

中国工业偏向性技术进步的演变趋势及影响因素研究^①

杨 翔¹ 李小平² 钟春平¹

(1. 中国社会科学院财经战略研究院; 2. 中南财经政法大学经济学院)

研究目标：实证考察中国工业偏向性技术进步的影响因素。**研究方法：**采用非径向、非导向的基于松弛的 DEA 方法，对考虑能源投入和环境污染的技术进步指数进行分解。**研究发现：**中国工业的技术进步类型以中性技术进步为主，偏向性技术进步对工业技术进步的贡献率较低但日益重要；中国工业技术进步的要素偏向整体上呈现密集使用资本和能源的趋势；贸易开放水平的提高、研发强度的加大、企业规模的扩大、能源消费结构的优化、国有经济比重的加大均能有效地促进偏向性技术进步。**研究创新：**改进了偏向性技术进步的测算方法。**研究价值：**基于科学的研究方法，探明影响偏向性技术进步的关键因素，为中国经济绿色转型提供有益借鉴。

关键词 偏向性技术进步 绿色增长转型 BTECH 指数 数据包络分析

中图分类号 F426 **文献标识码** A

引 言

改革开放 40 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超过 9% 的高增长率，被誉为“中国奇迹”。而在经济高速增长的背后，长期依赖于能源等生产要素的高要素投入、高污染排放的粗放型经济增长模式付出了沉重的环境代价，中国环境污染成本占实际 GDP 的比重高达 8%~10%（杨继生等，2013），可持续发展道路任重而道远。

中国是最早提出和实施可持续发展战略的国家之一，并早于 1996 年便将可持续发展上升为国家战略，且后续提出的以“以人为本，全面协调可持续”为核心内涵的科学发展观、建设“资源节约型、环境友好型”两型社会的目标以及“五位一体”的总体布局等宏观战略均强调了可持续发展战略在中国经济社会发展中的重要性。实现中国经济可持续发展必须要推动粗放型经济向集约型经济转变、推动中国经济绿色转型，这意味着生产要素要由资源环境要素向技术创新要素转变。偏向性技术进步是实现中国经济绿色转型的重要手段（何小钢和王自力，2015），当经济增长中的技术进步偏向于使用更少的资源环境要素时，技术进步可以有效地实现节能减排和促进经济增长的双重目标。然而，技术进步偏向性的识别在当前学界仍然是亟待攻克的重大难题。因此，识别技术进步的偏向性，探讨其形成机制及影响因素，在当前的时代背景下具有极强的紧迫性和必要性。

^① 本文获得国家社会科学基金重大项目（18ZDA038）、中国博士后科学基金（2018M641581）的资助。

本文试图回答的问题是：中国工业行业是否存在偏向性技术进步？工业技术进步的要素偏向及其趋势特征如何？偏向性技术进步的影响因素有哪些？对这些问题的研究，有助于中国政府制定更合理的行业发展政策，实现经济绿色转型，具有极强的现实意义。

一、文献综述

偏向性技术进步是一个既古老又全新的话题，自 Hicks (1932) 提出技术进步偏向的概念以来，偏向性技术进步在理论层面得到众多学者的发展 (Kennedy, 1964; Samuelson, 1965; Acemoglu, 1998, 2002; Acemoglu 等, 2012; Hémous, 2016)，也吸引了一批学者对其实证方面进行探讨。目前来看，国内外学者对偏向性技术进步的实证研究形成了两支主要的文献：一是偏向性技术进步的测算，二是偏向性技术进步的来源及影响因素。

1. 偏向性技术进步的测算

(1) 标准化供给面系统法。David 和 Klundert (1965) 是最早估计技术进步方向的文献之一，他们利用美国 1899~1960 年的数据，采用常数替代弹性 (CES) 生产函数，估计了美国资本和劳动的替代弹性以及资本效率与劳动效率的增长率，发现技术进步在该时期更有利于提高资本的边际产出，即技术进步偏向于资本。利用标准化供给面系统法对偏向性技术进步进行测算最具代表性的文献是 Klump 等 (2007、2008)。这两篇文献分别对美国 1953~1998 年和欧元区 1970~2005 年的总替代弹性和要素增强型技术进步进行了估算，发现两类地区的要素替代弹性均小于 1，技术进步均偏向于资本。Sato 和 Morita (2009) 运用美国和日本 1960~2004 年的数据，研究了资本、劳动和创新对经济增长的影响，结果表明，两国的技术进步均偏向于资本。Li 和 Stewart (2014) 采用标准化供给面系统法对 1961~2010 年加拿大的替代弹性进行了估算，发现无论在短期或是长期中，加拿大的要素替代弹性小于 1 均不显著，技术进步表现为劳动增强型。当然，也有一些学者以中国为研究对象，从产业、地区等维度对中国偏向性技术进步的方向进行了测算 (宋冬林等, 2010; 戴天仕和徐现祥, 2010; 王林辉和袁礼, 2012; 黄红梅和石柱鲜, 2014; 陈欢和王燕, 2015; 刘慧慧和雷钦礼, 2016; 封永刚等, 2017; Zha 等, 2017)。

(2) 随机前沿分析方法。在偏向性技术进步的研究中，考虑到投入要素的多样性，具有固定替代弹性的 CES 函数较少被使用，而具有可变替代弹性的超越对数生产 (成本) 函数越来越多地被广大学者所使用。Sanstad 等 (2006) 选取印度、韩国和美国的能源密集型行业为对象，利用超越对数成本模型，使用资本、劳动、能源和中间投入数据对三国的能源增进型技术进步进行了测算。Karanfil 等 (2010) 通过构建超越对数成本模型，将能源要素纳入偏向性技术进步的测算框架中，对法国 1978~2006 年的能源偏向性技术进步进行了测算，发现法国能源偏向性技术进步对能源的价格十分敏感。王班班和齐绍洲 (2014) 构建了一个包含中性技术进步和有偏技术进步的超越对数成本函数模型，利用中国 36 个工业行业 1999~2010 年的数据进行回归，在回归结果的基础上得出了不同来源技术进步的要 素偏向，并计算出不同来源技术进步及其中性技术进步和有偏技术进步对中国工业能源强度的影响。张月玲和叶阿忠 (2015) 运用超越对数生产函数，从要素替代弹性视角实证分析 1996~2010 年间中国技术进步方向的变迁与要素价格扭曲引起的技术选择偏差，发现中国的技术进步表现出资本技能双重偏向性特征，且资本偏向性程度的加深不仅加大了对技能劳动的替代，更加剧了在分配上对劳动的掠夺性。Shao 等 (2016) 利用中国上海 32 个工业行业 1994~2011 年的面板数据，构建了一个包含资本、劳动力、能源和碳排放四个投入要素的

超越对数生产函数,用随机前沿法进行分析,得出上海工业生产的技术变革偏向能源使用和资本节约,对工业发展产生了很高的能源需求的结论。杨振兵等(2016)基于超越对数生产函数,对中国工业部门的要素产出弹性、环境全要素生产效率增长率、要素替代弹性和技术进步的要 素偏向程度进行了测算,发现中国目前技术进步的要 素偏向程度从高到低依次是资本、环境、能源、劳动,并认为它是导致环境污染问题恶化的根源,而中国要实现绿色工业变革需要将技术进步方向的路径优化为劳动、资本、能源、环境。

(3) 数据包络分析方法。数据包络分析法是一种有效的测算技术进步偏向性的方法。Caves 等(1982)首次提出将 DEA 模型和 Malmquist 指数相结合来测度生产率,随后, Färe 等(1994)将 Malmquist 指数进一步发展,将该指数分解为技术效率变化和技术变化两个部分的指数。为了度量技术进步的偏向性, Färe 等(1997)对技术变化指数作了进一步的分解,将其分解为技术规模变化指数、产出偏向技术变化指数和投入偏向技术变化指数,而产出偏向技术变化指数和投入偏向技术变化指数即可以度量偏向性技术进步。Managi 和 Kaneko(2004)利用数据包络分析法测量 1987~2001 年中国省际层面的环境生产率,并将其分解为投入和产出偏向性技术变化、效率变化和规模变化。Barros 等(2010)使用 Malmquist 指数分析了日本机场在 1987~2005 年期间的技术偏向,发现在此期间机场经历了偏向性技术倒退,传统的中性技术变化假设已经不适合分析日本机场生产力的变化。Chen 和 Yu(2014)从 Malmquist 指数中进一步分解出投入要素偏向技术变化指数,根据 1991~2003 年间 99 个国家的数据,得出经合组织国家和非经合组织国家都倾向于在整个时期内显示技术偏向性依次为资本、能源、劳动的结论。王班班和齐绍洲(2015)借鉴 Färe 等(1997)的思路,采用 DEA 方法从全要素生产率 Malmquist 指数中进一步分解出投入偏向技术变化指数,并对中国 36 个工业行业 1999~2012 年的技术进步的要 素偏向进行了识别,发现中国工业技术进步的偏向在能源和资本之间、能源和中间品之间均节约能源,在能源和劳动力之间节约劳动力,但总体而言呈现出节约能源的特征。Song 和 Wang(2016)运用 DEA 方法对中国 2003~2013 年的环境技术进步偏向进行了测算,并对其影响因素进行了分析,发现人口老龄化和国有企业比重的扩大显著促进了环境技术的进步。

2. 偏向性技术进步的影响因素研究

相比较偏向性技术进步的测算本身而言,关于偏向性技术进步受到哪些因素影响的问题更值得我们进行探讨和研究。Lawrence(1996)最早提出国际贸易对技术进步以及偏向性存在影响,Acemoglu(2002)利用模型分析了国际贸易对发达国家的技术进步方向的影响,表明贸易开放对偏向性技术的影响取决于南方国家对引进技术的知识产权保护程度。随后一系列的文献也从理论和实证上研究了国际贸易对技术进步偏向的影响(殷德生和唐海燕,2006;潘士远,2007)。潘士远(2008)考察了研发产品的最优专利保护制度对技术进步方向的影响,认为劳动力禀赋结构能够通过最优专利制度来影响技术进步方向。张莉等(2012)利用发展中国家数据,从实证上验证了国际贸易对偏向性技术进步存在影响,并指出国际贸易导致的技能偏向性技术进步具体表现为资本偏向型的技术进步。陈欢和王燕(2015)在测算中国技术进步偏向性的基础上,从国际贸易的角度对中国 1996~2011 年技术进步偏向资本的原因进行了实证探讨,发现国际贸易是中国技术进步偏向资本的主要因素,这是因为国际贸易使中国复制了发达国家的技术进步方向。此外,文中也指出,中国技术进步方向有偏的影响因素还包括资本深化、国有经济比重降低、研发投入和外商直接投资的增加。而随着环境问题越来越受重视,偏向性技术进步在理论上已经从最初的资本、劳动两种

要素扩展至资本、劳动和能源三种要素,但由于三要素的技术进步和技术进步方向难以测度以及能源数据缺失等原因,这方面的实证文献在总体上仍然偏少。Wang等(2014)基于中国投入—产出表对2002~2007年中国能源强度与偏向性技术进步的关系进行了实证探讨,发现中国偏向性技术进步取决于全要素生产率和能源强度的变化。景维民和张璐(2014)基于Acemoglu等(2012)的理论分析框架,从环境规制和对外开放的视角对中国工业绿色技术进步的影响因素进行了研究,发现在较好的国内研发环境中,进口对绿色技术进步具有推进作用,而出口则对绿色技术进步具有负面的影响。Greaker等(2018)研究发现,政府的环境政策对技术进步的方向具有很大的引导作用,因为它可以将研发投入从污染技术向清洁技术进行引导。

偏向性技术进步是目前学界研究的热点问题,现有研究可以从以下两个方面进行拓展:第一,在偏向性技术进步的测算上,标准化供给面系统法以CES函数为基础,其对要素替代弹性不变的假设本身违背了现实的规律,所以测算结果可能存在一定的偏差。随机前沿分析法虽然放宽了替代弹性不变的约束,但它需要对参数模型进行假设,而当参数模型构建不当时,技术进步偏向性的测算也会存在一定的偏差。而比较三种测算方法来看,数据包络分析法在测算技术进步偏向性中具有以下优势:一是不需要考虑要素替代弹性不变的问题,使得测算结果更符合实际;二是不需要构建特定的参数模型,避免了由于参数模型设定不准导致的测算结果偏差;三是可以对多投入、多产出的情形进行处理。然而,从现有文献来看,大部分文献多采用标准化系统面供给法和随机前沿分析方法,也有学者用DEA方法对Malmquist指数进行分解,但这些文献的Malmquist指数并不是非径向、非导向的基于松弛的DEA方法测算的,且并未考虑多产出(如环境污染产出)的问题。第二,在偏向性技术进步的影响因素方面,虽有少许文献从国际贸易、环境等角度形成了影响偏向性技术进步的理论基础,但由于对偏向性技术进步难以测算,所以研究影响偏向性技术进步的因素的文献仍然较少,虽也有学者实证检验了国际贸易、人口老龄化、国有企业等因素对偏向性技术进步的影响,但这些文献中,偏向性技术进步大多是基于劳动和资本两要素进行考虑的,并未将能源、环境因素考虑入内,也没有考虑多产出的情形。

针对现有文献的不足,本文做出如下改进:第一,采用非径向、非导向的基于松弛的DEA方法对1995~2011年中国31个工业行业的偏向性技术进步进行测算,并对其技术进步的要素偏向进行识别;第二,以偏向性技术进步理论和经验研究为基础,基于计量模型对影响中国工业行业偏向性技术进步的因素进行研究。为此,本文余下部分的安排如下:第二部分为对偏向性技术进步的测算方法及其要素偏向性的识别方法进行介绍;第三部分分析和总结中国工业行业偏向性技术进步及其要素偏向性的演变趋势和特征规律;第四部分为计量实证部分,旨在探讨影响偏向性技术进步的因素;第五部分为结论。

二、偏向性技术进步指数的测算与识别方法

本文通过构建非径向、非导向的基于松弛的方向距离函数(Tone, 2001),结合Färe等(1994)、Chung等(1997)的方法测算Malmquist-Luenberger指数,然后根据Färe等(1997)对Malmquist指数分解的方法,将Malmquist-Luenberger指数分解为效率变化指数、中性技术进步指数和偏向性技术进步指数。

1. 生产可能性集

本文将每一个工业行业视为生产决策单位(DMU),由此构造中国31个行业每一个时期

的生产最佳实践边界。假设每一个工业行业使用 N 种投入要素 $x = (x_1, \dots, x_N) \in \mathbb{R}_N^+$, 产生 M 种“好”产出 $y = (y_1, \dots, y_M) \in \mathbb{R}_M^+$ 和 I 种“坏”产出 $b = (b_1, \dots, b_I) \in \mathbb{R}_I^+$ 。设每个时期为 $t=1, 2, \dots, T$, 每个行业为 $k=1, 2, \dots, K$, 则 k 行业 t 时期的投入和产出值可表示为 $(x^{k,t}, y^{k,t}, b^{k,t})$ 。运用 DEA 方法可以将当期的生产可能性集表示如下:

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

式 (1) 中, λ_k^t 为每个横截面观察值的权重, 若 $\sum_{k=1}^K \lambda_k^t = 1$ 并且 $\lambda_k^t \geq 0$, 则表示生产技术为规模报酬可变 (VRS); 若 $\lambda_k^t \geq 0$, 则表示规模报酬不变 (CRS)。本文假设生产技术为规模报酬可变。

2. SBM 方向距离函数

借鉴 Fukuyama 和 Weber (2009) 的方法, 本文在 SBM 方向性距离函数中将 CO_2 排放考虑入内, 并将其定义为“坏”产出, 则 SBM 方向性距离函数表示为:

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

$$\text{s. t.} \left\{ \begin{array}{l} \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K \lambda_k^t x_{kn}^t + s_n^x = x_{kn}^t, \forall n \\ \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K \lambda_k^t y_{km}^t - s_m^y = y_{km}^t, \forall m \\ \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K \lambda_k^t b_{ki}^t + s_i^b = b_{ki}^t, \forall i \\ \sum_{k=1}^K \lambda_k^t = 1, \lambda_k^t \geq 0, \forall k \\ s_n^x \geq 0, \forall n; s_m^y \geq 0, \forall m; s_i^b \geq 0, \forall i \end{array} \right\} \quad (3)$$

其中, $x^{t,k}$ 、 $y^{t,k}$ 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 分别表示投入减少、“好”产出增加和“坏”产出减少的方向向量, 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, s_n^x 和 s_i^b 为正表示实际的投入和“坏”产出大于边界的投入和产出, s_m^y 为正则表示实际产出则小于边界的产出, 因此, s_n^x 、 s_m^y 和 s_i^b 分别表示投入过度、“好”产出不足和“坏”产出过多的量 (王兵等, 2010)。

3. Malmquist-Luenberger 指数

进一步地, 借鉴 Färe 等 (1994) 和 Chung 等 (1997) 的思路, 在 SBM 方向距离函数的基础上, 本文构建了 Malmquist-Luenberger 指数, 表达式为:

$$ML = \sqrt{\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)}{D^t(x^t, y^t, b^t; g)} \cdot \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)}{D^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g)}} = \sqrt{K^{t+1} \cdot K^t} \quad (4)$$

式中, K^{t+1} 为在 t 时期的技术条件下, 从 t 到 $t+1$ 时期的技术效率的变化指数; K^t 为在 $t+1$ 时期的技术条件下, 从 t 到 $t+1$ 时期的技术效率变化指数; ML 为 Malmquist-Luenberger 指数, 它是 K^{t+1} 和 K^t 的几何平均值。进一步地, ML 指数可以分解为效率变化指数 (EFFCH) 和技术变化指数 (TECH):

$$ML = EFFCH \times TECH \quad (5)$$

$$EFFCH = \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)}{D^t(x^t, y^t, b^t; g)} \quad (6)$$

$$TECH = \sqrt{\frac{D^t(x^t, y^t, b^t; g)}{D^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g)} \cdot \frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)}{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)}} \quad (7)$$

ML、EFFCH、TECH 指数大于 1 (小于 1) 分别表示 t 到 $t+1$ 时期全要素生产率、效率变化和技术变化增长 (下降), 三个指数等于 1 表示 t 到 $t+1$ 时期不变。

4. 偏向性技术进步指数 (BTECH)

为了度量技术进步的偏向性, 特别地, Färe 等 (1997) 在 Färe 等 (1994) 的基础上, 对 TECH 指数作了进一步的分解, 将技术进步指数分解为中性技术进步指数 (MTECH) 和偏向性技术进步指数 (BTECH)^①。为此, 借鉴 Färe 等 (1997) 的思路, 本文将 ML 指数中的技术进步指数作了进一步分解:

$$TECH = MTECH \times BTECH \quad (8)$$

$$MTECH = \frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)}{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)} \quad (9)$$

$$BTECH = \sqrt{\frac{D^t(x^t, y^t, b^t; g)}{D^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g)} \cdot \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)}{D^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g)}} \quad (10)$$

MTECH、BTECH 指数大于 1 (小于 1) 分别表示 t 到 $t+1$ 时期中性技术进步 (倒退) 和偏向性技术进步 (倒退), 两个指数等于 1 表示 t 到 $t+1$ 时期不变。特别地, 为了刻画偏向性技术进步 (倒退) 的偏向程度, 本文构建了技术变化偏离度 $\tau_{t,t+n}$:

$$\tau_{t,t+n} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=t}^{t+n} (BTECH_i - 1)^2} \quad n = 1, 2, \dots, N \quad (11)$$

$\tau_{t,t+n}$ 表示 t 到 $t+n$ 期的技术变化偏离度, 其值越大表示 t 到 $t+n$ 期技术变化的偏向性特征越明显。

5. 技术进步偏向的识别

BTECH 指数实际上度量的是偏向性技术进步对整体技术进步的影响, 从 BTECH 指数本身可以看出技术进步中偏向性技术进步的贡献率, 而 τ 是度量技术变化在要素之间偏离程度的指标, 两个指数并不能解决关于技术进步中的要素偏向问题。为此, Weber 和 Doma-

① 实际上, 根据方向距离函数的径向, Färe 等 (1997) 进一步将 BTECH 指数分解为产出偏向性技术进步指数 (OBTECH) 和投入偏向性技术进步指数 (IBTECH), 而由于本文设定的方向距离函数是非径向的, 所以没有将 BTECH 指数作进一步分解。

zlicky (1999) 提供了一种可行的识别技术进步要素偏向的方法, 其核心观点是用 t 到 $t+1$ 时期的要素投入比例的变化 (要素边际替代率的变化) 和 BTECH 指数的变化来判别技术进步的要 素偏向。

假设从 t 到 $t+1$ 时期发生了技术变动 (技术变动可以是技术进步和技术倒退), 存在两种投入要素 i 和 j 。BTECH <1 时, $\frac{i^{t+1}/j^{t+1}}{i^t/j^t} < 1$ 意味着偏向性技术倒退是由密集使用 i 导致的, $\frac{i^{t+1}/j^{t+1}}{i^t/j^t} > 1$ 意味着偏向性技术倒退是由密集使用 j 导致的; 而 BTECH >1 时, $\frac{i^{t+1}/j^{t+1}}{i^t/j^t} < 1$ 意味着偏向性技术进步是由密集使用 j 导致的, $\frac{i^{t+1}/j^{t+1}}{i^t/j^t} > 1$ 意味着偏向性技术倒退是由密集使用 i 导致的。当 BTECH $=1$ 时, 技术变动不偏向任何要素。

基于 Weber 和 Domazlicky (1999) 的思路, 本文构建了一个要素偏向指数 (π_{ij}) 来对技术变动在要素 i 和 j 中的偏向进行判定。

$$\pi_{ij} = \left(\frac{i^{t+1}/j^{t+1}}{i^t/j^t} - 1 \right) \times (BTECH - 1) \quad (12)$$

式中, $\frac{i^{t+1}/j^{t+1}}{i^t/j^t}$ 表示要素 i 和 j 从 t 到 $t+1$ 期边际替代率的变化率, BTECH 为偏向性技术变化指数。当 BTECH >1 时: $\pi_{ij} > 0$, 表示技术进步偏向于 i 要素, $\pi_{ij} < 0$ 表示技术进步偏向于 j 要素; 当 BTECH <1 时: $\pi_{ij} > 0$, 表示技术倒退偏向于 i 要素 (或技术进步偏向于 j 要素), $\pi_{ij} < 0$ 表示技术倒退偏向于 j 要素 (或技术进步偏向于 i 要素); 当 BTECH $=1$ 时, 不存在偏向性技术进步。

三、中国工业行业技术进步的偏向性特征分析

1. 数据来源

按照上述理论方法, 本文需要中国 31 个工业行业 1994~2011 年的“好”产出、“坏”产出以及生产投入要素的基础数据, 这些基础数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国能源统计年鉴》。本文对工业行业的“好”产出、“坏”产出以及生产投入要素进行如下界定:

(1) “好”产出。比较常用的“好”产出指标有国内生产总值、地区生产总值、工业增加值、工业总产值等。本文参考陈勇和李小平 (2006) 的做法, 采用各工业行业的不变价格 (以 1990 年为基期) 工业增加值 (IAV) 作为“好”产出指标。

(2) “坏”产出。学界对“坏”产出的选择没有严格的限定, 较为常用的“坏”产出有“三废”排放量 (Managi 和 Kaneko, 2004)、SO₂ 排放量 (涂正革, 2008)、SO₂ 排放量和化学需氧量 COD (王兵等, 2010)、CO₂ 排放量 (杨翔等, 2015)。基于数据的可获得性和中国碳减排的实际国情, 本文采用各行业历年 CO₂ 排放量作为“坏”产出。

(3) 投入要素。本文研究的投入要素有三种: 资本、劳动和能源。根据数据的可获得性和准确性, 劳动投入 (Labor) 选取各工业行业的全部职工年平均人数作为投入变量, 资本投入 (Capital) 选取各工业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 (Energy) 选取各工业行业的能源消耗总量 (换算为标准煤) 作为投入变量。

2. 中国工业行业 BTECH 指数

表 1 报告了 1995~2011 年中国 31 个工业行业历年的 ML 指数、TECH 指数和 BTECH

指数。本文发现：第一，从整体上看，中国工业行业的三类指数均呈增长的趋势。其中 ML 年均增长 4.5%，TECH 指数年均增长 6.4%，BTECH 指数年均增长 0.8%；技术进步对全要素生产率的贡献率达 142.22%，说明全要素生产率增长是由技术进步导致的，效率变化对全要素生产率的增長具有负向作用。偏向性技术进步对技术进步的贡献率为 12.50%，说明偏向性技术进步对技术进步的贡献率较低，中国工业行业的技术进步类型以中性技术进步为主。第二，从历年指数变化的趋势上看，全要素生产率的增长和技术进步的增长整体上呈下降的趋势，而这种趋势在分阶段层面上尤为明显。如“九五”期间（1996～2000 年）的 ML 指数和 TECH 指数基本维持在 1.1 的水平波动，而到“十五”期间（2001～2005 年）的 ML 指数和 TECH 指数则维持在 1.07 的水平波动，到“十一五”期间（2006～2010 年）的 ML 指数和 TECH 指数较小，甚至有些年份的数值小于 1。第三，偏向性技术进步在中国工业全要素生产率和技术进步中占据着越来越重要的地位。1995～1997 年，BTECH 值小于 1，说明这段时间偏向性技术变化阻碍了全要素生产率和技术进步的增长，而 1998 年以来，BTECH 值基本大于 1（2010 年除外），说明偏向性技术变化在 1998 年以后对全要素生产率和技术进步的增长具有明显的促进作用。第四，中国工业行业技术进步的偏向性特征不明显。技术变化偏离度均值为 0.008，其中最高为 2006 年的 0.039，最低为 1995 年的 0.003，说明中国工业行业技术进步的偏向性特征不明显，具有弱技术偏向性的特征。

表 1 中国工业偏向性技术进步指数

年份	ML	TECH	BTECH	τ	年份	ML	TECH	BTECH	τ
1995	0.860	0.873	0.997	0.003	2004	1.077	1.089	1.012	0.012
1996	1.108	1.097	0.978	0.022	2005	1.020	0.977	1.008	0.008
1997	1.098	1.174	0.985	0.015	2006	0.971	0.961	1.039	0.039
1998	1.108	1.46	1.025	0.025	2007	1.033	1.015	1.011	0.011
1999	1.131	1.077	1.031	0.031	2008	0.940	0.994	1.016	0.016
2000	1.135	1.146	1.007	0.007	2009	1.014	0.987	1.009	0.009
2001	1.062	1.055	1.007	0.007	2010	1.031	1.042	0.985	0.015
2002	1.080	1.074	1.004	0.004	2011	1.063	1.096	1.008	0.008
2003	1.076	1.078	1.020	0.020	平均	1.045	1.064	1.008	0.008

同时，本文还从 31 个工业行业的横截面数据进行了技术进步偏向性的分析，表 2 报告了 1994～2011 年中国 31 个工业行业在横截面上的 ML 指数、TECH 指数和 BTECH 指数。本文发现：第一，中国 31 个工业行业中，有 9 个行业的 BTECH 值小于 1，说明这些行业的技术进步偏向性不利于全要素生产率和技术进步的增长，其他 22 个行业的 BTECH 值均大于 1，也就是说，偏向性技术进步整体上有利于全要素生产率和技术进步的增长。第二，高技术类行业和相对干净类行业拥有较高的全要素生产率和技术进步增长率，中低技术类行业和相对污染类行业的全要素生产率和技术进步的增长率则相对较低。其中高技术类行业的年均全要素生产率和技术进步的增长率分别高达 13.5% 和 15.3%，远高于中低技术类行业的 1.6% 和 3.5%；相对干净类行业的年均全要素生产率和技术进步的增长率也有 6.5% 和 8.7%，均高于相对污染类行业的 1.4% 和 2.9%；而同为高技术类和相对干净类的行业中也具有更高的全要素生产率和技术进步的增长率，如化学原料及化学制品制造业、机械设备制造业和交通运输设备制造业这三个行业的增长率均高于平均水平，而另一个同为相对干净类和高技术行业的仪器仪表及文化、办公用机械制造业的生产率增长率也有

8.9%。第三,按污染程度不同划分的行业中,相对干净类行业的技术变化偏离度高于相对污染类行业,说明相对干净类行业的要素偏向性对技术进步的作用明显于相对污染类行业;按技术类型划分的行业中,中低技术类行业的技术变化偏离度高于高技术类行业,说明中低技术类行业的要素偏向性对技术进步的作用明显于高技术类行业。第四,从具体行业来看,家具制造业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业和文教体育用品制造业等相对干净类行业的技术变化偏离度较高,分别为0.105、0.092、0.086和0.079,远高于平均水平;饮料制造业、有色金属冶炼及压延加工业、造纸及纸制品业以及石油加工、炼焦及核燃料加工业等相对污染类行业的技术变化偏离度较低,均低于0.008的平均水平;高技术类行业中,化学原料及化学制品制造业,电气机械及器材制造业,仪器仪表及文化、办公用机械制造业,交通运输设备制造业以及机械设备制造业的技术进步偏离度相对较高,而医药制造业,化学纤维制造业,通信设备、计算机及其他电子设备制造业的技术变化偏离度相对较低。

表2 中国工业偏向性技术进步指数(分行业)^①

行业	ML	TECH	BTECH	τ	行业	ML	TECH	BTECH	τ
I1	1.008	1.023	1.005	0.005	I19	1.056	1.058	1.004	0.004
I2	1.000	1.060	1.001	0.001	I20	1.055	1.055	1.007	0.007
I3	0.840	0.920	0.973	0.027	I21	1.018	1.037	1.011	0.011
I4	0.917	0.915	1.092	0.092	I22	1.053	1.068	1.003	0.003
I5	0.897	0.874	0.914	0.086	I23	1.093	1.105	1.005	0.005
I6	1.109	1.159	1.009	0.009	I24	1.099	1.121	1.006	0.006
I7	1.060	1.057	1.002	0.002	I25	1.064	1.06	1.002	0.002
I8	1.061	1.061	1.033	0.033	I26	1.044	1.062	1.027	0.027
I9	1.071	1.181	0.975	0.025	I27	1.141	1.188	0.975	0.025
I10	0.994	1.062	0.983	0.017	I28	1.276	1.276	0.974	0.026
I11	0.990	1.010	1.019	0.019	I29	1.119	1.162	1.047	0.047
I12	1.040	1.029	1.014	0.014	I30	1.138	1.138	0.999	0.001
I13	0.962	0.962	1.105	0.105	I31	1.089	1.051	1.032	0.032
I14	1.079	1.060	0.999	0.001	C 平均	1.065	1.087	1.012	0.012
I15	1.038	1.007	1.039	0.039	P 平均	1.014	1.029	1.003	0.003
I16	0.989	0.989	1.079	0.079	H 平均	1.135	1.153	0.997	0.003
I17	0.982	1.035	1.000	0.000	M-L 平均	1.016	1.035	1.012	0.012
I18	1.225	1.326	0.940	0.060	平均	1.045	1.064	1.008	0.008

注:数值为1994~2011年各项指数的几何平均数。C平均、P平均、H平均和M-L平均分别表示相对干净类行业、相对污染类行业、高技术类行业和中低技术类行业的几何平均值,“平均”表示全部行业的几何平均值。I1、I2、…、I30、I31为中国31个工业行业的代码,各代码所对应的行业名称和分类备案。

3. 中国工业行业技术进步的要害偏向特征分析

基于要素偏向指数 π ,我们可以对中国工业技术进步的要害偏向性特征进行分析。前文中测算BTECH指数用到的投入要素有劳动、资本和能源,而 π 测度的是两种要素的偏向,

^① 借鉴杨翔等(2015)的思路,本文根据行业的污染程度,将中国31个工业行业划分为相对干净类行业和相对污染类行业,根据行业的技术类型,划分为高技术类行业和中低技术类行业。

所以本文需要测算三种要素偏向指数： π_{EK} 、 π_{EL} 和 π_{KL} ，分别代表技术进步在“能源—资本”“能源—劳动”和“资本—劳动”之间的偏向性。

表3报告了中国31个工业行业1995~2011年技术进步在劳动、资本和能源三要素中的偏向性情况。本文发现：第一，中国工业技术变化的要素偏向呈现“劳动—资本—能源—资本”的趋势，其中偏向性技术变化在1995~1997年是由密集使用劳动导致的、在1998~2000年是由密集使用资本导致的，在2001~2005年是由密集使用能源导致的，在2006~2011年是由密集使用资本导致的（其中2010年偏向于密集使用能源）。由于1995~1997年和2010年中国工业行业的BTECH值小于1，其他年份的BTECH值大于1，也就是说，中国工业行业技术进步存在偏向于密集使用资本和能源的特征。第二，从“资本—能源”两要素的技术变化偏向来看：偏向性技术倒退是由密集使用能源要素引起的（如1995~1997年），偏向性技术进步呈现由密集使用能源向资本偏转的趋势，尤其是2006~2011年技术进步基本上偏向于密集使用资本（2010年除外）。第三，从“能源—劳动”两要素的技术变化偏向来看：偏向性技术倒退是由密集使用劳动要素引起的，1998~2011年之间的偏向性技术进步基本上是由能源要素导致的（2008年和2010年除外）。第四，从“资本—劳动”两要素的技术变化偏向来看，偏向性技术倒退是由密集使用劳动要素引起的，1998~2011年之间的偏向性技术进步基本上是由资本要素导致的（2003年、2005年和2010年除外）。第五，中国工业技术进步的要害偏向具有明显的阶段性特征：从三要素的技术进步偏向来看，“九五”期间技术进步偏向属于由密集使用劳动向资本偏转阶段，“十五”期间技术进步明显偏向于密集使用能源，“十一五”期间技术进步再次偏向于密集使用资本；从“资本—能源”两要素的技术进步偏向来看，“九五”期间技术进步偏向由密集使用能源向资本偏转阶段，“十五”期间技术进步再次偏向于密集使用能源，“十一五”期间技术进步又转而偏向于密集使用资本；从“能源—劳动”两要素的技术进步偏向来看，“九五”期间技术进步偏向属于由密集使用劳动向能源偏转阶段，“十五”和“十一五”期间基本上偏向于密集使用能源；从“资本—劳动”两要素的技术进步偏向来看，“九五”期间技术进步偏向属于由密集使用劳动向资本偏转阶段，“十五”和“十一五”期间基本上偏向于密集使用资本。

表3 中国工业技术进步的要害偏向性

年份	BTECH	π_{EK}	π_{EL}	π_{KL}	Bias _{EK}	Bias _{EL}	Bias _{KL}	Bias-order
1995	0.99687	0.00005	-0.00036	-0.00041	E	L	L	LEK
1996	0.97808	0.00262	-0.00031	-0.00332	E	L	L	LEK
1997	0.98461	0.00162	-0.00047	-0.00235	E	L	L	LEK
1998	1.02489	-0.00140	0.00708	0.00898	K	E	K	KEL
1999	1.03123	-0.00065	0.00297	0.00370	K	E	K	KEL
2000	1.00687	-0.00002	0.00054	0.00056	K	E	K	KEL
2001	1.00658	0.00022	0.00058	0.00035	E	E	K	EKL
2002	1.00385	0.00020	0.00029	0.00008	E	E	K	EKL
2003	1.01955	0.00225	0.00198	-0.00025	E	E	L	ELK
2004	1.01187	0.00142	0.00150	0.00007	E	E	K	EKL
2005	1.00752	0.00037	0.00014	-0.00022	E	E	L	ELK
2006	1.03851	-0.00065	0.00117	0.00186	K	E	K	KEL
2007	1.01115	-0.00015	0.00024	0.00039	K	E	K	KEL

(续)

年份	BTECH	π_{EK}	π_{EL}	π_{KL}	Bias _{EK}	Bias _{EL}	Bias _{KL}	Bias-order
2008	1.01606	-0.00151	-0.00142	0.00010	K	L	K	KLE
2009	1.00947	-0.00076	0.00052	0.00140	K	E	K	KEL
2010	0.98545	0.00090	0.00024	-0.00071	E	E	L	ELK
2011	1.00832	-0.00030	0.00082	0.00117	K	E	K	KEL

注：Bias_{EK}为技术进步在能源和资本之间的偏向，Bias_{EL}为技术进步在能源和劳动之间的偏向，Bias_{KL}为技术进步在资本和劳动之间的偏向，Bias-order为技术进步在资本、劳动和能源三要素之间偏向的排序。E表示技术进步偏向于密集使用能源，K表示技术进步偏向于密集使用资本，L表示技术进步偏向于密集使用劳动；LEK表示技术进步在三要素中偏向的排序是“劳动—能源—资本”；KEL、EKL、ELK等以此类推。

进一步地，本文从31个工业行业的横截面数据上对中国工业技术进步的要素偏向性进行了分析，如表4所示。本文发现：第一，从三要素技术变化偏向性来看，BTECH值大于1的行业，其技术进步是由密集使用资本要素（文教体育用品制造业、石油加工、炼焦及核燃料加工业由密集使用能源要素）导致的，而BTECH值小于1的行业的技术进步均是由密集使用劳动要素引起的，说明偏向性技术进步是由密集使用资本（或能源）导致的，偏向性技术倒退是由密集使用劳动要素导致的。第二，从“资本—能源”两要素技术变化偏向性来看：有10个行业密集使用能源要素，其中有8个行业BTECH值小于1；有21个行业密集使用资本要素，其中有1个行业的BTECH值小于1。说明在“资本—能源”两要素中，密集使用能源要素倾向于阻碍偏向性技术进步，密集使用资本要素倾向于促进偏向性技术进步。第三，从“资本—能源”两要素技术变化偏向性来看：9个密集使用劳动要素的行业的BTECH值均小于1；22个行业密集使用资本要素的行业的BTECH值均大1。说明在“资本—劳动”两要素中，密集使用劳动要素会阻碍偏向性技术进步，密集使用资本要素会促进偏向性技术进步。第四，从“能源—劳动”两要素技术变化偏向性来看：9个密集使用劳动要素的行业的BTECH值均小于1；22个行业密集使用能源要素的行业的BTECH值均大1。说明在“资本—劳动”两要素中，密集使用劳动要素会阻碍偏向性技术进步，密集使用能源要素会促进偏向性技术进步。

表4 中国工业技术进步的要素偏向性（分行业）

行业	BTECH	π_{EK}	π_{EL}	π_{KL}	Bias _{EK}	Bias _{EL}	Bias _{KL}	Bias-order
I1	1.00451	-0.00003	0.00035	0.00038	K	E	K	KEL
I2	1.00081	-0.00005	0.00001	0.00006	K	E	K	KEL
I3	0.97337	0.00045	-0.00235	-0.00285	E	L	L	LEK
I4	1.09243	-0.00091	0.00733	0.00832	K	E	K	KEL
I5	0.91390	-0.00068	-0.00945	-0.00871	K	L	L	LKE
I6	1.00919	-0.00039	0.00022	0.00064	K	E	K	KEL
I7	1.00219	-0.00010	0.00006	0.00017	K	E	K	KEL
I8	1.03284	-0.00113	0.00158	0.00281	K	E	K	KEL
I9	0.97463	0.00017	-0.00186	-0.00205	E	L	L	LEK
I10	0.98280	0.00024	-0.00083	-0.00109	E	L	L	LEK

(续)

行业	BTECH	π_{EK}	π_{EL}	π_{KL}	Bias _{EK}	Bias _{EL}	Bias _{KL}	Bias-order
I11	1.01880	-0.00075	0.00001	0.00079	K	E	K	KEL
I12	1.01442	-0.00011	0.00111	0.00123	K	E	K	KEL
I13	1.10519	-0.00540	0.00093	0.00666	K	E	K	KEL
I14	0.99915	0.00004	-0.00005	-0.00010	E	L	L	LEK
I15	1.03936	-0.00093	0.00299	0.00401	K	E	K	KEL
I16	1.07862	0.00035	0.00483	0.00445	E	E	K	EKL
I17	1.00040	0.00000	0.00003	0.00003	E	E	K	EKL
I18	0.93973	0.00212	-0.00349	-0.00582	E	L	L	LEK
I19	1.00385	-0.00024	0.00006	0.00031	K	E	K	KEL
I20	1.00741	-0.00007	0.00033	0.00040	K	E	K	KEL
I21	1.01124	-0.00041	0.00062	0.00107	K	E	K	KEL
I22	1.00287	-0.00003	0.00014	0.00017	K	E	K	KEL
I23	1.00472	-0.00008	0.00046	0.00054	K	E	K	KEL
I24	1.00634	-0.00004	0.00061	0.00065	K	E	K	KEL
I25	1.00232	-0.00002	0.00017	0.00019	K	E	K	KEL
I26	1.02699	-0.00025	0.00227	0.00255	K	E	K	KEL
I27	0.97482	0.00066	-0.00135	-0.00206	E	L	L	LEK
I28	0.97399	0.00090	-0.00133	-0.00231	E	L	L	LEK
I29	1.04691	-0.00102	0.00245	0.00354	K	E	K	KEL
I30	0.99973	0.00000	-0.00001	-0.00001	E	L	L	LEK
I31	1.03179	-0.00098	0.00115	0.00219	K	E	K	KEL

四、中国工业偏向性技术进步的影响因素分析

1. 模型设定

基于已有的理论基础和实证经验,本文构建以下计量模型来探寻影响中国工业偏向性技术进步的根源:

$$\ln BTECH_{i,t} = \alpha + \beta_0 \ln Trade_{i,t} + \beta_1 \ln GZ_{i,t} + \beta_2 \ln ES_{i,t} + \beta_3 \ln RD_{i,t} + \beta_4 \ln RS_{i,t} + \beta_5 \ln OS_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中, i 为行业, t 为时间,BTECH代表中国工业行业偏向性技术进步, η , μ , ε 分别表示反映各工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,各解释变量的定义如下:

(1) 贸易依存度(Trade)。学界关于国际贸易对偏向性技术进步的影响在理论和实证上均有过大量研究,本文用贸易依存度作为其代理变量进行分析,以各行业“进出口总额与工业总产值的比重”作为度量指标。

(2) 环境规制强度(GZ)。波特假说认为,合适的环境规制能激发“创新补偿”效应,并促进企业生产率和竞争力的提高。而在考虑能源投入和环境污染的偏向性技术进步中,适当的环境规制可以有效地激发企业在生产活动中更少地使用资源环境要素,促进技术进步偏

向于节约能源。本文以各行业“废水、废气设施运行费用与工业增加值的比值”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(姚洋和章奇,2001)。企业规模的大小能否通过影响偏向性技术进步来促进企业生产效率的提升?这是有待验证的一个问题。Antonelli 和 Scellato (2015) 发现,企业规模的大小与偏向性技术进步具有正相关性。本文以各行业“规模以上企业总产值与行业规模以上工业企业数之比”作为企业规模的度量指标。

(4) 研发强度 (RD)。企业获取技术进步有两个重要的渠道:企业内部研发与外部技术溢出。偏向性技术进步是技术进步的组成部分,企业能否通过加大内部研发的投入来促进偏向性技术进步,进而推动整体技术的进步?这也是值得本文研究的一个问题。本文以各行业“内部科研投入与行业工业总产值的比值”作为研发强度的度量指标。

(5) 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,工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_2 的排放。由于能源消费结构的优化促使 CO_2 得以减排,在考虑碳排放约束的偏向性技术进步中,能源消费结构的优化对偏向性技术进步应当具有积极的促进作用。本文以各行业“天然气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。

(6) 国有经济比重 (OS)。国有经济是中国计划经济时代的产物,中国国有企业普遍存在产权残缺、产权模糊不清和预算软约束的问题,这些问题容易导致企业激励、监督和约束机制的失效,并导致生产效率的低下(林毅夫和李志赞,2004)。最新的经验研究表明,国有企业对环境偏向性技术进步具有一定的影响(Song 和 Wang, 2016)。本文以各行业“国有及国有控股企业的工业总产值占工业总产值的比重”作为国有经济比重的代理变量。

表 5 模型回归变量的描述性统计情况^①

变量	变量含义	样本	均值	标准差	最小值	最大值
lnBTECH	偏向性技术进步的对数	434	0.0128	0.0910	-0.5103	0.8229
lnTrade	贸易依存度的对数	434	-1.2464	1.1948	-5.1763	1.2782
lnGZ	环境规制强度的对数	279	-4.9048	1.5499	-7.8067	-1.2166
lnRD	研发强度的对数	434	-6.8533	1.4793	-10.0313	-2.1883
lnES	企业规模的对数	434	-0.7281	0.9557	-2.3881	3.1338
lnRS	能源消费结构的对数	434	-1.3739	0.7165	-3.7664	0.1344
lnOS	国有经济比重的对数	434	-1.7040	1.1760	-5.8158	0.0105

2. 数据来源与处理

本文各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 31 个工业行业进行归类,并根据年份将每一工业行业所拥有商品的贸易流量按照进口贸易、出口贸易以及进出口贸易进行汇总,其结果便是每一工业行业每一年份的进口总额、出口总额和进出口总额,最后将其与相对应的工业总产值相除即可得每一工业行业每一年份的进口依存度、出口依存度和贸易依存度。由于联合国 COMTRADE 数据库的原始贸易数据均是以美元为

^① 根据数据的可获得性,环境规制强度的样本区间为 2003~2011 年,其他变量的样本区间为 1998~2011 年。

单位,本文以相应年份的人民币对美元的平均汇率将此数据转换成人民币价,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。环境规制强度、企业规模、研发强度、能源消费结构和国有经济比重等变量的数据均来源于《中国工业经济统计年鉴》《中国环境统计年鉴》和《中国能源统计年鉴》,并经测算而得。其中,企业规模、研发强度和国有经济比重中涉及的工业总产值,本文均以1990年为基期进行价格指数平减,能源消费结构中的天然气消耗量和能源消耗总量均换算成以标准煤为单位。在估计方法的选择上,本文运用基于Hausman检验的Panel Data估计方法对模型进行估计。

3. 实证结果分析

表6报告了基于Hausman检验的Panel Data估计方法的估计结果。模型(1)~模型(2)为总体样本的回归结果,模型(3)~模型(4)为相对干净类行业样本的回归结果,模型(5)~模型(6)为相对污染类行业样本的回归结果,模型(7)~模型(8)为中低技术类行业样本的回归结果,模型(9)~模型(10)为高技术类行业样本的回归结果。

总体样本回归结果显示:贸易依存度对偏向性技术进步的影响显著为正,回归结果与预期相符,说明贸易开放水平的提高对偏向性技术进步具有积极的促进作用,这可能与国际贸易的技术转移和扩散有关;研发强度变量的系数显著为正,这体现偏向性技术进步的技术效应,说明研发强度的加大推动了中国工业行业整体的偏向性技术进步;企业规模变量的系数显著为正,说明偏向性技术进步具有规模效应,规模越大的企业越能促进偏向性技术的进步,其结果与Antonelli和Scellato(2015)相似;能源消费结构的系数显著为正,说明天然气消耗比重的上升(能源消费结构优化)对偏向性技术进步具有显著的促进作用;国有经济比重的系数显著为正,说明工业行业国有经济比重的加大对偏向性技术进步具有促进作用,这可能与国有企业自身规模经济和较多的生产技术创新投入有关,研究结论与Song和Wang(2016)一致;环境规制强度的系数显著为负,说明环境规制强度的加大阻碍了偏向性技术进步,这是由于政府的环境规制增加了企业的污染治理成本,企业可能会从生产技术创新投入中抽出部分资金用于污染治理,由此造成企业研发力度降低并阻碍了生产技术进步(张成等,2011)。

分类样本回归结果显示:贸易依存度对各种分类行业的偏向性技术进步的影响均显著为正,但影响程度不一,其中贸易依存度对相对干净类行业的影响稍大于相对污染类行业,对高技术类行业的影响则远大于中低技术类行业,说明高技术类行业和相对干净类行业的贸易往来对偏向性技术进步的推动作用更大;研发强度对各种分类行业的偏向性技术进步的影响均显著为正,其中研发强度对相对干净类行业的影响稍大于相对污染类行业,对高技术类行业的影响则远大于中低技术类行业,说明对高技术类行业和相对干净类行业研发投入的加大更容易获取偏向性技术进步;企业规模对相对污染类行业和中低技术类行业的影响显著为正,对相对干净类行业和高技术类行业的影响为负但不显著,说明在相对干净类行业和高技术类行业中,大企业并不意味着具有更多的偏向性技术进步,而在相对污染类行业和高技术类行业中,企业规模的扩大有利于其偏向性技术进步的获取;能源消费结构对相对干净类行业和高技术类行业的影响显著为正,说明能源消费结构的优化对这两类行业的偏向性技术进步的推动更有效;国有经济比重对中低技术类行业的影响显著为正,对高技术类行业的影响不显著,说明中低技术类行业国有经济比重的加大对其偏向性技术进步的推动作用更有效。环境规制强度对相对污染类行业和中低技术类行业的影响显著为负,说明这两类行业对环境规制的敏感度更高,这可能与这两类行业本身面临着较高的污染治理成本有关。

表 6
模型回归结果

解释变量	(1) lnBTECH	(2) lnBTECH	(3) lnBTECH	(4) lnBTECH	(5) lnBTECH	(6) lnBTECH	(7) lnBTECH	(8) lnBTECH	(9) lnBTECH	(10) lnBTECH
lnTrade	0.115*** (5.43)	0.183*** (5.00)	0.181*** (5.47)	0.203*** (4.29)	0.102*** (2.97)	0.179** (2.61)	0.102*** (4.70)	0.185*** (4.45)	0.475*** (6.57)	0.409*** (3.73)
lnRD	0.081*** (6.44)	0.150*** (6.62)	0.127*** (6.13)	0.176*** (5.50)	0.067*** (3.49)	0.154*** (4.07)	0.062*** (5.16)	0.141*** (5.63)	0.373*** (7.12)	0.347*** (4.48)
lnES	0.030*** (2.00)	0.033 (1.37)	-0.011 (-0.60)	-0.005 (-0.21)	0.080*** (2.97)	0.053 (1.03)	0.053*** (3.40)	0.059** (2.05)	-0.004 (-0.10)	-0.003 (-0.06)
lnRS	0.042*** (2.09)	0.060** (2.09)	0.019 (0.87)	0.045* (1.83)	0.059 (1.30)	0.085 (1.29)	0.034 (1.44)	0.026 (0.72)	0.053 (1.44)	0.091** (2.31)
lnOS	0.025** (2.13)	0.040* (1.68)	0.014 (1.11)	0.046** (2.24)	0.057* (1.87)	0.050 (0.75)	0.033*** (2.74)	0.048* (1.69)	0.035 (0.99)	0.046 (1.15)
lnGZ		-0.032** (-2.29)		-0.004 (-0.40)		-0.124*** (-3.00)		-0.038** (-2.28)		-0.019 (-0.83)
C	0.836*** (6.71)	1.295*** (6.00)	1.123*** (5.71)	1.581*** (5.43)	0.945*** (9.08)	1.038*** (2.83)	0.715*** (5.89)	1.195*** (5.10)	3.408*** (6.66)	3.125*** (4.27)
R ²	0.105	0.190	0.160	0.232	0.132	0.267	0.111	0.191	0.392	0.438
F 或 Wald	9.377 [0.000]	9.491 [0.000]	9.195 [0.000]	7.354 [0.000]	4.585 [0.000]	5.455 [0.000]	7.356 [0.000]	7.022 [0.000]	12.789 [0.000]	7.519 [0.000]
Hausman Test	18.29 [0.000]	32.87 [0.000]	30.97 [0.000]	36.27 [0.000]	20.44 [0.001]	11.87 [0.065]	11.41 [0.044]	21.41 [0.002]	60.18 [0.000]	36.16 [0.000]
模型	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
样本量	434	279	266	171	168	108	322	207	112	72

注: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。

五、结 论

本文采取非径向、非导向的基于松弛的 DEA 方法对 1995~2011 年中国 31 个工业行业的偏向性技术进步及其要素偏向性进行了测算和识别,并以偏向性技术进步理论和经验研究为基础,对影响中国工业行业偏向性技术进步的因素进行研究。本文的实证研究得到以下结论:第一,中国工业技术进步类型以中性技术进步为主,技术进步指数年均增长 6.4%,偏向性技术进步指数年均增长 0.8%,偏向性技术进步对技术进步的贡献率仅为 12.50%。第二,中国工业技术变化偏离度均值为 0.008,说明中国工业行业技术进步的偏向性特征不明显,具有弱技术偏向性的特征。第三,中国工业技术进步的要害偏向呈现“劳动—资本—能源—资本”的趋势,技术进步在“资本—能源”和“资本—劳动”之间偏向于密集使用资本,在“能源—劳动”之间偏向于密集使用能源,说明中国工业技术进步整体上呈现偏向于密集使用资本和能源的特征。第四,中国工业技术进步的要害偏向具有明显的阶段性特征:“九五”时期为技术进步偏向由密集使用劳动向资本偏转阶段,“十五”时期技术进步明显偏向于密集使用能源,“十一五”时期技术进步再次偏向于密集使用资本。第五,贸易开放水平的提高、研发强度的加大、企业规模的扩大、能源消费结构的优化、国有经济比重的加大均能有效地促进中国工业的偏向性技术进步,而环境规制强度的增强则会对偏向性技术进步产生一定的阻碍作用。

为实现中国工业绿色增长转型,需要在以下几个方面进行努力:一是继续扩大开放,实现互利共赢。积极有效地消除贸易壁垒,加强与发达国家之间的技术合作,最大限度地吸收先进生产技术和经营理念。在贸易行业结构上,要鼓励高技术类行业和相对干净类行业的贸易;在贸易产品结构上,推动出口产品的低碳化,加大高技术附加值产品的进口。二是加大研发投入,鼓励技术创新。R&D 投入是企业生产技术提升的核心来源,也是推动中国工业获取偏向性技术进步的重要途径。在环境约束的生产环境中,政府不仅要鼓励企业对核心技术的培育和生产技术的创新,而且要引导其绿色生产,尽可能做到生产清洁化。三是扩大企业规模,形成规模经济。偏向性技术进步具有规模效应,无论是整体工业或是分类行业,企业规模的扩张均能促进偏向性技术进步。这就要求中国工业要以获取规模经济为目的,科学、合理地整合行业资源,扩大企业规模,加快形成产业集聚。四是优化能源结构,实现绿色生产。加大对清洁能源的开发和利用,合理运用财政税收和转移支付功能,增加高排放高污染能源的消费税,对使用清洁能源的企业给予适量补贴,逐步减少煤炭等高污染高排放能源在生产生活中的消耗,实现清洁化生产。五是激发国企活力,提高生产效率。由于国有经济的特殊性,国有企业通常具有较多的研发资本,并较为容易获取规模效应,因此,国有经济对偏向性技术进步表现为促进作用。然而对于中国国有企业普遍存在的体制机制问题,必须进行全面深化改革,以此激发企业活力,实现生产效率最大化。

参 考 文 献

- [1] Acemoglu D., 1998, *Why Do New Technologies Complement Skills? Directed Technical Change and Wage Inequality* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 113 (4), 1055~1089.
- [2] Acemoglu D., 2002, *Directed Technical Change* [J], *Review of Economic Studies*, 69 (4), 781~809.

-
- [3] Acemoglu D. , 2007, *Equilibrium Bias of Technology* [J], *Econometrica*, 75 (5), 1371~1409.
- [4] Acemoglu D. , Aghion P. , Bursztyrn L. , Hemous D. , 2012, *The Environment and Directed Techni- cal Change* [J], *American Economic Review*, 102 (1), 131~166.
- [5] Antonelli C. , Scellato G. , 2015, *Firms Size and Directed Technological Change* [J], *Small Busi- ness Economics*, 44 (1), 207~218.
- [6] Barros, C. P. , Mangi, S. , Yoshida, Y. , 2010. *Productivity Growth and Biased Technological Change in Japanese Airports* [J], *Transport Policy*, 17 (4), 259~265.
- [7] Caves D. W. , Christensen L. R. , Diewert W. E. , 1982, *Multilateral Comparisons of Output , In- put, and Productivity Using Superlative Index Numbers* [J], *Economic Journal*, 92 (365), 73~86.
- [8] Chen P. C. , Yu M. M. , 2014, *Total Factor Productivity Growth and Directions of Technical Change Bias: Evidence from 99 OECD and Non-OECD Countries* [J], *Annals of Operations Research*, 214 (1), 143~165.
- [9] Chung Y. H. , Färe R. , Grosskopf S. , 1997, *Productivity and Undesirable Outputs: A Direction- al Distance Function Approach* [J], *Journal of Environmental Management*, 51 (3), 229~240.
- [10] David P. A. , Klundert T. , 1965, *Biased Efficiency Growth and Capital-labor Substitution in the US, 1899~1960* [J], *American Economic Review*, 55 (3), 357~394.
- [11] Färe R. , Grosskopf S. , Norris M. , Zhang Z. , 1994, *Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries* [J], *American Economic Review*, 84 (1), 66~83.
- [12] Färe R. , Grifell-Tatjé E. , Grosskopf S. , Lovell C. A. K. , 1997, *Biased Technical Change and the Malmquist Productivity Index* [J], *Scandinavian Journal of Economics*, 99 (1), 119~127.
- [13] Fukuyama H. , Weber W. L. , 2009, *A Directional Slacks-based Measure of Technical Ineffi- ciency* [J], *Socio-Economic Planning Science*, 43 (4), 274~287.
- [14] Greaker M. , Heggedal T. R. , Rosendahl K. E. , 2018, *Environmental Policy and the Direction of Technical Change* [J], *Scandinavian Journal of Economics*, 120 (4), 1100~1138.
- [15] Hémous D. , 2016, *The Dynamic Impact of Unilateral Environmental Policies* [J], *Journal of In- ternational Economics*, 103, 80~95.
- [16] Hicks J. R. , 1932, *The Theory of Wages* [M], Macmillan.
- [17] Karanfil F. , Yeddir-Tamsamani Y. , 2010, *Is Technological Change Biased Toward Energy? A Multi-sectoral Analysis for the French Economy* [J], *Energy Policy*, 38 (4), 1842~1850.
- [18] Kennedy C. , 1964, *Induced Bias in Innovation and the Theory of Distribution* [J], *Economic Journal*, 74 (295), 541~547.
- [19] Klump R. , Mcadam P. , Willman A. , 2007, *Factor Substitution and Factor-Augmenting Techni- cal Progress in the United States: A Normalized Supply-Side System Approach* [J], *Review of Economics and Statistics*, 89 (1), 183~192.
- [20] Klump R. , Mcadam P. , Willman A. , 2008, *Unwrapping Some Euro Area Growth Puzzles: Fac- tor Substitution, Productivity and Unemployment* [J], *Journal of Macroeconomics*, 30 (2), 645~666.
- [21] Lawrence R. Z. , 1996, *North-South Trade, Employment, and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-Driven World by Adrian Wood* [J], *ILR Review*, 49 (3), 567~569.
- [22] Li J. , Stewart K. G. , 2014, *Factor Substitution, Factor-augmenting Technical Progress, and Trending Factor Shares: the Canadian Evidence* [R], Department of Economics, University of Victoria, E- conometrics Working Papers, EWP1403.
- [23] Managi S. , Kaneko S. , 2004, *Environmental Productivity in China* [J], *Economics Bulletin*, 17 (2), 1~10.
- [24] Samuelson P. A. , 1965, *A Theory of Induced Innovation along Kennedy-Weisäcker Lines* [J], *Review of Economics and Statistics*, 47 (4), 343~356.
- [25] Sanstad A. H. , Roy J. , Sathaye J. A. , 2006, *Estimating Energy-augmenting Technological*

Change in Developing Country Industries [J], *Energy Economics*, 28 (5~6), 720~729.

[26] Sato R., Morita T., 2009, *Quantity or Quality: The Impact of Labour Saving Innovation on US and Japanese Growth Rates, 1960~2004* [J], *Japanese Economic Review*, 60 (4), 407~434.

[27] Shao S., Luan R., Yang Z., Li C., 2016, *Does Directed Technological Change Get Greener: Empirical Evidence from Shanghai's Industrial Green Development Transformation* [J], *Ecological Indicators*, 69, 758~770.

[28] Song M., Wang S., 2016, *Can Employment Structure Promote Environment-biased Technical Progress?* [J], *Technological Forecasting and Social Change*, 112, 285~292.

[29] Tone K., 2001, *A Slacks-based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis* [J], *European Journal of Operation Research*, 130 (3), 498~509.

[30] Wang C., Liao H., Pan S. Y., Zhao L., Wei Y., 2014, *The Fluctuations of China's Energy Intensity: Biased Technical Change* [J], *Applied Energy*, 135, 407~414.

[31] Weber W. L., Domazlicky B. R., 1999, *Total Factor Productivity Growth in Manufacturing: a Regional Approach Using Linear Programming* [J], *Regional Science & Urban Economics*, 29 (1), 105~122.

[32] Zha D., Kavuri A. S., Si S., 2017, *Energy Biased Technology Change: Focused on Chinese Energy-Intensive Industries* [J], *Applied Energy*, 190 (C), 1081~1089.

[33] 陈欢、王燕:《国际贸易与中国技术进步方向——基于制造业行业的经验研究》[J],《经济评论》2015年第3期。

[34] 陈勇、李小平:《中国工业行业的面板数据构造及资本深化评估:1985~2003》[J],《数量经济技术经济研究》2006年第10期。

[35] 戴天仕、徐现祥:《中国的技术进步方向》[J],《世界经济》2010年第11期。

[36] 封永刚、蒋雨彤、彭珏:《中国经济增长动力分解:有偏技术进步与要素投入增长》[J],《数量经济技术经济研究》2017年第9期。

[37] 何小钢、王自力:《能源偏向型技术进步与绿色增长转型——基于中国33个行业的实证考察》[J],《中国工业经济》2015年第2期。

[38] 黄红梅、石柱鲜:《技术进步偏向、周期波动分解与产业结构分析》[J],《财贸研究》2014年第1期。

[39] 景维民、张璐:《环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步》[J],《经济研究》2014年第9期。

[40] 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年第2期。

[41] 林毅夫、李志赞:《政策性负担、道德风险与预算软约束》[J],《经济研究》2004年第2期。

[42] 刘慧慧、雷钦礼:《中国能源增强型技术进步率及要素替代弹性的测算》[J],《统计研究》2016年第2期。

[43] 潘士远:《贸易自由化、有偏的学习效应与发展中国家的工资差异》[J],《经济研究》2007年第6期。

[44] 潘士远:《最优专利制度、技术进步方向与工资不平等》[J],《经济研究》2008年第1期。

[45] 宋冬林、王林辉、董直庆:《技能偏向型技术进步存在吗?——来自中国的经验证据》[J],《经济研究》2010年第5期。

[46] 涂正革:《环境、资源与工业增长的协调性》[J],《经济研究》2008年第2期。

[47] 王班班、齐绍洲:《有偏技术进步、要素替代与中国工业能源强度》[J],《经济研究》2014年第2期。

[48] 王班班、齐绍洲:《中国工业技术进步的偏向是否节约能源》[J],《中国人口·资源与环境》2015年第7期。

[49] 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年第5期。

- [50] 王林辉、袁礼：《要素结构变迁对要素生产率的影响——技术进步偏态的视角》[J]，《财经研究》2012年第11期。
- [51] 杨继生、徐娟、吴相俊：《经济增长与环境和社会健康成本》[J]，《经济研究》2013年第12期。
- [52] 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年第12期。
- [53] 杨振兵、邵帅、杨莉莉：《中国绿色工业变革的最优路径选择——基于技术进步要素偏向视角的经验考察》[J]，《经济学动态》2016年第1期。
- [54] 姚洋、章奇：《中国工业企业技术效率分析》[J]，《经济研究》2001年第10期。
- [55] 殷德生、唐海燕：《技能型技术进步、南北贸易与工资不平衡》[J]，《经济研究》2006年第5期。
- [56] 张成、陆旸、郭路、于同申：《环境规制强度和和生产技术进步》[J]，《经济研究》2011年第2期。
- [57] 张莉、李捷瑜、徐现祥：《国际贸易、偏向型技术进步与要素收入分配》[J]，《经济学（季刊）》2012年第2期。
- [58] 张月玲、叶阿忠：《中国的技术进步方向与技术选择——基于要素替代弹性分析的经验研究》[J]，《产业经济研究》2014年第1期。

Study on the Evolution Trend and Influencing Factors of China's Industrial Directed Technical Change

Yang Xiang¹ Li Xiaoping² Zhong Chunping¹

(1. National Academy of Economic Strategy, CASS;

2. School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law)

Research Objectives: This paper is to analyze the influencing factors of China's industrial directed technical change. **Research Methods:** We use a Non-radial and non-oriented DEA method that is based on Slack-based measure, and then decompose the technical change index which considering energy input and environmental pollution. **Research Findings:** The technological progress in China's industrial is mainly neutral and the contribution rate of directed technical change to technological progress is low but increasingly important. The factor bias of China's industrial technological progress is towards intensive use of capital and energy in the overall. The improvement of the level of trade opening, the intensification of research and development, the expansion of enterprise scale, the optimization of energy consumption structure and the increase of the proportion of the state-owned economy can effectively promote the directed technical change. **Research Innovations:** In this paper, we have improved the measurement method of directed technical change. **Research Value:** Based on the scientific research method, we explore the key Influencing factors of directed technical change that may provide a useful reference for China's economic green transformation.

Key Words: Directed Technical Change; Green Growth Transformation; BTECH Index; Data Envelopment Analysis

JEL Classification: O33; Q55

(责任编辑：陈星星)