

# 国际贸易提高了中国制造业的碳生产率吗?

李小平 杨翔 王洋\*

**摘要:**在低碳约束条件下,提高碳生产率是实现经济增长和控制CO<sub>2</sub>排放的唯一出路,中国提高碳生产率的关键在于制造业。本文首先通过构建非径向、非导向的全域SBM方向性距离函数,运用DEA方法对我国制造业行业的碳生产率进行测算,然后将低碳约束纳入新贸易理论中,对国际贸易、技术进步与碳生产率之间的关系进行实证研究。研究发现:(1)中国制造业的碳生产率保持了年均5.93%的增长率,技术进步是其变动的主要因素;(2)国际贸易对中国制造业的技术进步和碳生产率的提升均具有显著的促进作用,进口的促进作用强于出口;(3)企业规模的扩大和研发强度的加大并不能有效提高碳生产率,但发展清洁行业和高技术行业、优化能源消费结构是提高中国制造业碳生产率的有效途径。

**关键词:**国际贸易;技术进步;碳生产率;GML指数

## 一、引言

经济增长是经济学研究永恒的话题。内生增长理论认为,技术进步是经济增长的最终源泉(Romer, 1989),新贸易理论认为,国际贸易是技术进步的重要驱动力。换言之,国际贸易可以推动技术进步从而使得经济获得增长。许多学者对这一命题也做过相关论证(Fu, 2005; 李小平等, 2008; Banerjee & Roy, 2014)。然而,绝大多数学者在开展经济增长相关问题的研究时所关注的是生产率的增长,但随着当前全球环境问题日益突显,尤其是以CO<sub>2</sub>为主的温室气体排放而导致的全球气候变暖问题备受世界各国的重视,如何在低碳约束条件下实现经济增

---

\*李小平,中南财经政法大学经济学院,邮政编码:430073,电子信箱:chineselixp@126.com;杨翔,中南财经政法大学经济学院,邮政编码:430073,电子信箱:youngxianglove@163.com;王洋,中南财经政法大学经济学院,邮政编码:430073,电子信箱:123572391@qq.com。

本文得到2014年国家社科基金项目(14BJL058)、2012年度教育部人文社科青年基金课题(12YJC790104)、2015年中南财经政法大学研究生创新教育计划项目(2015B0308)的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

长也成为各国经济可持续发展所面临的一大难题。而解决这一难题的唯一出路在于提高碳生产率(Beinhocker et al., 2008)。因此,将低碳约束条件纳入新贸易理论中来检验国际贸易、技术进步和碳生产率的关系显得尤为必要。

改革开放 30 多年来,中国经济取得了迅猛的增长,国内生产总值保持着年均接近 10%<sup>①</sup>的高增长率,从 1978 年的 3 645.2 亿元增长到 2014 年的 636 139 亿元,并于 2010 年超越日本,成为全球第二大经济体,其中,对外贸易为中国经济的增长作出了巨大贡献。中国对外贸易在同期保持着高速增长的态势,对外贸易额从 1978 年的 206.4 亿美元增长到了 2014 年的 43 030.4 亿美元,为全球货物贸易第一大国,其中制造业进出口是我国对外贸易的主力军,2014 年我国工业制成品进出口额占对外贸易总额的比重高达 82.34%<sup>②</sup>。但不可否认的是,中国也是全球碳排放第一大国。自 2006 年以来,中国碳排放总量一直居全球首位,其中 2011 年中国碳排放占全球碳排放的比重高达 25.5%<sup>③</sup>,同期中国碳排放强度为美国的 5.55 倍<sup>④</sup>。究其原因:一方面,出口是拉动中国经济增长的“三驾马车”之一,大量的出口需求也引致了中国国内的 CO<sub>2</sub> 排放。《中国低碳经济发展报告 2014》指出,中国 CO<sub>2</sub> 排放量中 29% 是由其他国家消费引起的。换言之,出口贡献了中国近三成的 CO<sub>2</sub> 排放。另一方面,中国是一个处于工业化进程中的国家,其经济增长在很大程度上依赖于以制造业为核心的工业,而中国工业行业的发展极度依赖于生产要素的投入,这种发展模式必将消耗大量的能源并带来大量的 CO<sub>2</sub> 排放。2013 年,中国工业和制造业的能源消耗分别占全国总量的 69.83% 和 57.33%,且工业部门碳排在改革开放以来长期保持着全国 CO<sub>2</sub> 排放总量 80% 以上的水平(陈诗一, 2009)。因此,中国低碳经济发展的关键在于提高制造业的碳生产率。

在对外贸易高速增长与高强度碳排放的现实背景下,为实现中国制造业碳生产率的增长,我们需要厘清几个问题:一是中国制造业碳生产率在过去几十年中呈现了什么趋势,具有哪些特征?二是在我国对外开放进程中,国际贸易对中国制造业碳生产率产生了什么样的影响?三是在当前低碳经济发展的背景下,中国应当采取什么样的对外开放政策?对这些问题的研究,有助于中国政府制定更为合理的贸易发展战略和行业发展政策,应对低碳约束下经济发展的新挑战。因此,本文首先将借助前沿的碳生产率测算方法对 1999-2011 年<sup>⑤</sup>中国制造业的碳

①按可比价格计算。

②数据来源于《中国统计年鉴 2015》。

③数据来源:国际能源署《CO<sub>2</sub> Emissions from Fuel Combustion 2013》。

④根据世界银行数据库公布的 2011 年中美 GDP 总量和 CO<sub>2</sub> 排放总量测算而得。

⑤本文研究选取的时间跨度为 1999-2011 年,该时段内我国国民经济行业分类和数据统计的口径均比较一致。2011 年,我国对国民经济行业分类标准进行了修订,导致 2012 年之后的制造业行业分类较之前年份不一致,且 2012 年以后统计的数据中缺乏本文测算碳生产率所需要的关键数据,如工业增加值,因此本文的数据只更新至 2011 年。

生产率进行测算,并在此基础上分析其变动趋势及特征;然后将低碳约束纳入新贸易理论的分析框架中,对国际贸易与制造业碳生产率之间的关系进行实证研究;最后根据实证研究结果提出提高中国制造业碳生产率的对策建议。

## 二、文献综述

国际贸易对经济增长影响的理论依据以内生增长理论和新贸易理论及其发展为基础。国际贸易与生产率的关系体现为三类效应:专业化生产效应、竞争效应和技术溢出效应。比较优势是国际贸易的前提,在开放的环境中,一国可以充分发挥其比较优势,将有限的资源进行专业化的生产,它实质是一种资源的优化配置,将资源由低效率企业向高效率企业转移,并最终促进生产率的增长(Melitz, 2003; Kromann & Sorensen, 2015)。同时,本国企业在开放环境中面临着激烈的竞争,这些竞争来源于本国出口企业与国外企业的竞争、本国企业与外国出口到本国的企业之间的竞争,而迫于竞争压力,本国企业不得不通过一系列的创新活动来提高自身的生产率,如通过购入先进的生产设备来提高产品的生产效率、创新管理体系以提高组织效率(Clerides & Tybout, 1998; Bhattacharya, 2007; Chatagnier & Kavakli, 2015)。此外,技术溢出也是国际贸易促进生产率增长的重要来源,它一般通过进口贸易的方式得以实现。本国企业可以从进口的产品中学习其所包含的技术,从而推动自身的技术进步和生产率提升(Rijesh, 2015)。Coe和Helpman(1995)发现国际贸易技术溢出与进口商品的数量和种类有关,进口商品的数量和种类越多,国际贸易技术溢出的机会则越大,国内技术进步也就越快。

近年来,随着全球气候变暖问题越来越被国际社会所重视,尤其在国际社会碳减排压力下,如何减少碳排放强度、提高碳生产率、发展低碳经济等问题日益得到各国政府重要关切。可以预见的是,在低碳约束的条件下,碳排放空间将成为各国极力争抢的稀缺资源,碳生产率也将成为新的比较优势的決定因素。在此趋势之下,碳生产率的变动及其成因也逐渐成为学界研究的热点问题。已有研究主要运用两种方法对碳生产率进行测算:一种是单要素测算法,Kaya和Yokobori(1997)认为碳生产率是指产出与CO<sub>2</sub>排放的比值,即每单位CO<sub>2</sub>排放所创造的价值;另一种是基于数据包络分析(DEA)的全要素测算方法,综合考虑劳动、资本等要素的投入,将CO<sub>2</sub>作为投入变量或者“坏”产出进行测算(赵国浩、高文静,2013;杨翔等,2015)。也有学者从不同层面对碳生产率的趋势特征进行研究:从国家层面的视角来看,世界各国碳生产率总体上呈现增长的趋势,其中,高收入国家的碳生产率相对较高,中国的碳生产率相对较低,位于世界平均水平之下(李小平等,2014);从中国地区层面的视角来看,中国各省份的碳生产率总体呈逐年上升的趋势,但东部地区的增长速度明显快于中西部地区(潘家华、张丽峰,2011);从行业层面来看,中国制造业行业的碳生产率同样呈现了增长的趋势,高技术类行业和干净类行业拥有更高的碳生产率(杨翔等,2015)。基于碳生产率的趋势和特征,众多学者对其影响因素进

行了实证研究。已有研究发现,技术进步、自主创新、产业结构、环境规制强度、能源效率、外商直接投资等因素对碳生产率均具有不同程度的影响(Meng & Niu, 2012; 张成等, 2014; 刘传江等, 2015)。

在低碳约束下,结合内生增长模型和新贸易理论,国际贸易应该是影响碳生产率变动的重要因素,而现有文献在探讨碳生产率的影响因素时并未将国际贸易考虑入内,且绝大多数文献采用单要素测算方法对碳生产率进行测算。因此,本文将在以下两个方面进行拓展研究:一是综合考虑资本、劳动、能源等要素的投入,将CO<sub>2</sub>作为非期望产出,运用数据包络分析方法对中国26个制造业行业<sup>①</sup>的碳生产率进行测算;二是将低碳约束条件纳入新贸易理论中,从产业层面上对国际贸易、技术进步和碳生产率之间的关系进行实证研究。本文余下部分的结构安排如下:第三节是计量模型的构建、碳生产率测算方法简介以及数据来源的说明;第四节是实证分析部分;第五节是结论。

### 三、计量模型、测算方法与数据来源

#### (一)计量模型

本文在借鉴Fu(2005)和李小平等(2008)实证模型的基础上,构建了国际贸易对碳生产率影响的计量模型:

$$CP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Trade_{i,t} + \beta_2 ES_{i,t} + \beta_3 RD_{i,t} + \beta_4 IS_{i,t} + \beta_5 RS_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中, $i$ 代表行业, $t$ 代表时间, $CP$ 为碳生产率, $Trade$ 为贸易依存度, $ES$ 为企业规模, $RD$ 为研发强度, $IS$ 为行业结构, $RS$ 为能源消费结构, $\eta$ 、 $\mu$ 和 $\varepsilon$ 分别表示反映各制造业行业差异的个体效应、随时间变化的时间效应与其他干扰项。

(1)碳生产率( $CP$ )。碳生产率是本文的被解释变量,我们采用基于松弛的数据包络分析方法对碳生产率进行测算,用生产率指数( $GML$ )及其分解的技术进步指数( $TECH$ )<sup>②</sup>表示,具

①本文制造业行业的分类按照《国际贸易标准》(SITC Rev3)进行合并处理,将农副食品加工业和食品制造业数据合并,设为食品加工制造业;将通用设备制造业和专用设备制造业合并,设为机械制造业。由于工艺品及其他制造业以及废弃资源和废旧材料回收加工业的统计年度不连续,没有使用其数据,最后将制造业归为26个行业:食品加工和制造业、饮料制造业、烟草加工业、纺织业、服装及其他纤维制品制造业、皮革毛皮羽绒及其制品制造业、木材加工及竹藤棕草制造业、家具制造业、造纸及纸制品业、印刷业和记录媒介的复制、文教体育用品制造业、石油加工及炼焦业、化学原料及化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、橡胶制品业、塑料制品业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、金属制品业、机械制造业、交通运输设备制造业、电器机械及器材制造业、电子及通信设备制造业、仪器仪表及文化办公用机械制造业。

②选用 $TECH$ 变量作为碳生产率的代理变量的原因在于:一是由于技术进步对碳生产率的贡献率高达88.36%(后文描述性统计分析有提及),所以选用 $TECH$ 变量可以增加回归结果的稳健性;二是由于 $TECH$ 本身是一个技术进步的代理变量,这样做可以同时考察国际贸易对技术进步的影响。

体方法见本节第二部分。

(2)贸易依存度(*Trade*)。国际贸易是本文的核心解释变量,我们用贸易依存度作为其代理变量进行分析。根据贸易方向的不同,本文将国际贸易分为出口贸易和进口贸易,以分析不同贸易方式对碳生产率的影响。其中,出口贸易依存度(*Export*)是以“制造业各行业出口额与国内总产值的比重”作为度量指标;进口贸易依存度(*Import*)是以“制造业各行业进口额与国内总产值的比重”作为度量指标。

(3)企业规模(*ES*)。大企业往往更容易形成规模经济,且大企业往往比中小企业具有更高的生产效率(姚洋、章奇,2001),本文以“制造业各行业的工业增加值与规模以上工业企业数之比”表示,用来检验碳生产率是否具有规模效应。

(4)研发强度(*RD*)。内生增长理论认为,技术进步是经济增长的最终源泉,而研发投入的加大是企业获取技术进步的重要渠道,所以研发投入的加大可以推动技术进步来获取经济增长。本文以“制造业各行业内部科研投入占行业增加值的比重”作为研发强度的度量指标。

(5)行业结构(*IS*)。新世纪以来,中国经济处于转型发展阶段,制造业发展的行业结构也在持续不断地调整与优化,这种行业结构的调整是否有利于碳生产率的增长有待本文的进一步检验。本文以“制造业各行业增加值占制造业总增加值的比重”作为行业结构的度量指标。

(6)能源消费结构(*RS*)。随着天然气等清洁能源的不断开发和利用,制造业行业的能源消费结构也在发生改变,用清洁能源代替污染能源作为生产要素能够极大地减少CO<sub>2</sub>的排放,单位价值内CO<sub>2</sub>排放的减少将会直接促进碳生产率的提高。本文以“制造业各行业煤炭消耗量占能源消耗总量的比重”作为能源消费结构的度量指标。

## (二)碳生产率的测算方法

数据包络分析法(DEA)是目前较为常用的生产率测算方法,其基本思想是在投入产出空间里,从一群决策元(DMU)中找出最优生产前沿。历经半个多世纪的发展,DEA方法也在不断地改进。本文参考杨翔等(2015)的思路,借鉴Oh(2010)的方法,对中国26个制造业行业构建全域生产可能性集和全域SBM方向性距离函数,由此测算GML生产率指数及其分解的技术进步指数作为碳生产率的替代变量。

### 1. 全域生产可能性集

本文首先将各制造业行业定义为生产决策单位(DMU),并由此构造制造业行业的最优生产前沿。参考Färe等(2007)的思路,我们假设每一个制造业行业使用的投入要素 $x$ 的种类为 $N$ , $x=(x_1, \dots, x_N) \in R_N^+$ ,产生 $M$ 种“好”产出( $y$ )和 $I$ 种“坏”产出( $b$ )。同时,设定 $t$ 为时间变量( $t=1, 2, \dots, T$ ), $k$ 为行业变量( $k=1, 2, \dots, K$ ),则行业 $k$ 在 $t$ 时期的投入和产出集合可表示为 $(x^{k,t}, y^{k,t}, b^{k,t})$ 。则当期的生产可能性集可以表达为:

$$P^t(x^t) = (y^t, b^t) : \left\{ \begin{array}{l} \sum_{k=1}^K z_k^t y_{km}^t \geq y_{km}^t, \forall m \\ \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ki}^t = b_{ki}^t, \forall i \\ \sum_{k=1}^K z_k^t x_{kn}^t \leq x_{kn}^t, \forall n \\ \sum_{k=1}^K z_k^t = 1, z_k^t \geq 0, \forall k \end{array} \right. \quad (2)$$

(2)式中,  $z_k^t$  为每个横截面观察值的权重,若  $z_k^t \geq 0$ ,则表示生产技术为规模报酬不变(CRS);若  $z_k^t \geq 0$  并且  $\sum_{k=1}^K z_k^t = 1$ ,则表示生产技术规模报酬可变(VRS)。在GML指数中,生产可行性集是一种全域生产可能性集  $P^G(x)$ ,即各类生产可能性集的集合,  $P^G(x) = P^1(x^1) \cup P^2(x^2) \cup \dots \cup P^T(x^T)$ ,运用DEA方法可表示为:

$$P^G(x) = (y^t, b^t) : \left\{ \begin{array}{l} \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t y_{km}^t \geq y_{km}^t, \forall m \\ \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ki}^t = b_{ki}^t, \forall i \\ \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t x_{kn}^t \leq x_{kn}^t, \forall n \\ \sum_{k=1}^K z_k^t = 1, z_k^t \geq 0, \forall k \end{array} \right.$$

## 2. 全域SBM方向性距离函数

借鉴Fukuyama和Weber(2009)的方法,本文在全域SBM方向性距离函数中将CO<sub>2</sub>排放考虑在内,并将其定义为“坏”产出,则全域SBM方向性距离函数表示为:

$$S_V^G(x^{t,k}, y^{t,k}, b^{t,k}, g^x, g^y, g^b) = \max_{s^x, s^y, s^b} \frac{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{s_n^x}{g_n^x} + \frac{1}{M+I} \left( \sum_{m=1}^M \frac{s_m^y}{g_m^y} + \sum_{i=1}^I \frac{s_i^b}{g_i^b} \right)}{2} \quad (3)$$

$$s.t. \left\{ \begin{array}{l} \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t x_{kn}^t + s_n^x = x_{kn}^t, \forall n \\ \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t y_{km}^t - s_m^y = y_{km}^t, \forall m \\ \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K z_k^t b_{ki}^t + s_i^b = b_{ki}^t, \forall i \\ \sum_{k=1}^K z_k^t = 1, z_k^t \geq 0, \forall k \\ s_n^x \geq 0, \forall n; s_m^y \geq 0, \forall m; s_i^b \geq 0, \forall i \end{array} \right.$$

(3)式中,  $x^{t,k}$ 、 $y^{t,k}$  和  $b^{t,k}$  分别表示  $t$  期  $k$  行业的投入、“好”产出和“坏”产出的向量,  $g^x$ 、 $g^y$  和  $g^b$  分别表示投入、“好”产出和“坏”产出的方向向量,  $s_n^x$ 、 $s_m^y$  和  $s_i^b$  分别表示投入、“好”产出

和“坏”产出的松弛向量。当  $s_n^x$  和  $s_i^b$  为正时,说明实际的投入和“坏”产出均大于投入和“坏”产出边界,其分别代表投入过度 and “坏”产出过多的量;当  $s_m^y$  为正时,说明实际“好”产出小于“好”产出边界,它代表“好”产出不足的量(王兵等,2010)。

### 3. GML指数

在定义全域SBM方向性距离函数之后,我们遵循Oh(2010)的思路,以全域SBM方向性距离函数为基础,构建了GML指数,并用该指数来衡量中国制造业行业的碳生产率。GML可以表示为:

$$GML_t^{t+1} = \frac{1 + S_v^G(x^t, y^t, b^t; g)}{1 + S_v^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)} \quad (4)$$

(4)式中,  $GML_t^{t+1}$  指数围绕1上下变动,  $GML_t^{t+1}$  指数大于1表示碳生产率从  $t$  到  $t+1$  时期呈现增长的趋势,小于1表示碳生产率从  $t$  到  $t+1$  时期呈现下降的趋势,等于1则表示碳生产率在  $t$  到  $t+1$  时期不变。为了探究碳生产率变动的来源,进一步地,本文将  $GML_t^{t+1}$  指数分解为全域效率变化指数( $EFFCH_t^{t+1}$ )和全域技术变化指数( $TECH_t^{t+1}$ ),  $GML_t^{t+1}$  指数的具体分解数学表达式如下:

$$GML_t^{t+1} = EFFCH_t^{t+1} \times TECH_t^{t+1} \quad (5)$$

$$\text{其中: } EFFCH_t^{t+1} = \frac{1 + S_v^t(x^t, y^t, b^t; g)}{1 + S_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)}$$

$$TECH_t^{t+1} = \frac{[1 + S_v^G(x^t, y^t, b^t; g)] / [1 + S_v^t(x^t, y^t, b^t; g)]}{[1 + S_v^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)] / [1 + S_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)]}$$

与  $GML_t^{t+1}$  指数类似,式(5)中  $EFFCH_t^{t+1}$  指数和  $TECH_t^{t+1}$  指数均围绕1上下变动,其值大于(小于)1分别表示从  $t$  到  $t+1$  时期效率提高(降低)和技术进步(退步)。

### (三)数据来源及处理

#### 1. 碳生产率

根据GML生产率指数的测算方法,本文对碳生产率的测算需要用到三个方面的基础数据:“好”产出  $y$ 、“坏”产出  $b$  以及生产投入要素  $x$ 。这些基础数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》等。本文对各类基础数据进行如下界定:

(1)“好”产出。在DEA方法中,针对不同类型的决策元可以有不同的“好”产出指标,如区域层面可用GDP,行业层面可用工业增加值或工业总产值。本文将采用各制造业行业的工业增加值(以1990年为基期的不变价格)作为“好”产出指标。

(2)“坏”产出。本文测算的碳生产率实际上是一种将CO<sub>2</sub>排放作为非合意产出的全要素生产率指数,因此本文采用的“坏”产出为各行业历年的CO<sub>2</sub>排放量。借鉴杨翔等(2015)的方法,

各行业的CO<sub>2</sub>排放量根据八类化石燃料消耗产生的CO<sub>2</sub>排放估计量加总可得：

$$CO_2 = \sum_{i=1}^8 CO_{2,i} = \sum_{i=1}^8 E_i \times NCV_i \times CEF_i \times COF_i \times \frac{44}{12} \quad (6)$$

式(6)中,  $E_i$  表示各类化石燃料的消耗量;  $NCV_i$ 、 $CEF_i$ 、 $COF_i$  分别代表各类化石燃料的低位发热量、含碳量和碳氧化因子,三者之间的乘积为碳排放系数;44和12分别为二氧化碳和碳的化学分子量,各类化石燃料的碳排放系数如表1所示。

表1 各类化石燃料的碳排放系数

	原煤	焦炭	原油	汽油	柴油	燃料油	天然气	煤油
<i>NCV</i>	20908	28435	41816	43070	42652	41816	38931	43070
<i>CEF</i>	25.8	29.2	20.0	18.9	20.2	21.1	15.3	19.5
<i>COF</i>	1	1	1	1	1	1	1	1
碳排放系数	0.5394	0.8303	0.8363	0.8140	0.8616	0.8823	0.5956	0.8399

注：*NCV* 单位为kJ/kg(天然气除外,为kJ/m<sup>3</sup>)，*CEF* 单位为kgC/GJ,天然气碳排放系数单位为kgC/m<sup>3</sup>,其他燃料的碳排放系数单位为tC/t。

(3)生产投入要素。本文碳生产率测算所涉及的生产投入要素有三种：劳动、资本和能源。根据数据的可获性和准确性,劳动投入(*Labor*)选取行业的全部职工年平均人数作为投入变量,资本投入(*Capital*)选取行业的年末固定资产净值(1990年不变价)作为投入变量,能源投入(*Resource*)选取行业的能源消耗总量(折算成以“标准煤”为单位)作为投入变量。

### 2. 出口依存度和进口依存度

本文制造业各个行业的进出口数据来源于联合国COMTRADE数据库。具体做法是：借鉴李小平等(2015)的方法,将《国际贸易分类标准》(SITC,3.0)中涉及的商品按照26个制造业行业进行归类,并根据年份将每个制造业行业所拥有商品在当年的进出口总额进行汇总,最后将其与相对的制造业总产值相除即可得每一制造业每一年份的出口依存度和进口依存度。由于联合国COMTRADE数据库的原始贸易数据均是以美元为单位,本文以相应年份的人民币对美元的平均汇率计算,将此数据转换成人民币计价,同时,为消除价格因素的影响,本文以1990年为基期进行价格指数平减。

### 3. 控制变量

企业规模、研发强度、行业结构、能源消费结构等变量为计量模型的控制变量,其原始数据来源于《中国工业经济统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》,并经测算而得。

## 四、实证分析

### (一)描述性统计分析

表2报告的是1999-2011年中国26个制造业行业的各个变量的加权平均值。我们发现,在

研究期间内:(1)根据上文的GML生产率指数测算方法,计算得到26个制造业的碳生产率平均值(*AGML*)基本大于1(2005年和2008年除外),年平均增长5.93%;效率变化指数平均值(*AEFFCH*)基本在1的水平波动,年平均增长0.65%;技术进步指数平均值(*ATECH*)除了2009年外,其他年份均大于1,年平均增长5.24%,其对碳生产率增长的贡献率达88.36%;三类指数的变动趋势表明,在研究期间内,制造业的碳生产率基本呈现增长的趋势,而技术进步是促使其增长的核心因素。(2)出口依存度(*Export*)和进口依存度(*Import*)均呈现先升后降的趋势,其原因可能在于:随着对外开放进程的持续推进,尤其是中国2001年入世以来,进出口贸易逐渐成为推动制造业增长的主力军,然而随着制造业增长结构的转变、国际贸易壁垒以及2008年金融危机的影响,出口依存度和进口依存度呈现大幅度下降趋势。(3)企业规模(*ES*)呈现持续扩大的趋势,规模以上企业的平均增加值由1999年的710万元持续增长至3630万元;研发强度(*RD*)呈现先升后降的趋势,于2008年达到8.4%,而随后大幅度下降,至2011年仅为5.3%,但整体上看制造业研发强度保持着较为高位的水平;随着更多清洁能源的开发和利用,煤炭消耗占能源消耗总量的比重即能源消费结构(*RS*)由1999年的33.8%下降到2011年的21.6%,其中2007年仅为17.9%。

表2 中国26个制造业行业各变量的加权平均值

	<i>AGML</i>	<i>AEFFCH</i>	<i>ATECH</i>	<i>Export</i>	<i>Import</i>	<i>ES</i>	<i>RD</i>	<i>RS</i>
1999	1.039	1.003	1.036	0.243	0.205	0.071	0.050	0.338
2000	1.107	0.997	1.110	0.270	0.227	0.083	0.061	0.308
2001	1.026	1.020	1.006	0.258	0.224	0.091	0.063	0.284
2002	1.060	1.008	1.052	0.274	0.238	0.104	0.063	0.269
2003	1.064	0.993	1.071	0.291	0.257	0.124	0.063	0.204
2004	1.106	1.001	1.104	0.312	0.263	0.109	0.081	0.262
2005	0.997	0.996	1.001	0.313	0.231	0.142	0.068	0.224
2006	1.049	1.018	1.031	0.311	0.210	0.160	0.068	0.199
2007	1.080	1.016	1.063	0.295	0.183	0.181	0.069	0.179
2008	0.984	0.970	1.014	0.258	0.149	0.171	0.084	0.240
2009	1.051	1.052	0.998	0.197	0.123	0.192	0.047	0.243
2010	1.057	1.015	1.041	0.204	0.128	0.226	0.040	0.220
2011	1.164	0.997	1.168	0.196	0.120	0.363	0.053	0.216

注:①表中*AGML*代表碳生产率的平均值、*AEFFCH*代表效率变化指数的平均值、*ATECH*代表技术进步指数的平均值;②*Export*、*Import*、*RD*和*RS*的单位为%,*ES*的单位为亿元;③历年行业结构(*IS*)的加权平均值均为3.85%。

## (二)回归分析

### 1. 全样本回归分析

表3报告了全样本数据的回归结果,模型(1)-(4)的因变量为碳生产率指数(*GML*),模型

(5)-(8)的因变量为技术进步指数(TECH)。我们发现:(1)出口、进口对碳生产率和技术进步的影响均显著为正,但进口对碳生产率影响的系数较大,说明国际贸易对制造业碳生产率和技术进步的增长均具有促进作用,且进口对碳生产率增长的作用更为明显。其原因可能三个方面:一是制造业出口企业在产品出口的过程中可以获取关于改进产品质量、设计工艺等方面的反馈建议,出口企业通过收集此类信息来对产品进行改进,并最终提高行业技术和碳生产率的整体水平;二是在进口贸易中,中国主要以进口技术密集型和资本密集型产品的贸易为主,其结果是进口先进商品的技术溢出效应使得制造业行业可以直接获取技术进步和生产率的提升;三是出口贸易将导致贸易隐含碳增加而促使东道国的碳生产率降低,但东道国在进口贸易中是隐含碳的受益者,总体而言,其碳生产率并未受到较大影响。(2)研发强度对技术进步的影响为正,而对碳生产率的影响为负,但均不显著,说明研发投入的加大确实提高技术进步水平,但研发投入在使用效率和投入结构上存在的问题阻碍了碳生产率的提升。(3)行业结构的优化调整显著提高了碳生产率和技术进步,这与我国近年来制造业行业向干净类行业和高技术类行业倾斜有关,其中干净类行业减少了CO<sub>2</sub>的相对排放量,高技术类行业提高了制造业的整体技术水平。(4)能源消费结构对碳生产率的系数显著为负,说明煤炭消耗比重的下降(能源消费结构优化)可以有效促进碳生产率的增长,其原因是在相同“好”产出的情况下,清洁能源的使用降低了CO<sub>2</sub>的排放强度,进而使得碳生产率获得提升。

表3 全样本回归结果

	GML				TECH			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Export	0.089** (2.32)	-	0.096** (2.57)	-	0.124*** (3.02)	-	0.121*** (2.92)	-
Import	-	0.147*** (3.92)	-	0.184*** (4.69)	-	0.109*** (2.84)	-	0.121*** (3.19)
ES	-	-	0.001 (0.33)	-0.005 (-0.98)	-	-	0.002 (0.59)	0.002 (0.56)
RD	-	-	-0.208 (-1.41)	-0.223 (-0.71)	-	-	0.024 (0.15)	0.066 (0.42)
IS	-	-	1.091*** (6.20)	1.673* (1.70)	-	-	0.566*** (2.99)	0.587*** (3.11)
RS	-	-	-0.031 (-0.78)	-0.329*** (-3.28)	-	-	-0.029 (-0.66)	-0.049 (-1.12)
C	0.977*** (25.30)	0.923*** (25.22)	0.945*** (23.93)	0.911*** (13.94)	0.936*** (22.89)	0.953*** (25.49)	0.922*** (21.28)	0.925*** (23.42)
R <sup>2</sup>	0.015	0.047	0.036	0.095	0.028	0.032	0.033	0.042
F 或 Wald	5.390 [0.020]	15.335 [0.000]	45.460 [0.000]	6.408 [0.000]	9.110 [0.003]	8.07 [0.005]	20.09 [0.001]	21.76 [0.001]
Hausman test	0.12 [0.726]	3.33 [0.068]	8.96 [0.111]	14.32 [0.011]	0.29 [0.691]	2.19 [0.139]	5.04 [0.411]	8.28 [0.141]

续表 3

全样本回归结果

	GML				TECH			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
模型	RE	FE	RE	FE	RE	RE	RE	RE
Obs	338	338	338	338	338	338	338	338

注:①表中系数值下面小括号内为t值或z值,中括号内为p值。\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的统计显著水平;②模型一栏中FE代表固定效应模型,RE代表随机效应模型,根据Hausman检验的结果,本文对两类模型进行筛选,表中仅汇报筛选之后的回归模型。

考虑到模型可能存在内生性的问题,一个行业的国际贸易可能对该行业的技术进步和碳生产率产生影响,同时行业技术进步和碳生产率的变化也可以潜在地影响国际贸易水平。模型的内生性可能导致回归结果存在偏误,因此,为了使检验结论更具稳健性,本文采用动态面板系统GMM估计方法对模型做了进一步分析。表4中,模型(1)和(2)的因变量为碳生产率,模型(3)和(4)的因变量为技术进步指数,Sargan检验和AR(2)检验的结果均大于0.1,表明所有的回归模型均不能拒绝所有工具变量都有效和无二阶序列相关的原假设,因此系统GMM估计是有效的。从各变量的回归结果来看,进出口贸易依存度的系数均显著为正,且进口依存度的系数较大,进一步说明了国际贸易,特别是进口贸易对技术进步、碳生产率的促进作用。其他变量的系数基本与基准回归结果类似,如研发强度对技术进步的影响为正,而对碳生产率的影响为负;行业结构的优化调整显著提高了碳生产率和技术进步;能源消费结构的优化对碳生产率的提高具有促进作用。

表 4

全样本系统 GMM 估计回归结果

	GML		TECH	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Export</i>	0.128*** (3.43)	-	0.204*** (2.82)	-
<i>Import</i>	-	0.381*** (3.32)	-	0.493*** (4.05)
<i>ES</i>	0.004 (0.40)	0.005 (0.65)	0.022 (1.14)	0.009 (0.66)
<i>RD</i>	-0.323 (-1.49)	-0.066 (-0.22)	0.185 (0.71)	1.150 (1.54)
<i>IS</i>	1.532** (2.44)	2.225* (1.82)	-0.053 (-0.05)	-0.723 (-0.24)
<i>RS</i>	-0.106 (-0.89)	-0.138 (-0.98)	-0.235* (-1.95)	-0.201 (-1.37)
L1. <i>GML</i>	-0.164** (-2.15)	-0.135 (-1.15)	-	-
L1. <i>TECH</i>	-	-	0.026 (0.33)	-0.028 (-0.19)
C	1.092*** (12.78)	0.790*** (3.38)	0.865*** (9.56)	0.622* (2.43)

续表4 全样本系统GMM估计回归结果

	GML		TECH	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Wald 值	43.01 [0.000]	51.65 [0.000]	13.62 [0.034]	24.31 [0.000]
Sargan 检验	24.52 [0.986]	24.53 [0.986]	25.52 [0.979]	23.66 [0.990]
AR(1)检验	-2.300 [0.021]	-2.565 [0.010]	-1.927 [0.054]	-2.516 [0.012]
AR(2)检验	0.171 [0.864]	1.209 [0.227]	-0.046 [0.963]	0.445 [0.656]
模型	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
Obs	312	312	312	312

注:①表中列出的是Two-Step系统GMM估计的结果,表中系数值下面小括号内为z值,中括号内为p值。\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的统计显著水平;②模型(1)和(3)的内生变量为 *Export*,模型(2)和(4)的内生变量为 *Import*,模型采用的工具变量为被解释变量 *GML* (或 *TECH*)和内生变量 *Export* (或 *Import*)的二阶滞后项;③所有模型给出的均为稳健性检验的回归结果。

## 2. 分类样本回归分析

事实上,制造业各行业是非同质的,其差异可以表现在污染排放程度、技术类型等方面的不同,不同特征的行业,国际贸易对其碳生产率的影响可能不尽相同。因此,本文将制造业按照污染程度的不同分成相对干净类行业和相对污染类行业、按照技术类型的不同分成高技术类行业和中低技术类行业<sup>①</sup>,并分别进行了实证分析。

### (1)按污染程度分类的样本回归分析

表5报告了按污染程度划分行业的静态面板回归结果。模型(1)–(4)为相对干净类行业的回归结果,模型(5)–(8)为相对污染类行业的回归结果。其中模型(1)、(2)、(5)和(6)的因变量为碳生产率指数,模型(3)、(4)、(7)和(8)的因变量为技术进步指数。研究发现:①两类行业的进出口对碳生产率和技术进步的影响均显著为正,且进口的系数大于出口,相对干净类行业的系数大于相对污染类行业,说明进口贸易和相对干净类行业的国际贸易更容易推动碳生产率和技术进步的提升。②企业规模对相对干净类行业的碳生产率和技术进步的系数显著为正,但对相对污染类行业的系数均不显著,说明相对干净类行业中,规模越大的企业更容易获取技术进

①本文将中国26个制造业行业划分为8个相对污染类行业和18个相对干净类行业。其中,相对污染类行业包括:食品加工和制造业、饮料制造业、烟草加工业、造纸及纸制品业、石油加工及炼焦业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业和有色金属冶炼及压延加工业;其他18个行业为相对干净类行业。本文参考联合国制定并审议通过的《国际标准产业分类》(ISIC,3.0)的分类,将26个制造业行业划分为7个高技术类行业和19个中低技术类行业。其中高技术类行业包括:仪器仪表及文化办公用机械制造业、医药制造业、电子及通讯设备制造业、电气机械及器材制造业、化学原料及化学制品制造业、交通运输设备制造业和机械制造业;其他19个行业为中低技术类行业。

步,也拥有更高的碳生产率。③研发强度对相对干净类行业的技术进步的系数为正,但对该行业的碳生产率影响不显著,说明研发投入的加大虽然促进了相对干净类行业技术水平的提高,但技术低效率阻碍了碳生产率的提升。④相对污染类行业的行业结构优化调整对碳生产率的提升和技术进步都具有推动作用,原因在于相对污染类行业本身具有较低的碳生产率和技术水平(杨翔等,2015),即意味着行业结构的优化调整带来较大的后发优势。⑤相对污染类行业能源消费结构对碳生产率的影响系数显著为负,说明煤炭消耗比重的减少可以显著地提升相对污染类行业的碳生产率。

表5 按污染程度划分行业回归结果

	相对干净类行业				相对污染类行业			
	GML		TECH		GML		TECH	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Export</i>	0.142** (2.34)	-	0.202*** (2.89)	-	0.083** (2.40)	-	0.090*** (2.74)	-
<i>Import</i>	-	0.248*** (4.42)	-	0.244*** (3.70)	-	0.105*** (2.98)	-	0.116*** (3.46)
<i>ES</i>	0.491*** (4.89)	0.514*** (5.28)	0.566*** (4.90)	0.590*** (5.17)	-0.006 (-1.30)	-0.002 (-0.73)	-0.001 (-0.36)	-0.0002 (-0.11)
<i>RD</i>	-0.103 (-0.18)	0.709 (1.28)	1.158* (1.79)	2.055*** (3.16)	-0.353 (-1.39)	-0.304 (-1.52)	-0.158 (-0.90)	-0.090 (-0.53)
<i>IS</i>	-0.358 (-0.30)	-0.062 (-0.05)	-0.378 (-0.27)	-0.162 (-0.12)	2.202 (1.12)	2.043*** (4.13)	0.475 (1.34)	0.875** (2.47)
<i>RS</i>	0.087 (0.60)	-0.011 (-0.08)	0.146 (0.88)	0.082 (0.49)	-0.310** (-2.39)	-0.103* (-1.75)	-0.049 (-1.02)	-0.069 (-1.48)
<i>C</i>	0.848*** (9.36)	0.713*** (7.74)	0.696*** (6.68)	0.618*** (5.71)	1.037*** (13.51)	0.947*** (18.32)	0.986*** (23.66)	0.946*** (20.95)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.146	0.198	0.144	0.165	0.154	0.155	0.089	0.1306
F 或 Wald	7.194 [0.000]	10.402 [0.000]	7.101 [0.000]	8.309 [0.000]	3.321 [0.008]	30.60 [0.000]	11.871 [0.037]	16.49 [0.006]
Hausman test	13.17 [0.022]	25.29 [0.000]	17.44 [0.004]	23.97 [0.000]	11.80 [0.038]	1.98 [0.852]	7.42 [0.191]	8.34 [0.139]
模型	FE	FE	FE	FE	FE	RE	RE	RE
Obs	234	234	234	234	104	104	104	104

注:①表中系数值下面小括号内为t值或z值,中括号内为p值。\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的统计显著水平;②模型一栏中FE代表固定效应模型,RE代表随机效应模型,根据Hausman检验的结果,本文对两类模型进行筛选,表中仅汇报筛选之后的回归模型。

## (2)按技术水平分类的样本回归分析

表6报告了按技术水平划分行业的回归结果。模型(1)-(4)为高技术类行业的回归结果,模型(5)-(8)为中低技术类行业的回归结果。其中模型(1)、(2)、(5)和(6)的因变量为碳生产

率指数,模型(3)、(4)、(7)和(8)的因变量为技术进步指数。研究发现:①两类行业的进出口对碳生产率和技术进步的影响均显著为正,且进口的系数大于出口,高技术类行业的系数大于中低技术类行业,说明进口贸易和高技术类行业的国际贸易更容易推动碳生产率和技术进步的提升。②高技术类行业具有与相对干净类行业相似的特征:规模越大的企业更容易获取技术进步,也拥有更高的碳生产率;研发强度的增大对高技术类行业的技术进步具有极大的推动作用,技术低效率的存在并不能阻碍其碳生产率的提高。③中低技术类行业具有与相对污染类行业相似的特征:中低技术类行业的行业结构优化调整对碳生产率和技术进步具有推动作用;能源消费结构的优化可以显著地提升中低技术类行业的碳生产率。

表6 按技术水平划分行业回归结果

	高技术类行业				中低技术类行业			
	GML		TECH		GML		TECH	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Export</i>	0.255** (2.12)	-	0.431*** (3.56)	-	0.088** (2.49)	-	0.092** (2.24)	-
<i>Import</i>	-	0.376*** (3.57)	-	0.404*** (3.43)	-	0.152*** (4.02)	-	0.102*** (2.63)
<i>ES</i>	0.599*** (4.80)	0.514*** (4.82)	0.704*** (5.61)	0.692*** (5.50)	0.001 (0.22)	-0.005 (-0.94)	0.001 (0.40)	0.001 (0.36)
<i>RD</i>	0.867 (1.04)	1.274* (1.72)	0.965 (1.15)	2.011** (2.31)	-0.179 (-1.34)	-0.280 (-0.89)	0.095 (0.61)	0.135 (0.88)
<i>IS</i>	-0.197 (-0.13)	-0.129 (-0.15)	-0.282 (-0.18)	-0.650 (-0.41)	1.484*** (4.50)	2.767 (1.56)	0.939** (2.46)	1.048*** (2.73)
<i>RS</i>	0.339 (1.16)	-0.018 (-0.07)	0.520* (1.77)	0.179 (0.56)	-0.042 (-1.06)	-0.309*** (-2.97)	-0.031 (-0.68)	-0.050 (-1.08)
<i>C</i>	0.589** (2.72)	0.519*** (3.34)	0.333 (1.53)	0.372* (1.73)	0.944*** (25.17)	0.925*** (14.75)	0.939*** (21.65)	0.931*** (22.87)
R <sup>2</sup>	0.269	0.348	0.350	0.344	0.038	0.099	0.027	0.040
F 或 Wald	5.816 [0.000]	37.250 [0.000]	8.511 [0.000]	8.281 [0.000]	26.981 [0.000]	4.92 [0.000]	11.79 [0.038]	13.73 [0.017]
Hausman test	12.51 [0.028]	2.85 [0.722]	12.86 [0.025]	19.48 [0.002]	8.36 [0.137]	13.11 [0.022]	4.82 [0.438]	7.01 [0.212]
模型	FE	RE	RE	RE	RE	FE	RE	RE
Obs	91	91	91	91	247	247	247	247

注:①表中系数值下面小括号内为t值或z值,中括号内为p值。\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的统计显著水平;②模型一栏中FE代表固定效应模型,RE代表随机效应模型,根据Hausman检验的结果,本文对两类模型进行筛选,表中仅汇报筛选之后的回归模型。

## 五、结论

在低碳约束条件下,提高碳生产率是实现经济增长和控制CO<sub>2</sub>排放的唯一出路,中国提高

碳生产率的关键在于制造业。本文首先通过构建非径向、非导向的全域SBM方向性距离函数,运用DEA方法对1999–2011年制造业行业的碳生产率进行测算,然后将低碳约束纳入新贸易理论中,对国际贸易、技术进步与碳生产率之间的关系进行实证研究。本文的研究得到以下结论:(1)1999–2011年间,中国制造业的碳生产率呈现增长的趋势,年平均增长5.93%,技术进步年平均增长5.24%,其对碳生产率的增长作出了88.36%的贡献。(2)国际贸易对技术进步和碳生产率的提升均具有显著的促进作用,而从贸易类型来看,进口的促进作用强于出口。(3)研发强度的加大对技术进步具有促进作用,但由于我国研发投资的使用效率较低、投入结构不合理,研发强度的加大并没有对碳生产率的增长起到推动作用。(4)行业结构的优化调整显著提高了碳生产率和技术进步,表明我国在近年来所采取的制造业行业调整政策取得了很好的成效。(5)能源消费结构的优化对碳生产率的提高具有显著的促进作用,表明近年来我国清洁能源政策的实施同样取得了很好的成效,我国制造业能源消费结构的优化具有正的环境效应。(6)各种不同分类行业的国际贸易对行业技术进步和碳生产率的增长均具有显著的促进作用,且进口的促进作用均强于出口,相对干净类行业强于相对污染类行业,高技术类行业强于中低技术类行业。(7)相对干净类行业的碳生产率具有规模效应,高技术类行业具有规模效应和技术效应,相对污染类行业和中低技术类行业均具有结构效应和环境效应。基于实证研究的结果,本文认为中国制造业碳生产率的提高可以从以下几个方面进行努力:

(1)优化贸易结构,提高碳生产率。贸易结构的优化可以体现在贸易行业结构和产品结构上:在贸易行业结构方面,鼓励干净类行业的出口,适当减少高技术行业进口的贸易壁垒;在贸易商品结构方面,要推动出口产品的低碳化和加大高技术附加值产品的进口。

(2)优化投资结构,提升技术效率。研发投入是推动技术进步的重要来源,近年来,随着研发投入的加大,我国制造业的技术水平也在不断攀升,但研发投资的低效率和投资结构的不合理导致的技术效率低下使得碳生产率并未获得有效增长。因此,我国制造业在专注加大研发投入时必须要注重技术效率的提升。

(3)优化行业结构,推动产业升级。产业低碳化的发展不仅需要技术层面的改进和创新,更需要产业本身的结构优化与升级(汤维祺等,2016)。进一步加大对干净类行业和高技术类行业的产业政策倾斜力度,提高产品技术附加值;同时,推动产业的内部升级,鼓励和支持污染类行业向干净类行业升级,中低技术类行业向高技术类行业升级。

(4)优化能源结构,实现CO<sub>2</sub>减排。中国是一个发展中国家,碳减排必须以国家经济的稳步增长为前提。实现这一目标的途径有:一是在排放等量CO<sub>2</sub>的情况下,实现经济总量的提升;二是在同等经济效益的情况下,控制的CO<sub>2</sub>排放,这要求对能源消费结构进行优化,以清洁能源代替污染型能源,实现高产出和低碳排放。

参考文献:

- [1] 陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J]. 经济研究, 2009, (4):41-55.
- [2] 李小平, 卢现祥, 朱钟棣. 国际贸易、技术进步和中国工业行业的生产率增长[J]. 经济学(季刊), 2008, (2): 549-564.
- [3] 李小平, 王树柏, 周记顺. 碳生产率变动与出口复杂度演进: 1992-2009年[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (9): 22-39.
- [4] 李小平, 周记顺, 王树柏. 中国制造业出口复杂度的提升和制造业增长[J]. 世界经济, 2015, (2): 31-57.
- [5] 刘传江, 胡威, 吴晗晗. 环境规制、经济增长与地区碳生产率——基于中国省级数据的实证考察[J]. 财经问题研究, 2015, (10): 31-37.
- [6] 潘家华, 张丽峰. 我国碳生产率区域差异性研究[J]. 中国工业经济, 2011, (5): 47-57.
- [7] 汤维祺, 周夷, 孙可弼. 中国省际贸易隐含碳流向与地区经济发展模式研究[J]. 环境经济研究, 2016, (1): 26-42.
- [8] 王兵, 吴延瑞, 颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J]. 经济研究, 2010, (5): 95-109.
- [9] 杨翔, 李小平, 周大川. 中国制造业碳生产率的差异与收敛性研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, (12): 3-20.
- [10] 姚洋, 章奇. 中国工业企业技术效率分析[J]. 经济研究, 2001, (10): 13-19+28-95.
- [11] 张成, 王建科, 史文悦, 李远. 中国区域碳生产率波动的因素分解[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, (10): 41-47.
- [12] 赵国浩, 高文静. 基于前沿分析方法的中国工业部门广义碳生产率指数测算及变化分解[J]. 中国管理科学, 2013, (1): 31-36.
- [13] Banerjee, R. and S. Roy. Human Capital, Technological Progress and Trade: What Explains India's Long Run Growth[J]. Journal of Asian Economics, 2014, (30): 15-31.
- [14] Beinhocker, E., J. Oppenheim, and B. Irons. The Carbon Productivity Challenge: Curbing Climate Change and Sustaining Economic Growth[R]. 2008.
- [15] Bhattacharya, M. Industrial Performance and Competition: The Case of Japanese Manufacturing[J]. Pacific Economic Review, 2007, 12(5): 619-630.
- [16] Chatagnier, J.T. and K.C. Kavakli. From Economic Competition to Military Combat Export Similarity and International Conflict[J]. Journal of Conflict Resolution, 2015.
- [17] Clerides, K. and R. Tybout. Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico and Morocco[J]. Finance & Economics Discussion, 1998, 113(3): 903-947.
- [18] Coe, D. and E. Helpman. International R&D Spillovers[J]. European Economic Review, 1995, 39(5): 859-887.
- [19] Färe, R., S. Grosskopf, and C. A. Pasurka. Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions[J]. Energy, 2007, 32(7): 1055-1066.
- [20] Fu, X. Exports, Technical Progress and Productivity Growth in a Transition Economy: A Non-Parametric Approach for China[J]. Applied Economics, 2005, 37(7): 725-739.
- [21] Fukuyama, H. and W.L. Weber. A Directional Slack-based Measure of Technical Inefficiency[J]. Socio-economic Planning Sciences, 2009, 43(4): 274-287.
- [22] Kaya, Y. and K. Yokobori. Environment, Energy and Economy: Strategies for Sustainability[M]. Japan: United Nations University Press, 1997.
- [23] Kromann, L. and A. Sorensen. Automation, Performance and International Competition: Firm Level Comparisons of Process Innovation[J]. Social Science Electronic Publishing, 2015, 17(17): 2703-2711.

[24] Melitz, M. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695–1725.

[25] Meng, M. and D. Niu. Three-dimensional Decomposition Models for Carbon Productivity[J]. *Energy*, 2012, 46(1): 179–187.

[26] Oh, D. H. A Global Malmquist-Luenberger Productivity Index[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2010, 34(2): 183–197.

[27] Rijesh, R. Technology Import and Manufacturing Productivity in India: Firm Level Analysis[J]. *Journal of Industry Competition & Trade*, 2015, 15(4): 411–434.

[28] Romer, P. Endogenous Technological Change[J]. *Journal of Political Economy*, 1989, 98(5): 1002–1034.

## Does International Trade Improve the Carbon Productivity in China's Manufacturing?

Li Xiaoping, Yang Xiang and Wang Yang

(School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law)

**Abstract:** The only way to achieve economic growth and CO<sub>2</sub> emission controlling is to improve carbon productivity under the condition of low carbon constraint, and the manufacturing is the key for Chinese carbon productivity improving. In this paper, we measure carbon productivities of 26 Chinese manufacturing industries by using Global Malmquist-Luenberger index that is from directional distance function based on non-radial, non-oriented and Slack-based measure, and have an empirical analysis between international trade, technical progress and the growth of carbon productivity. The study found: (1) Carbon productivity in China's manufacturing industry has maintained an average annual growth rate of 5.93% and technology change is the main factor of the change. (2) International trade has a significant effect in promoting the technical progress and carbon productivity of China's manufacturing, and the promotion of import is stronger than that of export. (3) The expansion of enterprise scale and the increase of R&D intensity cannot effectively improve the carbon productivity of China's manufacturing, while the optimization of industry structure and energy consumption structure are the effective way to improve the carbon productivity of China's manufacturing.

**Keywords:** International Trade; Technological Progress; Carbon Productivity; Global Malmquist-Luenberger Index

**JEL Classification:** F18, O47, Q56

(责任编辑:卢玲)