

环境规制与工业技术创新

陈 强, 余 伟

(同济大学 经济与管理学院, 上海 200092)

摘要: 对我国 37 个工业行业的 2003—2010 年有关面板数据的实证分析表明, 环境规制对 37 个工业行业的 R&D(研究开发)支出均有显著的促进作用; 通过对碳排放和 R&D 强度进行分组, 发现环境规制对高碳和低碳行业以及中等 R&D 和低 R&D 行业的 R&D 支出有显著的促进作用, “波特假说”在我国总体成立, 表明环境规制政策与我国工业行业技术创新实现了“双赢”。

关键词: 环境规制; “波特假说”; 碳排放; R&D 强度; 技术创新

中图分类号: F062.3

文献标志码: A

Environmental Regulations and Industrial Technology Innovation

CHEN Qiang, YU Wei

(College of Economics and Management, Tongji University, Shanghai 200092, China)

Abstract: A research of 37 industries panel data of 2003—2010 shows that environmental regulations have a significant positive effect on research & development(R&D) expenditure. Besides, by categorizing 37 industries according to carbon emission and the R&D intensity, we find environmental regulations have a significant positive effect on R&D expenditure for both high and low carbon industry, middle R&D and low R&D industry, “Porter Hypothesis” works here on the whole, which suggest that a “win-win” situation will present upon more stringent environmental regulations and the industrial technical innovation in China.

Key words: environmental regulations; “Porter Hypothesis”; carbon emission; research & development (R&D) intensity; technology innovation

质财富的同时, 也造成了严重的环境污染。资源匮乏、环境恶化等成为影响人类社会可持续生存和发展的重大全球性问题。如何解决全球环境污染问题已经成为各国政府和学术部门关注的焦点。在经济学理论中, 环境是具有负外部性的公共物品, 环境的消费具有非竞争性和非排他性, 如果没有政府政策干预, 经济发展往往会导致污染物的过度产生。因此, 减少污染和保护环境, 离不开各国政府实行积极的环境规制。

但是, 令人担忧的是, 尽管严格的环境规制能够减少工业污染, 然而其带来的高生产成本也会延缓经济增长。因为依据传统经济学理论, 环境规制可能给企业施加额外的减排和治污成本, 从而降低企业的生产率和市场竞争力。不过这种观点受到了一些经济学家的挑战。Porter 和 van der Linde^[1]指出, 严格且适宜的环境规制能够通过刺激企业的技术创新, 部分或完全抵消环境规制的成本, 甚至可能产生净收益, 从而提高企业的生产率和市场竞争力。这种观点被称为“波特假说”(Porter Hypothesis)。在波特看来, 技术创新是解决环境保护与产业绩效间权衡的重要决定因素, 对实现环境保护与产业绩效提高的“双赢”目标, 起着非常重要的作用。

自“波特假说”提出以来, 国外许多学者对环境规制与技术创新两者之间的关系进行了经验研究, 大多得出两者存在正向关系的结论, 尽管发现联系强度不同。Lanjouw 和 Mody^[2]在 20 世纪 70 年代美国公众环保意识不断增强的背景下, 根据美国 R&D 支出和专利数, 发现环境保护的增强促进了新污染控制技术的发展。Jaffe 和 Palmer^[3]检验了以排污费来衡量的环境规制对美国工业行业 R&D 支出和专利申请数的影响, 发现环境规制显著增加了工业行业的 R&D 支出, 但对专利申请数的影响则不显著。

自工业革命以来, 人类生产活动在创造大量物

收稿日期: 2014-01-09

基金项目: 上海市软科学研究计划(13692101800); 国家软科学研究计划(2013GXSD005)

第一作者: 陈 强(1969—), 男, 教授, 博士生导师, 管理学博士, 主要研究方向为国际科技合作及创新集群治理。

Email: chenqiang@163.com

通讯作者: 余 伟(1979—), 男, 博士生, 主要研究方向为环境规制与技术创新。E-mail: rickychina@163.com

此外, Brunnermeier 和 Cohen^[4], Popp^[5], Arimura, Hibiki 和 Johnstone^[6], Kneller 和 Manderson^[7] 等都发现了严格的环境政策能够促进产业创新活动。与此相反, Gray 和 Shadbegian^[8] 研究发现, 更严格的空气和大气污染管制使美国造纸业的投资倾向于从生产逐步向污染减排转移, 支持了环境规制成本很高的传统观点。

国内学者关于环境规制对技术创新影响研究的大多数文献也是支持“波特假说”的。许庆瑞等^[9]通过对江浙 50 余家企业环境政策进行调研, 发现严格执行的环境政策是企业环境技术创新最重要的外部推动力。赵红^[10]运用中国标准产业分类中 18 个两位数产业 1996—2004 年的数据, 实证分析了环境规制对中国产业技术创新的影响。结果表明, 环境规制对滞后 3 期的 R&D 支出和专利申请数量具有显著的正效应。黄平和胡日东^[11]对环境规制与造纸及纸制品企业的技术创新关系进行实证研究, 结果显示环境规制与技术创新之间呈现相互协调的促进关系。蒋伏心等^[12]运用 2004—2011 年江苏省 28 个制造业行业面板数据进行实证分析, 结果表明, 随着环境规制强度由弱变强, 创新影响效应由“抵消效应”转变为“补偿效应”。

与既有文献相比, 首先, 本文对环境规制对我国 37 个两位数工业行业技术创新的影响进行了实证分析, 特别是除从总体视角进行分析外, 进一步从碳排放强度和研发强度两个视角分别进行了实证分析。第二, 采用 GDP/Energy 来度量环境规制的严格程度。目前大多数文献对环境规制严格程度大都是从治理的角度进行度量, 很少从规制效果的综合视角来度量。而采用 GDP/Energy 可以度量政府针对环境的一系列规则和条款的真正影响效果, 因而更好地考察环境规制对工业行业技术创新的影响。

1 实证模型与数据来源

1.1 实证模型

Siddharthana 和 Agarwal^[13]认为, 技术创新活动与公司特征、市场条件和产业因素有关。由于本文的研究对象是产业层面, 并考虑到我国工业部门经济开放程度较高, 文中集中分析产业特点(I_{ND})、外资及出口影响(I_{NT}), 特别是环境规制(E_{RI})等因素对工业行业技术创新活动的影响, 即

$$I_{\text{mov}} = (E_{RI}, I_{ND}, I_{NT}) \quad (1)$$

式中: I_{mov} 代表工业行业技术创新, 以 R&D 支出强度

作为技术创新的衡量指标。根据“结构-行为-绩效”的机制模型, 并借鉴以前学者的研究, 将实证模型设置如下双对数形式:

$$\ln I_{\text{mov}(i)} = C + \beta_1 \ln E_{RI(i,t-1)} + \beta_2 F_{OR(i,t-1)} + \beta_3 \ln S_{IZE(i,t-1)} + \beta_4 \ln C_{API(i,t-1)} + \beta_5 P_{RI(i,t-1)} + \beta_6 E_{XPR(i,t-1)} + \beta_7 G_{ROWTH(i,t-1)} + U_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $I_{\text{mov}(i)}$ 表示 i 工业行业在 t 年的技术创新水平, 用 R&D 支出强度表示, 为被解释变量; $E_{RI(i)}$ 表示 i 工业行业在 t 年的环境规制强度, 为解释变量; $F_{OR(i)}$ 表示 i 工业行业在 t 年的外资参与程度, $S_{IZE(i)}$ 表示 i 工业行业在 t 年的企业平均规模, $C_{API(i)}$ 表示 i 工业行业在 t 年的资本密集程度, $P_{RI(i)}$ 表示 i 工业行业在 t 年的市场化程度, $E_{XPR(i)}$ 表示 i 工业行业在 t 年的出口强度, $G_{ROWTH(i)}$ 表示 i 工业行业在 t 年的主营业务增长率, 皆为控制变量; C 为不随个体变化的截距; β 为待估参数; U_i 为个体效应; ϵ_{it} 为随机误差项。

考虑到企业的技术创新对环境规制的反应存在一定的滞后期, 因此本文在滞后一期的情况下考察环境规制对产业技术创新的影响。同时, 为避免产生内生性问题, 所有的控制变量也都采用了滞后一期的形式。

1.2 数据来源与变量说明

本文研究样本为中国工业 37 个二位数行业(剔出了数据严重缺失的“其他采矿业”和“废弃资源和废旧材料回收加工业”), 样本收集时段为 2003—2010 年, 研究数据来源于《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》。

1.2.1 技术创新(I_{mov})

本文采用大中型工业企业 R&D 经费内部支出来衡量技术创新水平。一般而言, 创新活动水平的高低, 取决于创新的投入水平, 即 R&D 水平和科研人员的数量。出于这样的认识, 很多学者采用 R&D 投入水平及科研人员数量作为衡量创新能力的指标。考虑到指标的可获得性, 本文采用分行业研发投入经费作为衡量创新能力的指标。研发投入资金越多, 代表企业的技术创新能力越强。

1.2.2 环境规制(E_{RI})

对于环境规制强度变量的测量, 无法用一个很准确的变量来度量环境规制的程度, 同时由于环境规制变量数据较难获得且数据质量相对较弱, 给经验研究造成了一定的困难。目前, 国内外学者主要用排污费收入、工业(环境)污染治理投资额、主要污染

物排放密度、治理污染设施运行费用来衡量环境规制的强度,但这些指标主要是从治理的角度对环境规制进行度量,没有从规制效果的综合视角来度量。Kheder^[14]用 GDP/Energy 度量环境规制的严格程度,认为使用这个指标的好处在于它可以度量政府针对环境的一系列规则和条款的真正影响效果。鉴于该指标的优越性,本文选用 GDP/Energy 来衡量 37 个工业行业的环境规制严格程度,随着 GDP/Energy 的增加,环境规制越严格。

1.2.3 其他控制变量

(1)外资参与程度(F_{OR})。用分行业大中型外商投资和港澳台商投资工业企业总产值占全部工业总产值的比例近似表示。

(2)企业平均规模(S_{IZE})。用分行业大中型工业企业全部从业人员年平均人数近似表示。一般而言,规模大的行业倾向于开展更多的 R&D 活动。

(3)资本密集度(C_{API})。用分行业大中型工业企业固定资产净值年平均余额占全部从业人员年平均人数的比例近似表示。资本密集型产业一般需要大量技术设备和资金,因而企业的资本密集度可能影响技术创新活动。

(4)市场化程度(P_{RI})。被定义为分行业非国有经济单位职工人数与职工总数的比值。

(5)出口强度变量(E_{XPR})。用分行业大中型工业企业出口值与销售产值的比重近似表示。国际市场往往比国内市场竞争更加激烈,进入国际市场的企业通过 R&D 活动而具有更高的生产率,这表明出口强度高的产业有着更强的创新倾向^[15]。

(6)主营业务增长率(G_{ROWTH})。用分行业大中型企业主营业务收入变动额占上期主营业务收入的比重近似表示。主营业务的增长给企业提供了先导创新以占有更大的市场份额的动力,因此引致了更多的 R&D 活动^[16]。

主要变量的描述性统计见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

Tab.1 Summary statistics of variables

变量	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln I_{inov}$	296	5.188 581	0.781 298	2.993 877	6.836 486
$\ln E_{RI}$	296	0.269 074	0.476 197	-0.750 940	1.396 639
F_{OR}	296	0.278 882	0.180 332	0.000 697	0.841 371
$\ln S_{IZE}$	296	1.871 321	0.418 434	1.004 321	2.793 700
$\ln C_{API}$	296	5.162 980	0.368 880	4.383 645	6.208 039
P_{RI}	296	0.695 159	0.284 533	0.009 218	0.998 456
E_{XPR}	296	0.199 870	0.206 324	0.000 029	0.746 489
G_{ROWTH}	296	0.224 137	0.154 374	-0.297 120	1.067 238

本文采用了面板数据模型,固定效应或随机效

应的选取由豪斯曼检验判别。采用 STATA12.0 进行回归分析。

2 实证结果及分析

2.1 总体情况分析

本文利用中国 2003—2010 年工业 37 个二位数行业对模型(2)进行回归分析,结果见表 2。由表 2 可知:环境规制对 R&D 支出有显著的促进作用,R&D 弹性为 0.396。就控制变量而言,外资对 R&D 支出有显著的抑制作用,R&D 弹性为 0.396。企业规模、资本密集度和市场化程度对 R&D 支出均有显著的促进作用,R&D 弹性分别为 0.789、0.766 和 0.897。行业出口强度对 R&D 支出具有抑制作用,R&D 弹性为 -0.026,但效果不显著。主营业务增长率对 R&D 支出有显著负作用,R&D 弹性为 -0.083,说明工业行业主营业务的增长并不能促进 R&D 支出的增加。

表 2 总体回归分析结果

Tab.2 Baseline regression results

变量	R&D 支出弹性	t 值
常数项	-0.555	(-0.80)
$\ln E_{RI}$	0.396 ***	3.92
F_{OR}	-0.713 **	-2.43
$\ln S_{IZE}$	0.789 ***	6.63
$\ln C_{API}$	0.766 ***	5.61
P_{RI}	0.897 ***	2.73
E_{XPR}	-0.026	-0.11
G_{ROWTH}	-0.083 *	-1.72
模型类别	固定效应	
豪斯曼检验	27.33(P=0.001 2)	
调整的 R^2	0.847 3	

注:***, **, * 分别表示在 1%,5%,10%水平上显著。

2.2 碳排放视角的分析

为了更加深入分析环境规制对产业技术创新的影响,以期获得更有针对性的研究结论,参考陆旻^[17]基于碳排放视角对 43 个行业的划分标准,重新对工业 37 个二位数行业进行了高碳行业和低碳行业的划分。高碳行业是指煤矿开采和洗选业、石油和天然气开采业、造纸及纸制品业、石油加工、炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业、橡胶制造业、塑料制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、金属制品业、通用设备制造业、专用设备制造业、燃气生产和供应业共 14 个行业,其他 23 个行业是低碳行业。具体分组估计结果见表 3。

环境规制对高碳和低碳行业 R&D 支出均具有显著的促进作用,且对前者促进作用要大于后者,

R&D 弹性分别为 0.475 和 0.455,说明由于高碳行业面临着巨大的碳减排压力,环境规制对其创新激励效应更加显著。

就控制变量而言,外资对高碳行业具有显著的抑制作用,R&D 弹性为-1.176;但对低碳行业却具有效果不显著的抑制作用,R&D 弹性为-0.375,说明相对于低碳行业,外资更不利于高碳行业的 R&D 支出。企业规模和行业资本密集度对高碳和低碳行业 R&D 支出均有显著的促进作用,R&D 弹性分别为 1.507,0.568 和 0.731,0.682,并且对高碳行业的促进作用都要大于低碳行业,说明相对于低碳行业,企业规模和行业资本密集度对高碳行业 R&D 支出具有更大的积极影响。市场化程度对高碳和低碳行业均具有显著的促进作用,R&D 弹性分别为 0.834 和 1.254,但对低碳行业的促进作用大于高碳行业,说明市场化程度越高越有利于低碳行业的技术创新。行业出口强度对高碳行业具有显著的促进作用,R&D 弹性为 1.099,但对低碳行业具有负的作用,R&D 弹性为-0.323,效果不显著,说明行业出口强度越高越有利于高碳行业技术创新。主营业务增长率对高碳行业 R&D 支出有显著的抑制作用,R&D 弹性为-0.162,但对低碳行业抑制作用不显著,R&D 弹性为-0.076,表明主营业务增长率的提高并不能带来高碳和低碳行业 R&D 支出的增加。

表 3 碳排放视角的回归分析结果

Tab. 3 Regression results from the perspective of carbon emission

变量	高碳行业		低碳行业	
	R&D 支出弹性	t 值	R&D 支出弹性	t 值
常数项	-1.737*	-1.9	-0.212	-0.25
$\ln E_{R\&D}$	0.475***	4.22	0.455***	3.38
F_{OR}	-1.176**	-1.99	-0.375	-1.17
$\ln S_{I\&D}$	1.507***	8.78	0.568***	4.42
$\ln C_{A\&D}$	0.731***	5.24	0.682***	3.64
$P_{R\&D}$	0.834**	2.11	1.254***	2.65
$E_{X\&D}$	1.099**	2.32	-0.323	-1.36
$G_{R\&D}$	-0.161**	-2.26	-0.076	-1.23
模型类别	随机效应		固定效应	
豪斯曼检验	10.59(P=0.304 6)		24.06(P=0.004 2)	
调整的 R^2	0.667 1		0.858 4	

注:***, **, * 分别表示在 1%,5%,10%水平上显著。

2.3 R&D 强度视角的分析

在全部细分行业中,既有高技术企业,又有传统制造业和采掘业,将它们放在一起分析可能会造成估计结果的不稳健。为了消除行业间技术特征的差异,参照王俊^[18]的做法,将行业分为高 R&D 行业、中

等 R&D 行业和低 R&D 行业。高 R&D 行业是指医药制造业、通用设备制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电器机械及器材制造业、通信设备、计算机及其他电子设备制造业等 6 个行业;中等 R&D 行业是饮料制造业、木材加工及竹藤棕草制品业、造纸及纸制品业、化工原料及化学制品制造业、化学纤维制造业、橡胶制品业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、金属制品业、仪器仪表及文化办公用机械制造业等 11 个行业;其余的是低 R&D 行业。估计结果见表 4。

环境规制对中等 R&D 和低 R&D 行业的 R&D 支出均有显著的促进作用,R&D 弹性分别为 0.419 和 0.289,对中 R&D 行业促进作用要大于低 R&D 行业。环境规制对高 R&D 行业具有效果不显著的促进作用,R&D 弹性为 0.23,说明中等 R&D 和低 R&D 行业由于面临较大的污染治理压力,环境规制能够发挥重要的创新激励作用。

就控制变量而言,外资对低 R&D 行业的 R&D 支出具有显著的抑制作用,R&D 弹性为-1.411;但外资对高 R&D 和中等 R&D 行业 R&D 支出分别具有效果不显著的负作用和正效应,R&D 弹性分别为-0.648 和 0.172。可能的原因是外资对低 R&D 行业的 R&D 投资产生了显著的挤出效应,而高 R&D 行业本身研发水平较高,挤出效应不明显。企业规模对高 R&D、中等 R&D 和低 R&D 行业的 R&D 支出均有显著的促进作用,R&D 弹性分别为 0.799,1.254 和 0.891,说明相对于高 R&D 和低 R&D 行业,中等 R&D 行业企业规模效应更大,中等 R&D 行业大企业更倾向进行技术创新。资本密集度对高 R&D、中等 R&D 和低 R&D 行业均有显著的正效应,R&D 弹性分别为 0.555,0.961 和 0.807,资本密集度对高 R&D 行业的促进作用最小。可能的原因是相对于中等 R&D 和低 R&D 行业,高 R&D 行业资本密集度降低,企业技术创新更依赖于技术和智力要素。市场化程度对高 R&D 和低 R&D 行业有显著的正效应,R&D 弹性分别为 2.388 和 0.984,说明市场化程度对高 R&D 行业的促进作用要大于低 R&D 行业。主营业务增长率对高 R&D 行业有显著正效应,R&D 弹性为 0.232;但对低 R&D 行业有显著的负效应,R&D 弹性为-0.157。说明高 R&D 行业在激烈的行业竞争下,随着主营业务收入的增长会将更多的利润用于开展 R&D 活动,以增强其行业竞争力。

表 4 R&D 强度视角的回归分析结果

Tab.4 Regression results from the perspective of R&D intensity

变量	高 R&D 行业		中等 R&D 行业		低 R&D 行业	
	R&D 支出弹性	t 值	R&D 支出弹性	t 值	R&D 支出弹性	t 值
常数项	-0.256	-0.23	-1.972***	-2.66	-1.059	-0.97
ln E_{RI}	0.230	1.19	0.419***	3.92	0.289*	1.93
F_{OR}	-0.648	-1.39	0.172	0.46	-1.411***	-3.07
ln S_{IZE}	0.799***	6.23	1.254***	8.87	0.891***	4.94
ln C_{API}	0.555**	2.74	0.961***	6.31	0.807***	3.88
P_{RI}	2.388***	6.67	0.166	0.38	0.984*	1.84
E_{XPR}	-0.798**	-2.75	-0.075	-0.22	0.294	0.81
G_{ROWTH}	0.232***	3.17	0.072	1.14	-0.157**	-2.22
模型类别	固定效应		随机效应		固定效应	
豪斯曼检验	27.14($P=0.000\ 1$)		10.67($P=0.298\ 9$)		15.49($P=0.078\ 3$)	
调整的 R^2	0.985\ 4		0.746\ 7		0.798\ 4	

注:***, **, * 分别表示在 1%,5%,10%水平上显著。

3 结论与政策启示

本文利用 2003—2010 年工业分行业面板数据,分别从整个工业行业以及碳排放强度和 R&D 强度两个视角,研究了环境规制对我国工业行业技术创新的影响。研究结果表明:

(1)环境规制对全部行业的 R&D 支出有显著的促进作用;碳排放视角研究发现,环境规制对高碳和低碳行业 R&D 支出均有显著的促进作用;R&D 强度视角研究发现,环境规制对中等 R&D、低 R&D 行业 R&D 支出均有显著的促进作用,并对高 R&D 行业有效果不显著的促进作用。“波特假说”成立,表明我国环境规制政策与工业技术创新实现了“双赢”。因此,政府要进一步提高环境规制强度,刺激企业进行治污技术创新和生产技术创新,以解决环境污染问题,同时也应根据各个行业的具体特点,制定差异化的环境规制措施,避免环境规制囿于某一固定的静态标准;另一方面,应注重优化环境规制的形式,因地制宜,灵活运用环境税、排放权交易和税收补贴机制等多种环境规制手段,引导企业以更为经济的方法实现环境规制要求和创新能力的提升。

(2)外资对全部行业的 R&D 支出有显著的抑制作用,这与大多数学者研究发现相同;碳排放视角分析发现,外资对高碳行业 R&D 支出有显著的抑制作用,对低碳行业却具有效果不显著的负作用;R&D 强度视角分析发现,外资对低 R&D 行业 R&D 支出有显著的抑制作用,但对高 R&D 行业和中等 R&D 行业 R&D 支出分别具有效果不显著的负作用和正效应。作为一个研发投入不足的发展中国家,我国在引进外资时要注意引导外商投资企业加大科技投入、鼓励外资企业研发中心转移,同时还要加强内外资

企业的产业关联度,使跨国公司的先进技术产生溢出效应。另外,应当根据各个工业行业的不同特点,制定有区别的行业引资政策,促进外资对各行业的技术溢出。

(3)资本密集度无论对全部行业还是高碳、低碳行业以及高 R&D、中等 R&D 和低 R&D 行业的 R&D 支出均具有显著促进作用。因此,应加快推进我国工业行业由劳动密集向资本密集型的转型升级,促进工业创新能力的提高。

(4)市场化程度对全部行业,高碳、低碳行业以及高 R&D 和低 R&D 行业 R&D 支出均具有显著促进作用。要继续推进市场化改革。一方面,加强国有企业改革,推进国有企业产权多样化,完善国有企业治理结构,另一方面,提高非国有经济占工业经济的比例,以促进工业 R&D 投资。

(5)企业规模无论是对全部行业,还是对高碳和低碳行业以及高 R&D 和低 R&D 行业 R&D 支出均具有显著促进作用。目前,我国工业特别是高 R&D 工业规模与发达工业化国家相比还不够大,制约了企业的持续的 R&D 能力。因此,要不断做大工业的企业规模,促进工业的不断创新。

(6)出口强度对高碳和高 R&D 行业的 R&D 支出具有显著的促进作用。说明国际贸易有利于促进我国高碳和高 R&D 行业的 R&D 支出,因此,应积极引导高碳和高 R&D 行业进一步扩大出口,以激烈的国际市场竞争倒逼高碳和高 R&D 行业加大 R&D 投入,提高产业技术创新能力,增强国际竞争力。

参考文献:

[1] Porter M E, van der Linde C. Toward a new conception of the competitiveness relationship [J]. Journal of Economic

- Perspectives, 1995, 9(4): 97.
- [2] Lanjouw J O, Mody A. Innovation and the international diffusion of environmentally responsive technology [J]. *Research Policy*, 1996, 25(4): 49.
- [3] Jaffe A B, Palmer K. Environmental regulation and innovation: a panel data study [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1997, 79(4): 610.
- [4] Brunnermeier S B, Cohen A M. Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 45(2): 278.
- [5] Popp D. International innovation and diffusion of air pollution control technologies: the effects of NOX and SO₂ regulation in the US, Japan, and Germany [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2006, 51(1): 46.
- [6] Arimura T, Hibiki A, Johnstone N. An empirical study of environmental R&D: what encourages facilities to be environmentally innovative? [C]//*Corporate Behaviour And Environmental Policy*. Camberley: Edward Elgar Publishing, 2007: 142-173.
- [7] Kneller R, Manderson E. Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries [J]. *Resource and Energy Economics*, 2012, 34(4): 211.
- [8] Gray W B, Shadbegian J R. Environmental regulation investment timing, and technology choice [J]. *Journal of Industrial Economics*, 1998, 46(2): 235.
- [9] 许庆瑞, 吕燕, 王伟强. 中国企业环境技术创新研究 [J]. *中国软科学*, 1995(5): 16.
XU Qingrui, LÜ Yan, WANG Weiqiang. Study on the environmental technology innovation of enterprise in China [J]. *China Soft Science Magazine*, 1995(5): 16.
- [10] 赵红. 环境规制对中国企业技术创新影响的实证分析 [J]. *管理现代化*, 2008(3): 3.
ZHAO Hong. Empirical analysis on the impact of environmental regulation on enterprises' technology innovation of China [J]. *Modernization of Management*, 2008(3): 3.
- [11] 黄平, 胡日东. 环境规制与企业技术创新相互促进的机理与实证研究 [J]. *财经理论与实践*, 2010(1): 99.
HUANG Ping, HU Ridong. Mutual promotional mechanism and empirical research on environmental regulation and technological innovation [J]. *The Theory and Practice of Finance and Economics*, 2010(1): 99.
- [12] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应 [J]. *中国工业经济*, 2013(7): 44.
JIANG Fuxin, WANG Zhujun, Bai Junhong. The dual effect of environmental regulations' impact on innovation [J]. *China Industrial Economics*, 2013(7): 44.
- [13] Siddharthana N S, Agarwal R N. Determinants of R&D decisions: a cross-section study of Indian private corporate firms [J]. *Economics of Innovation and New Technology*, 1992, 2(2): 103.
- [14] Kheder S B, Zugravu N. The pollution haven hypothesis: a geographic economy model in a comparative study [D]. Paris: *Centrenational De la Recherche Scientifique*, 2008.
- [15] Braga H, Willmore L. Technological imports and technological effort: an analysis of their determinants in Brazilian firms [J]. *Journal of Industrial Economics*, 1991, 39(3): 421.
- [16] Klette T J, Griliches Z. Empirical patterns of firm growth and R&D investment: a quality ladder model interpretation [J]. *Economic Journal*, 2000, 100(463): 363.
- [17] 陆畅. 中国的绿色政策与就业: 存在双重红利吗? [J]. *经济研究*, 2011(7): 42.
LU Yang. Green policies and jobs in China: a double dividend? [J]. *Economic Research Journal*, 2011(7): 42.
- [18] 王俊. 政府 R&D 资助与企业 R&D 投入的产出效率比较 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2011(6): 93.
WANG Jun. Comparison on R&D output elasticity about government and enterprise [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2011(6): 93.

(上接第 1889 页)

- [2] Buchheim R, Deutenbah R K, Luckoff J H. Necessity and premises for reducing the aerodynamic drag of future passenger cars [C]//SAE. [S. l.]: SAE, 1982: 810185.
- [3] Gardner B A, Selig M S. Airfoil design using a genetic algorithm and an inverse method [C]//41st Aerospace Sciences Meeting and Exhibit. Reno: AIAA, 2003: 2003-0043.
- [4] Dooly D J, Peiro J. Supervised parallel genetie algorithms in aerodynamics optimization [C]//*Artificial Neural Nets and Genetic Algorithms*. Vienna: Springer Vienna, 1998: 229-233.
- [5] 傅立敏. 汽车空气动力学 [M]. 北京: 机械工业出版社, 2006.
FU Limin. Aerodynamic of road vehicles [M]. Beijing: China Machine Press, 2006.
- [6] 何忆斌, 谷正气, 李伟平, 等. 汽车理想气动形体数字化模型构建及气动性能试验 [J]. *航空动力学报*, 2011, 25(6): 1031.
HE Yibin, GU Zhengqi, LI Weiping, et al. Design of aerodynamic optimization shape digital model for car and its wind tunnel test [J]. *Journal of Aerospace Power*, 2010, 25(6): 1031.
- [7] 罗永革, 冯樱. 汽车设计 [M]. 北京: 机械工业出版社, 2011.
LUO Yongge, FENG Ying. Automobile design [M]. Beijing: China Machine Press, 2006.
- [8] 任金东. 汽车人机工程学 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2010.
REN Jindong. Automotive ergonomics [M]. Beijing: Peking University Press, 2010.
- [9] 黄金陵. 汽车车身设计 [M]. 北京: 机械工业出版社, 2007.
HUANG Jinlin. Vehicle body design [M]. Beijing: China Machine Press, 2007.