

中国汽车产业环境技术创新影响因素实证研究

范群林^{1,2} 邵云飞¹ 唐小我¹

(1. 电子科技大学经济与管理学院; 2. 重庆理工大学工商管理学院)

摘要: 基于动态计量模型,以我国汽车产业为对象,从产品创新和过程创新 2 个方面实证研究了环境政策、技术进步、市场结构、产业特征对汽车产业环境技术创新的影响。结果表明,环境政策中的环境影响评估制度和污染限期治理制度、技术进步中的 R&D 投入和人力资本存量、市场结构中的产品销售利润率与环境技术创新存在长期均衡关系,且长期均衡对产品创新短期波动的影响不大,仅有污染限期治理和 R&D 投入的长期均衡对过程创新短期波动的影响显著。此外,环境影响评估制度、R&D 投入、人力资本存量、产品销售利润率均为产品创新和过程创新的格兰杰原因,而污染限期治理是产品创新的格兰杰原因,过程创新是污染限期治理的格兰杰原因。

关键词: 环境技术创新; 环境政策; 技术进步; 市场结构; 产业特征; 汽车产业

中图分类号: C93;F204/207 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-884X(2012)09-1323-07

Influencing Factors of Environmental Technology Innovation on Chinese Auto Industry

FAN Qunlin^{1,2} SHAO Yunfei¹ TANG Xiaowo¹

(1. University of Electronic Science and Technology of China, Chengdu, China

2. Chongqing University of Technology, Chongqing, China)

Abstract: Based on the dynamic econometric model, this paper takes the auto industry of China in 1999—2008 as example and empirically studies the impact of environmental policy, technological progress, market structure and industrial characteristics on environmental technology innovation from both product and process innovation. The result shows that: environment in environmental policy impacts on assessment system and pollution control system within a time limit, R&D investment and human capital in technological progress and product sales margins of market structure have long term equilibrium relationship with environmental technology innovation. And its long-run equilibrium has little effect on the short-term fluctuations in product innovation other than the one of a pollution limit control and R&D investment. Meanwhile, environmental impact assessment system, R&D investment, human capital, product sales margins are all Granger causalities about product and process innovation, pollution within a time limit is Granger causality of product innovation, and process innovation is Granger causality the pollution of the deadline.

Key words: environmental technology innovation; environmental policy; technological progress; market structure; industry characteristics; auto industry

改革开放以来,我国汽车产业在国民经济中的地位不断提升,对国民经济的拉动作用显而易见。与此同时,经济增长也付出了沉痛的环境代价。目前,我国已成为世界石油消费增长最快的国家之一,每年新增石油需求的 2/3 用于交通运输业。汽车作为工业能耗大户,在

很大程度上影响了全国单位 GDP 能耗。随着对保护环境、构建和谐社会的重视,以及对汽车产业持续、健康发展的要求,政府出台了一系列环境保护的政策措施,希望借此促进汽车产业的环保型新技术、新产品的发展,提高科技创新对环境保护的支撑能力^[1]。基于此,本研究针

对环境技术创新,探讨国家出台的多种环境政策对我国汽车产业的环境技术创新到底存在何种影响。以期环境保护、新能源汽车发展战略提供一定的帮助。

1 文献综述

有关环境技术创新,早期的研究大多来自事实证据和案例^[2],缺乏计量经济学的研究;近些年的研究则集中于分析各个因素,尤其是政策因素对环境技术创新的影响。

ATKINSON 等^[3]、WILCOX^[4]实证研究发现,汽油价格的变化可以解释汽车特点的变化,虽然价格中包含了燃油成本、燃油附加税等。这体现在燃油性能好的汽车的市场占有量越来越大^[5]。随着能源价格上涨,会带来能源相关专利增加,其大部分作用会在几年内呈现,然后又消失,消失原因在于 R&D 的减少^[6]。波特^[7]在一般意义上提出了著名的“波特假设”,并认为,合理设置的环境规制政策能够刺激企业技术创新,产生创新补偿作用,这些效应甚至会超过环境规制带来的成本,使产业达到经济绩效和环境绩效的“双赢”。各国学者围绕此命题展开了一系列研究^[8~13],结果认为,环境规制与产业 R&D 支出间正相关^[8],即环境政策等会刺激环保 R&D^[9],并且技术创新对环境规制的反应存在 1~2 年的滞后^[10]。由此,技术能力的提升对环境创新非常重要,过去有过创新的企业在当前也有更大的创新可能性,同时,对未来需求的预期促进了更多创新^[11]。此外,环保产品及环境产品创新的主要障碍不是产品质量与可靠性,而是价格。

国内学者近些年也做了一些工作,有研究认为,政府鞭策和要求及本土企业与跨国公司间学习关系的建立是我国汽车产业进一步发展的关键^[14]。环境规制,如碳税征收政策减少了 CO₂ 排放,降低了高碳含量的能源产品的供给和需求;同时也对非能源部门造成一定影响,其中汽车制造等部门所受正面作用较为明显^[15],换言之,环境规制在给一些企业带来直接费用时,也会激发一些创新,可以部分或全部地抵消这些费用成本。这一结果暗合了波特的观点^[16];并且,环境规制对滞后 3 期的 R&D 支出和专利申请数量有显著的正效应,环境规制强度每提高 1%,R&D 支出就增加 0.19%,专利数量也增加 0.30%^[17]。尽管环境规制总体上存在技术创新激励效应,但并不适用于各地区^[18],东部、中部、西部、东北各区域是存在差异

的^[19];同时,环境管制还常常会创造一个拥有环境友好型产品、过程和服务的新市场。当其他国家相继采用这些环境技术时,先行国家就自然获得了出口机会^[20]。

综合以上分析,发现现有研究存在如下不足:①关于环境技术创新影响因素的实证研究相对于传统的技术创新仍然偏少,主要原因可能是难以找到合适的环境创新和环境政策指标与数据,尤其是企业层面的。②国外研究多关注某个产业或某类企业,运用问卷调查获取研究指标和数据,所得结论的针对性很强,但其样本多是选择美国、德国等欧美发达国家的企业,对中国情境的研究非常缺乏^[21]。③国内研究虽然关注到了环境规制或环境政策的影响,但多是考虑如许可证、环境标准中的哪一个或哪几个会对企业创新产生最大的刺激作用,普遍缺乏对传统技术创新的动力因素,如 R&D 投入、人力资本的考虑。④现有研究多是采用横截面数据,只能反映某个时间点的影响关系,忽略了时间延续性。针对这些不足,本研究以我国汽车产业为例,通过建立动态计量模型,探讨由环境影响评估制度、“三同时”制度、污染限期治理制度三大环境政策组成的环境因素以及传统的技术进步、市场结构、产业特征对汽车产业环境技术创新,即产品创新和过程创新的影响。以在一定程度上弥补前人研究中的不足。

2 研究设计

2.1 变量说明与样本选择

本研究采用动态计量模型,将表征我国汽车产业环境技术创新的产品创新和过程创新作为因变量,将环境政策中的多种具体措施,以及技术进步、市场结构、产业特征作为自变量,考察因变量与自变量之间的短期、长期和因果关系。指标设计在遵循合理性、数据可得性等原则基础上,得到变量指标(见表 1)。

表 1 变量指标说明

变量类型	变量名称	变量指标	变量代码
因变量 (环境技术创新)	产品创新	发明专利申请量	P
	过程创新	万元产值	E _C
自变量	环境政策	环境影响评估	EQVA
		“三同时”制度	E
		污染限期治理	R
		技术进步	R&D 投入强度
	市场结构	人力资本存量	H
		产品销售利润率	M
	产业特征	出口产品均价	E _V
		总产值增加值 企业数	S N

(1)环境技术创新 衡量技术创新能力一般用与专利相关的变量^[22],如专利申请量或专利授权量。专利又分为外观设计、实用新型和发明专利。相对于发明专利而言,外观设计、实用新型专利技术水平较低,学习模仿比较容易,且与发明专利具有较强的相关性,所以发明专利申请量最能代表一个产业的创新能力。受体制影响,我国专利从申请到授权需要较长一段时间,例如实用新型专利,从申请到授权需时长达1年左右,发明专利所需时间更长。正因为专利授权量的严重滞后,国内外研究通常采用专利申请量而非专利授权量来衡量技术创新能力。参照此做法,选取与汽车有关的发明专利申请量这一指标来表征我国汽车产业环境技术创新中的产品创新;同时,在选择专利时,集中于汽车企业中的低碳环保节能型专利的申请,借此反映出我国汽车产业对低碳环保节能技术和产品的研发。由于汽车工业产业链长、关联度大,能源消耗高度集中,选取表征企业综合能源消费量与用能单位工业总产值比值的万元产值综合能耗这一指标来表征我国汽车产业的能耗变化情况,即过程创新。

(2)环境政策 我国的环境政策主要有“三同时”制度、城市综合评价监测系统、环境影响评估、清洁生产以及主要污染物排放总量控制、环境保护责任制、污染限期治理等。基于数据可得性,主要采用环境影响评估制度、“三同时”制度、污染限期治理制度的执行力度来衡量,即制度执行的比例。环境影响评估制度是由国家环保局对各地区的环境质量每年进行一次评估,一共有20余个指标,覆盖了空气、水、固体废物、噪音、绿化造林等内容。“三同时”制度就是为了防止污染,要求申请项目的其他配套设施,必须与主体工程同时设计、同时施工、同时投产。污染限期治理制度是通过采取治理措施,增加治理污染的经济效率。

(3)技术进步 本研究采用R&D投入强度、人力资本存量2个指标来衡量技术进步。R&D投入是创新必备条件之一,而人力资本则是创新主力军。人力资本存量是劳动力数量与人力资本水平的乘积,其中,劳动力数量采用汽车产业中从事R&D的人员数量表示,人力资本水平采用科技人员的平均受教育年限表示。

(4)市场结构 由于技术创新强调科技成果的商业化、产业化过程,判断技术创新成功与否的重要标准是市场的实现程度,即所获得的商业利润、市场份额的多少^[2]。利用产品销售

利润率、出口产品均价衡量国内市场和国外市场的拉动能力,显示市场交易额越大,表示市场存在更激烈的竞争^[13]。

(5)产业特征 按照熊彼特的假设,产业越大,企业越大,相比于小规模产业和企业,越有可能创新,因为其拥有更多创新所必需的资金资源、物质资源和商业资源^[12]。我国产业间差异十分明显,在此,利用总产值增加值和企业数来度量。总产值增加值越大,企业数越多,表明产业越兴旺,产业内部的竞争越激烈。

综上所述,本研究框架见图1。

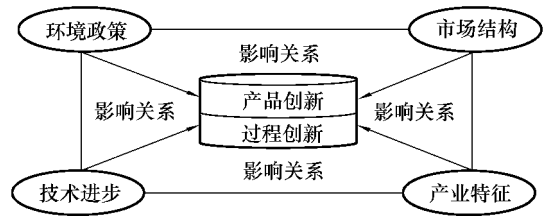


图1 研究框架

2.2 模型变量描述

通过查询《中国环境年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》等资料,并结合国家知识产权局网站数据库,收集到我国汽车产业1999~2008年共10年的数据。为了降低序列波动性,将数据对数化。变量描述性统计结果见表2。

表2 变量描述性统计结果

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>P</i>	7.390 860	0.542 864	6.618 739	8.158 516
<i>E_C</i>	-2.186 653	0.321 033	-2.659 260	-1.660 731
<i>EQVA</i>	4.577 107	0.036 105	4.516 339	4.602 166
<i>E</i>	4.565 986	0.020 566	4.520 701	4.583 947
<i>R</i>	4.226 458	0.437 163	3.720 088	4.907 960
<i>R&D</i>	14.040 130	0.593 793	13.281 360	14.942 970
<i>H</i>	11.562 010	1.136 221	10.710 770	14.275 500
<i>M</i>	-2.852 692	0.212 504	-3.248 131	-2.577 284
<i>E_V</i>	-0.195 316	0.255 612	-0.732 909	0.173 156
<i>S</i>	16.786 230	0.532 544	15.971 98	17.539 140
<i>N</i>	7.831 363	0.057 369	7.751 905	7.919 720

3 实证分析与结果

3.1 逐步回归分析

解决实际问题时需要从对因变量有影响的诸多变量中选择一些变量作为自变量,应用多元回归分析方法,建立“最优”回归方程,以便对因变量进行预报或控制。逐步回归正是这类方法,主要是在全部自变量中按其显著程度大小,

由大到小地逐个引入回归方程,而作用不显著的变量可能始终不被引入回归方程。另外,已引入的变量在引入新变量后也可能失去重要性,需要再剔除出去。引入一个变量或剔除一个变量都称为逐步回归的一步,每一步都要进行F检验,以保证在引入新变量前回归方程中只含有影响显著的变量,而不显著的变量已被剔除。本研究的逐步回归结果见表3。

表3 逐步回归结果

P 为因变量的回归模型								
模型	非标准化系数		标准 系数	t	Sig.	共线性统计量		
	B	标准误差				容差	VIF	
1 (常量)	-5.017	1.343		-3.736	0.010			
R&D	0.884	0.096	0.967	9.247	0.000	1.000	1.000	
2 (常量)	-5.814	1.032		-5.634	0.002			
R&D	0.838	0.072	0.917	11.612	0.000	0.936	1.068	
M	-0.504	0.202	-0.197	-2.497	0.055	0.936	1.068	
E _C 为因变量的回归模型								
1 (常量)	1.354	0.195		6.953	0			
EQVA	-0.013	0.002	-0.913	-6.326	0	1.000	1.000	
2 (常量)	1.163	0.151		7.723	0			
EQVA	-0.010	0.002	-0.744	-6.420	0	0.768	1.303	
R	0.001	0	-0.351	-3.029	0.019	0.768	1.303	
3 (常量)	0.850	0.186		4.582	0.004			
EQVA	-0.007	0.002	-0.518	-3.757	0.009	0.348	2.876	
R	0.001	0	-0.362	-3.893	0.008	0.766	1.306	
H	0.001	0	0.285	2.219	0.068	0.399	2.505	

由表3可见,模型系数都具有统计学意义。此外,VIF均小于5,变量间没有共线性,由此得到逐步回归方程依次为

$$\begin{cases} P_t = -5.017 + 0.884R\&D_t, \\ P_t = -5.814 + 0.838R\&D_t - 0.504M_t, \\ E_{C_t} = 1.354 - 0.013EQVA_t, \\ E_{C_t} = 1.163 - 0.01EQVA_t + 0.001R_t, \\ E_{C_t} = 0.850 - 0.007EQVA_t + 0.001R_t + 0.001H_t. \end{cases} \quad (1)$$

从式(1)得知,P与R&D线性正相关,而与M线性负相关。E_C与EQVA线性负相关,与R和H线性正相关。

3.2 单位根检验

经济时间序列常常呈现出明显的时间趋势,如果不检验序列的平稳性,很容易发生由于变量序列非平稳而出现的“伪回归”。采用ADF单位根检验法,利用AIC和SC准则确定滞后阶数,对变量序列进行平稳性检验。检验结果见表4。

结果表明,所有变量序列皆为—阶差分平稳,这说明上述的逐步回归不是“伪回归”,可对序列EQVA、R、R&D、H、M与P、E_C做下一步的协整检验。

表4 平稳性检验结果

变量	ADF 统计量	临界值	检验形式 (C,T,K)	结论
P	-2.803 900	-3.701 534***	(C, T, 1)	非平稳
ΔP	-12.561 02	-8.235 570*	(C, T, 1)	平稳
E _C	-3.700 342	-3.701 534***	(C, T, 2)	非平稳
ΔE _C	-32.324 68	-7.006 336*	(C, T, 2)	平稳
EQVA	-1.207 217	-3.515 047***	(C, T, 2)	非平稳
ΔEQVA	-3.984 114	-3.701 534***	(C, T, 1)	平稳
R	-1.794 174	-3.515 047***	(C, T, 1)	非平稳
ΔR	-3.150 068	-3.320 969**	(0, 0, 1)	平稳
R&D	-1.676 497	-3.701 534***	(C, T, 2)	非平稳
ΔR&D	-5.269 953	-4.450 425**	(C, T, 1)	平稳
H	-1.766 255	-3.515 047***	(C, T, 2)	非平稳
ΔH	-4.230 909	-3.590 496***	(C, T, 2)	平稳
M	-2.986 932	-3.701 534***	(C, T, 2)	非平稳
ΔM	-9.070 315	-7.006 336*	(C, T, 2)	平稳

注:检验形式(C, T, K)中的表示检验时含常数项(C=0表示不含常数项),T表示含趋势项(T=0表示不含趋势项),K表示滞后阶数;Δ表示—阶差分算子;* ** *、* **、* 分别表示在10%、5%、1%水平上显著(下同)。

3.3 协整检验

本研究采用EG两步法^[23],以分析环境影响评估与发明专利申请量的关系为例(其他类似)。由于“创新可以孕育创新”,在一定时期专利申请量不仅与当期的环境影响评估有关,而且还可能受前一期专利申请量的影响,具有一定的惯性。由此,可以建立如下普通最小二乘回归模型

$$P_t = \partial_0 + \partial_1 P_{t-1} + \partial_2 EQVA_t, \quad t = 1, 2, \dots, 10. \quad (2)$$

对此回归模型的残差序列进行单位根检验,结果见表5。结果显示,所有残差序列皆为平稳序列,表明P、E_C与变量EQVA、R、R&D、H、M之间存在协整关系,即长期均衡关系。

表5 ADF 检验结果

检验序列 (残差序列)	ADF 统计量	临界值	检验形式 (C,T,K)	结论
EQVA 和 P	-5.512 839	-5.338 346**	(C, T, 1)	平稳
EQVA 和 E _C	-67.261 500	-7.006 336*	(C, T, 2)	平稳
R 和 P	-16.504 540	-8.235 570*	(C, T, 1)	平稳
R 和 E _C	-6.730 902	-4.773 194**	(C, T, 2)	平稳
R&D 和 P	-4.548 756	-3.877 714***	(C, T, 1)	平稳
R&D 和 E _C	-15.051 800	-7.006 336*	(C, T, 2)	平稳
H 和 P	-4.382 017	-4.187 634***	(C, T, 1)	平稳
H 和 E _C	-29.641 370	-7.006 336*	(C, T, 2)	平稳
M 和 P	-32.152 620	-8.235 570*	(C, T, 1)	平稳
M 和 E _C	-5.918 535	-4.773 194**	(C, T, 2)	平稳

3.4 格兰杰因果检验

协整检验可以判断变量之间是否存在长期均衡关系,但这种关系究竟是由哪个变量引发另一个变量的结果,需要进行格兰杰(Granger)因果关系检验。如果变量之间是协整的,那至少存在一个方向上的Granger原因,在非协整

情况下,任何原因的推断将是无效的^[24]。对于经济时间序列来说,如果 X 能有效地帮助预测 Y ,那么 X 是 Y 的 Granger 原因。Granger 因果性检验的是先后次序和信息内容,并非一般意义上说明某种原因的关系。检验结果见表 6。

表 6 Granger 因果关系检验结果

零假设	滞后阶数	F 值	P 值	决策
P 不是 $EQVA$ 的 Granger 原因	1	1.797 12	0.272 5	接受
$EQVA$ 不是 P 的 Granger 原因	1	15.391 20	0.029 5	拒绝
P 不是 R 的 Granger 原因	1	0.017 58	0.902 9	接受
R 不是 P 的 Granger 原因	1	5.211 00	0.094 7	拒绝
P 不是 $R\&D$ 的 Granger 原因	1	0.003 38	0.957 3	接受
$R\&D$ 不是 P 的 Granger 原因	1	3.592 94	0.015 4	拒绝
P 不是 H 的 Granger 原因	1	0.090 59	0.783 1	接受
H 不是 P 的 Granger 原因	1	33.113 30	0.010 4	拒绝
P 不是 M 的 Granger 原因	1	0.079 86	0.795 9	接受
M 不是 P 的 Granger 原因	1	2.455 31	0.065 4	拒绝
E_C 不是 $EQVA$ 的 Granger 原因	1	0.054 13	0.825 3	接受
$EQVA$ 不是 E_C 的 Granger 原因	1	2.491 40	0.017 5	拒绝
E_C 不是 R 的 Granger 原因	1	4.314 90	0.092 4	拒绝
R 不是 E_C 的 Granger 原因	1	1.508 98	0.274 0	接受
E_C 不是 $R\&D$ 的 Granger 原因	1	0.003 66	0.954 1	接受
$R\&D$ 不是 E_C 的 Granger 原因	1	4.268 47	0.093 7	拒绝
E_C 不是 H 的 Granger 原因	1	0.476 36	0.520 8	接受
H 不是 E_C 的 Granger 原因	1	7.307 53	0.043 2	拒绝
E_C 不是 M 的 Granger 原因	1	0.742 34	0.428 3	接受
M 不是 E_C 的 Granger 原因	1	2.844 49	0.015 3	拒绝

由表 6 可见, $EQVA$ 、 R 、 $R\&D$ 、 H 、 M 对 P 的影响均显著,均为 P 的 Granger 原因,其增加会影响 P 的增加;反之则不成立。这说明, $EQVA$ 、 R 、 $R\&D$ 、 H 、 M 与 P 之间只有单向因果关系,不存在互为因果的反馈性联系。此外, $EQVA$ 、 $R\&D$ 、 H 、 M 对 E_C , E_C 对 R 的影响均显著,说明 $EQVA$ 、 $R\&D$ 、 H 、 M 均为 E_C 的格兰杰原因, E_C 为 R 的 Granger 原因;反之则不成立。说明它们之间只有单向因果关系,并不存在互为因果的反馈性联系。

3.5 误差修正模型检验

对具有协整关系的序列,计算出误差修正项,并将其滞后一期看作一个解释变量,连同其他反映短期波动关系的变量一起,建立误差修正模型,反映变量短期关系。在此,首先以分析环境影响评估与发明专利申请量的关系为例,其他类似。在式(1)回归模型基础上,如果当期的发明专利申请量与当期的环境影响评估及前期的发明专利申请量均为一阶单整序列,则可求出误差修正序列,并建立误差修正模型如下,

$$\nabla P_t = \beta_0 + \beta_1 \nabla EQVA_t + \beta_2 \nabla P_{t-1} + \beta_3 e_{t-1} + \beta_4 t, \quad t = 1, 2, \dots, 10, \quad (3)$$

式中,的 ∇P 、 $\nabla EQVA$ 分别为变量对数滞后 1 期值; e_{t-1} 为误差修正项, $e_{t-1} = \nabla P_t - \partial_0 -$

$$\partial_1 \nabla EQVA_{t-1} - \partial_2 \nabla P_{t-1}, \quad t = 1, 2, \dots, 10。$$

通过分析可以证明变量序列 P 、 E_C 以及 $P(-1)$ 、 $E_C(-1)$ 与其他 5 个变量之间存在协整关系,故可以建立误差修正模型。先分别对序列 P 、 E_C 、 $P(-1)$ 、 $E_C(-1)$ 以及其他各变量序列进行一阶差分,然后对各个误差修正模型进行估计,结果见表 7。

表 7 P 的误差修正模型估计结果

误差修正序列	ECM	回归系数	t 值	P 值	显著性
$EQVA$ 和 P	11	1.557 764	2.737 540	0.111 5	不显著
R 和 P	31	0.702 443	0.918 582	0.455 3	不显著
$R\&D$ 和 P	41	0.002 892	0.001 325	0.999 1	不显著
H 和 P	51	-1.385 801	-1.696 353	0.231 9	不显著
M 和 P	61	0.457 418	0.229 058	0.840 1	不显著
$EQVA$ 和 E_C	12	-1.690 061	-1.391 580	0.236 4	不显著
R 和 E_C	32	-1.857 396	-5.395 947	0.005 7	显著
$R\&D$ 和 E_C	42	-3.083 718	-3.761 526	0.019 7	显著
H 和 E_C	52	0.319 522	0.134 353	0.899 6	不显著
M 和 E_C	62	-1.662 288	-1.269 230	0.273 2	不显著

由表 7 可见,变量 R 和 $R\&D$ 的 T 检验值均显著,其误差修正项的系数分别为 $-1.857 396$ 、 $-3.083 718$,这说明其长期均衡对短期波动的影响显著。除此之外,其他的 8 个变量 T 检验值均不显著,这说明其长期均衡对短期波动的影响不大。

4 结果分析及建议

本研究基于动态计量模型,以我国汽车产业 1999~2008 年的数据进行实证研究,探讨了环境影响评估制度、“三同时”制度、污染限期治理制度三大环境政策及技术进步、市场结构、产业特征对我国汽车产业的环境技术创新的影响,得到如下几点结论。

4.1 环境政策与环境技术创新

由逐步回归分析发现,环境政策中的环境影响评估制度、污染限期治理制度与环境技术创新存在相关关系。通过协整分析发现,它们之间还存在长期均衡关系,并且环境影响评估制度和污染限期治理制度均为产品创新的格兰杰原因,而环境影响评估制度是过程创新的格兰杰原因。此外,过程创新是污染限期治理制度的格兰杰原因,反之均不显著,说明这些变量间只有单向因果关系,不存在互为因果的反馈性关系。这表明,环境影响评估制度是产品创新的强外生变量,而过程创新是污染限期治理制度的强外生变量。通过误差修正模型检验发现,污染限期治理制度的长期均衡对过程创新短期波动的影响显著,而其他环境政策的长期均衡对环境技术创新短期波动的影响不大。

其实,汽车产业是一个典型的具有负外部效应的行业。据统计,60%的底层大气污染物,如一氧化碳、氮氧化物、碳氢化合物来自于汽车尾气。我国从20世纪80年代就开始了汽车污染物排放的监督和约束工作,尤其是“十五”以来,我国先后制定或修订了《清洁生产促进法》、《环境影响评价公众参与办法》等法律法规,要求汽车生产企业专注于排污控制技术的更新和发展,促进了环境友好型产品研发和技术进步。同时,政府对节能环保的小排量汽车、混动汽车以及电动汽车出台的优惠政策也吸引了越来越多的汽车生产企业组建专门的科研中心,开展相关研发工作。对于正处上升期的中国汽车产业来说,今后汽车产业占全国碳排放的比例势必会越来越高。鉴于此,在高速发展和节能减排的矛盾中,汽车产业必须转变发展模式。低污染、低排放、低能耗的低碳型汽车必将是未来汽车发展的主导方向。

针对这种情况,可以适当提高我国环保政策强度,进一步建立和完善节能减排的法律法规和标准体系,加强环保生产一致性检查及违规处置力度,为节能环保汽车的发展营造良好环境,借此增强对企业环境技术创新的激励。同时,政府还需进一步推进以市场为基础的环保政策改革,针对具体情况,借助价格、税收、补贴等多种手段,激励企业重视环保技术的开发与利用,在生产过程和产品中采用环保型技术。

4.2 技术进步与环境技术创新

逐步回归分析发现,R&D投入、人力资本存量与环境技术创新存在相关关系。通过协整分析发现,它们之间还存在长期均衡关系。通过格兰杰因果检验发现,R&D投入和人力资本存量对产品创新和过程创新的影响均显著,反之不显著,说明它们之间也只有单向因果关系,而无互为因果的反馈性关系。这表明R&D投入和人力资本存量均是产品创新和过程创新的强外生变量。通过误差修正模型检验发现,二者的长期均衡对产品创新短期波动影响不大,而R&D投入的长期均衡对过程创新短期波动有显著影响。

这个结果说明,我国汽车产业的人力资本存量是环境技术创新的一个显著因素,应给予更多关注。事实上,当前我国汽车产业研发人才短缺现象比较严重。据统计,欧美国家汽车研发人员一般占全行业30%以上,我国仅为8%。由于本研究中人力资本存量是用汽车产业中研发人员数量与其平均受教育年限的乘积

来衡量的,所以,需要在扩大研发人员规模的同时,进一步提高其文化科技水平。政府应该尽快出台和完善支持自主创新人才的激励制度,以激发自主创新人才的积极性、主动性和创造性。

此外,我国汽车产业的研发经费投入也不足,远低于国外汽车企业投入水平。如福特公司的研发费用占销售收入的4.31%,通用汽车公司也占到3.20%,而我国汽车工业的这一比例始终在1.4%~1.8%之间徘徊,且重产品引进,轻技术消化与吸收现象也较严重,我国引进技术和消化吸收的经费投入比是1:0.08,而日本和韩国的比例是1:5~1:8,相比之下,我国无论是从创新投入总量还是比例来看,与汽车强国都存在巨大差距,还未形成“引进-吸收-试制-自主创新”的良性发展。因此,除了政府需加大R&D投入,企业还需积极引导各方资金进入,大力扶持汽车产业,尤其是新能源和节能技术、产品的研发力度,提高全行业的技术水平。同时,我国汽车产业应着力于技术研发能力的积累,真正确立企业的研发主体地位,以走向可持续发展道路,并最终在全球产业结构中占据制高点。

4.3 市场结构与环境技术创新

实证发现,产品销售利润率与环境技术创新之间存在长期均衡关系,同时,产品销售利润率也是产品创新和过程创新的强外生变量,其长期均衡对技术创新短期波动的影响不大。这表明我国汽车产业在看好未来盈利的预期下,对环境技术创新尚不够重视。技术能力提升是个逐步累积的过程,可是,一直受到政府特殊保护的“三大”(一汽、东风、上汽)和“三小”(广汽、北汽、长安)汽车企业,在市场占有率和盈利水平上拥有显著优势,不仅总额占据了中国市场的半壁江山,各自销售利润率也占据了榜单的前6名。但是,通过统计发现,改革开放以来,环境保护型专利申请量排前6名的汽车企业中,只有2家位列其中,其余均为民营企业。这说明,较高的产品销售利润率与市场份额并未有效促进国有大型车企的环境技术创新,相反,还限制了民营车企的发展,影响了我国汽车产业自主创新进程。

为了发挥市场对汽车产业环境技术创新的作用,政府需要健全汽车市场体制,为企业自主创新建立公平竞争的市场环境。具体而言,要积极引导市场,整顿市场秩序,营造法规健全的市场环境;要加强知识产权保护,加大打击侵犯知识产权的力度,提高和保护企业科技开发和

创新的积极性;加大对新技术、新工艺专利的申请力度,形成保护知识产权的良好环境;要集中人、财、物资源,建立企业创新平台;要加强政府及相关部门与企业间的沟通,为企业提供更多有效的市场科研发展信息和技术信息。

除此之外,产品出口、工业产值增加值和企业数对汽车产业环境技术创新作用均不显著。这说明,虽然我国汽车产业在出口、产值和规模上取得了一定成绩,但仍存在诸多问题。同时,节能减排的压力越来越大,将迫使我国本土车企必须站在世界技术进步的高度,加大对新能源汽车的探索,走出一条环境友好型的发展道路,只有政企合力,才能打造节能减排循环产业链,才能真正实现我国从汽车大国向汽车强国的转变。

参 考 文 献

[1] 周生贤. 实施科技兴环保战略,努力开创环境科技工作新局面[J]. 中国科技产业, 2006(9):6~11.

[2] 沈斌, 冯勤. 基于可持续发展的环境技术创新及其政策机制[J]. 科学学与科学技术管理, 2004(8):52~55.

[3] ATKINSON S E, HALVORSEN R. A New Hedonic Technique for Estimating Attribute Demand: An Application to the Demand for Automobile Fuel Efficiency[J]. Review of Economics and Statistics, 1984, 66(1): 417~426.

[4] WILCOX J. Automobile Fuel Efficiency: Measurement and Explanation[J]. Economic Inquiry, 1984, 22(3): 375~385.

[5] PAKES A, BERRY S, LEVINSOHN J A. Application and Limitations of Some Recent Advances in Empirical Industrial Organization: Prices Indexes and the Analysis of Environmental Change [J]. American Economic Review, 1993, 83(3):240~246.

[6] POPP D. The Effect of New Technology on Energy Consumption[J]. Resource and Energy Economics, 2001, 23(4): 215~239.

[7] PORTER M E, LINDE C. Toward R&D a New Conception of the Environmental Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4):97~118.

[8] JAFFE A, PALMER K. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Study[J]. The Review of Economics and Statistics, 1997, 79(4):610~619.

[9] ARIMURA T H, HIBIKI A, JOHNSTONE N. An Empirical Analysis of Environmental R&D: What Encourages Facilities to be Environmentally Innovative [M]//JOHNSTONE N. Environmental Policy and Corporate Behavior. Cheltenham; Edward Elgar Publishing Ltd, 2007:142~173.

[10] LANJOUW J O, MODY A. Innovation and the In-

ternational Diffusion of Environmentally Responsive Technology[J]. Research Policy, 1996, 25(4): 549~571.

[11] HORBACH J. Determinants of Environmental Innovation: New Evidence from German Panel Data Sources [J]. Research Policy, 2008, 37(1):163~173.

[12] BRUNNERMEIER S B, COHEN M A. Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 45(2):278~293.

[13] FRONEL M, HORBACH J, RENNINGS K. End-of-pipe or Cleaner Production: An Empirical Comparison of Environmental Innovation Decisions across OECD Countries[J]. Business Strategy and the Environment, 2007, 16(8):571~584.

[14] 宋泓, 柴瑜, 张泰. 市场开发、企业学习及适应能力和产业成长模式转型:中国汽车产业案例研究[J]. 管理世界, 2004(8): 61~75.

[15] 朱永彬, 刘晓, 王铮. 碳税政策的减排效果及其对我国经济的影响分析[J]. 中国软科学, 2010(4): 1~10.

[16] 黄德春, 刘志彪. 环境规制与企业自主创新:基于波特假设的企业竞争优势构建[J]. 中国工业经济, 2006(3):100~107.

[17] 赵红. 环境规制对中国产业技术创新的影响[J]. 经济管理, 2007, 29(21):57~61.

[18] 白雪洁, 宋莹. 环境规制、技术创新与中国火电行业的效率提升[J]. 中国工业经济, 2009(8):68~77.

[19] 江珂. 环境规制对中国技术创新能力影响及区域差异分析:基于中国 1995~2007 年省际面板数据分析 [J]. 中国科技论坛, 2009(10):28~33.

[20] 彭海珍. 环境管制对环境创新国际扩散的影响机制研究[J]. 科技进步与对策, 2009, 26(16): 28~32.

[21] 戴鸿轶, 柳卸林. 对环境创新研究的一些评论[J]. 科学学研究, 2009, 27(11):1 601~1 610.

[22] JAFFE A B, TRAJTENBERG M, HENDERSON R. Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3):577~598.

[23] ENGLE R F, GRANGER C W J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing[J]. Econometrics, 1987, 55(2): 251~276.

[24] GRANGER C W J. Investing Casual Relations by Econometric Models and Cross-spectral Method[J]. Econometrics, 1988, 37(3): 424~438.

(编辑 丘斯迈)

通讯作者:邵云飞(1963~),女,浙江金华人。电子科技大学(成都市 610054)经济与管理学院教授、博士研究生导师,博士。研究方向为技术创新管理。E-mail: shaoyf@uestc.edu.cn