

对外经济贸易对中国碳排放的影响： 基于省级面板数据的实证分析

郝宇^{1,2}, 刘一鸣^{1,2}

(1. 北京理工大学能源与环境政策研究中心, 北京 100081; 2. 北京理工大学管理与经济学院, 北京 100081)

摘要 改革开放以来, 我国的对外经济贸易有了显著的发展, 外商直接投资和进出口的快速增长有效地推动了经济的快速发展。然而在经济发展的同时, 我国碳排放水平日益提高, 已成为全球最大排放国。为了更好地管控碳排放, 研究外商直接投资 (FDI), 对外贸易与碳排放的关系具有重要意义。本文通过对我国 1995—2011 年 29 个省 (市、自治区) 的 FDI、对外贸易对碳排放的动态效应分析发现, FDI 与进出口水平的提升均有利于降低我国碳排放的水平, “污染天堂”假说在我国并未得到证实。同时, 本文验证了“环境库兹涅茨曲线”在我国的存在, 证实了我国的碳排放水平与人均 GDP 存在倒“U”型关系。

关键词 碳排放; FDI; 进出口; 面板数据; GMM 估计

中图分类号: X196

文献标识码: A

文章编号: 1674-6252 (2015) 04-0085-09

Effects of Foreign Business on Carbon Emission in China: a Provincial Panel Data Based Analysis

Hao Yu^{1,2}, Liu Yiming^{1,2}

(1.Center for Energy &Environmental Policy Research, BIT, Beijing 100081 ;

2.School of Management and Economics Beijing Institute of Technology, BIT, Beijing 100081)

Abstract: China's foreign business has been developed significantly since its reform and opening-up. The rapid growth of FDI and total volume of foreign trade had helped to boost China's economic development. However, meanwhile China's carbon dioxide (CO₂) emissions had also increased at a remarkable speed, and China has already become the largest CO₂ emitter. To curb CO₂ emissions more effectively, it is important and meaningful to investigate the relationship between China's CO₂ emissions and the level of foreign business. In this research, we utilized China's provincial panel data (1995-2011) to estimate the dynamic relationship between FDI, foreign trade and CO₂ emissions. The results showed that higher levels of FDI and foreign trade contributed to decrease CO₂ emissions when other conditions were equal. Therefore the hypothesis of pollution paradise is not valid in China. Meanwhile, the estimation results also verified the existence of inverted-U shaped Environmental Kuznets Curve (EKC) for CO₂ emissions in China.

Keywords: CO₂ emissions; FDI; foreign trade; panel data; GMM estimation

引言

改革开放以来, 尤其是伴随着中国的入世与国际贸易的全球化, 中国的对外贸易总量有了显著的增长。1980 年中国对外贸易总额为 381.4 亿美元, 到 2013 年

已突破 4 万亿美元, 以每年平均 16% 的速度迅速增长。外贸的增长有效地推动了经济的快速发展, 但是, 中国正处于工业化和城市化快速发展的阶段, 经济增长与资源供给和环境保护的矛盾日益尖锐。根据国际能

基金项目: 国家自然科学基金青年项目 (71403015), 教育部留学回国人员科研启动基金 (20152132001), 北京理工大学优秀青年教师资助计划 (20142142005), 北京理工大学基础研究基金 (20132142014)。

责任作者: 郝宇 (1983—), 男, 北京理工大学能源与环境政策研究中心、北京理工大学管理与经济学院讲师, 德国汉堡大学经济学博士 (2012 年), 主要研究方向为宏观经济、能源经济、环境政策等。

源署 (IEA) 的统计, 我国 2010 年能耗占世界总能耗的 20%, 碳排放量达 68 亿多吨, 超越美国, 成为全球最大的碳排放国。环境问题已经严重制约了中国的可持续发展, 而且在温室气体排放方面, 全球气候变暖日益成为世界经济和政治关系中的焦点问题, 我国的能源消耗和 CO₂ 排放量的不断增长也使我国在国际气候变化谈判中面临巨大的国际舆论压力。在这种国内外环境下, 研究我国碳排放与对外贸易的关系, 有着非常重要的意义, 有助于在维持我国经济进一步发展的同时减少碳排放对环境的压力, 实现可持续发展。图 1、图 2 分别描述了我国 29 个省 (市、自治区) 1995—2011 年人均外商直接投资 (FDI) 与人均进出口量和人均 CO₂ 排放量之间的关系。从图中不难看出, FDI 与进出口总量与碳排放之间均存在一定的正相关关系, 然而这种判断并没有考虑其他影响碳排放的因素 (如经济增长)。由于 FDI、进出口总量和人均收入都是随经济增长不断增加的, 考察 FDI 与进出口总量对碳排放的净影响时必须排除其他影响因素。

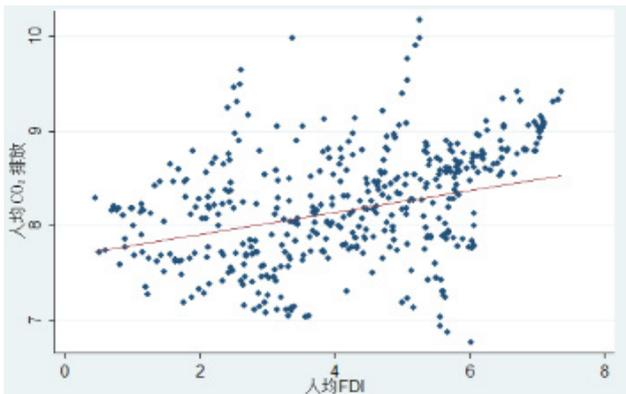


图 1 FDI 与 CO₂ 排放的散点图

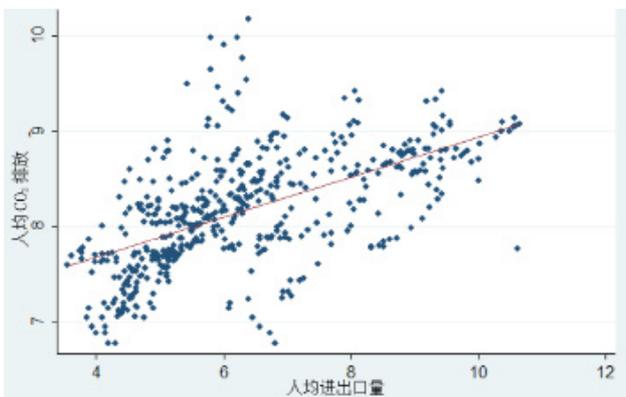


图 2 进出口量与 CO₂ 排放的散点图

国外许多学者对环境与贸易关系问题已经有了较深的研究, Grossman 和 Krueger 最早提出将外贸对环境

的效应分为规模效应、结构效应和技术效应, 并以此建立了贸易的环境效应分析的基本框架。其中, 规模效应反映经济活动的规模变化对环境产生的影响; 结构效应代表所生产的商品结构变化对环境产生的影响; 技术效应体现生产技术的变革给环境带来的影响^[3]。贸易影响碳排放的机制与贸易的环境效应是一致的。

各国学者探究贸易对环境的影响, 主要集中在贸易对环境的效应究竟是正还是负的讨论。一种观点认为, 贸易自由化有益于环境的改善。他们认为, 导致环境恶化的根本原因是由于市场失灵, 而不是贸易自由化, 所以用限制贸易的手段来解决有关环境问题只会带来进一步的扭曲, 而基于比较成本优势的国际专业化分工能够带来世界资源的合理配置和有效利用, 从而有利于经济发展和环境保护的协调。Antweiler 等认为 FDI 具有明显的技术溢出效应, 技术落后的国家受益于 FDI、技术得以更快的发展, 提高了能源使用效率、排污减排水平, 从而改善了环境质量^[1]。相反, 环境保护主义者则认为贸易开放是导致环境破坏的重要因素之一。放任自流的贸易, 会使生态环境遭到破坏, 特别是在环境保护政策宽松的国家, 贸易自由化对环境的损害会更大。Keller 和 Levinson 认为, 在经济发展初期, 发展中国家为吸引更多外资流入, 往往会降低环境准入门槛, 倾向于从事污染严重的“肮脏行业”的生产^[5]。这种因为环境规制而导致的产业转移使发展中国家污染产业规模扩大、发达国家清洁产业规模扩大, 这也被称为“污染避难所假说”。Gale^[4]、Cole 和 Elliott^[2]、Managi^[6] 等学者的研究结果表明, 贸易越开放, CO₂ 排放量越大。

就我国实际情况而言, 对外贸易对中国的环境是否具有显著影响, 以及这种影响有多大, 对于外贸政策的制定及与环境政策协调有很重要的参考价值。在这一领域已有不少学者做过研究, 如 Paul 和 Michael^[8]、任力和黄崇杰^[15], 但这些研究从计量模型到实证方法都有进一步改进的空间。大部分现有的研究采用的都是传统面板数据方法 (如固定效应和随机效应), 而没有考虑经济的动态因素。因为考虑任何经济因素的变化本身都拥有一定惯性, 因此前一时期的环境状况和经济形势都可能会对后一时期产生一定的影响, 因而需要在回归模型中引入动态因素。另外, 由于环境因素和经济变量之间可能存在互相影响, 并且由于忽略变量的影响, 传统的计量方法会导致内生性偏误。为了解决这两个问题, 本文根据省际面板数据采用动态面板模型运用广义矩 (GMM) 方法检验

对外贸易对 CO₂ 的效应。通过这一方法，我们有效控制了内生性问题，并且引入了动态因素，使得测算结果更加准确、可靠。这是本文的主要贡献，测算结果对于我国贸易政策、产业政策和环保政策的制定相应的节能减排和低碳经济政策措施具有一定的指导意义。

1 文献综述

迄今为止，国内外有关贸易的碳排放效应的研究文献可以按照研究方法分为两类。

第一类是很多学者根据各个国家的投入产出表用投入产出法进行贸易进出口的隐含碳研究。隐含碳指任何一种产品的生产在其整个生产链中直接或间接地产生的碳排放。在进出口贸易中的隐含碳研究中，大多数学者是根据各个国家的投入产出表来计算进出口中的隐含碳。王文中和程永明运用中日两国的 GDP 和外贸的经济数据，运用环境的投入产出模型计算两国贸易所带来的碳排放量的具体数据，研究结果表明，中国每单位产值所产生的碳排放是日本的 7.3 倍，2004 年中国对日出口产生的碳排放量是日本的 9.6 倍^[21]。齐晔等利用投入产出法，对中国隐含碳的排放趋势做出了估计。1997—2004 年隐含碳净出口占当年碳排放总量的比例在 0.5%~2.7%，2004 年以后该比例迅速增长，2006 年为 10% 左右^[14]。石红莲和张子杰利用投入产出法，利用中国的投入产出表计算了 2003—2007 年中国对美国出口产品的隐含碳排放。其结论是：随着中国对美国出口量的增加，出口产品的隐含碳排放也在增加^[17]。

另一种常见的研究方法是利用计量经济学分析的范式，利用环境库兹涅茨曲线 (EKC) 的研究框架对贸易与碳排放的关系进行验证。库兹涅茨曲线最初是由美国经济学家库兹涅茨在其 1955 年的论文“经济增长与收入不平等”中所提出的，描述的是收入分配和经济增长之间的倒“U”型的关系。该关系表述为：经济发展初期，人均财富增加加大了收入差距；但人均财富增长到一定程度后，收入差距会随着人均财富的增长而逐渐缩小。库兹涅茨曲线在环境问题上的首次应用，是 1991 年 Grossman 和 Krueger 对《北美自由贸易协定》影响环境的实证研究中，证实了环境质量与人均收入之间的关系，指出随着人均 GDP 的增加，污染在低收入水平上会随之上升，而在高收入水平上人均 GDP 的增加会减低污染水平^[3]。Panayotou 借用了库兹涅茨所定义的收入差距与人均收入之间的倒“U”型曲线，首次将在环境质量与人均收入之间的关系曲线定义为环境库兹涅茨曲线^[7]。近年来，越来越多的国内学者关注人均 CO₂ 排放与人均 GDP 之间

的关系，大部分研究表明，中国的 CO₂ 排放现状符合 EKC 假说。王娟等利用 1995—2011 年的省级面板数据，构建静态面板模型和动态面板模型，研究表明，经济发展水平、城市化水平均与 CO₂ 排放量之间存在着倒 U 型的曲线关系，中国的现状符合 EKC 假说^[20]。范丹基于中国 1990—2010 年的省级空间动态面板数据，将能源强度、空间相关性引入 CO₂ 的 EKC 曲线当中，构建了中国 CO₂ EKC 曲线的空间计量模型，研究结果显示，中国人均 CO₂ 排放与经济增长之间基本满足 EKC 曲线假定的倒 U 型关系^[11]。左文鼎采用 1980—2011 年中国环境质量水平及经济发展水平的时间序列数据进行研究，结论表明，中国人均实际国内生产总值与人均能源消费产生的 CO₂ 排放量之间呈现“N”型库兹涅茨曲线关系^[26]。国内学者在研究贸易对环境的效应大致有两种结论：一是贸易的扩大会导致环境的恶劣。如余北迪通过对我国国际贸易与生态环境的理论分析和实证分析得出结论，国际贸易对中国生态环境负的规模效应大大超过了正的结构效应和技术效应，因此总效应为负。未来协调经济发展和环境保护的关系，必须实施一系列“绿色”政策措施^[24]。傅京燕和周浩采用 1998—2006 年中国的省级面板数据，以空气、水体和固体废弃物中六类污染物的排放强度来度量中国的区域环境质量，得出结论，表明贸易开发是影响环境质量的重要变量，贸易开发本身不利于环境质量的改善，对外贸易引致的污染避难所效应成立^[27]。宋马林等采用 2001—2010 年的省级面板数据运用 super-SBM 模型测度了各省份的环境效率值，结果表明，入世以后，中国大陆各省份的对外贸易在一定程度上导致了环境效率整体不高^[28]。周杰琦和汪同三采用 1990—2010 年中国省级面板数据发现外商直接投资总体上增加了中国的二氧化碳碳排放量，其原因在于 FDI 的规模负效应大于结构、技术正效应^[25]。

还有一类研究则说明了贸易对环境有一定的积极影响，如兰天利用 1995—2001 年中国 30 个省（市、自治区）的面板数据，研究结果表明，虽然中国各省（市、自治区）贸易活动对污染的影响表现出相当大的差异性，但从总体来讲贸易开放还是减少了我国 CO₂ 的排放^[13]。游伟民利用 2000—2008 年我国 30 个省份的面板数据，对贸易和 SO₂ 排放的影响进行了实证分析。研究结果表明，贸易开放度的提高对东部环境质量的改善有积极影响，但对中西部有负面影响^[22]。谢文武和肖滢基于中国地区与行业面板数据的实证检验，发现外商直接投资的增长可以减少我国的碳排放，对外

直接投资也有助于降低国内的碳排放量,而出口贸易则会在一定程度上带来国内碳排放量的增长^[21]。

2 计量模型及数据说明

2.1 模型构建

本文构建了碳排放、经济增长和对外贸易的计量模型,考虑如下静态面板数据模型:

$$\ln CO_{2it} = \alpha + \beta_1 FT_{it} + Z_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

其中, i 表示不同省份, t 表示时间维度; $\ln CO_{2it}$ 表示第 i 个省第 t 年的人均 CO_2 排放量; α 表示是常数项; β 表示回归系数; μ_i 表示个体效应, 控制每个省份的个体情况; ε_{it} 表示扰动项。FT 表现了外贸水平的高低, 是我们最关心的解释变量。为了验证回归结果的稳健性, 在模型中我们选取几个不同的指标来表现外贸水平的高低, 包括人均外商直接投资、人均进出口额、外商直接投资占 GDP 比重和进出口总额占 GDP 比重等。 Z_{it} 是外生解释变量, 我们的模型里外生变量包括人均收入、人口密度、产业结构。对于上述静态面板数据模型, 通常采用固定效应模型或随机效应模型进行估计, 本文将通过 Hausman 检验在这两种估计方法之间进行选择。

该模型的不足, 是隐含地假设了人均 CO_2 排放会随各解释变量的变动即时变化, 即不存在滞后效应。但是, 实际上, 因为考虑到任何经济因素的变化本身都具有一定惯性, 因此前一时期的环境状况和经济形势都可能会对后一时期产生一定的影响, 我国各省份的 CO_2 排放很可能存在滞后效应。另外, CO_2 排放与经济变量之间可能存在互相影响, 这种模型可能导致内生性偏误。

为解决这两个问题, 本文引入如下动态面板数据模型:

$$\ln CO_{2it} = \alpha + \rho \ln CO_{2it-1} + \beta_1 FT_{it} + Z_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

其中, $\ln CO_{2it-1}$ 是 $\ln CO_{2it}$ 的一阶滞后项; 系数 ρ 表现了上一时期人均 CO_2 排放量的大小对当前人均 CO_2 排放量的影响。对于该动态面板数据模型, 由于因变量的滞后项作为解释变量纳入上式, 这将导致解释变量与随机扰动项相关, 从而出现解释变量的内生性问题, 因此本文采用 Arellano 等提出的动态 GMM 方法来消除解释变量内生性的影响。Bond 等指出, 一

阶差分 GMM 方法在时间序列观测值较少时容易产生较大的向下的偏误, 因此本文采用系统 GMM 方法对模型进行估计。

2.2 变量数据说明

本文选取 1995—2011 年中国大陆 29 个省、自治区、直辖市 (不包括西藏, 重庆归入四川省) 作为对外贸易对碳排放影响的研究样本。选取的变量简要说明如下:

人均 CO_2 排放: 由于 CO_2 的排放量在中国没有官方的统计数据, 本文中各省份 CO_2 排放量是根据 IPCC (2006) 提出的估计方法, 使用能源消耗和水泥生产数据由本文作者计算得到。

人均收入 (用 GDP 表示): 环境库兹涅茨曲线假说指出, 人均 CO_2 排放与人均收入之间很可能存在倒 U 型关系, 本文在回归方程中同时加入人均 GDP 及其平方项, 并取对数形式。各省份名义国内生产总值等于各省份 GDP 除以年末人口数。以 1978 年为基期, 按各省份历年居民消费价格指数对名义人均 GDP 进行物价平减得到实际人均 GDP。分省份人均 GDP 数据和人口数据可从《中国统计年鉴》中获得。

城镇化率 (用 R-URBAN 表示): 城镇化率等于各省份城镇人口数除以各省份总人口, 数据同样可从《中国统计年鉴》获得。

二产比重 (用 R-INDUSTRY 表示): 工业的能耗远大于农业和第三产业的能耗, 因此, 工业的 CO_2 排放量往往大于其他产业, 本文将工业产值占 GDP 比重作为解释变量。工业总产值数据来自于《新中国 55 年统计资料汇编》。

对外贸易: 对外贸易数据中我们选取了人均 FDI (外商直接投资)、人均进出口额 (用 TRADE 表示)、进出口总量占 GDP 比重 (用 R-TRADE 表示) 以及 FDI 占 GDP 比重 (用 R-FDI 表示) 作为解释变量。其中各省份人均 FDI 用对数形式衡量。人均 FDI 通过各省份的外商投资额除以人口数量获得。名义进口值和名义出口值用各省份按境内目的地和货源地分的商品进口额和出口额来表示, 并按照相应年份美元兑人民币汇率的平均值将各年的数值换算成人民币, 将进出口总额除以各省份名义 GDP, 得到贸易占 GDP 比重。所需数据均来自于《中国统计年鉴》。

作为对变量数据的总结, 我们在表 1 中对各个变量做了描述性统计。

表1 样本的描述性统计

变量	中位数	标准差	定义
lnFDI	4.198	1.482	人均 FDI 的对数值
lnTRADE	6.323	1.548	人均进出口的对数值
R-FDI	0.029 8	0.026	FDI 占 GDP 比重
R-TRADE	0.338	0.462	进出口占 GDP 比重
lnCO ₂	8.163	0.428	人均 CO ₂ 排放量的对数
lnGDP	8.072	0.576	人均 GDP 的对数
R-INDUSTRY	0.449	0.668	工业比重
R-URBAN	0.418	0.146	城市化率

本文的样本包括我国 29 个省（市、自治区）1995—2011 年的数据，因此样本数据观察值共有 493 个。从表 1 描述性统计中可以看出，各变量的观察值之间都具有较大的标准差，这为下文的计量估计提供了可能。

3 计量结果及实证分析

3.1 变量的平稳性检验和协整检验

在进行回归前，我们首先要分析各个变量的单位根情况，以免出现“伪回归”的问题。本文分别采用了 ADF (Augmented Dickey and Fuller)、BR (Breitung)、PP (Phillips and Perron)、LLC (Levine et al.)、IPS (Im et al.) 方法检验。检验结果如表 2 所示。

表2 面板数据单位根检验结果

变量		lnFDI	lnTRADE	R-FDI	R-TRADE	lnCO ₂	lnGDP	R-IND	R-URBAN
水平	ADF	0.910	0.024	0.025	0.003	0.933	0.027	0.167	0.248
	BR	0.028	0.780	0.844	0.654	1.000	1.000	0.988	0.356
	PP	0.933	0.001	0.041	0.005	0.976	1.000	0.425	0.341
	LLC	0.171	0.000	0.000	0.000	0.013	0.000	0.000	0.007
	IPS	0.933	0.018	0.081	0.002	0.947	0.952	0.137	0.248
一阶	ADF	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
差分	BR	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.024	0.000	0.000
	PP	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	LLC	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	IPS	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：每个检验都包括了截距与趋势项，我们报告了每个变量检验的 P 值，结果是由软件 Eviews 8 得到的。

从分析结果来看，各个变量一阶差分的估计下都在显著水平 1% 上符合平稳性的假定，可以进行回归检验。由于各省份存在潜在的差异性，需要对变量进行协整检验，我们采用 Pedroni 方法。检验结果如表 3 所示。

如表 3 中的结果所示，七个检验中有四个检验结果在 5% 的显著性水平下拒绝了原假设。但实际上该检验结果对协整关系存在的支持力度更强，因为在面板数据样本期 T 较短时，Panel V 和 Panel RHO 两个检验倾向于错误地接受不存在协整的原假设 (Pedroni, 2004)。这说明变量间的协整关系确实是存在的。

表3 协整检验结果

	统计量	P 值
Panel V	-1.426 5	0.923 1
Panel RHO	0.599 3	0.725 5
Panel PP	-2.330 0	0.009 9
Panel ADF	-2.151 2	0.015 7
Group RHO	2.054 3	0.980 0
Group PP	-4.355 8	0.000 0
Group ADF	-1.966 5	0.024 6

注：每个检验都包括了截距与趋势项，我们报告了每个检验结果的 P 值，检验是通过软件 Eviews 8 进行的。

3.2 实证分析

我们使用 Stata 软件对回归模型进行了双向固定效应和系统 GMM 两种方法的拟合, 估计结果见表 4 和表 5。

表 4 报告了静态回归方程的估计结果, 根据 Hausman 检验, 结果均拒绝了原假设, 因此选择固定效应。表 5 中, sys-GMM 估计均采用两步估计 (two steps) 法, AR (1) 被拒绝, 表明序列不存在一阶相关性; AR (2) 被接受, 表明序列存在二阶相关性。Hansen 检验用以判断工具变量的有效性, 结果均接受原假设, 说明整体工具是有效的。

根据表 4 和表 5 的结果, 我们对中国的贸易开放程度和碳排放量的关系进行讨论, 可以得出以下基本

结论:

(1) 从模型 1 和模型 7 的结果可以看出, 不论是静态模型还是动态模型, FDI 都对人均 CO₂ 有显著的负向影响, 这说明 FDI 对我国的碳排放具有明显的抑制作用。静态模型中 FDI 的弹性系数为 0.02, 而在动态模型中, 这一系数增大到 0.038, 这表明考虑了动态因素后, FDI 对人均 CO₂ 排放的抑制作用更大。这一实证结果意味着在碳排放方面, “污染天堂”现象在中国并不存在。这一结果与邵燕斐和王小斌^[16]、谭飞燕和李孟刚^[18]的研究结果是一致的。外商直接投资的增加之所以会降低人均 CO₂ 排放, 一方面是因为外商直接投资相对于我国现阶段的技术水平具有明显的优势, 外商直接投资通过技术外溢对我国的全要

表 4 固定效应估计

模型	1	2	3	4	5	6
lnFDI	-0.020* (0.01)				-0.079** (0.04)	
lnTRADE		-0.049*** (0.02)			-0.097*** (0.04)	
R-FDI			-1.082***			-2.531*** (0.45)
R-trade				0.007 (0.01)		-0.360*** (0.08)
lnFDI × lnTRADE					0.006* (0.006)	
R-FDI × r-TRADE						2.960*** (0.60)
lnGDP	1.961*** (0.24)	1.932*** (0.24)	2.123*** (0.24)	1.929*** (0.24)	2.288*** (0.30)	1.613*** (0.26)
lnGDP ²	-0.080*** (0.01)	-0.079*** (0.01)	-0.089*** (0.01)	-0.081*** (0.01)	-0.101*** (0.02)	-0.062*** (0.01)
R-INDUSTRY	1.472*** (0.22)	1.425*** (0.22)	1.438*** (0.22)	1.428*** (0.22)	1.484*** (0.22)	1.413*** (0.21)
R-URBAN	0.919*** (0.14)	0.933*** (0.14)	0.801*** (0.15)	0.958*** (0.14)	0.865*** (0.14)	0.964*** (0.15)
Provinces	29	29	29	29	29	29
Obs	493	493	493	493	493	493
GDP 拐点	210 291.5	204 402	151 291	148 361.5	83 011.35	445 995.7
R ²	0.931 3	0.931 5	0.932 2	0.930 9	0.932 3	0.935 9
Hausman	0.000	0.184	0.009	0.020	0.000	0.245
AIC	-697.054 1	-698.283 8	-704.002 5	-694.239 6	-700.548 5	-727.408 6
BIC	-604.642 9	-605.872 6	-611.591 3	-601.828 4	-599.736 3	-626.596 4

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平上显著, 括号中的数值为估计系数的标准差。

素生产率和技术水平的提升作用是相当显著的，因而FDI的增加对于提高整个国民经济生产过程中的资源利用率从而减少CO₂的排放具有相当的积极作用。另外，由于现阶段我国的工业生产仍然集中于国际产品分工产业链的下游，产品生产主要以原材料来料加工为主；经济增长仍然通过自然资源 and 原材料的高消耗、废弃物的大量排放来推动，因而在具有较高环境质量标准的国家其是所谓的“高耗能”的企业相对于国内

企业来说就不能称之为“高能耗”企业，而且为了能在国际市场竞争中获利，这些外资企业在追求自身利益最大化的同时也会相应提高其生产经营活动中的环保标准，这在一定程度上降低了我国的碳排放量。

从模型3和模型9的结果来看，FDI占GDP比重明显对我国的碳排放产生了负向的影响。并且在GMM估计下，FDI比重的弹性系数同样大于固定效应的系数。由于未考虑动态因素和内生性时的估计结

表5 系统GMM估计

模型	7	8	9	10	11	12	13
lnFDI	-0.038** (0.02)				0.120 (0.12)		-0.037** (0.02)
lnTRADE		-0.043** (0.02)			0.120 (0.17)		
R-FDI			-1.472** (0.65)			-1.740** (0.82)	
R-trade				-0.058 (0.05)		-0.100 (0.12)	
lnFDI × lnTRADE					-0.025 (0.02)		
R-FDI × r-TRADE						0.881 (0.97)	
(lnCO ₂) _{t-1}	0.820*** (0.065)	0.803*** (0.06)	0.820*** (0.06)	0.811*** (0.06)	0.793*** (0.07)	0.782*** (0.08)	0.819*** (0.07)
lnGDP	1.068** (0.48)	0.948** (0.43)	0.845** (0.356)	0.908** (0.45)	-0.007 (0.57)	0.640 (0.5)	1.170** (0.51)
lnGDP ²	-0.054* (0.03)	-0.044* (0.03)	-0.043** (0.02)	-0.046 (0.03)	0.012 (0.034)	-0.028 (0.03)	-0.057* (0.03)
R-INDUSTRY	0.754** (0.34)	0.742** (0.34)	0.829*** (0.31)	0.786** (0.31)	0.704 (0.45)	0.813** (0.32)	0.624 (0.40)
R-URBAN							-0.270 (0.206)
拐点	19 710.15	47 701.94	18 501.02	19 332.93	1.338 6	91 910.58	28 657.14
Provinces	29	29	29	29	29	29	29
Obs	493	493	493	493	493	493	493
AR(1)	0.002	0.001	0.001	0.004	0.003	0.002	0.002
AR(2)	0.949	0.439	0.638	0.421	0.687	0.642	0.857
Hansen	0.999	0.999	0.999	0.999	0.998	0.998	0.999

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%显著性水平上显著，括号中的数值为估计系数的标准差。

果可能使回归系数下偏,因此 FDI(人均值及占 GDP 比重)对碳排放的实际影响比传统回归方法得到的结果高 50% 左右。

(2) 模型 2 和模型 8 估计了进出口总额对我国碳排放的影响,结果表明,进出口总额分别在 5% 和 1% 水平上显著,且系数为负。从系数看,进出口总额对碳排放的抑制程度与 FDI 大致相同。这个结果也验证了我们刚才得到的“污染天堂”在中国不存在的结论。然而,进出口占 GDP 比重对碳排放的影响并不显著。进出口额的绝对量而非相对重要性对碳排放的影响更加显著,说明进出口行业的一些因素会直接影响碳排放,这些因素包括进出口中高污染、高耗能产品的比重,以及出口企业节能减排的意愿和力度等。

(3) 从表 4 和表 5 中均可看出,人均 GDP 的一次项和二次项都显著,而且二次项的系数为负,这说明环境库兹涅兹曲线假说在我国是成立的,人均 CO₂ 排放量和人均收入之间呈现出倒“U”型关系。这一结论与大多数现有的中国 CO₂ 排放与经济发展关系的研究结果一致,如王娟等^[20]、范丹^[11],即随着人均 GDP 的增加,碳排在低收入水平上会随之上升,而在高收入水平上人均 GDP 的增加会减少碳排放。根据倒 U 型抛物线的性质,可以求出我国达到人均碳排放拐点时对应的人均 GDP 水平。在普通面板数据回归中,所得碳排放拐点较高,一般在 100 000 元人民币(1978 年不变价)以上。但根据控制内生性后的系统 GMM 测算结果得到碳排放拐点在 20 000 元人民币(1978 年不变价)左右,而我国 2012 年的人均 GDP(1978 年不变价)为 6539 元。因此,现阶段我国经济水平尚未达到碳排放拐点。

(4) 动态模型的估计结果显示,上一期人均 CO₂ 排放量的大小对本期 CO₂ 排放有正的影响。人均 CO₂ 排放量的滞后项回归系数约为 0.8,而且在 1% 水平显著。这说明本期人均 CO₂ 排放量越大,则下一期的人均 CO₂ 排放量也将越大。平均而言,在其他条件不变的情况下,本期碳排放提高 1%,会导致下一期碳排放水平相应提高 0.8% 左右。这说明碳排放具有一定的惯性,历史的人均排放水平会在很大程度上影响未来碳排放的路径,因而尽早实现减排对控制未来碳排放的增加有着重要意义。

(5) 从控制变量的角度来看,第二产业比重和城镇化率的变动对我国碳排放的影响很大,且大都是在 1%

水平上显著。值得指出的是,在动态模型 13 中,当把二产比重和人均 GDP 作为内生变量时,城镇化水平的系数变为负,但是这个系数并不显著。城镇化虽然带来了人口的积聚,促进工业的发展,有增加 CO₂ 排放的倾向,但城镇化水平的提高也促进了能源的集中利用(如冬季集中供暖),有利于能源利用效率的提高,降低碳排放水平。从回归结果来看,考虑了内生性及引入动态性之后,城镇化对碳排放的总体影响并不十分明确。这一结果与之前一些研究有一定差别,如杜立民发现城镇化对碳排放有显著的正的影响。结果存在差异的主要原因在于如果不控制内生性和动态因素,对模型系数的估计结果可能有偏^{[10]*}。

4 结论与建议

本文以 1995—2011 年各省份面板数据为基础,对我国碳排放与对外贸易的关系分别运用静态与动态的计量方法进行了实证检验,经过深入分析得出以下结论:

(1) 总的来看,其他条件不变时,在样本期内,不论是静态模型还是动态模型,估计结果都表明外商直接投资对我国的碳排放有着显著的抑制作用,而且根据 GMM 方法得到的 FDI 影响系数较固定效应更大。因此,应该继续积极地吸引外资,外资企业的环保技术与排放标准都会高于国内企业,我们应充分利用外资企业的先进技术,控制环境标准,鼓励高新技术,提高能源的使用效率,从而降低 CO₂ 的排放。

(2) 我国进出口贸易对人均碳排放也具有明显的抑制作用,进出口总额每增加 1 个百分点,人均碳排放将减少 0.04 个百分点。因此,开放贸易政策是有助于我国 CO₂ 减排的,在拉动经济增长的同时也可以对减排做出贡献。比如,中国(上海)自由贸易试验区的成立,既是顺应全球经贸发展新趋势,实行更加积极主动开放战略的一项重大举措,又可以降低我国碳排放水平。

(3) 动态模型的实证结果表明,我国的 CO₂ 排放具有一定的惯性,上期 CO₂ 排放增加 1%,将导致当前排放增加约 0.8%。这对我国政府实行温室气体减排具有重要的政策含义。加快资本等因素的调整速度以促进技术的更新换代是降低 CO₂ 排放量的有效途径。这也要求政府在制定减排政策时注重连贯性,尤其是在一些排放大省。政府可以制定相关政策,通过有效的激励机制和监督手段,加速企业的技术的更新换代,从而达到 CO₂ 减排的目的。

(4) 本文还验证了环境库兹涅茨曲线在我国的

* 实际上,杜立民(2010)也利用 GMM 方法测算了影响中国碳排放的因素。在表 3 回归结果的模型 7 中,使用系统 GMM 时,城镇化率的系数也变得不显著了,虽然其值仍为正。

存在，随着人均 GDP 的增加，碳排在低收入水平上会随之上升，而在高收入水平上人均 GDP 的增加会减少碳排放，由于中国还没有达到碳排放拐点时的 GDP 水平，污染不会自行消失，因此我国有必要保持增长，保证一定的发展速度。

(5) 本文结果证实，在影响碳排放的因素中，二产比重对碳排放的影响很大，是一个决定性的因素。因此，政府目前大力推行的经济结构转型和产业结构调整，压缩二产比重，不仅是中国未来经济持续、快速、健康发展的必要保证，也是减少碳排放和污染物排放水平，加速碳排放拐点到来的必要政策保障。

参考文献

- [1] Antweiler W, Copeland B R, Taylor M S. Is free trade good for the environment? [J]. *American Economic Review*, 2001, 91(4):877-908.
- [2] Cole M A, Elliott R J R. Determining the trade-environment composition effect: the role of capital, labor and environmental regulations [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 46(3):363-383.
- [3] Grossman G M, Krueger A B. Environmental Impacts of the North American Free Trade Agreement [R]. NBER Working Paper No. 3914. Mexico: MIT Press, 1991.
- [4] Gale L R. Trade liberalization and pollution: An input-output study of carbon dioxide emissions in Mexico [J]. *Economic Systems Research*, 1995, 7(3):309-320.
- [5] Keller W, Levinson A. Pollution abatement costs and foreign direct investment inflows To U. S. States [J]. *Review of Economics & Statistics*, 2008, 84(4):691-703.
- [6] Managi S. Trade liberalization and the environment: carbon dioxide for 1960-1999 [J]. *Economics Bulletin*, 2004, 17(1): 1-5.
- [7] Panayotou T. Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development [R]. Working Paper WP238. Geneva: International Labor Office, 1993.
- [8] Stretesky P B, Lynch M J. A cross-national study of the association between per capita carbon dioxide emissions and exports to the united states [J]. *Social Science Research*, 2009, 38(1): 239-250.
- [9] Pedroni P. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis [J]. *Econometric Theory*, 2004, 20(3): 597-625.
- [10] 杜立民. 我国二氧化碳排放的影响因素：基于省级面板数据的研究 [J]. *南方经济*, 2010, (11): 20-33.
- [11] 范丹. 中国二氧化碳 EKC 曲线扩展模型的空间计量分析 [J]. *宏观经济研究*, 2014, (5): 83-91.
- [12] 傅京燕, 周浩. 对外贸易与污染排放强度——基于地区面板数据的经验分析 (1998-2006) [J]. *财贸研究*, 2011, (2): 8-14.
- [13] 兰天. 贸易与跨国界环境污染 [M]. 北京: 经济管理出版社, 2004.
- [14] 齐晔, 李惠民, 徐明. 中国进出口贸易中的隐含碳估算 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2008, 18(3): 8-13.
- [15] 任力, 黄崇杰. 中国对外贸易与碳排放——基于面板数据的分析 [J]. *经济学家*, 2011, (3): 75-81.
- [16] 邵燕斐, 王小斌. FDI 对中国二氧化碳排放的影响——基于省域面板数据的空间计量 [J]. *技术经济*, 2014, 33(11): 68-76.
- [17] 石红莲, 张子杰. 中国对美国出口产品隐含碳排放的实证分析 [J]. *国际贸易问题*, 2011, (4): 56-64.
- [18] 宋马林, 张琳玲, 宋峰. 中国入世以来的对外贸易与环境效率——基于分省面板数据的统计分析 [J]. *中国软科学*, 2012, (8): 130-142.
- [19] 谭飞燕, 李孟刚. 开放经济条件下技术进步对二氧化碳排放的影响研究——基于 2001-2012 年中国工业行业数据的实证分析 [J]. *经济问题探索*, 2013, (12): 26-30.
- [20] 王娟, 魏玮, 马松昌. 中国的经济发展、城市化与二氧化碳排放 [J]. *经济经纬*, 2013, (6): 18-24.
- [21] 王文中, 程永明. 地球暖化与温室气体的排放——中日贸易中的 CO2 排放问题 [J]. *生态经济*, 2006, (7): 22-25.
- [22] 谢文武, 肖文, 汪滢. 开放经济对碳排放的影响——基于中国地区与行业面板数据的实证检验 [J]. *浙江大学学报 (人文社会科学版)*, 2011, 41(5): 163-174.
- [23] 游伟民. 对外贸易对我国环境影响的区域差异研究——基于 2000-2008 年省际面板数据的分析 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2010, 20(12): 159-163.
- [24] 余北迪. 我国国际贸易的环境经济学分析 [J]. *国际经贸探索*, 2005, 21(3): 26-30.
- [25] 周杰琦, 汪同三. 外商直接投资、经济增长和 CO2 排放——基于中国省际数据的实证研究 [J]. *北京理工大学学报 (社会科学版)*, 2014, 16(3): 30-37, 74-74.
- [26] 左文鼎. 二氧化碳排放库兹涅茨曲线 (EKC) 在中国的检验 [J]. *统计与决策*, 2014, (11): 22-24.
- [27] 傅京燕, 周浩. 贸易开放, 要素禀赋与环境质量：基于我国省区面板数据的研究 [J]. *国际贸易问题*, 2010, (08): 84-92.
- [28] 宋马林, 张琳玲, 宋峰. 中国入世以来的对外贸易与环境效率——基于分省面板数据的统计分析 [J]. *中国软科学*, 2012, (08): 130-142.