

环境规制对中国对外贸易竞争力的影响研究 ——基于中国省际面板数据的实证检验

崔远森¹ 谢识予²

(1. 浙江工商大学金融学院, 浙江 杭州 310018; 2. 复旦大学经济学院, 上海 200433)

摘要: 基于全球经济失衡与中国贸易收支持续顺差的事实, 欧美国家继“人民币汇率操纵论”之后又抛出“中国环境威胁论”, 认为中国贸易竞争力源于宽松的环境规制政策。本文使用面板数据方法对中国区域环境规制对贸易竞争力的影响进行了实证检验, 结果显示中国区域贸易竞争力并非源于“宽松环境规制”。欧美国家提出的“中国环境威胁论”及相应的“碳排放边界调节税”只不过是单边贸易保护主义的借口。

关键词: 环境规制; 贸易保护; 贸易竞争力

中图分类号: F741.1

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2014) 06-0005-10

一、文献综述

在全球经济持续失衡和环境不断恶化的背景下, 关于环境与贸易竞争力问题的争论愈演愈烈, 并有超出经济范畴而具有越来越明显的政治化倾向, 主要体现为欧美国家以气候变化为由, 继“人民币汇率操纵论”之后又抛出“中国环境威胁论”, 认为中国贸易竞争力源于宽松的环境规制政策, 并威胁将采取“碳排放边界调节税”来平衡国际竞争力。针对西方国家的发难, 中国政府积极参与全球气候合作并宣布了相应的减排计划, 从而确定了“低碳”经济将成为中国出口的总体发展方向。这说明无论是国际压力还是基于全球责任的主动政策调整都将对中国环境规制产生一定的影响, 而环境规制调整方向及幅度的关键在于环境政策转换是否对中国制造业国际竞争力产生负面效应。倘若环境政策转换对中国贸易收支产生严重的负面效应, 作为发展中的人口大国, 中国必然在环境保护与经济增长之间做出适当的政策安排。如果环境规制对中国贸易竞争力影响甚微或不存在负面效应, 则略为严格的环境规制应当成为当前决策的理性选择。基于此, 立足于中国区域环境条件探讨环境因素对中国贸易收支的影响成为转变经济增长方式的重要内容并具有重要的政策内涵。

收稿日期: 2013-07-15。

基金项目: 教育部社科基金青年项目“资源环境因素与制造业国际竞争力”(项目编号: 10YJCZH023)、浙江省自然科学基金项目“教育红利对中国制造业国际竞争力的影响机制及效应研究”(项目编号: LY12G03018)。

作者简介: 崔远森, 男, 经济学博士, 浙江工商大学金融学院副教授, 研究方向: 国际经济学; 谢识予, 男, 经济学博士, 复旦大学经济学院教授, 研究方向: 数量经济学。

一般认为,环境规制影响相对比较优势,而相对宽松的环境规制将导致一国在污染密集型产品生产上更具有比较优势。因此,发达国家严格的环境规制对发展中国家具有深刻的政策内涵。如果发达国家提高环境标准而进口更多污染密集型商品,则发展中国家基于比较优势将生产并出口更多的污染密集型产品。同时,在国际资本流动的背景下,污染密集型产业可能从发达国家转移到落后国家,即所谓“污染避难所”。通过上述两个渠道,发展中国家将被迫从发达国家“进口”污染。基于比较优势理论,对环境对贸易影响的研究越来越广泛而深入,流行的观点认为环境规制影响贸易比较优势和国际贸易流量,持这种观点的学者包括Grossman和Krueger(1993)^[1]、Copeland和Taylor(1994)^[2]。但相反的观点亦存在,Tobey(1990)^[3]发现工业化国家20世纪60年代和70年代严格的环境规制对大多数污染行业贸易模式无显著影响。肖红和郭丽娟(2006)^[4]建立了一个环境保护强度综合评价指标体系,通过对不同污染程度产业国际竞争力的分析,指出环境保护强度与产业国际竞争力并不具有规律性相关关系。陆旸(2009)^[5]在HOV模型基础上对中国数据进行了经验分析,结果表明环境规制并没有影响五类污染密集型商品的比较优势,通过降低环境规制水平以获取污染密集型商品比较优势的做法不可取。

围绕发展中国家是否为“污染天堂”的问题,理论与实证研究均无一致性结论。Markusen等(1993)^[6]构建的非合作均衡博弈模型认为企业区位是环境政策的函数;运用具有相似经济结构经济体之间的垄断贸易模型,发现严格的环境规制既不会导致跨国公司增加产量,也不会导致产业迁移。Ulph和Valentini(1997)^[7]使用行业关联博弈模型分析了环境规制对不完全竞争企业选址的影响,认为环境规制将影响企业在不同国家间的迁移。Copeland和Taylor(1995)^[8]认为严格的环境规制导致污染型企业迁移至宽松环境控制的国家,然而实证结果也并非完全支持这一结论。杨永华(2010)^[9]基于中国行业面板数据分析了FDI对中国生态环境的影响,认为两者存在显著的均衡关系。张中元(2012)^[10]分析了环境规制对FDI的溢出效应,认为环境规制有利于促进中国工业的技术进步并有助于FDI垂直技术外溢。傅京燕等(2010)^[11]运用1996~2004年中国24个制造业的面板数据对环境规制效应、要素禀赋效应与产业国际竞争力的作用机制进行了分析,得出中国污染密集型行业并不具有绝对比较优势,因而中国并不是发达国家的“污染避难所”的结论。此外,张成(2010)^[12]分析了环境规制对中国工业生产效率的影响,认为较强的环境规制有利于提高生产率。

上述大部分文献的共同特征是强调经济开放对环境影响的结果以及环境约束下的政策安排,而没有立足于环境现状和国际政策压力分析环境变化对中国产业国际竞争力的影响。肖红等(2006)、陆旸(2009)及傅京燕等(2010)虽然分析了环境规制对产业竞争力的影响,但他们的分析均围绕制造业数据展开,没有考虑到中国经济区域差异的特征。中国区域环境规制差异如何?这种差异是否影响到区域贸

易竞争力? 现有的研究均没有很好地解答。本文基于中国区域环境规制差异, 实证检验中国环境规制与国际竞争力之间的关系。

二、中国区域环境规制与贸易竞争力测度

(一) 环境规制指标及中国环境规制测度

1. 环境规制指标及选择 环境规制通常描述与环境保护相关的法律与执行力度, 其重点在于对环境保护法律的执行。由于环境规制行为难以直接测度, 其行为结果最终反映在特定环境指标, 故一般通过构建具体环境规制指标来反映。众多研究机构给出了对环境指标的不同理解。美国环境保护机构(EPA)认为环境指标是“特定区域环境压力、状态、人类健康与生态条件及潜在趋势的数字测度”; 亚洲发展银行(1999)将环境指标概括为“一国环境问题的有效测度、环境健康的信号以及为长期环境目标服务并提供行动指针”; OECD(2004)认为环境指标是“跟踪环境变化、支撑政策评估与为公众提供信息的有效工具”; 欧洲环境机构提出“环境指标的作用主要在于为环境问题提供必要信息, 以便决策者评估问题的严重性; 识别引起环境压力的关键因素, 支持政策发展与优先次序; 以及提高公众环境意识的重要工具”。也有大量文献强调效率指标, 涉及环境是否改善的问题, 通常用单位GDP排放水平来衡量。本文采用环境效率指标来反映中国环境规制水平的动态变迁。

2. 中国环境规制: 基于效率指标的测度 本文使用污染物排放强度(Cole and Elliott, 2003^[13]; 傅京燕, 2010)方法构建中国环境规制指标, 共选取废水排放达标量、二氧化硫去除量、烟尘去除量、粉尘去除量和固体废物综合利用量5个指标(单位: 吨)来计算综合的环境规制。国内学者对环境规制指标计算存在两种处理方法: 一是使用加权方法(傅京燕, 2010), 二是直接相加而不作加权处理(肖红, 郭丽娟, 2006)。通过比较, 发现加权衡量的环境规制指标对实证结果无实质性影响。由于非加权环境规制指数各年波动较小, 更为简洁, 故选择后者。

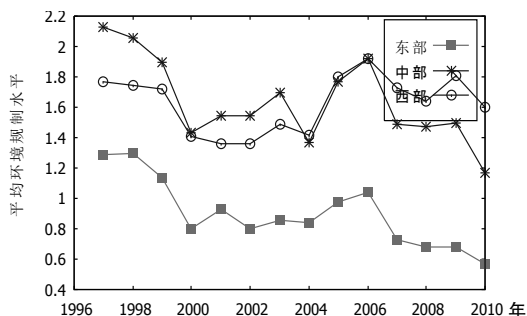


图1 各年平均环境规制水平（按东中西部）

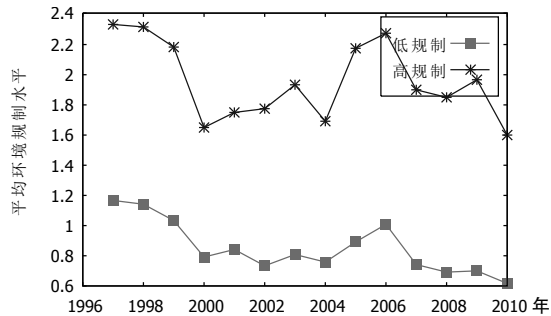


图2 各年平均环境规制水平（按地区平均水平）

图1反映了我国东部、中部、西部的环境规制变动趋势。总体上看,各地区环境规制呈现下降趋势,其中东部地区环境规制较低,中部地区最高,西部地区略低于中部地区,但远高于东部地区。从数据比较来看,中国各地环境规制反映了各地区产业结构的差异。东部地区制造业发达省份处于一个中等的环境规制水平,而作为中国政治或经济中心,其产业结构偏向于清洁行业,这些行业环境规制水平较低。中部地区作为资源型省份,其环境规制较高。随着中国能源等产业向西部的转移,西部地区资源开采地区环境规制也较高,故形成目前中国环境规制的区域差异。这一结论与傅京燕(2010)、Copeland和Taylor(2003)^[14]对污染排放及环境规制测度一致。^①环境规制系数较高的地区污染强度也较高,环境管制也较宽松;环境规制系数较低的地区环境污染强度也较低,环境管制就越严格。传统上分析中国区域面板均按经济区划分为东部、中部、西部,但从环境规制水平的比较来看,按经济区划不能真实反映环境规制差异。为此,按照平均规制水平分为高环境规制和低环境规制地区(均值约为1.3)。图1和图2分别反映了两种分类标准的非加权环境规制平均水平的变化趋势。图1、图2具有相似的环境规制变动趋势,但图2环境规制指数波动更小,截面内部差异小而截面间差异更明显。

(二) 贸易竞争力测度

贸易竞争力测度指标与贸易竞争力概念相关联,根据不同贸易竞争力定义构建的测度指标存在一定差异。由于本文需要衡量区域贸易竞争力,考虑到指标转换的可能性和便利性,选择出口指数作为地区贸易竞争力的衡量指标。公式为:

$EX_{it} = EXPORT_{it} / GDP_{it}$, 其中: GDP 表示出口总值, EX 表示地区实际国内生产总值。中国各地区1997~2010年平均净出口平均指数如图3所示。

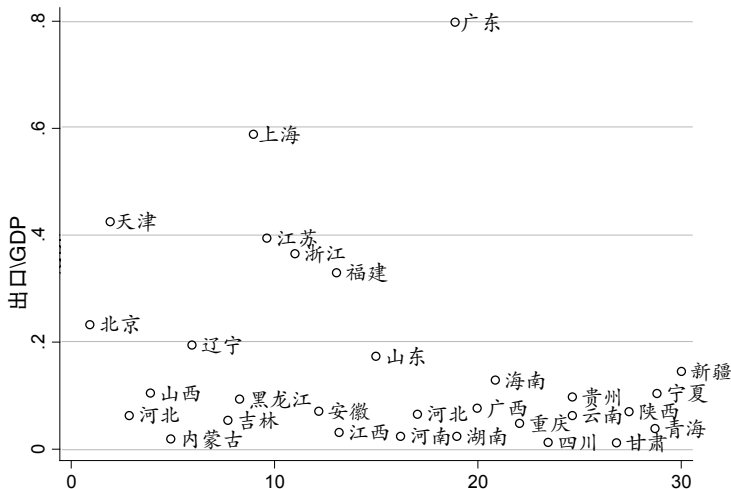


图3 各地区1997~2010年平均出口平均指数

^① 傅京燕(2010)、Copeland和Taylor(2005)均基于行业进行分类,发现环境规制系数高的行业恰恰是污染强度高的行业。

图3显示各地区在1997~2010年间平均的制造业出口竞争力指数。从图中可知,广东、上海、天津、江苏、浙江和福建等省市的制造业出口竞争力指数处于前列,其他省市区的制造业出口竞争力指数基本位于0.2以下。

三、实证分析

(一) 模型、变量及样本数据

本文运用面板数据方法进行实证检验,借鉴IMF(WEO, 2008)、陆旸(2009)以及傅京燕(2010)的经验,将模型设为:

$$EX_{it} = a_0 + a_1 ER_{it} + a_2 \ln L_{it} + a_3 FDI_{it} + a_4 POP_{it} + \varepsilon_{it}$$

因变量为贸易竞争力(EX),以出口占地区总产出比例来衡量。自变量有:(1)环境规制(ER):以非加权的综合环境规制指标衡量;(2)劳动力投入(lnL):就业量越大,劳动成本越低,从而对该国出口贸易产生有利影响,故预期该变量对贸易竞争力的影响为正,对就业量取对数进行回归;(3)人口抚养比(POP):以非劳动人口占劳动人口比例表示;(4)外国直接投资(FDI):FDI对贸易收支的影响取决于FDI类型,无法确定FDI对一国贸易竞争力影响方向。

样本为1997~2010年30个省市(西藏除外),本文按照平均环境规制水平划分为高环境规制地区和低环境规制地区,发现实证结果非常稳定。由于环境规制为自变量,因此并不会产生非随机样本问题。原始数据均源于各期《中国统计年鉴》,其中缺少青海省2001~2006年SO₂去除量,本文采取插值法进行了填充。进出口贸易和FDI均按各年平均汇率水平将计价货币调整为人民币,单位为亿元。由于各年实际利用FDI数据不连续,本文使用各年度FDI投资额。人口抚养比数据直接来源于《中国统计年鉴》,非劳动人口指14岁以下和65岁以上的人口。

(二) 回归分析

回归模型存在两种选择:一是选择混合回归模型还是固定效应模型,二是选择固定效应模型还是随机效应模型。若模型随机项存在个体效应,如果个体项与解释变量相关,则需要使用固定效应模型,否则使用随机效应模型。使用Hausman检验对固定效应模型与随机效应模型进行取舍。在5%显著性水平上,全国样本和高环境规制地区应当使用随机效应模型;对于低环境规制地区,固定效应模型合适,结果见表1。

从全国样本来看,混合、固定和随机3种模型均显示了环境规制系数提高(污染强度提高),出口贸易竞争力均下降,混合和随机模型均显著,固定效应模型不显著,这说明从全国样本来看,通过放松环境管制的方式不能提高贸易竞争力。从高规制地区来看,混合模型和面板模型结论不一致,个体效应的F检验表明,面板模型优于混合回归,而Hausman检验表明随机效应模型优于固定效应模型,从高规制地

表1 静态面板回归结果

	自变量	ER	ln L	FDI	POP	常数项	关键统计量
混合回归	全国	-0.137**	0.227***	0.0001***	0.012**	-0.430	样本: 420
		(0.0416)	(0.035)	(0.0000)	(0.004)	(0.292)	调整 $R_2=0.623$
	高规制地区	0.041	0.318*	0.0001*	0.013**	0.420*	样本: 224
		(0.143)	(0.066)	(0.0000)	(0.006)	(0.468)	调整 $R_2=0.588$
	低规制地区	0.226*	0.138*	0.0002*	0.006	-2.836*	样本: 196
		(0.038)	(0.034)	(0.0000)	(0.0043)	(0.288)	调整 $R_2=0.473$
固定效应	全国	-0.043	8.024***	0.0006*	0.028	55.004	F=45.41
		(0.038)	(4.393)	(0.00013)	(0.082)	(34.25)	[0.000]
	高规制地区	-0.010*	0.385*	0.00003*	0.0011**	1.334	F=52.44
		(0.008)	(0.047)	(0.0000)	(0.0058)	(20164)	[0.000]
	低规制地区	0.042**	0.724	0.00008**	0.004	2.310	F=12.46
		(0.021)	(0.451)	(0.00003)	(0.153)	(3.463)	[0.000]
随机效应	全国	-0.065***	0.225**	0.00005*	0.0001	-0.717	Hausman=5.44
		(0.013)	(0.099)	(0.0000)	(0.037)	(0.784)	[0.142]
	高规制地区	-0.001	0.254***	0.00004*	0.008*	0.202	Hausman=4.15
		(0.08)	(0.131)	(0.0000)	(0.0021)	(1.214)	[0.246]
	低规制地区	0.028**	0.155**	0.00014*	0.0095***	-2.346	Hausman=23.17
		(0.012)	(0.074)	(0.0000)	(0.0053)	(0.593)	[0.000]

注: **、*、*分别表示在10%、5%、1%水平下通过显著性检验, () 内为系数标准误差, [] 内为统计量伴随概率; 固定效应模型中的F统计量为个体效应显著性检验; Hausman值为固定效应与随机效应模型选择的检验结果。

区随机效应模型结果来看, 虽然环境规制对贸易竞争力具有负面效应, 但并不具有统计意义上的显著性, 可以认为高规制地区环境规制对贸易竞争力无显著影响。从低环境规制地区(污染强度低)来看, 环境规制均具有正向贸易竞争力效应。模型选择的检验表明固定效应较好, 环境规制提高将导致出口贸易竞争力提高。因此, 对于环境污染强度低的地区, 通过放松环境管制确实能提高对外贸易竞争力。这一事实说明通过牺牲环境来提高贸易竞争力具有一定的阈值效应。如果污染度超过了临界值, 沿袭通过牺牲环境的惯有思维不可能提高贸易竞争力。在其他解释变量中, FDI对贸易竞争力具有显著的正效应; 人口结构的影响在不同样本模型中的显著性存在差异, 在全国样本和低规制地区不显著, 而高规制地区有显著的正效应; 在低规制地区, 劳动就业率对贸易竞争力的影响不显著, 在全国样本和高规制地区具有显著的正效应。

由于样本数据具有截面和时间序列特征, 随机误差项可能违背经典假定, 使用似然比(LR)检验组间异方差、使用Wooldridge方法检验组内自相关和使用Pesaran方法检验组间截面相关。检验结果表明存在显著的组间异方差、组内自相关和组间截面相关, 相关统计量反映于表2。

表2 模型检验结果

	似然比检验	组内自相关 Wooldridge(2002)	组间截面相关检验		
			Pesaran 统计量	Friedman 统计量	Frees 统计量
全国样本	234.12 [0.000]	67.061 [0.000]	30.156 [0.000]	145.775 [0.000]	6.305 (0.243)
高环境规制 地区	56.37 [0.000]	173.826 [0.000]	12.234 [0.000]	60.024 [0.000]	2.814 (0.243)
低环境规制 地区	69.82 [0.000]	34.818 [0.000]	16.263 [0.000]	86.000 [0.000]	3.216 (0.243)

注：()内容为5%显著性水平下临界值，[]内为相应统计量伴随概率。

从组间异方差似然比检验结果来看，在5%显著水平条件下，全国、高环境规制和低环境规制地区均拒绝组间同方差的假定，认为存在组间异方差。从组内自相关的Wooldridge(2002)检验结果来看，拒绝了不存在一阶自相关的假定，随机误差项存在组内自相关。组间截面相关的检验表明，Pesaran（2004）、Friedman（1937）和Frees（1995，2004）统计结果均表明随机误差项存在组间截面自相关。为了消除随机误差项不满足同方差、不相关和截面不相关假定的影响，运用FGLS方法进行异方差、一阶自相关和截面相关的面板修正标准误回归。经过异方差和相关性处理，回归结果（表3）有显著改善。

表3 面板FGLS回归结果

	ER	ln L	FDI	POP	常数项
全国	-0.101*** (0.059)	0.311* (0.048)	0.00004* (0.0000)	0.010*** (0.061)	0.204 (0.451)
高规制 地区	0.041 (0.140)	0.318* (0.042)	0.0001* (0.0000)	0.0131* (0.004)	0.42*** (0.245)
低规制 地区	0.225* (0.046)	0.138* (0.044)	0.0002* (0.0000)	0.006* (0.004)	-2.836* (0.394)

注：***、*分别表示在10%、1%水平下通过显著性检验，()内为估计系数标准误，[]内为相应统计量的伴随概率，结果由stata12而得。

经过异方差和相关性处理，回归结果有所改善。环境规制对贸易竞争力影响方向与表1相同。综上所述，本文实证结论与国内学者研究有相同之处，也有不同的发现。基于全国样本和高规制地区，实证结论与肖红和郭丽娟（2006）及陆旸（2009）基于行业数据的结论较为一致。从全国样本来看，放松环境管制、污染强度提高反而导致地区贸易竞争力下降，而高规制地区的环境管制对贸易竞争力并无显著影响。对此合理的解释为：一是由于环境规制所导致的成本占企业总成本比例较小，对其价格冲击不足以影响企业外部竞争力（Ederington，2003）；^[15]二是从技术创新角度来理解环境规制与国际竞争力关系。技术创新能减少环境规制成本和提高资源利用效率，具有较高环境吸收能力或较低环境质量定价的国家在生产污染密集型产品上具有相对比较优势（Brewer，2003^[16]；Porter and Linde，1995^[17]）。三是由于

样本中环境规制较高的省市往往具有资源型或外向型制造业为主的经济结构，这些省市出口指数较高，从而回归结果显示两者具有正相关关系并不意外。

（三）内生性分析

通过内生性检验得出Hausman统计量为16.23，P值为0.026，即可推断回归模型设定偏差导致违背解释变量外生性假定。为解决此问题，需要选择合适的工具变量进行内生性处理。现有文献对环境规制内生性的分析存在一定争论。有的学者认为环境规制内生于贸易，即环境规制可能导致产品进口，进而减少减排成本以及一国可能降低环境规制以提高比较优势（Arik and Scott, 2008^[18]）。也有的学者认为环境规制内生于人均收入水平，人均收入水平越高，环境规制可能越严格（Werner et al, 2001^[19]；Ashoka et al, 2001^[20]）。我们认为环境规制内生性问题依赖于不同的模型设置，由于本文分析环境规制对贸易竞争力的影响，而模型中并没有考虑人均收入水平的影响，故随机误差项包含了人均收入因素，从而环境规制与随机误差项可能相关而违背解释变量外生性的经典假定。同样，贸易竞争力与环境规制的内生性问题则源于环境规制与滞后的贸易竞争力可能存在相关性。数据显示环境规制与滞后贸易竞争力不具有显著相关性；而中国省际环境规制随着人均收入水平的提高而下降，且两者具有显著的负相关性。这与中国当前环境污染和人均收入水平的现实相符。在低环境规制系数地区，往往是经济发达地区，具有较高的人均收入水平，环境污染强度较低，这些地区也是中国主要出口地。因此，环境规制可能内生于人均收入水平。本文选取人均收入水平和环境规制系数的一期滞后作为工具变量，其他变量设为外生变量，重新估计模型并检验了工具变量识别不足及过度设定问题（结果见表4）。

表4 工具变量回归结果

	ER	ln L	FDI	POP	Davidson— MacKinnon 检验	Andersen LM 检验	Sargan— Hansen 检验
全国	-0.1165*** (0.063)	0.503** 0.246	0.006*** 0.0029	0.00003* 0.000	65.123 [0.000]	117.159 [0.000]	23.657 [0.000]
高规制 地区	-0.173 (0.126)	0.411*** (0.212)	0.00003* (0.000)	0.009*** (0.004)	35.971 [0.000]	152.174 [0.000]	115.93 [0.000]
低规制 地区	0.043* (0.001)	0.161** (0.076)	0.0002* (0.000)	0.009*** (0.005)	69.32 [0.000]	62.764 [0.000]	165.23 [0.000]

注：***、**、*分别表示在10%、5%、1%水平下通过显著性检验，（）内为估计系数标准误，[]内为相关统计量的伴随概率，结果由stata12而得。

工具变量的回归结果与上述FGLS回归基本一致。高环境规制对出口竞争力具有不显著的正向效应，全国样本环境规制对贸易竞争力具有负面效应，而低环境规制地区对贸易竞争力具有显著且正向的作用。出现这一结果与不同区域产业结构差异相关，高环境规制地区污染主要源于资源、能源生产相关以及小型生产企业，这些产业外向型较差，因而即便放松环境管制，对产品的国际竞争力作用也甚微。对于

低环境规制地区，污染主要源于外向型的出口加工企业，如果环境管制降低，污染强度增加，企业环境治理成本降低，因而国际竞争力提高。区域产业结构差异能较好地解释环境规制与制造业国际竞争力关系的异质性。

四、结论

本文使用面板数据方法实证检验了中国区域环境规制与贸易收支关系，不同样本回归得出不同结果。从全国样本来看，环境规制对中国贸易竞争力具有负面效应，即中国国际竞争力并非源于“宽松环境规制”；高环境规制地区样本回归结果则表明环境污染强度对贸易竞争力并不具有显著影响，但低环境规制地区回归结果表明放松环境规制可以提高贸易竞争力，而这一区域正是中国环境管制比较严格的地区。因此，片面指责中国贸易竞争力源于“放任环境恶化”并没有合理依据。其政策内涵是：

（1）由于中国贸易收支并非源于“宽松”环境规制，故在中国贸易收支持续顺差的事实背景下，采取略为严格的环境规制并不会对中国贸易收支产生负面影响，反而符合中国国民对环境质量的内生要求。因此，环境政策可以作为中国转变经济增长方式的一种辅助政策，通过环境规制约束污染密集型企业破坏环境的外部化行为，引导企业以技术创新和树立节约观念深化企业国际竞争力。

（2）美国抛出“碳关税”和“中国环境威胁论”是全球经济失衡背景下新贸易保护主义的体现，其所谓中国通过“宽松环境规制”获取贸易竞争优势并恶意保持贸易收支顺差的观点没有任何事实依据，其实质是抢占全球环境技术市场以扭转国际竞争力持续低迷的事实。针对这些论调，中国应与其他发展中国家一起，在坚持“共同而有区别的责任”、“双轨制”等原则下，积极参与国际气候合作框架并承担相应减排义务。

（3）全球经济失衡的事实表明，使用恰当的宏观经济政策组合保持适当的贸易竞争力更符合长期发展目标，包括汇率政策、环境政策及劳动保护政策等。因此，维持内外双重均衡目标的国际贸易竞争力是较优的宏观经济政策目标导向。

（4）相对比较优势理论表明，具有环境要素禀赋的国家在污染产品的生产上具有比较优势。其潜在的内涵是，当不具备环境资源比较优势时，进行适度环境规制，减少污染行业特别是资源型产品的生产和出口，以实现资源环境与长期经济增长的均衡。相对于发达国家，中国在环境要素不具有比较优势和绝对优势的条件下，根据比较优势理论适时调整国内环境规制成为当前发展对外贸易关系的重要内容。

参考文献：

- [1] Gene, Grossman and Alan, Krueger. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement in the U.S. Mexico Free Trade Agreement[M]. USA: MIT Press, 1993.
- [2] Brian, Copeland and Scott, Taylor. North-South Trade and the Environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, (109).

- [3] Tobey, James. The Effects of Domestic Environmental Policies on Patterns of World Trade: An Empirical Test[J]. *Kyklos*, 1993, (43).
- [4] 肖红, 郭丽娟. 中国环境保护对产业国际竞争力的影响分析[J]. *国际贸易问题*, 2006, (1).
- [5] 陆昉. 环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗[J]. *经济研究*, 2009, (5).
- [6] James, Markusen, et al. Environmental Policy When Market Structure and Plant Locations Are Endogenous[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1993, (1).
- [7] Ulph, A. and Valentini, L. Plant Location and Strategic Environmental Policy with Inter-Sectoral Linkages [J]. *Resource and Energy Economics*, 1997, (4).
- [8] Brian, Copeland and Scott, Taylor. Trade, Spatial Separation, and the Environment[EB/OL]. NBER Working Papers No.5242, 1995.
- [9] 杨永华. FDI与我国生态环境安全——基于我国工业面板数据的经验分析[J]. *国际商务研究*, 2010, (1).
- [10] 张中元, 赵国庆. 环境规制对FDI溢出效应的影响——来自中国市场的证据[J]. *经济理论与经济管理*, 2012, (2).
- [11] 傅京燕, 李丽莎. 环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业的面板数据[J]. *管理世界*, 2010, (3).
- [12] 张成. 环境规制影响了中国工业的生产率吗——基于DEA与协整分析的实证检验[J]. *经济理论与经济管理*, 2010, (3).
- [13] Matthew, Cole and Robert, Elliott. Determining the Trade-Environment Composition Effect: The Role of Capital, Labor and Environmental Regulations [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2006, (46).
- [14] Brian, Copeland and Scott, Taylor. Trade, Growth and the Environment[EB/OL]. NBER Working Paper No. 9823, 2003.
- [15] Ederington, Josh and Minier, Jenny. Is Environmental Policy a Secondary Trade Barrier? An Empirical Analysis[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2003, (36).
- [16] Thomas, Brewer. The Trade Regime and the Climate Regime: Institutional Evolution and Adaptation[J]. *Climate Policy*, 2003, (3).
- [17] Michael, Porter and Claas, Linde. Toward a New Conception of the Environment—Competitiveness Relationship[J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, (9).
- [18] Levinson, Arik and Taylor, Scott. Trade and the Environment: Unmasking the Pollution Haven Effect[J]. *International Economic Review*, 2008, (49).
- [19] Antweiler, Werner, et al. Is Free Trade Good for the Environment[EB/OL]. NBER Working Paper, 1998.
- [20] Mody, Ashoka, et al. Environmental Regulation and Development: A Cross-Country Empirical Analysis[J]. *Oxford Development Studies*, 2001, (29).

Environmental Regulations and Trade Competitiveness: The Empirical Evidences from China's Provincial Panel Data

CUI Yuan-miao XIE Shi-yu

Abstract: The developed countries argued that poor environmental regulations improved the trade competitiveness of China. This paper uses the 30 provincial panel data of 1997~2010 in China to analyse the effects on trade competitiveness of environmental regulations. The results show that the environmental regulations have not affected the China's provincial trade competitiveness. The argument of climate threat is just a unilateral action of trade protectionism in the context of global economic slowdown. As a result, environmental regulation will not do harm to the trade competitiveness of China, but is good to our environmental quality.

Key words: environmental regulations; trade protectionism; trade competitiveness

(责任编辑: 张建华)