环境管制对企业绩效的影响

——基于中国地级市数据的研究

罗素清（副教授）

【摘要】除了“波特假设”提到的创新补偿和减少浪费，环境管制还能通过扩大市场空间、增加市场份额、提升管理水平等途径影响企业绩效。环境管制强度与企业绩效之间存在非线性关系，企业绩效随环境管制力度的加大先递增后递减。基于我国2004～2012年250个地级市的面板数据和系统广义矩方法估计环境管制对企业绩效的影响，结果证明了环境管制与企业绩效之间存在倒U形关系的假设，并通过了环境管制和企业绩效指标稳健性等方面的检验。促进环境管制对企业的正向影响可从适度提高环境管制强度、灵活运用市场化政策工具、考虑地区差异等方面考虑。

【关键词】环境管制；企业绩效；波特假设；倒U形

【中图分类号】F222　　【文献标识码】A　　【文章编号】1004-0994(2016)29-0032-6

一、引言

我国经济的快速发展所带来的环境问题引起社会各界的广泛关注，即使不考虑自然资源损耗及难以计算的减损，环境污染治理成本也占GDP的3%左右，特别是近年来环境事件（如雾霾、水污染、重金属污染）频发，越来越多的学者开始进行环境政策工具选择以及效果的研究。政策制定者也面临着管制的困境：一方面环境问题突出，经济发展的可持续性问题引起广泛关注；另一方面经济危机背景下加强环境管制可能会给企业施加过度压力，传统经济学认为企业已经根据市场做出最低成本和最优资源配置选择，政府对环境的管制不可避免地会增加企业成本，在开放市场中削弱企业竞争力。

20多年前，波特教授就提出了著名的“波特假设”，对传统观点提出质疑，其认为：企业受到合理的管制反而可能提升企业竞争力，主要是因为管制激励了企业创新和减少了浪费。大量的文献对这一假设是否成立进行了研究，但直到现在仍然没有一致的研究结论。对假设的理论和实证研究一致认为，合理的环境管制的确在增加企业R&D支出、提升治理污染创新和总体创新水平、促进生产技术进步等方面有积极作用，但是环境管制对企业竞争力提升的“强波特”观点则并没有取得一致意见，问题的关键在于提升创新能力不等于提升企业竞争力，其实Porter和Van der Linde（1995）也认为管制导致的创新通常并不能补偿成本的上升，只有合理的政策才能增强企业竞争力。当前对“强波特假设”环境管制对企业竞争力影响的实证研究结果主要有三大类：①消极影响。Jaffeet等（1995）、Broberg等（2013）发现环境管制对产出效率具有消极影响。Lanoie等（2011）认为环境管制激发的创新并不能弥补环境规制的成本。许松涛与肖序（2011）研究表明，我国的环境规制从整体上降低了重污染行业的投资效率，我国经济发展与环境保护之间的关系并未达到“波特假设”的双赢局面。②不显著。Brännlundr和Lundgren（2010）对最先开展环境规制的瑞士制造业进行的研究并没有发现两者之间存在显著的关系，或者影响太小而不能被察觉。③积极影响。Lanoie等（2008）从动态角度发现环境管制对产出效率是有积极影响的，而且这种效果在存在高度外部竞争的情况下更加明显。而Ambec等（2013）在总结已有经验研究后，发现近年以连续时间研究动态变化的实证研究多数支持了环境管制对企业生产效率的影响。

环境管制对企业竞争力的影响不仅仅通过促进研发创新来实现，还扩大了企业的市场空间、增加了市场份额、提升了管理水平等，本文认为环境管制与企业绩效之间可能存在非线性关系。从实证研究的角度看，当前对环境管制与企业竞争力关系的研究缺少对动态影响和由此导致的内生性问题的考虑，同时存在研究样本时间普遍较短等问题。Ambec等（2013）认为，目前关于波特假设的实证研究中至少有50%的结果不一致是由数据处理和测量问题导致的。除此之外，当前国内相关研究主要建立在省级层面验证，样本量过少可能会影响实证结果的可信度，所以本文采用工具变量法和广义矩估计方法降低内生性问题的影响，并采用地级市面板数据来检验环境管制对企业竞争力的影响。

二、理论分析与研究假设

Mohr和Saha（2008）的案例研究表明，环境管制不一定激励了创新，但是公司却经常从中受益，有时候也无法分清

这种收益是否是由创新所致，建议不一定从激励创新的角度看待问题。目前研究发现，除波特假设提到的环境管制激励企业创新和节约成本，从而提升企业竞争力的路径外，环境管制至少还存在以下三种效应：

1. *扩大市场空间*。从消费者角度看，环境质量作为产品质量的一个维度，在缺乏管制的情况下，厂商倾向于生产低环境质量产品，不敢轻易提升环境质量，陷入环境污染的“囚徒困境”中。消费者对行业失去信心，倾向于少购买产品。因此环境管制在一定程度上降低了信息不对称程度，从而扩大了市场空间和产品差异化，提高了利润，这也能在一定程度上解释现实中企业实行行业自律并主动承担社会责任、自愿提高环保标准等行为。

2. *增加市场份额*。从消除竞争者角度看，环境管制为行业建立了更高的准入门槛，同时为其他企业参与竞争制造了障碍。Helland和Matsuno（2003）发现环境成本为当前市场上的大企业创造了租金。Urpelainen（2011）从规制俘虏（regulatory capture）的角度对此问题做了类似的探讨。从国家或者地区税收竞争角度考虑，本地政府有动力保护本地企业扩大产品出口、减少外地同质产品进口，所以出台的环境管制政策一般有利于本地企业，一定程度上抑制了竞争。环境标识也在一定程度上增加了产品的市场区分度，更吸引环境友好型消费者，中国上市公司在2007年以前没有相应法律法规的情况下主动披露环境信息便属于此类行为。

3. *提升管理水平*。企业管理层都是有限理性个体，受知识储备、时间和精力等限制，更低成本、低污染的生产技术和管理方法的采用需要一定时间，而管制水平的提升加快了这一进程，严格的环境管制帮助企业管理者发现了过去忽视的可盈利机会。Kriechel和Ziesemer（2009）的研究也认为“波特假设”在存在非完全竞争、X非效率等情况下成立。此外还存在委托代理问题，经理人倾向于安于现状、少创新，因为创新属于本期投资、以后收益、不确定收益，环境管制则在一定程度上克服了这个问题。Shogren和Taylor（2008）从行为经济学的角度也发现了这一问题，市场有缺陷则说明企业不一定都是完美的。

所以，除去“波特假设”提到的激励创新、减少浪费外，环境管制还能扩大企业市场空间、提高市场占有率、提升管理水平、增加企业利润进而增强企业竞争力，环境管制从无到有的过程可能对企业绩效有提升作用。Brännlund和Lundgren（2010）也认为，适度的管制可能会有利于企业竞争力的提升。中国经过30多年改革开放的快速发展，工业化已经逐步进入中后期，金碚（2009）认为当前中国制造业完全有能力达到更高的环境标准，环境管制与企业竞争力之间可以存在正向的因果关系。同时，李钢等（2010）对环境污染成本的核算表明，中国当前完全有能力承担环境成本，即使环境成本上涨10%，企业生产成本也仅上升0.06%，所以环境管制所带来的负面影响并不大，这一点可以从侯伟丽和方浪（2012）对中国污染密集型行业的研究中得到验证。基于以上分析，本文提出如下假设：

假设一：环境管制的出现有助于提升企业绩效。

政府环境管制是一把双刃剑，在企业创新不足的背景下，从无环境管制走向适度的环境管制的过程可以激励创新，增强企业竞争力，但是如果不考虑经济发展阶段特征而进行过分管制，将可能降低企业盈利能力和竞争力。环境管制增强不断增加企业成本，但是研发创新是持续性行为，扩大市场空间、提升管理水平的效果是边际递减的，企业企图扩大市场份额也逐渐会遭到同行的效仿，所以环境管制强度过快增长对净收益的影响可能是负面的。这也能从相关研究中得到验证，如Fleishman等（2009）对美国发电厂的研究发现，当减排压力过大时，企业生产效率会降低，减排压力小时，生产效率才会提高。Kemp和Pontoglio（2011）认为环境规制对企业创新的影响，取决于环境管制严厉程度、执法力度、监管有效性、透明可预见性等。金碚（2009）等对中国的研究也认为，企业消化环境管制带来的成本上升是需要时间的，所以环境管制应该逐步推进，既不能管制强度过低而起不到激励创新的作用，也不能强度过高而让企业一时无法承受。所以，本文认为环境管制对企业竞争力的影响可能是非线性的，当前中国环境管制强度与企业竞争力之间可能存在倒U形关系。基于以上分析，本文提出如下假设：

假设二：过度环境管制导致企业生产成本增加过快，对企业绩效的净影响为负。

当然在现实中，这种关系可能还受管制体系、经济和社会环境等方面的影响。当前也有研究（如傅京燕和李丽莎，2010；李玉楠和李廷，2012）认为环境管制与产业竞争力提升存在U形关系。本文认为这可能与这些文章主要从贸易的产业层面研究问题有关，从企业或者地区研究的角度来看，这种U形关系不能解释现实：无限制提升环境管制强度并不能一直增加产业竞争力。

三、模型设定与估计方法

1. *理论模型的设定*。

$$roa_{i,t}=\alpha roa_{i,t-1}+\beta_1 gwtr_{i,t}+\beta_2 gwtrsq_{i,t}+\gamma X_{i,t}+u_i+\varepsilon_{i,t}$$

其中：$roa_{i,t}$为地区企业绩效指标，以地区规模以上企业平均资产收益率代表，资产收益率是衡量企业盈利能力与资产利用相对效率非常有效并广泛使用的指标，毕竟竞争力主要体现为长期持续的盈利能力和相对效率。$gwtr_{i,t}$为地区环境管制强度代理变量，已有研究中环境管制强度衡量标准较多，一般可分为污染控制强度、污染治理支出比例、管制政策的实施等，事实上，Ambec等（2013）对此问题作了系统性的综述，认为相对于环境治理成本，环境管制强度指标更具有说服力。鉴于地级市连续时间数据可得性，本文通过考察二氧化硫排放处理率指标来检验假设一，同时将$gwtr_{i,t}$的平方

项 $gwtrsq_{i,t}$ 引入模型考察假设二。$X_{i,t}$ 为其他控制变量，遵循已有研究成果，本文引入 $pgdp_{i,t}$ 表示人均GDP，控制地区经济发展程度和收入差异；$market_{i,t}$ 表示市场化程度，用私营和个人企业就业人数占本地单位就业总人数的比例代表；$is_{i,t}$ 为第三产业产值占国民经济总产值的比重；$growth_{i,t}$ 为地方国民经济生产总值增长率；引入两个时间虚拟变量，policy用来考察2004年底通过、2005年实施的《固体废物污染环境防治法》和2005年2月份通过的《可再生能源法》的影响，$risk_t$ 用来控制2008年开始的全球性金融危机的影响；引入两个地区性虚拟变量，$east_i$、$west_i$ 分别代表该地区属于东部地区、西部地区，考虑到动态面板数据处理技术要求截面数远大于时间跨度，因此本部分并没有用分地区数据分别估计，而是采用虚拟变量法一并估计。

本文所有基础性数据来自2004～2012年《中国城市统计年鉴》，由于本文所用研究方法对数据时间连续性有较高要求，故剔除了连续2年及以上有指标缺失值的地级市，最终研究对象为全国250个地级市。表1为变量描述性统计分析结果。

表 1　　变量描述性统计分析

stats	roa	gwtr	pgdp	market	size	growth	is
mean	0.0685	0.340	2.3250	0.8390	1.353	0.1390	0.3730
sd	0.0564	0.247	1.8500	0.5620	1.111	0.0312	0.0965
p50	0.0583	0.298	1.7370	0.7060	1.055	0.1380	0.3570
max	1.2090	0.996	13.3300	6.0890	13.75	0.3770	0.8060
min	−0.0777	0	0.0099	0.0542	0.152	−0.0340	0.1110
N	2228	2232	2241	2247	2248	2241	2246

2. *估计方法的选择*。由于企业盈利能力显著受企业过去状况的影响，考虑到滞后的资产收益可能导致的内生性问题，同时本数据集为截面数，相对时间跨度较大，所以本文采用动态面板数据处理方法最为合适，它包括差分广义矩估计（DIF-GMM）和系统广义矩估计（SYS-GMM），由于后者克服了DIF-GMM易受弱工具变量影响的弱点而具有更好的有限样本性质，通常采用一步法进行回归。GMM估计的一致性取决于几个规则，首先通过Areellano-Bond自相关检验，原假设是差分方程的随机误差项，不存在二阶自相关；其次，所有方程通过Hansen过度识别检验；最后，Bond（2002）认为在短面板中对于因变量滞后一阶的估计值，GMM估计应该在混合OLS估计和固定效应之间，这样的结果更加有效。另外，实践中工具变量数一般要求小于截面数。

四、计量结果分析

1. *环境管制对企业绩效影响的验证*。本文利用2004～2012年250个城市的面板数据对模型进行了估计，表2是变量间的相关系数，估计结果见表3。从OLS和固定效应回归的因变量滞后期显著性可以认为，本文采用动态面板处理技术是合适的，根据前面的方法讨论可以认为SYS-GMM的结果是有效可靠的，因为：①AR（2）检验不能拒绝原假设；②Hansen检验不能拒绝工具变量有效性原假设；③因变量滞后项介于OLS估计值和FE估计值之间；④工具变量数显著小于截面数。因此下文将根据SYS-GMM默认的一步法估计的结果A3进行分析。本文还提供了用二步法进行SYS-GMM估计的结果A4，用正交偏差转换来代替差分转换以减轻缺失值对结果的影响的估计结果A5，来与常规SYS-GMM一步法结果A3对比，结果表明A3的估计是稳健的。

表 2　　变量相关系数矩阵

	roa	gwtr	pgdp	size	market	is	growth
roa	1						
gwtr	0.042*	1					
pgdp	0.177***	0.321***	1				
size	0.264***	0.263***	0.537***	1			
market	0.0310	0.128***	0.211***	−0.0210	1		
is	−0.093***	0.151***	0.193***	0.086***	0.144***	1	
growth	0.0280	−0.107***	0.039*	0.035*	0.039*	−0.121***	1

注：***表示p<0.01，**表示p<0.05，*表示 p<0.1。下同。

首先，计量结果显示，在控制了其他变量的影响之后，环境管制强度与企业平均盈利能力之间存在倒U形关系，当环境管制强度较低时，对企业盈利的净影响为正，环境管制强度平方项虽为负但系数较小，但是当环境管制强度大幅度提高后，则可能给企业盈利能力带来负面影响，假设一、二分别得到验证。

其次，其他控制变量的符号也与预期符号一致。公司绩效受公司过去表现的影响显著，人均GDP高的地方企业有更好的盈利机会，公司规模越大则盈利能力越强。对企业盈利提升影响最为明显的是本地经济增长速度，经济增长速度每提升1%，促进企业盈利提升1.127%。用以衡量地区市场化程度的私营和个体企业员工占总就业人数比例与企业盈利率之间呈现负向关系，这可以理解为市场化程度高的地区企业竞争更激烈，民营企业的活跃伴随着超额利润的降低和外部资金的进入。本文还从policy变量显著为正发现2005年前后实施的一系列环境法律法规是适宜的，这也从侧面验证了假设一。同时2008年开始的金融危机对企业经营状况产生了负面影响。本文虽然控制了地区虚拟因素，但是从结果来看地区差异并不显著，考虑地区差异对结果并未有较大影响。

2. *环境管制指标的稳健性考察*。考虑到用二氧化硫处理率代替地方环境管制对结果可能存在的影响，本部分用工业固体废弃物处理率 $swtr_{it}$ 来衡量地方环境管制强度，所有控制变量与前文一致，控制人均GDP、市场化指标、第三产业比重、公司规模、经济增长率、2005年前后颁布并实施的一系列环境管制政策、金融危机、东中西地区差异等因素，得到回归

表 3　中国地级市环境管制对企业绩效影响的估计（2004～2012年）

	A1	A2	A3	A4	A5
估计方法	OLS	FE	SYS-GMM	SYS-GMM-T	SYS-GMM-O
被解释变量	roa				
L.roa	0.661*** (0.062)	0.330*** (0.075)	0.564*** (0.091)	0.408*** (0.097)	0.603*** (0.093)
gwtr	0.0258** (0.013)	0.0418** (0.018)	0.720*** (0.270)	0.571* (0.293)	0.565** (0.277)
gwtrsq	−0.0243 (0.015)	−0.0339 (0.021)	−0.735** (0.325)	−0.601* (0.320)	−0.583* (0.328)
pgdp	0.000633 (0.001)	0.00521* (0.003)	0.000924 (0.018)	−0.000229 (0.020)	0.0128 (0.017)
size	0.00550*** (0.002)	0.00401 (0.004)	0.0156 (0.018)	0.0206 (0.018)	0.00176 (0.018)
market	0.00575*** (0.002)	0.0129*** (0.004)	−0.0601 (0.054)	−0.0133 (0.044)	−0.0655 (0.055)
is	−0.0106 (0.019)	0.0139 (0.016)	0.00777 (0.088)	−0.0454 (0.093)	0.0376 (0.092)
growth	0.0829** (0.034)	0.148** (0.071)	1.127*** (0.283)	0.888*** (0.241)	1.214*** (0.325)
policy	0.000956 (0.003)	−0.000383 (0.003)	0.0164*** (0.004)	0.0133*** (0.004)	0.0147*** (0.004)
risk	−0.00526** (0.003)	−0.00338 (0.003)	−0.00180 (0.005)	−0.00376 (0.006)	−0.000232 (0.005)
west	−0.00497 (0.003)		0.00133 (0.013)	0.00481 (0.014)	0.00630 (0.012)
east	−0.00460 (0.003)		−0.00876 (0.022)	−0.00722 (0.023)	−0.0207 (0.022)
Constant	0.000762 (0.011)	−0.0177 (0.012)	−0.220*** (0.064)	−0.174*** (0.061)	−0.221*** (0.069)
Observations	1925	1925	1925	1925	1925
R-squared	0.405	0.167	−	−	−
City	−	250	250	250	250
AR(1)	−	−	0.006	0.010	0.005
AR(2)	−	−	0.183	0.232	0.142
Hansen test	−	−	0.178	0.178	0.067
工具变量数	−	−	37	37	37

注：①括号中数值均为稳健标准误；②L.roa是内生变量，policy、risk、east、west是严格外生变量；③对于内生变量，这里采用滞后到5阶。

结果见表4。根据前面的方法讨论可以认为SYS-GMM的结果是有效可靠的，本文还提供了分别用二步法和正交转换后进行SYS-GMM估计的结果B4和 B5，结果表明SYS-GMM一步法回归的结果B3是稳健的。

这里将主要对B3进行分析，通过与A3对比可以发现，更换环境管制的代理变量并没有对计量结果造成大的影响，说明模型是稳定的。从解释变量系数来看，公司绩效与环境规制之间存在的倒U形关系仍可以很明显地得到证实，假设一和假设二分别得到验证。公司绩效受过去表现的显著影响，对企业绩效提升影响最大的是本地的经济增长率。也有几点不同的地方，如第三产业结构变量 $is_{i,t}$ 系数变成负，当然在A3和B3两个模型中都不显著，这可能是因为部分地区第三产业比例的提升并没有第二产业支撑，第三产业里生产性服务业与制造业结合最为紧密、生产效率最高，这里并未区分第三产业种类的缘故；2005年前后实施的环境政策变量policy对企业绩效的正向动态影响变为显著，这可能与本部分选取的代理变量有关，因为在2005年前后实施的多项政策中，其中有一项主要的政策是关于固体废弃物处理，这也从一个侧面验证了假设一；东部地区资产收益率显著低于中西部地区，西部地区资产收益率高于中部地区但是不显著，这主要是因为东部地区民营经济发达、市场更加活跃，超额利润率随之降低。

3. 企业绩效指标的稳健性考察。也有研究着重从企业盈利的角度来进行研究，为考察前文使用的企业绩效指标的稳健性，这里更换企业绩效衡量指标为企业利润。Mohr和Saha等（2008）是从企业盈利的角度进行考察，Lanoie等（2011）也是采用成本收益对比的方法，具体数据采用规模以上企业总利润除以公司数量，然后进行去量纲化降低异方差影响的对数化处理，同时也为与模型中其他比例变量相对比，估计结果见表5。

根据前面的方法讨论可以认为SYS-GMM的结果是有效可靠的，将C3与采用二步法估计SYS-GMM的模型C4结果、用正交偏差转换的模型C5结果对比，可以认为SYS-GMM一步法的回归结果是稳健的，这里主要分析模型C3。估计结果表明，环境规制与企业绩效之间的倒U形关系可以显著得到证实，企业绩效受过去经营情况显著影响，对企业绩效提升影响最为明显的是本地区经济增长速度。将C3结果与A3、B3对比可以发现，仅仅从盈利的角度来看，金融危机造成了显著的负面影响，而这种影响在A3、B3中并不显著，可能是因为前文所用的资产收益率指标不能衡量资金成本，虽然企业效率并未受金融危机显著影响，但是企业盈利受金融危机的负面影响显著，考虑到企业自发缩减投资规模、减少库存等行为，这两者并不矛盾。

五、主要结论与政策建议

本文利用我国2004～2012年度250个地级市的面板数据和系统广义矩方法估计了中国环境管制对企业盈利能力的

表 4　　引入工业二氧化硫处理率 $swtr_{i,t}$ 代替 $gwtr_{i,t}$ 考察环境管制指标的稳健性

	B1	B2	B3	B4	B5
估计方法	OLS	FE	SYS-GMM	SYS-GMM-T	SYS-GMM-O
被解释变量	roa				
L.roa	0.652*** (0.062)	0.330*** (0.077)	0.551*** (0.105)	0.455*** (0.090)	0.594*** (0.106)
swtr	0.0138** (0.007)	−0.000344 (0.011)	0.201** (0.088)	0.170** (0.068)	0.178* (0.103)
swtrsq	−0.000147** (0.000)	3.38e−06 (0.000)	−0.00238** (0.001)	−0.00196** (0.001)	−0.00230* (0.001)
pgdp	0.000546 (0.001)	0.00610** (0.003)	0.0213* (0.012)	0.0171** (0.008)	0.0302** (0.014)
size	0.00630*** (0.002)	0.00485 (0.004)	0.00195 (0.012)	0.00542 (0.010)	−0.00867 (0.015)
market	0.00539** (0.002)	0.0132*** (0.004)	−0.0609 (0.041)	−0.0293 (0.031)	−0.0546 (0.041)
is	−0.00961 (0.020)	0.0136 (0.017)	−0.0379 (0.074)	−0.0749 (0.052)	−0.0348 (0.078)
growth	0.0836** (0.035)	0.144** (0.072)	1.321*** (0.338)	0.974*** (0.166)	1.497*** (0.426)
policy	0.000770 (0.003)	−0.00140 (0.003)	0.0142*** (0.004)	0.0118*** (0.004)	0.0162*** (0.005)
risk	−0.00494* (0.003)	−0.00282 (0.003)	−0.00184 (0.005)	−0.00253 (0.004)	−0.00121 (0.005)
west	−0.00469 (0.003)		0.0162 (0.011)	0.0145 (0.012)	0.0197 (0.013)
east	−0.00464* (0.003)		−0.0308** (0.016)	−0.0290** (0.013)	−0.0412** (0.018)
Constant	−0.00586 (0.009)	−0.0119 (0.015)	−0.291*** (0.085)	−0.221*** (0.059)	−0.311*** (0.105)
Observations	1923	1923	1923	1923	1923
R-squared	0.407	0.165	−	−	−
City	−	250	250	250	250
AR(1)	−	−	0.017	0.125	0.026
AR(2)	−	−	0.143	0.072	0.173
Hansen test	−	−	0.101	0.101	0.142
工具变量数	−	−	39	39	39

注：①括号里数值均为稳健标准误；②L.roa是前定变量，policy、risk、east、west是严格外生变量；③对于工具变量一阶滞后，这里采用滞后到6阶。表5同。

影响。估计结果表明，企业绩效与环境管制强度之间存在显著的倒U形关系，在环境管制强度较低时，环境管制强度的增大能激励企业研发创新和减少浪费，还有利于企业扩大市场空间并增加市场份额、克服管理层有限理性和道德风险等问题，不断提高企业盈利能力，但是当环境管制强度过高时，政府的过度管制会过高地增加企业成本而使企业不堪重负，由此带来的负面影响会逐渐抵消正面的影响，甚至出现净的负面影响。在提供普通最小二乘法、固定效应和SYS-GMM一步法估计结果的基础上，还提供了SYS-GMM下二步法估计结果和前向正交变化结果作为对比，发现SYS-GMM一步法结果的稳健性。本文的研究采用了更完整的数据，在控制了已有研究文献中发现的多种可能影响后，对企业绩效提升影响最明显的是地区经济增长速度，人均GDP高的地区、规模大的企业一般具有更好的绩效，一定程度上对强波特假设进行了侧面印证。与以往的研究相比，本文的贡献主要在于，在整理已有环境管制对企业绩效影响文献的基础上，提出了二者之间可能存在倒U形关系的观点，这与以往的积极说、消极说、不显著说相比有显著差别；以我国地级市的面板数据对假设进行验证，发现这一规律是稳健的，这一结论比以往省级数据研究更加可靠，能够更好地解释经济现实，这也可能意味着传统的环境管制成本收益分析方法需要调整。

本文的政策含义有以下几点：第一，随着经济的快速发展，环境问题需要管制，也可以进行管制，适度的环境管制不仅不会增加企业负担，反而能促进其盈利水平的提高。我国当前所处的快速发展阶段决定了经济发展可以与环境保护共赢，这为落实环境保护和节能减排“十二五”规划提供了依据。面对当前频发的雾霾天气等环境事件，政策制定者不应密集使用机动车限行等临时性政策工具，而应强化对高污染高排放企业的整改、落实环境保护法律法规对中小企业的约束。第二，环境管制不能过度，需考虑经济发展的不同发展阶段，企业为达到环境管制要求的减排处理目标所需的技术应该能从市场中获取。已有研究也发现行政性命令手段所带来的负面效果更为明显，组织环境治理专业人员对中小企业进行技术指导可以取得更好的效果，激励企业进行更高成本的技术创新需要政府专项补贴，排污权交易制度等市场化手段的推广有助于划清政府与市场的边界，能在减少污染排放、保护环境的同时服务于建设公共利益服务型政府的目标。第三，在制定环境管制法规政策时，需考虑地区差异因素，人均经济总量高、经济增长速度快、企业平均规模大的地区可以相对地增大环境管制强度，还需考虑各地环境管制体系、经济和社会环境的不同。在“十二五”阶段努力缩小东中西部经济发展差距的同时，应正确认识环境保护的成本和经济发展的代价，对于重要的生态功能区应建立生态补

表5　引入企业平均利润的对数 $lnprofit_{i,t}$ 代替 $roa_{i,t}$ 察企业绩效的稳健性

	C1	C2	C3	C4	C5
估计方法	OLS	FE	SYS-GMM	SYS-GMM-T	SYS-GMM-O
被解释变量	lnprofit				
L.lnprofit	0.555*** (0.065)	0.160** (0.069)	0.489*** (0.089)	0.463*** (0.077)	0.487*** (0.089)
swtr	0.126 (0.142)	0.0710 (0.303)	5.070** (2.089)	4.580*** (1.470)	4.624** (2.138)
swtrsq	−0.00132 (0.002)	−0.000755 (0.003)	−0.0652** (0.028)	−0.0516*** (0.019)	−0.0599** (0.028)
pgdp	0.0889*** (0.024)	0.319*** (0.071)	0.396 (0.242)	0.176 (0.185)	0.452* (0.259)
market	0.0282 (0.042)	0.220*** (0.074)	0.570 (0.914)	0.233 (0.536)	0.471 (0.821)
size	0.248*** (0.051)	0.206*** (0.077)	0.197 (0.355)	0.327 (0.211)	0.101 (0.409)
is	−0.287 (0.272)	1.026*** (0.363)	−2.788 (1.959)	−0.839 (1.206)	−2.520 (2.298)
growth	2.552** (1.194)	6.959*** (1.430)	15.58** (6.969)	15.36*** (3.997)	14.65** (6.619)
policy	−0.323** (0.131)	−0.340*** (0.106)	0.210 (0.131)	0.129* (0.067)	0.158 (0.130)
risk	−0.436*** (0.124)	−0.333*** (0.105)	−0.562*** (0.174)	−0.216*** (0.078)	−0.555*** (0.179)
east	−0.175** (0.085)		−0.907*** (0.344)	−0.524* (0.277)	−0.954*** (0.357)
west	−0.0146 (0.098)		0.333 (0.248)	0.383 (0.259)	0.341 (0.241)
Constant	2.060*** (0.461)	2.643*** (0.507)	−3.243* (1.830)	−2.927** (1.385)	−2.750 (1.709)
Observations	1962	1962	1962	1962	1962
R-squared	0.441	0.221	−	−	−
City	−	250	250	250	250
AR(1)	−	−	0.010	0.141	0.012
AR(2)	−	−	0.489	0.729	0.479
Hansen test	−	−	0.156	0.156	0.125
工具变量数	−	−	39	39	39

偿机制，不仅要有中央政府增加的转移支付，也要有受惠地区提供的补贴。

本研究尚存在一些不足之处。如已有研究发现，不仅仅是环境管制强度的选择，合适环境管制工具的选择也十分重要，有必要区分经济体对不同政策工具的敏感性差别，本文受数据限制而未能区分政策工具类型；不同行业、具有不同特征的企业对政策的敏感性显著不同，适用于不同的政策选择；鉴于本文使用的数据属于统计部门公布的规模以上企业数据，研究中可能遗漏了对小微企业的关注，这也在一定程度上限制了本文研究结论的普适性。这些都是进一步研究的方向。

主要参考文献：

Porter, Michael. America´S Green Strategy [J]. Scientific American, 1991(4).

Jaffe Adam B., Palmer Karen. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. Review of Economics and Statistics, 1997(4).

Brunnermeier Smita B., Cohen Mark A.. Determinants Of Environmental Innovation in Us Manufacturing Industries [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003(2).

Nick Johnstone et al.. Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based On Patent Counts [J]. Environmental and Resource Economics, 2010(1).

Lee Jaegul, Veloso Francisco M., Hounshell David A.. Linking Induced Technological Change, and Environmental Regulation: Evidence from Patenting in the Us Auto Industry [J]. Research Policy, 2011(9).

张成，陆旸，郭路，于同申. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究，2011(2).

Runar Brännlund, Tommy Lundgren. Environmental Policy and Profitability: Evidence from Swedish Industry [J]. Environmental Economics and Policy Studies, 2010(12).

Eric Helland, Mayumi Matsuno. Pollution Abatement as a Barrier To Entry [J]. Journal of Regulatory Economics, 2003(2).

Urpelainen, Johannes. Frontrunners and Laggards: The Strategy of Environmental Regulation under Uncertainty [J]. Environmental and Resource Economics, 2011(3).

李钢，马岩，姚磊磊. 中国工业环境管制强度与提升路线——基于中国工业环境保护成本与效益的实证研究[J]. 中国工业经济，2010(3).

侯伟丽，方浪. 环境管制对中国污染密集型行业企业竞争力影响的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境，2012(7).

李玉楠，李廷. 环境规制、要素禀赋与出口贸易的动态关系——基于我国污染密集产业的动态面板数据[J]. 国际经贸探索，2012(1).

作者单位：浙江师范大学经济与管理学院，浙江金华 321004