

人大国发院系列报告

专题研究报告

2014年9月 总第33期

(能源与资源战略系列报告 ERS201405)

鱼与熊掌可以兼得么？

——环境管制对工业绩效的影响

魏楚（中国人民大学国家发展与战略研究院、经济学院）



国家发展与战略研究院
National Academy of Development and Strategy, RUC

人大国发院简介

国家发展与战略研究院（简称国发院）是由中国人民大学主办的独立的校级核心智库。国发院以中国人民大学在人文社会科学领域的优势学科为依托，以项目为纽带，以新型研究平台、成果转化平台和公共交流平台为载体，组建跨学科研究团队对中国面临的各类重大社会经济政治问题进行深入研究，以达到“服务政府决策、引领社会思潮、营造跨学科研究氛围”的目标。

国发院通过学术委员会和院务会分别对重大学术和行政事务进行决策。目前由陈雨露教授担任院长，刘元春教授担任执行院长。

地址：北京市海淀区中关村大街59号 中国人民大学国学馆（紧邻新图书馆）

电话：010-62515049

网站：<http://NADS.ruc.edu.cn>

Email: nads_ruc@126.com, nads@ruc.edu.cn

目录

摘要.....	4
1 背景.....	7
2 硬币的两面：基于文献的述评.....	9
2.1 理论争议.....	9
2.2 实证检验.....	11
2.3 文献述评.....	14
3 模型设定.....	16
3.1 环境管制对研发活动的影响.....	16
3.2 环境管制诱发的 R&D 对经营绩效、环境绩效的影响.....	17
3.3 环境管制对经营绩效、环境绩效的影响.....	18
4 数据处理与变量构造.....	19
4.1 统计口径调整与数据处理.....	19
4.2 其他变量构造.....	21
5 实证分析结果.....	24
5.1 问题一：环境管制会促进研发么？.....	24
5.2 问题二：不同类型的研发活动会影响绩效么？.....	26
5.3 问题三：环境管制能改善经济绩效和环境绩效么？.....	29
6 结论与政策讨论.....	34
参考文献.....	38

摘要

我国经济增长取得了举世瞩目的成就，但同时也伴随着日趋严重的环境污染。对中国这样一个急需破解经济—环境复杂关系的国家，搞清楚我国是否需要环境管制，以及环境管制对经济的影响状况，无疑能够为决策者和公众提供相应的信息支持。

传统观点认为，企业绩效与环境质量如同鱼与熊掌一样不可兼得，如果实施环境管制，将会提高企业的生产成本，并对生产性投资产生“挤出效应”，从而使得企业的绩效和国际竞争力下降，这一普遍易于接受的观点无疑对环境管制的推动产生了阻碍。波特提出的创新性假说则认为，通过设计良好的环境管制，能够诱导研发并最终实现控制污染和提升绩效的“双赢”。如果波特假说的确存在，那将为实现经济与环境双赢提供一条可行途径。但在波特假说提出二十多年后，学术界仍对此争议不断。

本报告以中国各省工业部门为研究对象，对波特假说进行了实证验证，旨在厘清波特假说的逻辑脉络、对比各方观点之优劣，以及识别未来趋势。此外，基于省际工业部门 1990-2011 年间的数据库，对波特假说的各种关系进行了实证检验，有以下三点主要发现：（一）我国工业部门的污染控制资本性投资（固定成本部分）对研发没有显著影响，而工业部门的污染减排费用及日常支出（可变成本部分）能够显著促进研发活动，从而部分支持了波特假说；此外，劳均资本比重、工业部门中的外资比重与研发正相关，工业出口比重与研发负相关。（二）日常性研发对劳动生产率、环境绩效均有显著促进作用，但会负面影响到销售利润率；而由于环境管制带来的增量式研发则对劳动生产率和环境绩效无显著影响，这似乎表明了，希冀通

过外部环境管制来促进研发，并进而提升绩效的政策并没有取得预期的效果。（三）工业部门的污染控制资本性投资会对劳动生产率、环境绩效有显著改善作用，污染减排费用及日常支出则与劳动生产率显著正相关。这一发现同样部分证实了波特假说。

本研究的结果有以下三点启示：（一）当前对于波特假说的研究中，变量和指标的选择可能会改变最终的研究结论。对于具体、细致的研究而言，需要首先对上述概念进行清晰界定，同时基于数据可得性等因素选择适当的变量来描述，此外，基于其他相关变量的稳健性分析也是必不可少的。

（二）不同的减排路径和方式有不同的传导机制和管制结果。工业部门往往通过工程设备来实现减排，在资源稀缺约束下，是偏向于固定成本型支出——如更多的用于资本性投资来购买减排设备，还是偏向于可变成本型支出——如更多的用于已有减排设施的日程运行与维护，将会产生不同的影响。如果选择前者，那么对研发并没有显著影响，但对于劳动生产率和SO₂排放效率则有显著的推动作用；与之相反，如果将更多资源用于污染减排费和日常运营支出，这将提高研发水平，但对于经营绩效和环境绩效影响甚微。（三）希冀以环境管制带动研发的策略可能是低效的。环境管制诱导的增量研发对经营绩效和环境绩效都没有显著影响，而日常性研发则能有效促进绩效提升。这表明在中国的工业部门，日常性的研发活动本身是影响绩效的核心要素，而希冀通过外部管制压力来推动部门研发的策略可能是无效或者低效的。政策制定者可能需要借助灵活的市场手段来使得企业将减排内生为自觉行为，或者使得企业意识到双赢潜力的存在，并帮助其获取这一收益——而这，也正是波特假说所一直强调的，即：只有设计恰当的管制政策，鱼与熊掌兼得才可能实现。

本研究对于设计中国工业部门环境管制具有重要的现实意义。首先，中国工业部门“波特假说”的部分性验证表明，适当的管制是可以实现“双赢”的——或者说，恰当的环境管制政策是可以推动中国工业实现转型升级的。考虑到中国目前处于结构转型的深水区，以及面临的日益严重的资源环境约束，环境管制仍然是必要的政策工具，缺乏必要的管制政策，经济系统不会自发或者提前越过环境库兹涅兹拐点而实现环境质量的改善。其次，对于环境管制形式的选择会产生不同的效果：如果偏重于污染治理项目的资本性投资，那么可能对研发并没有显著效应，但对行业的绩效会产生促进效应；如果偏重于污染治理的日常营运和管理，则可以促进行业的研究活动，那么对于具体地区和部门的政策制定者而言，这两种管制形式是相互补充的，需要因地制宜，根据现实需求来设定每种管制形式的相对权重，从而更好的帮助实现决策目标。此外，在环境管制机制设计上，可能需要更多的借鉴和运用更为灵活的市场手段，减少信息不对称性，从以往的“强制要求企业实现某一环境目标”思路转变为“帮助企业实现环境与绩效共赢”，也即是帮助企业通过能源审计、环境评估等服务来识别、发现和实现双赢的机会，但这一思路的转变又是以整个政府职能转变为前提的，也即是从此前的管制者变为服务者，从目标考核官变为目标过程辅导者，相较于中国工业结构转型，这一过程可能更为漫长。

*作者：魏楚，人大国发院研究员、经济学院副教授；E-mail: xiaochu1979@gmail.com

鱼，我所欲也，熊掌，亦我所欲也；二者不可得兼，舍鱼而取熊掌者也。

《孟子·告子上》

1 背景

古谚认为，鱼与熊掌两者不可兼得，二者只能舍其一。在经济学研究文献中，经济与环境两者之间似乎也暗合了鱼与熊掌的故事：发展经济必然导致环境的退化，保护环境则对经济发展产生抑制作用，两者似乎不可兼得。以中国为例，1979~2011年国内生产总值年均增长9.9%，然而其增长主要来源于“汗水而非灵感”，粗放型的增长模式导致了资源短缺和生态环境的恶化，似乎走向了一条“要经济舍环境”的不可持续之路(曲格平, 1992; Krugman, 1999; 吴敬琏, 2006; 金碚, 2006; 林毅夫, 苏剑, 2007; 金碚, 2009)。

经济发展是否必然要以环境恶化为代价？纵观全球各国发展趋势，20世纪70年代环境保护运动之后，随着各国环境管制的强化，部分发达国家出现了经济发展和环境污染的脱钩，如北欧的挪威和瑞典。通过环境管制手段来减缓和控制污染已逐渐成为各国政策制定者的重要工具之一，但是“压下葫芦翘起瓢”，环境管制带来的经济后果又成为决策者必须正视的另一个问题。图1的右侧即表明了对环境管制的质疑，他们认为：环境管制会使企业占用部分生产性资源，或迫使企业改变原有的生产和管理过程，这些都将使企业的生产成本和管理成本增加，从而降低企业的竞争力。此外，为满足政府环境管制政策的要求，企业需要额外利用能源来处理和污染控制，这将增加企业对能源的需求并推动能源价格的上升，从而进一步降低企业的竞争力。

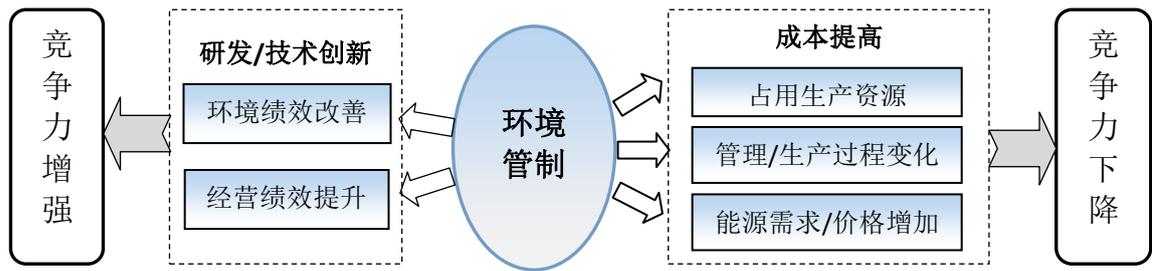


图 1 波特假说及其争议的理论机制

1991 年美国管理学家 Michael Porter 基于理论构想和部分实践观察，首先对此观点进行了挑战，认为环境管制可以通过如图 1 左边的途径获得相反的结果，即：一个恰当设计的环境管制政策将诱导企业进行研发和技术创新，企业通过产品生产过程创新和产品创新两个方面，可以获得成本优势（如更好地利用投入，提高产量），或者实现产品差异化（如更高质量、更安全、更环保的产品），这些创新性所获得的补偿收益，不仅改善了环境质量、提高了环境绩效，同时可以弥补甚至超过由于遵循环境管制所带来的经济成本，并由此提升企业的竞争力(Porter, 1991; Porter, Van der Linde, 1995a, b)。

可以看出，传统观点认为经济发展与环境质量之间是“权衡取舍”的关系，而波特假说的提出则为“鱼与熊掌兼得”提供了实现的可能。本报告将基于中国的工业部门对此展开研究。其后内容安排如下：第 2 部分对波特假说的相关争议进行系统梳理，并对文献中的不足进行述评；第 3 部分对波特假说检验的基本模型进行说明；第 4 部分讨论相应的数据和变量处理；第 5 部分是主要的实证结果和讨论；最后是结论和政策讨论。

2 硬币的两面：基于文献的述评

2.1 理论争议

波特假说的支持者认为：环境管制将改变企业决策者行为并消除委托代理成本，由此会导致企业研发水平的提高以及成本效益的改善。Aghion et al. (1997), Gabel and Sinclair-Desgagnés(1998)基于行为理论的研究发现，在传统模式下，企业经理人受生存压力约束，会选择尽量减少或者避免研发创新活动，他们更关注于日常的经营和事务，而缺乏对未来可持续发展的投资决策，对那些高风险的 R&D 项目采取规避态度，对那些可商业化的新技术也束之高阁，但在环境管制下，企业管理者被迫改变行为和投资决策方式，他们会采取先动策略来尽早应用那些清洁、可盈利的新技术。Ambedc and Barla(2002) 基于信息不对称的研究则表明，企业经理人对新技术的成本拥有私人信息，管制者可以通过环境管制来减少委托代理成本和信息租金，从而能增强减排相关的创新活动，并提高企业利润。Mohr(2002)从外部性角度的研究认为，由于企业的研发投资具有技术外溢效应，因此其产生的正外部性可能被其他竞争者享用，因此企业往往对于清洁、高效技术的投资低于最优水平，环境管制将促成产业从低水平 R&D 投资均衡点迁移到更高 R&D 投资水平均衡状态，这是一个帕累托改进，但此类政策不一定是最优的。Greaker(2006) 同样考察了环境减排技术的外溢性，发现在缺乏环境管制时，位于上游的环境创新市场上供给激励不足，因此环境 R&D 投资成本高昂，但在严格的环境政策约束下，下游污染企业对环境技术的需求会增加，从而促进上游创新市场的供给，从而降低了减排成本和改进整体福利。黄德春，刘志彪(2006)在传统的 Robert 模型中引入了技术系数，

结果发现，环境管制诱导的创新可以部分或全部抵消遵循管制的成本，这同波特假说的理论逻辑一致，他们同时还利用海尔自主创新的案例对此进行了论证。此外，André et al., (2009)利用双寡头模型引入了两家生产不同环境质量产品的厂商，结果发现：如果引入一个规则来处罚拒绝生产环境友好型产品，那么两个公司在从低质量产品到高质量产品的转换中，始终会有成本效益的改善，而消费者也能从这样的管制中获益。

但质疑者的理由也很充分，即：如果企业存在双赢（改善环境，且提高竞争力）的机会，那么面对“免费的午餐”，企业即便在没有环境管制的驱动下，也会自发争取获得和实现这样的“双赢”收益(Jaffe 等, 1995)。所以传统理论认为企业是在考虑环境规制所带来的成本与收益的比较后进行选择，环境规制在一定程度上可以提高社会福利，但是建立在增加私人成本的基础上的。Simpson and Bradford(1996) 利用竞争贸易模型发现，只有在非常特殊情况下，严格的环境管制才会导致国外利润向本国企业转移，但这并不是一般性结果。环境管制不太可能会形成产业优势。Xepapadeas and de Zeeuw(1999)通过一个企业资本品投资模型来考察了环境管制带来的生产率效应和利润-排放效应，发现环境管制不一定能带来“双赢”，但是环境改善和竞争力之间的权衡取舍程度会因企业资本结构变化而有所缓解。Feichtinger et al. (2005)在一个非线性模型中揭示出，排放税可能导致企业延长资本品年限，如果考虑企业存在学习的情况下，实施严格的环境政策来达到一定的减排目标将会对产业利润产生较强的负效应。Desrochers(2008)通过对大量文献的综述后发现，尽管政府的环境管制会产生环境改善和企业绩效提高，但是双赢的发展主要是企业在自身利润驱动下的结果。

2.2 实证检验

波特假说的理论争议为实证检验提供了极好的切入点，但同样也没有得到一致的结论。按照研究的边界，可以将相关实证检验分为“弱波特假说”和“强波特假说”两类(Brännlund et al., 2009; Ambec et al., 2013)。图 2 描述了两类研究的区别，其中“弱波特假说”主要考察环境管制对 R&D 的影响，也即是考察 A→B 的关联；“强波特假说”则是检验环境管制对生产率的影响，重点分析 A→C 的关系。

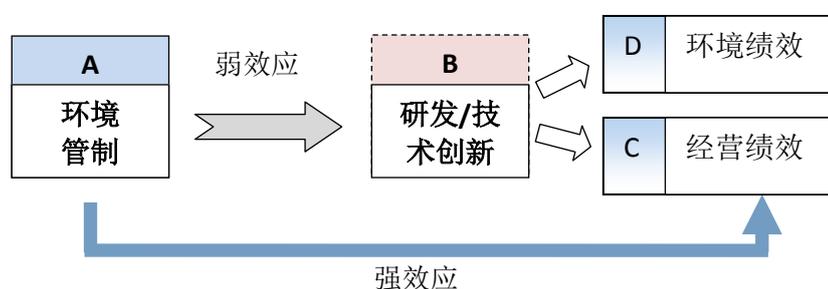


图 2 波特假说实证检验类别

在对“弱波特假说”的实证检验中，创新活动往往基于投入层面(如 R&D 支出)，或者产出层面(如企业注册的专利数)来表述，而环境管制则采用污染削减成本等变量来描述，大多数文献证实了“弱波特假说”的存在。最早的实证论文是 Jaffe and Palmer(1997)关于美国制造业的研究，他们基于 1973-1991 年间的企业面板数据发现，在控制了产业特征效应后，滞后的环境支出对 R&D 支出有显著的正向效应；但是，环境支出与企业的创新产出(成功申请的专利数)之间的关系不显著。Brunnermeier and Cohen(2003)对美国制造业创新活动的研究则发现，环境管制强度(污染减排支出)同环境相关的专利数量之间显著正相关，而且创新更可能在那些具有国际竞争力的行业中产生。Hamamoto(2006)在对日本制造业的经验分析中也发现，环境管制(污染控制支出)对创新活动(R&D 支出)有显著的促进作用，

而且同资本存量的平均年限显著负相关。Yang et al. (2012)基于台湾1997-2003年间的制造业面板数据，同样发现了环境管制（污染减排费用）同R&D支出之间正相关，但污染减排资本支出对R&D没有显著影响。

更多的研究聚焦于“强波特假说”，也即是对“环境管制是否影响企业绩效”进行实证考察。但是对于企业绩效的界定有很多，常见的指标包括全要素生产率（TFP）、技术效率、财务绩效（如利润率），或是劳动生产率。如Berman and Bui (2001)考察了1979-1992年间，美国空气质量管制政策对洛杉矶炼油厂生产率的影响。以那些未受管制的企业作为对照组，基于普查数据构建出TFP，并进行定量分析，结果表明，尽管该地区的管制政策导致了企业成本上升，但该地区炼油厂在1987-1992年间的生产率也大幅提升，而同期其他地区炼油厂生产率则下降。由此作者认为，减排成本措施可能高估了环境管制带来的经济成本，因为减排（在带来成本的同时）也促进了生产率提升。类似的支持波特假说的研究包括：环境管制对荷兰园艺企业技术效率的影响(van der Vlist et al., 2007)、标准普尔500上市公司的环境绩效对企业无形资产价值的影响(Konar and Cohen, 2001)、台湾制造业的环境管制与工业生产率(Yang et al., 2012)。

同样的，也有很多经验研究表明了“强波特假说”不成立，所采用方法也各异，包括生产前沿、计量估计、可计算一般均衡等。Boyd and McClelland (1999)基于投入角度的距离函数和非参数模型，测度了企业在有管制和无管制两种情景下的最优产出比，利用美国1988-1992年间造纸业146家企业普查和污染数据，发现环境约束导致产出下降9%，大约是由于削污资本导致损失的1/4。Gray and Shadbegian (2003)对美国116家造纸厂进行了分析，发现环境管制（污染减排运行成本）同企业TFP显著负相关，环境管制的

这种影响会因企业的技术而异，综合型纸浆厂受其影响最大。Picazo-Tadeo et al., (2005)采用方向性距离函数考察了污染物“弱处置”和“强处置”情况下的潜在产出边界，并将两种情景下的生产边界差值定义为环境管制所导致的产出损失。基于1995年35家西班牙陶瓷厂数据，发现环境管制带来的产出损失为5%左右。Rassier and Earnhart (2010)利用面板数据检验了水环境管制政策（废水排放许可限额）对化学制造业利润率的影响，结果发现，严格的水环境管制会通过增加成本使得企业利润出现下降。Balash et al.(2013)采用MAKAL模型和美国环保署9区域MARKAL数据库（EPAUS9r），检验在不同的管制情景下，电力成本、排放及减排成本的趋势，模拟结果表明，大气排放管制的政策将导致电力成本的温和上升，政策对各州电力成本的影响取决于管制政策强度、各地区资源禀赋以及现有的能源构成。

我国学者也基于不同层面数据和方法对波特假说进行了实证分析。王兵等(2008)设定了三种不同环境管制强度情景，Malmquist-Luenberger指数法对APEC17个经济体的TFP进行了测度，结果发现，考虑环境管制因素后，受技术进步因素的推动，TFP增长水平会提高。陈诗一(2010)利用方向距离函数模型来考察节能减排政策的影响，通过模拟分析表明，节能减排这一管制政策对潜在产出会有负面影响，但这一效应会逐年递减并最终低于潜在产出增长，由此可以实现环境和经济双赢发展。曹静，詹昊(2011)基于计量模型，对2000-2002年中国制造业企业的TFP进行了解释，发现它与企业环境管制的直接支出（罚款、行贿等）等环境管制变量显著正相关。由于中国地区差异巨大，同时处于连续性变迁过程中，因此部分研究结论也揭示出了波特效应的区域性和动态性。如季永杰，徐晋涛(2006)基

于随机前沿生产函数法，利用微观造纸企业的数据测度了企业的技术效率，并引入环境管制政策变量（COD 收费率）来考察波特假说，结果表明，环境管制对技术效率的影响因企业类型差异而不同，对小企业而言会产生负面效应。涂正革，肖耿(2009)基于 1998-2005 年间中国省级工业面板数据，对环境管制与工业增长模式进行了定量考察，结果发现，环境管制对我国工业增长的抑制效应并不显著，随着工业增长模式的转变，其抑制效应还将呈现递减态势。董敏杰等(2011)基于投入产出表，考察了环境管制（企业污染治理成本）对中国产业国际竞争力的影响，结果发现，环境管制在一定程度上推动了中国贸易部门的价格水平，但其增加幅度有限且在可承受范围内，并不会由此而降低中国产品国际竞争力。张成等(2011)基于中国省级工业面板数据的计量分析部分证实了波特假说，其结论表明，在东部和中部地区，环境管制强度同企业技术进步率之间呈现 U 型关系，而在西部地区两者关系则不显著。

2.3 文献述评

上述理论探讨和经验分析无疑为理解波特假说提供了相当丰富的素材，但受限于现实世界与理论分析的鸿沟，现有研究中也存在一些不足之处。

首先，对于环境管制缺乏统一的界定和测度。经验上，在表述环境管制这一概念时，常见的方法是选择污染物减排支出(Jaffe and Palmer, 1997)、污染减排经营成本(Gray and Shadbegian, 2003)、环境法规数量(Gray and Shadbegian, 2003)、污染物排放许可限值(Rassier and Earnhart, 2010)、污染投资占工业总产值的比重(张成 等, 2011)等。受限于数据可得性，研究者往往无法采用可靠的、前后一致的指标来描述环境管制的内涵，由此造成了

不同研究结论间的偏误和不可比较性。

其次，对于关键指标的测度存在偏差。譬如对于最关键和最常用的污染减排支出指标而言，其报告的成本往往高于企业真实成本支出。其背后的主要原因是技术驱动所致，当管制使得某种生产更加昂贵，市场会通过替代生产、或是开发更廉价的清洁技术来应对，而这些因素很少被整合到成本中；其次，大多数企业报告的减排成本是投资新设备所致，管制会加快企业投资进程，因此大多数测度的管制成本实际上是早期资本投资，从而意味着估计的成本高于真实成本；此外，考虑到控制环境污染的开支并没有反映社会的真实成本（有外部性），即便成本估计没有偏误，报告的成本也往往高于企业的真实成本(Eban and Hart, 1997; Harrington et al., 2000)。再譬如，对于 TFP 的测度中，往往包含投入和产出，但是对于污染物这一非合意性产出并没有考虑，这将使得生产率的测度出现偏误(Färe et al., 1989)。

此外，在研究边界上存在一定局限。仍然以错误！未找到引用源。为例，在现有研究中，“弱波特假说”（ $A \rightarrow B$ ）基本得到较为一致的结论，“强波特假说”（ $A \rightarrow C$ ）聚集了大量文献，但结果则并不统一，对于企业绩效，更多的是侧重于考察其经济绩效（模块 C），而对环境绩效（模块 D）涉及较少，此外，对于研发与企业绩效的关系（ $B \rightarrow C/D$ ），以及环境管制对环境绩效的影响（ $A \rightarrow D$ ）这些环节研究很少。从波特假说的传导机制来看，需要系统性的界定研究边界，从而对不同传导节点间的相互关系进行综合性考察。

本报告以中国工业部门为研究对象来对波特假说进行检验，并在以下三部分进行拓展：首先在环境管制的指标选择上，同时考察了污染治理资本支出和减排运行支出两个变量，从而可以考察治理污染的固定成本与可

变成本两类对绩效影响的差异；其次对于绩效指标设定了两个维度的多个变量，其中经济绩效包括 TFP、利润率和劳动生产率，环境绩效包括 SO₂ 生产率和环境技术效率，旨在通过多个维度的比较得出一致的结论，或者揭示出管制对不同绩效影响的差异性；此外，在研究边界上，还将研发进一步分解为管制诱导的研发，从而用于考察研发与经济/环境绩效间的关系。

3 模型设定

本报告旨在回答三个问题：“环境管制会影响研发活动么？”、“不同研发对绩效有何种影响？”以及“环境管制是否影响绩效？”。相对应地，实证部分也分为三个步骤依次检验上述三个问题：首先检验环境管制对研发活动的影响；其次将研发进行分解，并考察环境管制诱导的研发是否影响绩效；最后考察环境管制与绩效之间的关系。

3.1 环境管制对研发活动的影响

依据现有文献，对研发活动影响因素的一般化的模型可以设定为：

$$\ln RD_{i,t} = \beta Reg_{i,t-1} + \gamma X_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，被解释变量是第 i 省工业部门在第 t 年的研发活动支出的对数，在解释变量中， Reg 是本报告关注的环境管制因素，基于此前文献和数据可得性，设定了两个变量(Hamamoto, 2006)。污染减排投资支出 (Pollution Abatement Capital Expenditure, PACE) 包括工业部门对废水、废气、工业废弃物和噪声等污染的治理投资额，用于描述减少污染排放的资本性支出；污染减排运行费用 (Pollution Abatement Fee, PAF) 变量则是各省工业部门排污费、废水和废气处理运行费用支出额之和，用于描述日常控制污染的

运行和维护成本支出¹。按照理论预期，这两个变量都会对研发产生正向推动效应。

依据文献还设定了其他解释研发活动的控制变量 X ，其假设包括：相比于内资企业，外商投资和港澳台投资的工业企业可能会更多进行研发；研发投入同企业销售状况呈现一定正向比例关系(Klette, Griliches, 2000)；研发可能会存在规模效应，其长期关系可能是非线性的，因此可以通过工业规模的一次及二次项来考察(Aghion et al., 2005)；资本密集型企业会更倾向于开发新技术和新流程；此外，国外技术引进的技术费支出可能有双重影响，一方面可能导致国外技术会替代部分国内研发活动；另一方面，为了吸收、利用和转换国外技术，可能会促进相应的国内的研发活动，因此其影响可能存在双重性；此外，以工业出口额与主营业务收入比值衡量的出口强度越大，其研发强度可能越高。这些变量的进一步定义可见

表 1。由于研发活动具有时滞性，将控制变量滞后一期来解释研发活动的差异(Jaffe, Palmer, 1997; Hamamoto, 2006)，参数 μ_i 和 $\varepsilon_{i,t}$ 分别表示不可观测的个体效应和随机扰动项。

3.2 环境管制诱发的 R&D 对经营绩效、环境绩效的影响

Hamamoto(2006)提出了可以将企业的研发活动分解为日常性研发和由于环境管制导致的增量研发。其具体可以通过以下关系式来计算：

$$RD1_{i,t} = \hat{\beta}_{PAF} \times \left(\frac{\Delta PAF_{i,t-1}}{PAF_{i,t-1}} \right) \times RD_{i,t} \quad (2)$$

$$RD_{i,t} = RD1_{i,t} + RD2_{i,t} \quad (3)$$

¹ 在 PAF 中，由于其他费用支出（如监测成本支出）统计时间较短，没有计算在内，此外，对于噪声和固体废弃物的运行费用支出缺乏相关统计数据

其中， $\hat{\beta}_{PAF}$ 是模型 (1) 估计得到的参数系数，RD1 即是由于环境管制诱导的研发支出增量，RD2 是其他日常性的研发支出，两者之和即是最终观察到的总研发支出 RD。因此，考察环境管制诱导的研发 RD1 同企业绩效间的模型可以表示为：

$$\ln Eff_{i,t} = \delta_1 \ln RD1_{i,t} + \delta_2 \ln RD2_{i,t} + \delta_3 (\ln RD1_{i,t} \times CAPI_{i,t}) + \chi Z_{i,t} + v_t + \eta_i + \sigma_{i,t} \quad (4)$$

其中，解释变量 *Eff* 为企业绩效，分为两个层面共五个变量来表述，其中经营绩效包括：劳动生产率 (*LP*)、销售利润率 (*PROFIT*) 和全要素生产率 (*TFP*)；环境绩效包括：单位 SO₂ 对应的工业增加值 (*SO₂Int*)、环境技术效率 (*ETE*)。部分变量的描述与计算见第三部分以及

表 1。在控制变量中，主要考察环境管制导致的研发增量 RD1，以及日常性研发 RD2 对绩效的影响，其他相关解释变量 *Z* 包括进口技术费用支出，并设定了增量研发 RD1 同劳均资本强度的交叉项，其目的是为了考察不同资本强度下，管制诱导的研发增量是否对绩效影响存在系统性差别 (Ray, Bhaduri, 2001; Yang et al., 2012)。此外， v_t 用于捕捉宏观经济政策和外生技术进步等因素，用 η_i 来控制省际间异质性， $\sigma_{i,t}$ 为随机扰动项。

3.3 环境管制对经营绩效、环境绩效的影响

在第三步的检验中，考察环境管制对环境绩效的影响。其一般化的模型为 (Yang et al., 2012)：

$$\ln Eff_{i,t} = \theta \ln RD_{i,t} + \tau Reg_{i,t-1} + \psi Z_{i,t} + \mathcal{G}_t + v_i + \zeta_{i,t} \quad (5)$$

其中，企业绩效变量 *Eff* 和解释变量 *Z* 均与模型 (4) 中的定义相同，*Reg* 为模型 (1) 中设定的环境管制变量，此处采用一阶滞后项，同样地， \mathcal{G}_t 、 v_i 和 $\zeta_{i,t}$ 分别为时间效应、个体特征和随机扰动项。

4 数据处理与变量构造

4.1 统计口径调整与数据处理

本报告采用中国各省工业部门在 1990-2011 年间的面板数据来对上述模型进行实证分析，其中重庆和四川合并，西藏的数据由于缺失而没有包括在内，主要数据来源是历年《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国经济普查年鉴》（2004）等。

中国在 1990-1997 年间统计范围包括乡及乡以上工业和村办工业企业，在 1998-2006 年则调整为统计国有及非国有规模以上工业企业，2007 年以后再次修改为对规模以上工业企业进行统计。这些大幅度的统计调整会造成不同时期数据间的不一致和不可比较¹。本报告将各年不同口径的总产值数据调整为全部工业口径的总产值²，之后依照不同口径总产值的比例线性调整其他投入产出数据，其中，对 1997 年前的数据，将各乡及乡以上的工业企业独立核算指标与对应的村办工业指标相加，除以各省工业总产值得到了该期间的转化比例³。对于 1998 年之后的数据，根据《中国经济普查年鉴（2004）》和《中国统计年鉴（2005）》，可以获得 2004 年各省全部工业口径数据，由此计算 2004 年各省全部国有及规模以上非国有工业占工业的比例。此外，还构建了一组各省以 1998 年规模以上工业占全部工业的

¹ 为了规避统计口径调整前后的数据不一致问题，部分研究者采取了某一时段来进行研究，如涂正革，肖耿(2009)选择了 1998-2005 年间的各省工业数据；

² 本报告按照《1995 年第三次全国工业普查资料摘要》关于工业总产值核算方法调整的说明，计算出 1995 年基于新旧规定不同口径的工业总产值的调整比例，并利用该比例对 1995 年之前的工业总产值进行口径统一，对统计年鉴里缺少的 1993、1995、1996 年的村办工业总产值序列，按照线性插值求解得出。

³ 由于非独立核算工业企业所占比例较少而不予考虑。以北京为例，1990 年北京全部工业总产值为 734.68 亿元，其中乡及乡以上独立核算的工业总产值为 625.9 亿元，村办工业的总产值为 83.83 亿元，两者相加，其独立核算工业占全部工业总产值的 96.6%，非独立核算工业企业比重可以忽略不计。其他省份情况大体类似。

调整比例，然后利用 1998 年和 2004 年的两组工业口径调整比例来线性调整其他相应年份的工业统计口径。统计年鉴中少数年份缺失数据的补充一般都采用均值或线性插值方法得到。对于工业总产值价格平减指数主要参照(陈诗一, 2011)的方法进行缺失值替代和补齐¹，最终可以得到以 1990 年价格为基期的全工业口径的工业总产值序列。

(1) 工业增加值 (VA): 《中国统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》中公布了 1992-2008 年各省工业增加值数据, 对于 2009-2011 年数据采取移动平均得到, 对于 1992 年之前公布工业净产值序列, 按照“工业增加值=工业净产值 + 提取的折旧基金”的方法进行调整(陈诗一, 2011), 对于工业口径的调整, 以及工业增加值价格平减指数的处理同工业总产值的方法, 最终获得了基于 1990 年为基期的全工业口径的工业增加值序列。

(2) 劳动从业人数 (*emp*): 选取各省份全部工业口径的从业人数作为劳动力数量, 其中 1990~1992 年统计口径为职工人数年末数, 1993~1997 年改为职工人数年平均数, 1998 年后则全部统一为从业人员年平均人数²。为了统一口径, 对 1990-1992 年间的从业人员按照上年年末和当年年末职工人数进行平均, 同时对历年的从业人员年平均数根据全工业口径的调整比例修正。

(3) 资本存量 (*K*): 基于永续盘存法对资本存量序列进行估计, 其计算方法为³:

¹ 出厂价格指数中天津 1990、1991 年采用的是同年度天津农村工业品零售价格总指数。河北等其他省份 1991 缺失的数值均采用 1992 年的数值代替。江西、广东、宁夏的采用的是零售物价总指数代替。

² 《中国工业交通能源 50 年统计资料汇编》认为从业人员包括长期职工和临时工, 能够实际反映企业的就业状况。

³ 大量文献对中国总量或者分省资本存量序列进行了估计, 可参见贺菊煌(1992), Chow(1993), 张军等(2004)。

$$K_t = K_0(1-\lambda)^t + \sum I_k(1-\lambda)^{t-k} \quad (6)$$

其中 K_t 为第 t 期的资本存量, K_0 为基期存量, λ 为资本折旧率, I_k 为第 t 期投资, 为了尽可能减少基期资本存量估计对后续时间序列的影响, 我们选择 1980 年为基期进行估算, 用 1980 年当年固定资产净值作为基期资本存量, 同时依照此前的方法调整为全工业口径(孙琳琳,任若恩, 2005; 陈诗一, 2011)。投资序列利用相邻年份固定资产原值的差额可以计算, 同时用各省固定资产投资价格指数进行平减, 即可得到以 1990 年价格指数计算的投资序列。此外, 现有文献往往采用固定折旧率来简化计算, 为了提高数据精度, 本报告依据实际统计数据来构造可变折旧率。其中, 1980、1985-1990 年的分省独立核算工业折旧率数据可以在《中国工业经济统计年鉴》中获取; 2001-2011 年可以根据《中国工业经济统计年鉴》、《中国统计年鉴》中提供的本年折旧和上一年固定资产原值的数据来计算当年折旧率; 对于 1991-2000 年则基于以下方法估算(陈诗一, 2011):

$$\lambda_t = \frac{\Delta FA_t - \Delta NFA_t}{FA_{t-1}} \quad (7)$$

FA 、 NFA 分别为固定资产原值和固定资产净值, 分子表示的是第 t 期的当年折旧, 分母则是上一期的固定资产原值。相关折旧数据来源于《中国工业交通能源五十年统计资料汇编》(1949~1999) 和《中国经济普查年鉴 (2004)》。

4.2 其他变量构造

(1) 基于索洛残差法的全要素生产率 (TFP)。选取最常用的索洛残差法来估算各省工业的全要素生产率(Chow, 1993)。基于规模收益不变及希克斯中性假设的计算公式是:

$$TFP = \dot{Y} - [\alpha_k \dot{K} + (1 - \alpha_k) \dot{L}] \quad (8)$$

其中， $\dot{Y}, \dot{K}, \dot{L}$ 表示总产出、资本和劳动的增长率，系数 α_k 是资本的产出弹性。按照大多数文献的假设，本报告以资本存量和从业人数来表示资本和劳动，以工业增加值为产出，同时设定资本弹性 $\alpha_k=0.6$ 来估算各省工业的 TFP (Chow, Li, 2002; 郑京海等, 2008)。

(2) 基于SBM模型的环境技术效率指数(ETE)。传统效率评价模型中，往往忽略了环境污染这一副产出，从而可能导致对真实绩效的估计存在偏误(魏楚等, 2011)。非径向的基于冗余测度(Slack-Based Measure, SBM)的非参数效率评价模型则可以有效克服这一问题，它不仅可以在多投入-多产出框架下纳入对污染物的考量，同时具有克服变量松弛的优点(Cooper et al., 2007)。假定有 k 个决策单元，每个决策单元有 n 种投入($i=1,2,\dots,n$)和 m 种产出($j=1,2,\dots,m$)，其基本模型是：

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{s_r^y}{y_{r0}} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{s_r^b}{b_{r0}} \right)}$$

$$\begin{aligned} s.t. \quad & x_0 = X\lambda + s^- \\ & y_0 = Y\lambda - s^y \\ & b_0 = B\lambda + s^b \\ & s^- \geq 0, s^y \geq 0, s^b \geq 0, \lambda \geq 0 \end{aligned} \quad (9)$$

其中，向量 s^- 、 s^s 和 s^b 分别对应的投入冗余量、合意产出短缺量和非合意产出冗余量，目标值满足 $0 < \rho \leq 1$ ，对于特定的决策单元，当且仅当 $\rho=1$ 时，各冗余量 $s^- = s^s = s^b = 0$ ，此时处于效率边界上，如果 $\rho < 1$ ，这表明存在某种冗余。因此，目标函数 ρ 实际上测度了考虑环境污染因素的技术效率。本报告以1990-2011年全国29个省的工业为基本决策单元，投入是从业人数

和资本存量，合意产出为各省工业增加值，非合意产出选择各省工业 SO₂ 排放量。其计算采用 DEA Solver 软件。

表 1 给出了本报告变量的定义和描述性统计。所有价值量以 1990 年价格水平的独立核算工业统计口径调整。29 省工业在 1990-2011 年间共有 638 个观测值，部分样本存在少量缺失值。TFP 均值为 0.02，这同 Tian and Yu (2012) 的研究结论较为一致，他们在对 150 篇有关中国 TFP 研究文献综述的基础上发现，在 1978 年之后全国的 TFP 均值为 2%。环境技术效率 ETE 均值为 0.52，这同岳书敬，刘富华(2009)的结论接近，他们考察了包含 SO₂ 排放的中国工业部门技术效率，其结果为 0.49-0.68 之间。

表 1 变量定义及描述性统计

类别	变量名	定义	单位	样本	均值	标准差
研发	<i>RD</i>	研发经费支出	万元	638	307907.00	701967.40
	<i>PAF</i>	工业排污费及治污运行费	万元	638	13643.59	15600.59
环境管制变量	<i>PACE</i>	工业污染治理完成投资额(包括 废水、废气、固体废物、噪声和 其他工业污染)	万元	638	39462.94	45564.80
	<i># WATER</i>	<i>PACE</i> 中的治理废水投资额	万元	637	15197.04	18190.30
	<i># GAS</i>	<i>PACE</i> 中的治理废气投资额	万元	638	16973.47	22482.93
	<i># WASTES</i>	<i>PACE</i> 中的治理固废投资额	万元	613	2643.91	4065.35
	<i># NOISES</i>	<i>PACE</i> 中的治理噪声投资额	万元	599	366.96	1170.52
投入产出变量	<i>VA</i>	工业增加值	亿元	638	1147.05	1914.16
	<i>b</i>	SO ₂ 排放	万吨	609	57.58	41.17
	<i>K</i>	资本存量	亿元	638	1927.97	1947.98
	<i>emp</i>	劳动力	万人	638	331.12	293.73
经营绩	<i>LP</i>	劳动生产率	万余/人	638	3.69	3.66

类别	变量名	定义	单位	样本	均值	标准差
效	<i>PROFIT</i>	销售利润率	-	638	0.05	0.04
	<i>TFP</i>	全要素生产率	-	637	0.02	0.96
环境绩	<i>SO₂Int</i>	单位 SO ₂ 对应的工业增加值	万元/吨	609	22.50	33.10
效	<i>ETE</i>	包括污染因素的环境技术效率	-	638	0.52	0.25
	<i>FORI</i>	外资工业比重	-	638	0.14	0.16
	<i>SIZE</i>	工业规模,以工业从业人员衡量	万人	638	331.12	293.73
其他变 量	<i>CAPI</i>	劳均资本	万元/人	638	202164.90	193293.30
	<i>EXPI</i>	出口占销售额比重	-	638	0.16	0.16
	<i>TI</i>	引进技术经费支出	万元	637	270275.90	624783.30
	<i>GROWTH</i>	销售增长率	-	638	0.20	0.14

5 实证分析结果

5.1 问题一：环境管制会促进研发么？

表 2 首先给出了对模型 (1) 的估计结果。首先在第 (1) 列中, 控制了两个环境管制变量 (PAF 和 PACE), 以及其他解释变量的一阶滞后项, Hausman 检验表明, 固定效应模型优于随机效应模型; 在第 (2) 列中, 检验了双向固定效应模型, 对模型的 LR 检验表明, 应该考虑时间固定效应, 因此其后的估计中都采用个体、时间双向固定效应模型; 在第 (3) - (6) 列中, 分别考察了废水、废弃、固体废弃物和噪音的污染治理投资支出。可以发现, 在控制了时间效应后, 污染减排运行费用 PAF 显著为正, 这表明用于减排的日常运维经费的确促进了研发活动; 而工业污染治理投资支出 PACE 虽然为负, 但在统计上并不显著, 其类别下的废水、废气、固体

废物和噪音也同样不显著。这一结论同 Yang et al.,(2012)对台湾制造业的发现一致，表明在中国的省际工业部门中，污染减排费用及控制支出能够诱发更多的研发活动，但污染控制资本性投资对研发活动没有产生显著影响。

表 2 环境管制对研发活动的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L1.lnPAF</i>	0.0768 (1.36)	0.153** (3.10)	0.153** (3.12)	0.148** (3.00)	0.200*** (4.07)	0.209*** (4.18)
<i>L1.lnPAC</i>	-0.0841 (-1.79)	-0.0179 (-0.41)				
<i>L1.lnWater</i>			-0.0228 (-0.67)			
<i>L1.lnGas</i>				0.00587 (0.17)		
<i>L1.lnWaste</i>					-0.0136 (-0.88)	
<i>L1.lnNoise</i>						-0.0236 (-1.35)
<i>L1.lnCAPI</i>	2.164*** (20.53)	0.675*** (4.08)	0.678*** (4.12)	0.660*** (4.02)	0.744*** (4.60)	0.722*** (4.36)
<i>L1.FORI</i>	0.720 (1.75)	1.536*** (4.16)	1.529*** (4.14)	1.532*** (4.15)	2.047*** (5.20)	1.876*** (4.87)
<i>L1.growth</i>	-0.00480 (-0.03)	0.350 (1.58)	0.381 (1.70)	0.347 (1.56)	0.577* (2.52)	0.471* (2.08)
<i>L1.lnSIZE</i>	4.139*** (7.88)	4.006*** (8.79)	4.058*** (8.90)	3.951*** (8.71)	3.940*** (8.70)	3.979*** (7.97)
<i>L1.lnSIZE2</i>	-0.205*** (-4.37)	-0.255*** (-6.51)	-0.259*** (-6.58)	-0.252*** (-6.44)	-0.248*** (-6.30)	-0.252*** (-5.77)
<i>L1.lnTI</i>	-0.0575* (-2.36)	0.0262 (1.21)	0.0271 (1.25)	0.0261 (1.21)	0.0623** (2.63)	0.0594* (2.50)
<i>L1.expi</i>	-0.530 (-1.86)	-0.706** (-2.96)	-0.734** (-3.04)	-0.697** (-2.94)	-0.885*** (-3.41)	-0.957*** (-3.65)
时间效应	NO	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	607	607	606	607	583	573
R ²	0.844	0.898	0.898	0.898	0.904	0.905
AIC准则	933.8	696.1	694.6	696.2	633.9	624.0
BIC准则	977.9	828.3	826.8	828.5	764.9	754.5
Loglikelihood	-456.9	-318.0	-317.3	-318.1	-286.9	-282.0

注：变量的前标 L1 代表一阶滞后项；*、**、*** 分别表示在 5%、1% 和 0.1% 水平上显著。限于篇幅，省去了个体和时间效应的结果，下同。

再来考察其他控制变量对研发活动的影响。可以看出，劳均配置资本

越高的省份，其研发经费支出水平越高；外资比重的增加则能显著提高研发活动水平，这证明了外资在工业部门的流入对中国工业技术研发产生了正向的溢出效应(何洁, 2000)。对于“工业销售增长率越高，研发经费相应越多”的假设，则并没有在本报告的数据中得到验证；研发的规模效应得到了有效验证，其一次项显著为正，二次项显著为负，表明工业规模同研发活动之间存在倒 U 型曲线关系；引进的技术经费比重在多数回归中并不显著，可能本身对研发影响不强，或者是由于引进技术对研发的替代效应（挤出原有研发投入）和互补效应（配合引进技术的消化研发投入）相互抵消的结果；此外，工业出口比重越高的省份，其研发活动则显著低于其他省份，这似乎表明了当前的出口可能更多的偏向于要素和资源密集型产品，而非技术驱动型，或者是由于出口企业生产率较低，无法向国内市场扩张所致(朱希伟 等, 2005)。

5.2 问题二：不同类型的研发活动会影响绩效么？

根据

表 2 第 (2) 列估计的 PAF 变量系数，以及模型 (2) (3)，可以相应计算出由于环境管制带来的增量研发 RD1 以及占总研发支出的比重，如图 3 所示，其比重介于 0.2-6.3%，均值为 3.3%¹。另外可以看出，环境管制带来的增量研发所占比重波动幅度在逐年增加，这可能暗示着中国的环境管制强度存在较大的波动性和不平稳性。

¹ Yang et al.(2012)在对台湾制造业 1998-2003 年间的考察中计算得到的诱发性研发比重为 1.1-6.1%。

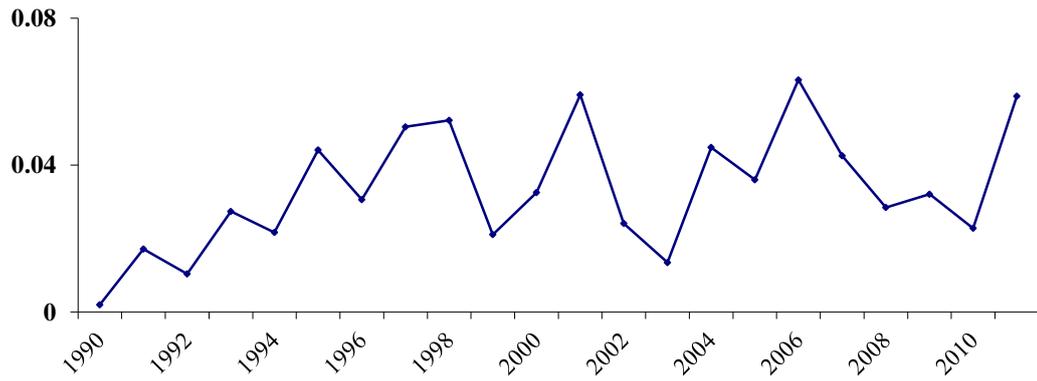


图 3 环境诱导的研发支出 (RD1) 占总研发支出比重

接下来将基于模型 (4)，对两种不同类型的研发 (RD1 和 RD2) 与两类绩效 (经营绩效和环境绩效) 的关系进行考察，结果见表 3 所示。回归结果分别在第 A-E 列。每一列下分别估计了四个模型，分别纳入不同的变量来进行识别。

首先考察研发对劳动生产率的影响。其中 A-1、A-2 和 A-3 列都控制了增量研发 RD1 和日常性研发 RD2，在此基础上分别加入其他解释性变量；而 A-4 列则采用的是总研发支出 RD。从回归结果来看，研发总支出、日常性研发对劳动生产率是有正向促进作用的，劳均资本、引进技术同样与劳动生产率正相关，但是管制带来的增量研发却并不显著，其系数在统计上接近于 0。

如果采用财务上的销售利润率来进行检验，可以发现，研发支出和日常性研发都会增加企业财务成本，从而降低了利润率，这也符合会计原则。劳均资本越高的省份，其工业财务盈利能力越强，而技术引进支出同利润率并无显著关系。在控制住劳均资本变量后，增量研发同利润率之间呈现一定的正相关，但仍缺乏更显著的证据；此外，劳均资本深化会显著削弱增量研发对利润率的影响。

最后利用 TFP 来表述经营绩效概念，从 C-1 到 C-4 的结果可以看出，研发支出同 TFP 之间并不显著，这可能归因于行业竞争加剧，或者使用的研发资本投入结构不恰当、使用效率不高等因素有关(张海洋, 2005; 李小平, 朱钟棣, 2006)。此外，分解后的两种研发支出同 TFP 之间也不存在显著关系，这表明，环境诱导的研发能改善 TFP 的假设在本报告的数据中并未得到证实。

上述研究均是此前文献讨论过的思路，但是鲜有研究来探讨“管制是否促进环境绩效”，此次将进行专门的考察。D-1 到 D-4 列给出的是对单位 SO₂ 排放的工业增加值的回归结果，可以发现，研发总支出、日常性研发支出都能提高单位 SO₂ 对应的工业增加值，也即是能够提高 SO₂ 排放绩效；引进的技术也能够有利于单位增加值的 SO₂ 排放；资本强度则对 SO₂ 生产率呈现显著的抑制效应，或者说，资本强度与 SO₂ 污染强度（单位工业增加值的 SO₂ 排放）正相关，这同 Cole, Elliott(2003)的发现一致；在控制住重工业特征后，管制带来的增量研发的影响显著为负，表明增量研发不仅不能改善 SO₂ 生产率，反而使之恶化了，同样地，资本深化则会减缓诱导性研发对 SO₂ 排放绩效的影响。

第 E 列的被解释变量是构建出来的环境技术效率 ETE，由于 ETE 是基于非参数法构建的效率指标，其值为正且小于 1，因此需要采用 Tobit 受限模型进行回归。结果表明：研发总支出、日常性研发两者系数显著为正，能够改善环境技术效率；引进外来技术同样对环境技术效率有正向影响，但增量研发和劳均资本变量均不显著。

综上所述，劳均资本 (CAPI) 对劳动生产率和利润率有显著促进作用，但对环境绩效影响不确定；研发经费支出 (RD) 和日常性研发支出 (RD2)

均能够显著改善劳动生产率和环境绩效，但同利润率负相关，与 TFP 关系不显著；环境管制诱发的研发增量支出 (RD1) 要么不显著，要么违背假设，这表明，在中国工业部门，外部的管制带来的研发并不能显著影响其经营绩效和环境绩效，与之相反，对绩效起到更重要作用的反而是日常性研发——这部分可能更多的是受行业内需求驱动所致的日常性研发支出。这同 Desrochers(2008) 的结论惊人的一致，他认为：如果存在波特假所说的“双赢”机会，那么政府的环境管制只能起到有限的作用，更多是企业经济利益驱动下的结果。同样的，这与 Liu et al., (2013) 的发现异曲同工之处，他们在对中国中小型工业企业的节能行为和意识进行调研后发现，企业内在的需求和自愿性行为是推动节能认识和采取节能措施的主因，而政府的外部管制压力作用则并不大。

5.3 问题三：环境管制能改善经济绩效和环境绩效么？

最后对模型 (5) 中的“强波特假说”进行检验，同样选择了五种绩效指标来进行回归，在每个回归第 (1) 列中，仅放入研发以及一阶滞后的环境管制变量，第 (2) 列加入其他控制变量 (劳均资本和引进技术支持)，第 (3) 列则用环境管制的二阶滞后项；模型的 Hausman 检验均建议采用双向固定效应模型，此外，对环境技术效率采用 Tobit 模型进行估计，主要结果见表 4 所示。

从 A (1) —A (3) 列可以看出，研发、劳均资本和引进技术变量都能显著改善劳动生产率，污染控制资本投资的一阶和二阶滞后项均显著为正，表明环境资本性支出能显著促进劳动生产率，但是污染减排费用和日常支出则并不存在统计性关联。如果采用财务利润指标考察，与表 (3) 的发现

一致，研发支出会降低利润率，劳均资本则表现为正相关，两种环境管制变量的一阶和二阶滞后项均不显著，表明污染治理支出同利润率之间没有显著性关系。在 C(1)—C(3)列的结果中，污染治理资本投资和日常运行费用变量同 TFP 并不存在显著关系；此外，其他控制性变量的回归系数也不显著。

再来看环境管制对环境绩效的影响。D 列的结果显示，研发支出和引进技术都能改善 SO₂ 排放效率，而污染治理的资本投资在一阶滞后项和二阶滞后项上均显著为正，表明其管制产生了积极效果，而污染减排费用和日常经费支出则缺乏统计性证据。E(1)—E(3)中对环境技术效率的结果也同 SO₂ 排放效率结果一致，研发支出和引进技术能够提高环境技术效率，污染资本投资则在二阶滞后项上呈现出显著的正相关，同样的，PAF 的符号虽然为正，但是其影响的程度不显著。

总之，研发经费支出同劳动生产率和环境绩效之间存在显著的正相关，与财务利润率负相关，与 TFP 之间关系不显著；污染治理投资费用 PAF 对于经营绩效和环境绩效指标影响不显著，滞后的污染控制资本性投资 PACE 则能显著提高劳动生产率和环境绩效，从而部分验证了“强波特假说”的存在。

表 3 环境管制诱导的研发对经营绩效和环境绩效的影响

解释变量	A. 劳动生产率: lnLP				B. 销售利润率: lnProfit				C. 全要素生产率: lnTFP				D. 单位SO ₂ 的工业增加值: lnSO ₂ Int				E. 环境技术效率: ETE			
	A-1	A-2	A-3	A-4	B-1	B-2	B-3	B-4	C-1	C-2	C-3	C-4	D-1	D-2	D-3	D-4	E-1	E-2	E-3	E-4
<i>lnRD1</i>	0.003 (0.31)	-0.00 (-0.08)	0.004 (0.28)		-0.008 (-0.47)	0.075* (2.01)	0.071 (1.86)		0.065 (1.47)	0.092 (0.89)	0.098 (0.93)		0.006 (0.55)	-0.124*** (-3.26)	-0.108*** (-3.21)		0.004 (0.67)	-0.004 (-0.32)	0.002 (0.14)	
<i>lnRD2</i>	0.068* ** (3.45)	0.098* ** (5.79)	0.090*** (5.34)		-0.114 ** (-2.72)	-0.108 ** (-2.62)	-0.102 * (-2.41)		-0.104 (-0.90)	-0.094 (-0.80)	-0.109 (-0.90)		0.234*** (7.39)	0.235*** (7.58)	0.218*** (7.14)		0.034* (2.44)	0.035* (2.52)	0.026 (1.94)	
<i>lnRD1*CAPI</i>		0.0006 (0.08)	-0.002 (-0.32)			-0.042 * (-2.55)	-0.039 * (-2.35)			-0.014 (-0.30)	-0.017 (-0.37)			0.066*** (5.44)	0.058*** (4.93)		0.004 (0.70)	0.001 (0.22)		
<i>lnCAPI</i>		0.599* ** (9.01)	0.632*** (9.78)	0.601* ** (14.46)		0.678* ** (4.15)	0.654* ** (3.92)	0.326** (3.17)		0.311 (0.70)	0.357 (0.79)	0.114 (0.42)		-0.643*** (-5.30)	-0.550*** (-4.67)	-0.142 (-1.79)		-0.010 (-0.18)	0.021 (0.39)	0.017 (0.48)
<i>lnTI</i>			0.041*** ** (4.85)	0.037* ** (4.84)			-0.019 (-0.85)	-0.028 (-1.45)			0.053 (0.96)	0.004 (0.09)			0.087*** (5.66)	0.115** * (7.94)		0.038* ** (5.61)	0.041* ** (6.63)	
<i>lnRD</i>				0.084* ** (6.60)				-0.095** (-2.73)				-0.069 (-0.64)				0.189** * (7.21)				0.0313 ** (3.01)
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	486	486	484	636	442	442	441	576	396	396	394	477	485	485	483	607	486	486	484	636
R ²	0.960	0.971	0.973	0.971	0.541	0.560	0.557	0.512	0.171	0.168	0.169	0.151	0.791	0.805	0.821	0.796				
AIC准则	-277.8	-431.8	-470.5	-542.4	309.5	293.4	295.0	485.7	983.1	986.4	983.5	1207.7	185.9	153.4	110.2	234.0	-302.3	-299.0	-341.4	-415.5
BIC准则	-177.3	-322.9	-357.6	-431.0	407.7	399.8	405.4	594.6	1074.7	1085.9	1086.8	1307.8	282.1	258.0	218.8	339.8	-80.43	-68.74	-107.2	-174.9

解释变量	A. 劳动生产率: lnLP				B. 销售利润率: lnProfit				C. 全要素生产率: lnTFP				D. 单位SO ₂ 的工业增加值: lnSO ₂ Int				E. 环境技术效率: ETE			
	A-1	A-2	A-3	A-4	B-1	B-2	B-3	B-4	C-1	C-2	C-3	C-4	D-1	D-2	D-3	D-4	E-1	E-2	E-3	E-4
Loglikelihood	162.9	241.9	262.3	296.2	-130.7	-120.7	-120.5	-217.9	-468.5	-468.2	-465.7	-579.9	-69.96	-51.72	-29.08	-92.98	204.1	204.5	226.7	261.7
chi2统计量																	735.9	736.6	775.5	968.4

注: *, **, ***分别表示在 5%、1%和 0.1%水平上显著

表 4 环境管制对绩效的影响

解释变量	A. 劳动生产率: lnLP			B. 销售利润率: lnProfit			C. 全要素生产率: lnTFP			D. 单位SO ₂ 的工业增加值: lnSO ₂ Int			E. 环境技术效率: ETE		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>lnRD</i>	0.039 [*] (2.39)	0.066 ^{***} (4.63)	0.069 ^{***} (4.49)	-0.159 ^{***} (-3.93)	-0.138 ^{***} (-3.40)	-0.114 ^{**} (-2.60)	-0.073 (-0.68)	-0.071 (-0.64)	-0.025 (-0.21)	0.200 ^{***} (7.29)	0.171 ^{***} (6.40)	0.173 ^{***} (6.00)	0.029 [*] (2.44)	0.024 [*] (2.03)	0.026 [*] (2.10)
<i>L1.lnPAF</i>	0.044 [*] (2.23)	0.024 (1.40)		0.077 (1.86)	0.072 (1.72)		0.034 (0.30)	0.021 (0.18)		0.054 (1.62)	0.028 (0.88)		0.025 (1.77)	0.011 (0.82)	
<i>L1.lnPACE</i>	0.055 ^{**} (3.02)	0.062 ^{***} (4.05)		0.051 (1.33)	0.050 (1.32)		-0.025 (-0.25)	-0.017 (-0.17)		0.095 ^{**} (3.13)	0.098 ^{***} (3.45)		0.019 (1.41)	0.021 (1.69)	
<i>L2.lnPAF</i>			0.016 (0.90)			-0.011 (-0.25)			0.026 (0.22)			0.052 (1.60)			0.008 (0.60)
<i>L2.lnPACE</i>			0.065 ^{***} (4.06)			0.056 (1.44)			0.065 (0.62)			0.121 ^{***} (4.07)			0.041 ^{**} (3.23)
<i>lnCAPI</i>		0.600 ^{***} (14.35)	0.602 ^{***} (13.88)		0.307 ^{**} (2.99)	0.341 ^{***} (3.32)		0.110 (0.41)	0.073 (0.26)		-0.143 (-1.82)	-0.142 (-1.75)		0.014 (0.41)	0.017 (0.48)
<i>lnTI</i>		0.036 ^{***} (4.75)	0.037 ^{***} (4.71)		-0.026 (-1.34)	-0.018 (-0.90)		0.003 (0.07)	0.014 (0.26)		0.114 ^{***} (7.92)	0.110 ^{***} (7.52)		0.040 ^{***} (6.38)	0.038 ^{***} (6.05)
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	609	607	578	548	547	520	479	477	458	609	607	578	609	607	578
R ²	0.959	0.971	0.969	0.517	0.524	0.513	0.150	0.147	0.113	0.776	0.800	0.798			
AIC准则	-335.2	-543.2	-524.7	437.8	429.4	384.8	1212.2	1211.7	1163.6	293.1	221.6	198.7	-361.9	-409.4	-417.6
BIC准则	-229.3	-428.6	-415.7	541.1	541.3	491.2	1312.3	1320.0	1266.8	399.0	336.2	307.7	-128.1	-166.9	-182.2
Loglikelihood	191.6	297.6	287.3	-194.9	-188.7	-167.4	-582.1	-579.8	-556.8	-122.6	-84.79	-74.34	233.9	259.7	262.8
chi2统计量													899.1	945.3	926.0

注: 变量的前标 L1 代表一阶滞后项, L2 为二阶滞后项。*、**、***分别表示在 5%、1%和 0.1%水平上显著

6 结论与政策讨论

环境管制是一把双刃剑，在迫使企业服从管制增加其经营成本的同时，也倒逼着企业通过技术创新来减缓其管制的负面影响，这部分收益可能会弥补甚至超过管制遵循成本，从而构成了绩效与环境“双赢”的机会。对于“波特假说”这样一个鱼与熊掌兼得的命题，理论界已持续争论了二十余年，但仍无法获得一致的结论。本报告在系统梳理上述假说的基础上，基于中国的工业部门数据，对波特假说的各种关系进行了验证，发现有些环境管制变量的确能够促进研发水平，也能够对经营绩效和环境绩效产生正向推动作用，从而部分证实了“波特假说”的存在。以下是对波特假说三个相关问题的主要结论概括：

首先，对于“环境管制是否会促进研发”这一问题，结论表明，工业部门的污染控制资本性投资(固定成本部分)对研发没有显著影响，而工业部门的污染减排费用及日常支出(可变成本部分)能够显著促进研发活动，从而部分支持了波特假说。此外，劳均资本比重、工业部门中的外资比重与研发正相关，工业出口比重与研发负相关。其次，对于“不同类型的研发活动是否会影响绩效”，本报告的结果表明，日常性研发对劳动生产率、环境绩效均有显著促进作用，但会负面影响到销售利润率；而由于环境管制带来的增量式研发则对劳动生产率和环境绩效无显著影响，这似乎表明了，希冀通过外部环境管制来促进研发，并进而提升绩效的政策并没有取得预期的效果。最后，对于“环

境管制是否会改善经济绩效和环境绩效”，结果表明，工业部门的污染控制资本性投资会对劳动生产率、环境绩效有显著改善作用，污染减排费用及日常支出则与劳动生产率显著正相关。这一发现同样部分的证实了波特假说。

除了对上述三个相关问题的回答，本报告的结论还有一些有别于以往研究结论的发现：

第一，对环境管制变量的选择、对绩效的概念界定以及对研究边界的划分，都将影响“波特假说”的实证结论。本报告利用多重维度指标的测度表明，环境管制变量的选择、对经营绩效的细分，以及将环境绩效纳入考察，抑或证实或者证伪波特假说，这些差异化的结果表明：当前对于波特假说的研究中，变量和指标的选择可能会改变最终的研究结论。对于具体、细致的研究而言，需要首先对上述概念进行清晰界定，同时基于数据可得性等因素选择适当的变量来描述，此外，基于其他相关变量的稳健性分析也是必不可少的。

第二，不同的减排路径和方式有不同的传导机制和管制结果。工业部门往往通过工程设备来实现减排，在资源稀缺约束下，是偏向于固定成本型支出——如更多的用于资本性投资来购买减排设备，还是偏向于可变成本型支出——如更多的用于已有减排设施的日程运行与维护，将会产生不同的影响。如本报告所发现的，如果选择前者，那么对研发并没有显著影响，但对于劳动生产率和 SO_2 排放效率则有显著的推动作用；与之相反，如果将更多资源用于污染减排费和日常运营支出，这将提高研发水平，但对于经营绩效和环境绩效影响甚微。

第三，希冀以环境管制带动研发的策略可能是低效的。环境管制诱导的增量研发对经营绩效和环境绩效都没有显著影响，而日常性研发则能有效促进绩效提升。这表明在中国的工业部门，日常性的研发活动本身是影响绩效的核心要素，而希冀通过外部管制压力来推动部门研发的策略可能是无效或者低效的。政策制定者可能需要借助灵活的市场手段来使得企业将减排内生为自觉行为，或者使得企业意识到双赢潜力的存在，并帮助其获取这一收益——而这，也正是波特假说所一直强调的，即：只有设计恰当的管制政策，鱼与熊掌兼得才可能实现。

上述结论对于设计中国工业部门环境管制具有重要的现实意义。首先，中国工业部门“波特假说”的部分性验证表明，适当的管制是可以实现“双赢”的——或者说，恰当的环境管制政策是可以推动中国工业实现转型升级的。考虑到中国目前处于结构转型的深水区，以及面临的日益严重的资源环境约束，环境管制仍然是必要的政策工具（金碚，2009），缺乏必要的管制政策，经济系统不会自发或者提前越过环境库兹涅兹拐点而实现环境质量的改善。其次，对于环境管制形式的选择会产生不同的效果：如果偏重于污染治理项目的资本性投资，那么可能对研发并没有显著效应，但对行业的绩效会产生促进效应；如果偏重于污染治理的日常营运和管理，则可以促进行业的研究活动，那么对于具体地区和部门的政策制定者而言，这两种管制形式是相互补充的，需要因地制宜，根据现实需求来设定每种管制形式的相对权重，从而更好的帮助实现决策目标。此外，在环境管制机制设计上，

可能需要更多的借鉴和运用更为灵活的市场手段，减少信息不对称性，从以往的“强制要求企业实现某一环境目标”思路转变为“帮助企业实现环境与绩效共赢”，也即是帮助企业通过能源审计、环境评估等服务来识别、发现和实现双赢的机会，但这一思路的转变又是以整个政府职能转变为前提的，也即是从此前的管制者变为服务者，从目标考核官变为目标过程辅导者，相较于中国工业结构转型，这一过程可能更为漫长。

参考文献

- [1] Aghion P, Bloom N, Blundell R, et al., Competition and Innovation: an Inverted-U Relationship. *The Quarterly Journal of Economics* 2005. 120.
- [2] Aghion P, Dewatripont M, Rey P, Corporate governance, competition policy and industrial policy. *European Economic Review* 1997. 41.
- [3] Ambec S, Barla P, A theoretical foundation of the Porter hypothesis. *Economics Letters* 2002. 75.
- [4] Ambec S, Cohen M A, Elgie S, et al., The Porter Hypothesis at 20: Can Environmental Regulation Enhance Innovation and Competitiveness? . *Review of Environmental Economics and Policy* 2013. 7.
- [5] André F J, González P, Porteiro N, Strategic quality competition and the Porter Hypothesis. *Journal of Environmental Economics and Management* 2009. 57.
- [6] Berman E, Bui L T M, Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries. *Review of Economics and Statistics* 2001. 83.
- [7] Boyd G A, McClelland J D, The Impact of Environmental Constraints on Productivity Improvement in Integrated Paper Plants. *Journal of Environmental Economics and Management* 1999. 38.
- [8] Brännlund R, Lundgren T, van der Ploeg F, Environmental policy without costs? A review of the Porter hypothesis. *International Review of Environmental and Resource Economics* 2009. 3.
- [9] Brunnermeier S B, Cohen M A, Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries. *Journal of Environmental Economics and Management* 2003. 45.
- [10] Chow G C, Capital Formation and Economic Growth in China. *The Quarterly Journal of Economics* 1993. 108.
- [11] Chow G C, Li K W, China's Economic Growth: 1952–2010. *Economic Development and Cultural Change* 2002. 51.
- [12] Cole M A, Elliott R J R, Determining the trade-environment composition effect: the role of capital, labor and environmental regulations. *Journal of Environmental*

- Economics and Management 2003. 46.
- [13] Cooper W W, Seiford L M, Tone K. Data envelopment analysis: a comprehensive text with models, applications, references and DEA-solver software .Springer Verlag, 2007
- [14] Desrochers P, Did the Invisible Hand Need a Regulatory Glove to Develop a Green Thumb? Some Historical Perspective on Market Incentives, Win-Win Innovations and the Porter Hypothesis. Environmental and Resource Economics 2008. 41.
- [15] Eban G, Hart H, Behind the Numbers: Polluted Data. The American Prospect 1997. 35.
- [16] Färe R, Grosskopf S, Lovell C A K, et al., Multilateral productivity comparisons when some outputs are undesirable: a nonparametric approach. The Review of Economics and Statistics 1989. 71.
- [17] Gabel H L, Sinclair-Desgagné B. The firm, its routines, and the environment, in: Tom, T., Henk, F. (Eds.), The International Yearbook of Environmental and Resource Economics 1998/1999: A Survey of Current Issues. UK: Edward Elgar. , 1998
- [18] Gray W B, Shadbegian R J, Plant vintage, technology, and environmental regulation. Journal of Environmental Economics and Management 2003. 46.
- [19] Greaker M, Spillovers in the development of new pollution abatement technology: A new look at the Porter-hypothesis. Journal of Environmental Economics and Management 2006. 52.
- [20] Hamamoto M, Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries. Resource and Energy Economics 2006. 28.
- [21] Jaffe A B, Palmer K, Environmental regulation and innovation: a panel data study. Review of Economics and Statistics 1997. 79.
- [22] Jaffe A B, Peterson S R, Portney P R, et al., Environmental regulation and the competitiveness of US manufacturing: what does the evidence tell us? . Journal of Economic Literature 1995. 33.
- [23] Klette T J, Griliches Z, Empirical Patterns of Firm Growth and R&D Investment:

- a Quality Ladder Model Interpretation. *The Economic Journal* 2000. 110.
- [24] Konar S, Cohen M A, Does the Market Value Environmental Performance? .
Review of Economics and Statistics 2001. 83.
- [25] Krugman P. What happened to Asia. Springer, 1999
- [26] Liu X, Niu D, Bao C, et al., Awareness and acceptability of companies on market-based instruments for energy saving: a survey study in Taicang, China. *Journal of Cleaner Production* 2013. 39.
- [27] Mohr R D, Technical Change, External Economies, and the Porter Hypothesis. *Journal of Environmental Economics and Management* 2002. 43.
- [28] Picazo-Tadeo A J, Reig-Mart ínez E, Hern ández-Sancho F, Directional distance functions and environmental regulation. *Resource and Energy Economics* 2005. 27.
- [29] Porter M E, America's Green Strategy. *Scientific American* 1991. 264.
- [30] Porter M E, Van der Linde C, Green and competitive: ending the stalemate. *Harvard business review* 1995a. 73.
- [31] Porter M E, Van der Linde C, Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship. *The Journal of Economic Perspectives* 1995b. 9.
- [32] Ray A S, Bhaduri S, R&D and technological learning in Indian industry: econometric estimation of the research production function. *Oxford Development Studies* 2001. 29.
- [33] Simpson R D, Bradford I I I R L, Taxing Variable Cost: Environmental Regulation as Industrial Policy. *Journal of Environmental Economics and Management* 1996. 30.
- [34] Tian X, Yu X, The Enigmas of TFP in China: A meta-analysis. *China Economic Review* 2012. 23.
- [35] van der Vlist A J, Withagen C, Folmer H, Technical efficiency under alternative environmental regulatory regimes: The case of Dutch horticulture. *Ecological Economics* 2007. 63.
- [36] Xepapadeas A, de Zeeuw A, Environmental Policy and Competitiveness: The

- Porter Hypothesis and the Composition of Capital. *Journal of Environmental Economics and Management* 1999. 37.
- [37] Yang C-H, Tseng Y-H, Chen C-P, Environmental regulations, induced R&D, and productivity: Evidence from Taiwan's manufacturing industries. *Resource and Energy Economics* 2012. 34.
- [38] 曹静, 詹昊, 中国制造业环境管制对全要素生产率的影响——波特假设检验. *环境经济与政策* 2011.
- [39] 陈诗一, 节能减排与中国工业的双赢发展: 2009—2049. *经济研究* 2010.
- [40] 陈诗一, 中国工业分行业统计数据估算: 1980—2008. *经济学(季刊)* 2011.
- [41] 董敏杰, 梁泳梅, 李钢, 环境规制对中国出口竞争力的影响. *中国工业经济* 2011. 3.
- [42] 何洁, 外国直接投资对中国工业部门外溢效应的进一步精确量化. *世界经济* 2000. 23.
- [43] 贺菊煌, 中国资产的估算. *数量经济技术经济研究* 1992. 8.
- [44] 黄德春, 刘志彪, 环境规制与企业自主创新. *中国工业经济* 2006. 3.
- [45] 金碚, 科学发展观与经济增长方式转变. *中国工业经济* 2006. 5.
- [46] 金碚, 资源环境管制与工业竞争力关系的理论研究. *中国工业经济*, 2009.3
- [47] 李钢, 董敏杰, 沈可挺, 强化环境管制政策对中国经济的影响. *中国工业经济*, 2012.11
- [48] 李钢, 马岩, 姚磊磊, 中国工业环境管制强度与提升路线. *中国工业经济*, 2010.3
- [49] 李小平, 朱钟棣, 国际贸易, R&D 溢出和生产率增长. *经济研究* 2006. 2.
- [50] 林毅夫, 苏剑, 论中国经济增长方式的转换. *管理世界* 2007. 11.
- [51] 庞瑞芝, 白雪洁, 杜传忠, 环境管制、生产力提升与产业发展. *中国工业经济*, 2009.1

- [52] 曲格平. 中国的环境与发展. 中国环境科学出版社, 1992
- [53] 沈可挺, 龚健健, 环境污染、技术进步与中国高耗能产业. 中国工业经济, 2011.12
- [54] 孙琳琳, 任若恩, 中国资本投入和全要素生产率的估算. 世界经济 2005. 28.
- [55] 涂正革, 肖耿, 环境约束下的中国工业增长模式研究. 世界经济 2009..
- [56] 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞, 环境管制与全要素生产率增长:APEC 的实证研究. 经济研究 2008..
- [57] 魏楚, 黄文若, 沈满洪, 环境敏感性生产率研究综述. 世界经济 2011. 5.
- [58] 吴敬琏. 中国增长模式抉择. 上海远东出版社, 2006
- [59] 岳书敬, 刘富华, 环境约束下的经济增长效率及其影响因素. 数量经济技术经济研究 2009..
- [60] 张成, 陆旸, 郭路, 等, 环境规制强度和生产技术进步. 经济研究 2011..
- [61] 张海洋, R&D 两面性, 外资活动与中国工业生产率增长. 经济研究 2005. 5.
- [62] 张军, 吴桂英, 张吉鹏, 中国省际物质资本存量估算:1952—2000. 经济研究 2004..
- [63] 郑京海, 胡鞍钢, Bigsten A, 中国的经济增长能否持续?. 经济学(季刊) 2008.
- [64] 朱希伟, 金祥荣, 罗德明, 国内市场分割与中国的出口贸易扩张. 经济研究 2005. 12.

供稿：中国人民大学国家发展与战略研究院。所有权利保留。任何机构或个人使用此文稿时，应当获得作者同意。如果您想了解人大国发院其它研究报告，请访问 <http://nads.ruc.edu.cn/more.php?cid=402>。