**} (2.07)	0.451 ^{***} (2.39)	0.473 ^{***} (2.43)
D _{c1}	-2.035 ^{**} (-2.09)	-2.960 ^{***} (-3.02)	-0.251 [*] (-1.93)	-0.237 [*] (-1.71)
MC×D _{c1}	2.494 ^{**} (2.53)	2.765 ^{**} (2.51)	0.703 [*] (1.80)	0.714 [*] (1.82)
D _{c2}	-1.340 [*] (-1.65)	-1.375 (-1.72)	-1.273 [*] (-1.89)	-1.254 (-1.73)
MC×D _{c2}	-0.145 [*] (-1.68)	-0.163 (-1.56)	-0.217 [*] (-1.76)	-1.096 (-1.14)
State	-0.191 (-1.48)	-0.190 (-1.47)	-0.204 (-1.52)	-0.201 [*] (-1.64)
LSH	0.002 (1.53)	0.003 (1.61)	0.003 (1.28)	0.003 (1.27)
Disparity	-0.011 [*] (-1.82)	-0.011 [*] (-1.83)	-0.012 [*] (-1.92)	-0.011 [*] (-1.87)
Tobin's Q	0.005 (0.75)	0.005 (0.70)	0.005 (0.75)	0.006 (0.85)
Size	1.217 ^{***} (10.39)	1.187 ^{***} (10.04)	1.207 ^{***} (10.26)	1.233 ^{***} (10.33)
Leverage	0.909 [*] (1.70)	1.001 ^{**} (2.03)	0.883 [*] (1.65)	1.005 [*] (1.85)
常数项	-21.325 ^{**} (-8.25)	-22.100 ^{***} (-8.17)	-20.729 ^{***} (-8.00)	-22.719 ^{***} (-8.41)
Fixed effects	控制	控制	控制	控制
Adj.R ²	0.073	0.063	0.066	0.059
F值	20.12 ^{***}	16.72 ^{***}	20.98 ^{***}	18.92 ^{***}
观察值	2436	2436	2436	2436

表7中控制变量的回归符号与表5、表6基本没有变化,只是个别变量的显著性水平发生改变。表7的结果依然显示,国家股权(State)和代理问题(Disparity)对生态创新是负向影响,财务杠杆(Leverage)、企业规模(Size)、股权集中(LSH)以及成长机会(Tobin's Q)对生态创新都有促进作用。

本文还进行了一些稳健性测试,如从表1中选取最能反映企业生态水平的四个变量:GI(企业当年是否披露了生态创新信息)、Award(企业当年在生态创新方面的获奖数量)、ISO14001(企业获得环境认证)、MI(企业管理创新或制度创新)替换被解释变量Z_{GI},回归结果中个别变量的显著程度有所下降,但总体结论不变。囿于篇幅,本文没有报告上述结果。

五、结论与启示

目前各国政府积极推动的环保举措虽然很多,但是生态创新是环境治理的本源。只有越来越多的企业生产环保节能型产品,才能控制环境污染的源头,节能减排的目标就会顺理成章地实现。因而生态创新提供了达成多赢局面(环境—社会—经济)的可能性(Andersen, 2010),研究企业生态创新的影响因素无疑具有重要理论意义与实践价值。本文从经济学与管理学的双重视角出发,研究了市场竞争与管理者道德认知作用于企业生态创新的内在机理。结果表明:我国环境敏感型企业的生态创新水平整体上不高,各企业间的生

态创新水平差异较大。企业的生态创新水平受到来自外部的产品市场竞争的影响,生态创新与市场竞争在整体上呈正相关关系。进一步的研究发现,不同性质的市场竞争对生态创新的影响作用存在差异,市场竞争的激烈程度与企业生态创新水平之间呈倒U形的二次曲线关系。管理者道德认知对生态创新始终具有正向的促进作用,但这一正向促进作用是条件依存的。当企业具有寡头垄断势力、进行生态创新的意愿不足时,管理者的道德良心能够驱使企业扩大生态创新的支出;但是当企业处在或接近完全竞争市场,激烈竞争导致企业盈利能力低下、内部资源不足时,管理者道德认知在促进企业的生态创新方面无能为力。

本文的研究为产品市场竞争、管理者特征与生态创新领域的研究提供了有价值的探索。本文的启示是:让企业更好地履行环境治理责任、扩大生态创新水平,政府部门在政策拟定上要结合其面临的市场竞争环境。由于市场竞争激烈程度与企业生态创新水平之间呈倒U形的二次曲线关系,因而处于或接近完全竞争市场的企业以及寡头垄断市场的企业是政策引导的重点。寡头垄断市场的企业大多是国家控股,本文的研究也发现,国有股权不利于企业生态创新。这类企业具有市场定价权和政治关联,环境丑闻或由此导致的市场惩罚对它们的影响较小,进行生态创新的意愿不足,究其原因还在于体制问题。因此,对于这类企业,政府部门除加强环境监督、通过立法大幅提高其环境违法成本以促进其进行生态创新外,引入混合所有制不失为一条有效的途径。通过混合所有制实现国有资本与民营资本交叉持股、相互融合,无疑可以提高企业的生态创新水平,既有助于环境治理,也有利于盘活国有资本。对于处在接近完全竞争状态的企业,生态创新的水平较低,而且管理者道德认知对促进这类企业的生态创新无能为力。处于该种市场竞争情境的企业通常规模较小,但是中小企业数量可观,在国民经济中占据重要的地位,生态创新对中小企业同样具有重要意义,只有中小企业能够真正重视并解决生态创新问题,才可能提升整个国家的生态创新水平(彭雪蓉和黄学,2013)。对于这类企业,政府应该在政策上给予更多的引导和鼓励,可考虑制定专门针对中小企业生态创新的特殊政策,为它们提供用于生态创新的贷款,给予利率优惠,扶持中小企业开展生态创新。由于管理者道德认知有助于企业生态创新,抵御较强的垄断势力对生态创新产生的弱化效应。因此,除了在整个社会倡导环保主题,提升管理者的环保意识之外,对企业高管的考评以及奖励措施要扩大到管理者道德认知的维度,定期通过媒体公布捐赠、公益活动获奖企业或管理者的名单。对高管(尤其大型国有企业的高管)的选拔也要充分考虑管理者的道德认知。早期文献的研究表明,管理者的社会责任感受教育程度、年龄、性别、军事经历的影响(Burgess和Tharenou, 2002; Forte, 2004; Cacioppe等, 2008; Bamber等, 2011),因此,在选拔管理者时可以参照其个人特征因素。

本文虽然做出了一些有意义的探索,但仍然存在不足。首先,本文所选取的406家环境敏感型样本企业中,并非所有企业在观察期内均进行过生态创新,这导致对相关问题分析时样本量受限。其次,本文对生态创新和道德认知的测度采用了判别分析的方法,但是囿于资料收集的困难,在判别模型变量的选取和数据采集上,可能存在值得商榷之处。最后,如何结合中国资本市场,对产品市场竞争与企业绿色创新之间的二次曲线关系给出更合理的解释,还有待于进一步分析和探索。

主要参考文献:

- [1] 毕克新,王禹涵,杨朝均. 创新资源投入对绿色创新系统绿色创新能力的影响——基于制造业 FDI 流入视角的实证研究[J]. 中国软科学, 2014, (3).
- [2] 曹国,沈利香,应可福. 环保压力、绿色创新与小微企业的竞争优势——来自江苏省小微企业的实证分析[J]. 现代财经, 2014, (4).
- [3] 窦炎国. 论道德认知[J]. 西北师大学报(社会科学版), 2004, (6).
- [4] 贾明,张喆. 高管的政治关联影响公司慈善行为吗? [J]. 管理世界, 2010, (4).
- [5] 贾维尔·卡里略-赫莫斯拉,巴勃罗·戴尔里奥·冈萨雷斯,托蒂·康诺拉. 生态创新: 社会可持续发展和企业竞争力提高的双赢[M]. 上海: 上海世纪出版集团出版社, 2013.
- [6] 彭雪蓉,黄学. 企业生态创新影响因素研究前沿探析与未来研究热点展望[J]. 外国经济与管理, 2013, (9).
- [7] 童昕,陈天鸣. 全球环境管制与绿色创新扩散——深圳、东莞电子制造企业调查[J]. 中国软科学, 2007, (9).
- [8] 王炳成,李洪伟,李晓青. 绿色产品创新影响因素的实证研究[J]. 工业技术经济, 2008, (12).
- [9] 张钢,张小军. 企业绿色创新战略的驱动因素: 多案例比较研究[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2014, (1).
- [10] 张建君. 竞争—承诺—服从: 中国企业慈善捐款的动机[J]. 管理世界, 2013, (9).
- [11] 郑航. 当代西方德育视野中的道德认知观及其启示[J]. 比较教育研究, 2002, (12).
- [12] Aghion P., Howitt P. A Model of Growth through Creative Destruction [J]. *Econometrica*, 1989, 60(2): 323–351.
- [13] Andersen M. M. On the Faces and Phases of Eco-innovation: On the Dynamics of the Greening of the Economy [R]. SSRN Working Paper, 2010.
- [14] Bamber L. S., Jiang J. Wang I. Y. What's My Style? The Influence of Top Managers on Voluntary Corporate Financial Disclosure [J]. *The Accounting Review*, 2011, 85(4): 131–1162.
- [15] Blundell R., Griffith R., Van Reenen J. Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms [J]. *Review of Economic Studies*, 1999, 66(3): 529–554.
- [16] Bulan L., Mayer C., Somerville C. T. Irreversible Investment, Real Options, and Competition: Evidence from Real Estate Development [J]. *Journal of Urban Economics*, 2009, 65(3): 237–251.
- [17] Burgess Z., Tharenou P. Women Board Directors: Characteristics of the Few [J]. *Journal of Business Ethics*, 2002, 37(1): 39–49.
- [18] Cacioppe R., Forster N., Fox M. A Survey of Managers' Perceptions of Corporate Ethics and Social Responsibility and Actions that may Affect Companies' Success[J]. *Journal of Business Ethics*, 2008, 82(3): 681–700.
- [19] Chang C. H. The Influence of Corporate Environmental Ethics on Competitive Advantage: The Mediation Role of Green Innovation [J]. *Journal of Business Ethics*, 2011, 104(3): 361–370.
- [20] Chen Y. S., Chang C. H., Wu F. S. Origins of Green Innovations: The Differences between Proactive and Reactive Green Innovations [J]. *Management Decision*, 2012, 50(3): 368–398.
- [21] Chou C. J., Chen K. S., Wang Y. Y. Green Practices in the Restaurant Industry from an Innovation Adoption Perspective: Evidence from Taiwan [J]. *International Journal of Hospitality Management*, 2011, 31(3): 703–711.
- [22] Cohen J. R., Pant L. W., Sharp D. J. An Examination of Differences in Ethical Decision-making between Canadian Business Students and Accounting Professionals[J]. *Journal of Business Ethics*, 2001, 30(4): 319–336.
- [23] Davis J. R., Welton R. E. Professional Ethics: Business Students' Perceptions [J]. *Journal of Business Ethics*,

- 1991, 10(6): 451–463.
- [24] Demirel P., Kesidou E. Stimulating Different Types of Eco-innovation in the UK: Government Policies and Firm Motivations [J]. *Ecological Economics*, 2011, 70(8): 1546–1557.
- [25] Eiadat Y., Kelly A., Roche F., Eyadat H. Green and Competitive? An Empirical Test of the Mediating Role of Environmental Innovation Strategy [J]. *Journal of World Business*, 2008, 43(2): 131–145.
- [26] Fagerberg J., Mowery D. C., Nelson R. R. *The Oxford Handbook of Innovation* [M]. Oxford and New York: Oxford University Press, 2005.
- [27] Fleming D. M., Lightner S. M., Romanus R. N. The Effect of Professional Context on Accounting Students' Moral Reasoning [J]. *Issues in Accounting Education*, 2009, 24(1): 13–30.
- [28] Forte A. Antecedents of Managers' Moral Reasoning [J]. *Journal of Business Ethics*, 2004, 51(4): 315–347.
- [29] Fussler C., James P. *Driving Eco-innovation: A Breakthrough Discipline for Innovation and Sustainability* [M]. London Pitman Publishing, 1996.
- [30] Gadenne D. L., Kennedy J., McKeiver C. An Empirical Study of Environmental Awareness and Practices in SMEs [J]. *Journal of Business Ethics*, 2009, 84(1): 45–63.
- [31] Geroski P. *Market Structure, Corporate Performance and Innovative Activity* [M]. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- [32] Giroud X., Mueller H. M. Corporate Governance, Product Market Competition, and Equity Prices [J]. *Journal of Finance*, 2011, 66(2): 563–600.
- [33] Grenadier S. R. Option Exercise Games: An Application to the Equilibrium Investment Strategies of Firms [J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 15(3): 691–721.
- [34] Grossman G. M., Helpman E. *Innovation and Growth in the Global Economy* [M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1991.
- [35] Hambrick D. C., Mason P. A. Upper Echelons: The Organization as a Reflection of its Top Managers [J]. *The Academy of Management Review*, 1984, 9(2): 193–206.
- [36] Holland J. H., Holyoak K. J., Nisbett R. E., et al. *Induction: Processes of Inference, Learning and Discovery* [M]. Cambridge MA: The MIT Press, 1989.
- [37] Howitt P., Griffith R., Bloom N. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(2): 701–728.
- [38] Nelson M. W. The Effects of Error Frequency and Accounting Knowledge on Error Diagnosis in Analytical Review [J]. *The Accounting Review*, 1993, 68(4): 804–824.
- [39] Ramus C. A., Steger U. The Roles of Supervisory Support Behaviors and Environmental Policy in Employee “Eco-initiatives” at Leading-edge European Companies [J]. *Academy of Management Journal*, 2000, 43(4): 605–626.
- [40] Rothenberg S. Knowledge Content and Worker Participation in Environmental Management at NUMMI [J]. *Journal of Management Studies*, 2003, 40(7): 1783–1802.
- [41] 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.

