

◆杨文举¹
Wen-ju Yang

基于索洛扩展模型的中国地区工业绿色 经济增长核算：2003—2011 年

Green Growth Accounting of China's Regional Industry Based on an Extended Solow Growth Model:2003—2011

摘 要：结合完全竞争和规模报酬不变的双重假设，将原材料、环境变量与资本和劳动力一起引入工业总产出生产函数，扩展了传统的索洛增长核算模型，将总产出增长率分解为投入要素积累（包括原材料、资本和劳动力）、绿色全要素生产率增长和环境投入变化等源泉。中国大陆 31 个省份工业的经验分析表明：是否引入环境变量对经济增长核算结果具有显著影响，而且环境变量的产出弹性系数为负数；各种投入（含环境投入）的增长贡献率大小不同且省际差异较大，但是省份工业增长中最主要的源泉都是原材料投入，其次是资本投入和全要素生产率进步。为促进中国工业经济科学发展，我们还有巨大的发展空间，即通过大幅提升绿色全要素生产率水平来促进节能减排和绿色经济增长。

关键词：索洛扩展模型，绿色经济增长核算，绿色全要素生产率，工业

中图分类号：F222.31 **文献标识码：**A

一、引言

学术界对经济增长及其源泉的探讨由来已久，至少可以回溯至 18 世纪亚当·斯密关于国民财富的决定因素探讨。20 世纪中叶以 Solow（1957）为代表的新古典经济增长模型构造了一个较为完整的分析框架，将经济增长的源泉归结为劳动力、资本等投入要素积累和“索洛余值”式的全要素生产

¹作者简介：杨文举，教育部人文社会科学重点研究基地重庆工商大学长江上游经济研究中心副主任，邮政编码：400067。

率进步两大类。随后,以 Denison (1961; 1979)、Jorgenson(1967; 1981)、OECD (2001) 等为代表的一些研究将这种基于新古典经济增长理论的经济增长核算研究推向了高潮。在这种传统的新古典经济增长核算中,污染排放等非期望产出和部分原材料等中间投入并没有纳入分析框架。然而,众多国家(或地区)的经济增长历程表明,污染物排放等环境压力是经济增长中不可避免的事实,它们是经济增长的代价或成本之一。根据可持续发展理论,忽视经济增长对环境的负面影响是不可取的,这种以损害后代人的福利水平来追逐当前的经济快速增长会降低经济增长的长期绩效。显然,这为资源、环境双重约束下合理评估经济增长绩效及其源泉的理论及方法提出了新的要求。近年来,国内外一些研究在经济增长核算分析中,尝试性地将环境变量和资源变量与资本、劳动力等一起纳入了基于索洛扩展模型的经济增长核算框架,陈诗一(2009)、杨文举(2011)、杨文举和龙睿赟(2012)等称之为绿色经济增长核算。这种绿色经济增长核算研究不仅有助于更加真实地识别经济增长的源泉,而且还有助于经济发展中的相关决策制定,特别是对我国当前及今后在转变经济发展方式中的路径选择具有极大的现实意义。

基于索洛扩展模型的绿色经济增长核算研究,以早期基于索洛模型的新古典经济增长核算模型为基础,将环境变量作为一种投入成本(它们代表经济活动对环境资源的消耗)引入总量生产函数,进而将经济增长的源泉分解为全要素生产率变化(索洛余值)和各种投入增加(包括劳动力、资本、环境、中间投入品或能源、土地等)两大类源泉。迄今为止,国内外已有一些研究从下述两大思路出发对这种基于索洛扩展模型的绿色经济增长核算进行了尝试性的经验研究,它们对本文的后续研究具有较强的借鉴意义,下面对此进行简要的综述。

一是从修正传统的产出变量出发,将环境变量等引入新古典经济增长核算分析框架的绿色经济增长核算研究,如 Nanere et al.(2007)、薛建良和李秉龙(2011)等。其中, Nanere et al.(2007)借鉴 Repetto et al. (1996; 1997) 提出的方法,即通过环境变量为代表的非期望产出与期望产出加权求和来修正传统的期望产出后(其中非期望产出的权重采用负的影子价格),将劳动力、资本、原材料一起引入总量生产函数,进而得出一个环境修正后的全要素生产率计算模型。从该模型中很容易将绿色经济增长源泉分解为绿色全要素生产率变化和要素投入累积(包括原材料、劳动力和资本等)两大类,但该研究因关注点不在于经济增长核算而未对此进行明确阐述和相应的经验分析,而只是将该模型应用于澳大利亚农业生产率的经验测度。薛建良和李秉龙(2011)亦借鉴 Repetto et al. (1996; 1997) 的思路,运用 Nanere et al.(2007)提出的模型对中国农业 1990-2008 年间的绿色全要素生产率进行了经验分析,并分别探讨了 1990-1999、2000-2008 及整个期间内绿色全要素生产率与投入积累对产出增长的相对贡献。这些研究结论都表明,通过环境修正后的全要素生产率与传统的全要素生产率在数值上都存在或多或少的差异,而且不同的环境价值损失评估方法或环境破坏成本会影响环境修正的全要素生产率测度结果。显然,引入环境变量对经济增长核算结果是有影响的,而且在模型的回归分析结果中可以从统计学角度进行可信度分析,这对于更加合理地评估经济增长

源泉的相对贡献并据此探讨与之相关的经济发展决策具有十分重要的意义。但是,由于各种环境变量在市场上没有明确的价格信息,从而该思路下的绿色经济增长核算对合理评估环境破坏成本或环境变量的影子价格存在较高的要求。另外,由于新古典经济增长理论忽视了无效率的存在性,从而该思路下难以将技术效率变化从全要素生产率变化中进行有效分离。

二是将各种环境破坏视为投入变量并引入新古典总量生产函数,并据此来进行的绿色经济增长核算研究,如 Qi (2005)、Elsadig (2007; 2012)、陈诗一 (2009)、罗岚 (2012)、郭辉和董晔 (2012) 等。其中, Qi (2005) 将能源使用量、二氧化碳排放量和水污染引入该核算框架,对 174 个国家 198-2000 年进行了绿色经济增长核算,将经济增长的源泉细分为全要素生产率变化和包括劳动力、资本、能源和环境资源在内的各种投入数量增加。Elsadig (2007) 和 Elsadig (2012) 分别将中间投入品、生化需氧量 (BOD) 和二氧化碳排放量与资本和劳动力一起引入总量生产函数,对马来西亚的制造业、东亚和东南亚的 8 个国家进行了绿色经济增长核算。陈诗一 (2009) 将能源消耗量、二氧化碳排放量作为投入变量分别引入一个超越对数生产函数和 C-D 生产函数,对我国工业 38 个二位数行业 (1980-2006 年) 进行了绿色经济增长核算。罗岚 (2012)、郭辉和董晔 (2012) 将能源消耗量、二氧化硫排放量引入 C-D 生产函数,分别对中国工业发展情况 (1990-2010 年)、中国经济发展总体情况 (1978-2008 年) 进行了相应的经验分析。该思路的最大优点也在于能从统计学角度验证模型测算结果的可信度,而且在数据要求方面并不需要相关变量的价格信息。然而,一些研究指出,这种以投入要素形式来处理环境变量的做法与“物质平衡原理”相悖 (Murty 和 Russell, 2002),而且这种期望产出和非期望产出的非对称处理,会扭曲对经济绩效和社会福利水平的评价,从而会误导政策建议 (Hailu 和 Veeman, 2001)。不过,一些学者 (如陈诗一 (2009)) 对这种将二氧化碳排放等环境污染物作为一种未支付的投入处理的合理性进行了探讨。该研究认为:一方面自然环境通过吸纳和沉积废弃物为经济提供了某种形式的社会资本服务,这在给定其他投入要素的前提下短期内可以增加产出水平 (长期中存在负的外部性);另一方面,参数化生产函数的单一产出特性也要求把各种排放作为投入处理。当然,与第一种思路一样,该思路也未能将效率变化对经济增长的贡献从全要素生产率变动的相对贡献中分离开来。

综上,现有的两组新古典分析框架下的绿色经济增长核算研究在处理环境变量方面都做出了极具价值的探讨,这些各具优劣的尝试性研究对于分析中国经济增长的源泉都具有很好的借鉴作用。目前,国内相关研究中不乏存在这两种思路下的经验分析,但是相关研究基本上都是以全国行业发展 (包括工业和农业) 为分析对象的经验研究,而鲜有研究对中国省份经济或省份行业进行类似的绿色经济增长核算,而且这些研究在引入原材料和环境变量的同时,却未能用总产出而不应用增加值来修正总量生产函数。由于第一种思路需要环境变量的影子价格信息,其获取难度较大,而且采用不同的方法得出的差异性结果还会较大地影响经济增长核算结果。有鉴于此,本研究拟采用第二种思路尝试性地将原材料、环境变量、资本、劳动力和总产出同时纳入总量生产函数来构建绿色经

济增长核算模型，并对中国大陆省份工业进行经验分析。文章的后续部分如下安排：第二部分对本研究的绿色经济增长核算模型进行简单介绍；第三部分以中国大陆省份工业为样本进行相应的经验分析；第四部分对绿色经济增长核算结果与不引入环境变量的情形进行对比分析；最后部分为结论部分，总结全文并进行研究展望。

二、基于索洛扩展模型的绿色经济增长核算模型

(一) 引入环境变量的索洛增长核算扩展模型

传统的索洛增长核算模型没有将环境变量纳入分析框架，这不利于识别经济增长的真实源泉，从而会影响经济决策的制定。为此，Qi (2005)、Elsadig (2007; 2012)、陈诗一 (2009) 和罗岚 (2012) 等从修正投入变量角度出发，引入环境变量对传统的索洛增长核算模型进行了比较相似的扩展。虽然一些研究对这种以投入变量方式来处理环境变量进行了质疑，但正如陈诗一 (2009) 所言，这种将环境变量以投入形式引入索洛模型，不仅仅是生产函数中产出变量的单一性要求如此，而且从环境吸纳和沉积废弃物角度来说，它在经济增长中确实是具有服务功能的（长期具有负面影响），将其视为一种投入也是具有一定合理性的。在相关研究中，代表性的环境变量如工业废气中的二氧化硫排放量（SO₂）、工业废水中的化学需氧量（COD）、工业废水中的生化需氧量（BOD）等，除 Qi (2005) 外的研究所选取的变量都只有其中的 1 种。本文认为，在数据可得的前提下，尽可能多地引入环境变量有助于更好地反应经济现实情况。另外，在引入原材料的情况下，从“物质平衡原理”出发，总量生产函数中也应选用总产值而非增加值。因此，本研究在沿袭相关研究的做法基础上，把工业废气中的二氧化硫排放量和工业废水中的化学需氧量排放量作为代表性的环境变量，与劳动力（L）、资本（K）、中间品度量的原材料（M）和代表技术进步的时间（T）一起作为投入变量，并以地区工业生产总值（GCZ）为产出变量，构建总量生产函数，见式（1）。

$$GCZ_{t,i} = F(K_{t,i}, L_{t,i}, M_{t,i}, SO2_{t,i}, COD_{t,i}, T_{t,i}) \quad (1)$$

在完全竞争假定下，式（1）中的产出增长可被分解为投入变动的贡献（劳动力、资本和原材料投入）、公共副产品即污染排放的贡献（SO₂ 和 COD）和全要素生产率增长的贡献（TFP）3 大部分。对式（1）两边取自然对数并对时间 t 求导，省略脚标 t 和 i，得到式（2）。其中， α 、 β 、 γ 、 δ 和 λ 分别代表资本、劳动力、原材料、SO₂ 和 COD 的产出弹性系数；g 表示增长率；d 为求导符号；ln 为求自然对数符号； ε 为随机扰动项。

$$\begin{aligned} d \ln GCZ / dt &= \alpha \times d \ln K / dt + \beta \times d \ln L / dt + \gamma \times d \ln M / dt \\ &\quad + \delta \times d \ln SO2 / dt + \lambda \times d \ln COD / dt + \varepsilon \\ &\quad \Downarrow \\ g_{GCZ} &= \alpha \times g_K + \beta \times g_L + \gamma \times g_M + \delta \times g_{SO2} + \lambda \times g_{COD} + g_{TFP} \end{aligned} \quad (2)$$

进一步假定生产中服从规模报酬不变, 即 $\alpha + \beta + \gamma + \delta + \lambda = 1$, 则式 (2) 可进一步变形为式 (3)。

$$\begin{aligned} d \ln(GCZ / L) / dt = & \alpha \times d \ln(K / L) / dt + \gamma \times d \ln(M / L) / dt \\ & + \delta \times d \ln(SO_2 / L) / dt + \lambda \times d \ln(COD / L) / dt + \varepsilon \end{aligned} \quad (3)$$

(二) 产出弹性系数的计量分析模型

为测度式 (2) 所示的绿色经济增长源泉的相对贡献大小, 除了需要各投入、产出变量的相关数据之外, 还需要确定 α 、 β 、 γ 、 δ 和 λ 5 个产出弹性系数。目前, 产出弹性系数值的选取主要有 3 种思路: 一是根据各投入要素的报酬占总收入 (总产出) 的比重来加以确定; 二是根据前期相关研究结论给出相应的经验数值; 三是通过计量分析模型来确定。由于本研究的投入变量中选取了原材料和环境变量, 它们的产出弹性系数值难以从前两种思路中获取, 因此本研究采用计量分析思路来获取所有投入变量的产出弹性系数值。为此, 结合式 (3), 构建式 (4) 所示的计量分析模型 (各变量省略了脚标 i 和 t), 各符号的含义同式 (3)。

$$\begin{aligned} \ln(GCZ / L) = & c + \alpha \times \ln(K / L) + \gamma \times \ln(M / L) \\ & + \delta \times \ln(SO_2 / L) + \lambda \times \ln(COD / L) + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

三、中国地区工业的绿色经济增长核算: 2003-2011 年

(一) 变量和样本的选取

根据前述绿色经济增长核算分析框架, 为探讨资源、环境双重约束下中国地区工业经济增长源泉的相对贡献, 首先需要确定绿色经济增长核算框架下的投入、产出变量。本研究沿袭相关研究的做法, 在兼顾数据可得的情况下, 选取省份工业生产总产值为产出变量 (GCZ), 省份工业年均从业人员数作为劳动力投入变量 (L), 省份工业固定资产净值年均余额作为资本投入变量 (K), 省份工业中间品价值作为原材料投入变量 (M), 省份工业废气中的二氧化硫排放量 (SO₂) 和省份工业废水中的化学需氧量 (COD) 作为代表性的环境变量。其中, 工业生产总产值、劳动力、工业二氧化硫排放量、工业废水化学需氧量的数据直接来源于中经网、《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》; 工业中间品价值按照工业总产值与工业增加值之差获得, 其中 2011 年的工业增加值数据根据当年各省的统计公报相关数据推算得出, 其余年份的数值源于《中国统计年鉴》。

在具体的数据选取中, 一旦在不同年份公布的统计资料中对同一年份的数据统计存在差异时, 本文以近期公布的数据为准。限于部分数据在早期缺乏统计 (如二氧化硫排放量、化学需氧量等), 本文分析数据的时间跨度选取为 2003-2011 年, 研究对象涵盖大陆 31 个省市区, 所有数据的一般统计描述见表 1。

表 1 中国省份工业投入、产出指标统计描述: 2003-2011 年

统计量	GCZ (亿元)	M (亿元)	K (亿元)	L (万人)	SO2 (万吨)	COD (万吨)
平均值	10903.02	7910.22	3535.29	252.18	64.38	15.46
中间值	5710.91	3726.07	2545.16	145.76	57.03	13.01
最大值	72120.15	54843.24	17006.70	1568.00	171.50	69.30
最小值	19.40	7.19	38.12	1.63	0.07	0.07
标准差	13840.15	10512.29	3206.45	290.74	41.16	12.73

注：表中所有数据均由笔者计算得出，其中工业总产值和固定资产净值年均余额数据分别用 GDP 平减指数和固定资产投资价格指数进行了调整，基期为 2000 年。

表 1 的数据表明，所有数据的最大最小值比都在 400 以上，而且各变量的标准差均接近（部分变量还大于）相应的中间值和平均值，这充分表明中国各省在 2003-2011 年间的工业发展差异较大。如此巨大的数值差异不仅表明中国各省的工业经济规模和增长速度差异大，而且也表明它们对环境的影响也具有较大差异。因此，为深入探讨中国省份工业经济增长源泉，将污染排放物引入分析模型中至关重要。

（二）索洛扩展模型的计量分析

下面以中国大陆 31 个省份 2003-2011 年的面板数据为分析样本，对式（4）进行回归分析。为合理地对回归模型进行选择（混合回归模型、固定效应模型或随机效应模型），先对个体随机效应模型进行估计并作 Hausman 检验，Hausman 值为 35.60，其对应的 P 值为 0，拒绝了原假设（即应建立随机效应模型），这表明应建立个体固定效应模型。然后在个体固定效应模型的输出结果下进行似然比检验，F 值为 3.56，对应的 P 值为 0，拒绝原假设（即应建立混合效应模型），应建立个体固定效应模型。根据上述检验结果，对式（4）进行个体固定效应回归分析，结果见表 2。

表 2 中国省份工业个体固定效应模型回归估计结果

变量	估计值	T 统计量	P 值
C	-0.2461***	9.1439	0.0000
Ln(M/L)	0.6295***	23.9879	0.0000
Ln(K/L)	0.3418***	13.6758	0.0000
Ln(SO2/L)	-0.1064***	-3.9849	0.0001
Ln(COD/L)	-0.0292*	-1.7298	0.0849
$\bar{R}^2 = 0.9988$ F=6586.4690 P=0.0000 D.W.=2.2289			

注：表中数据为笔者运用 eviews6.0，对式（4）采用个体固定效应回归模型估计而来；*、***表明相应的回归

参数估计值在 10%、1% 的显著性水平上通过 T 检验。

在回归估计结果中，回归方程调整后的可决系数高达 0.9988，表明该模型整体上较大程度地揭示了被解释变量的影响因素，拟合优度高；F 值远大于临界值，表明随机误差具有同方差性，回归方程显著；D.W. 值为 2.2289，表明回归估计结果中不存在残差序列相关；而且各解释变量的待估参数值至少在 10% 的显著性水平上通过了 T 检验。因此，该模型及回归分析结果具有较好的解释力。

从回归结果分析中 $\ln(M/L)$ 、 $\ln(K/L)$ 、 $\ln(SO_2/L)$ 、 $\ln(COD/L)$ 的参数估计值可以得知，在分析期间内中国省份工业经济增长中原材料、资本、劳动力、 SO_2 和 COD 对工业总产出的产出弹性值分别为 0.6295、0.3418、0.1644、-0.1064 和 -0.0292。就 3 个传统的投入变量而言，它们的产出弹性值均为正数，这与相关研究结论一致。比如，Elsadig (2007) 对马来西亚制造业 1970-2001 年间的估计结果表明，中间品、资本、劳动力对工业总产值的产出弹性值分别为 0.53、0.14 和 0.13；罗岚 (2012) 对中国工业 1990-2010 年的估计结果中能源、资本和劳动力对工业增加值的产出弹性值分别为 0.0290、0.9571 和 0.2201。而作为环境变量引入的 SO_2 和 COD 两种投入的产出弹性值都为负数，这与相关研究结论具有一定差异性，如 Elsadig (2007) 对马来西亚制造业的研究中 BOD 对工业总产值的产出弹性值为 0.20，但罗岚 (2012) 对中国工业的研究中 SO_2 对工业增加值的产出弹性值为 -0.2325。笔者认为，从“物质平衡原理”角度而言，这种环境变量（副产出或非期望产出）的产出弹性值为负数时较为合理。因为作为副产出的 SO_2 和 COD 等污染性排放物，其产生需要消耗掉必要的各种投入资源（包括原材料、劳动力和资本等），在投入给定的前提下，它们的产生量越大，用于生产期望产出的投入资源就越少，从而期望产出增加就越少。

（三）绿色经济增长核算

结合式 (2) 和表 2 的估计结果，运用中国大陆 31 个省份 2003-2011 年的面板数据，对各省工业进行绿色经济增长核算，结果见表 3。

表 3 中国省份工业绿色经济增长核算结果 (2003-2011 年)：平均贡献率，%

省份	M	K	L	SO ₂	COD	TFP
北京	66.69	30.99	2.30	5.80	0.89	-6.66
天津	64.01	21.16	2.95	0.27	1.01	10.61
河北	66.11	22.06	2.64	-0.60	0.96	8.83
山西	64.36	22.21	1.62	-1.55	0.98	12.39
内蒙古	62.28	23.70	3.76	-0.41	0.45	10.22
辽宁	62.97	14.65	3.96	-3.04	0.81	20.66
吉林	65.39	18.96	3.18	-4.34	0.93	15.88
黑龙江	68.36	14.10	0.11	-3.32	0.63	20.13
上海	69.01	16.60	3.38	4.23	1.35	5.43

江苏	64.19	25.75	7.15	0.94	0.30	1.67
浙江	66.48	25.55	5.32	0.74	0.66	1.25
安徽	66.41	19.49	4.51	-0.91	0.36	10.15
福建	64.10	18.56	6.52	-1.60	-0.36	12.79
江西	67.00	17.63	5.50	-1.73	-0.38	11.98
山东	65.39	22.87	3.63	-0.35	1.70	6.76
河南	65.89	21.01	4.65	-1.69	0.81	9.34
湖北	65.20	14.44	3.42	-0.59	0.45	17.08
湖南	66.35	18.18	4.87	0.27	0.52	9.81
广东	63.84	22.19	8.72	1.94	-0.32	3.64
广西	63.06	21.13	4.94	2.76	1.54	6.58
海南	64.12	24.00	-0.37	-2.70	-0.09	15.04
重庆	64.10	20.33	5.24	0.85	1.01	8.48
四川	63.96	17.27	5.23	1.20	1.66	10.68
贵州	67.43	25.36	2.99	-3.55	-2.11	9.88
云南	74.92	24.88	3.90	-4.30	-1.44	2.05
西藏	75.13	30.08	-7.92	-6.99	-0.06	9.76
陕西	61.26	24.34	3.33	-1.57	0.23	12.41
甘肃	66.82	21.25	-3.12	-1.40	-1.90	18.35
青海	60.87	21.90	2.34	-6.46	-5.25	26.60
宁夏	64.38	35.16	3.15	-3.08	-0.80	1.19
新疆	63.36	23.21	4.90	-8.37	-0.80	17.70
平均值	65.59	21.90	3.31	-1.28	0.12	10.34
标准差	3.15	4.73	3.05	3.06	1.38	6.84

注：表中各列数据依次为中间品、资本、劳动力、二氧化硫排放量、化学需氧量排放量和绿色全要素生产率对工业总产出增长率的相对贡献率，所有数据均为笔者计算得出。

从表3中显示的核算结果中初步可以得出下述两大结论：

第一，各种投入（含环境投入）对中国工业经济增长的相对贡献率大小具有较大差异，但各省工业经济增长中最主要的源泉都是原材料投入。其中，原材料、资本和劳动力等投入积累和全要素生产率提升都对经济增长做出了不同程度的贡献，它们对工业总产出增长率的平均贡献率分别为65.59%、21.90%、3.31%和10.34%。而二氧化硫排放对工业经济增长的贡献率为-1.28%，这与相关研究结论比较一致，如罗岚（2012）的研究表明，在1990-2010年间工业二氧化硫排放对中国工业增加值增长率的贡献也为负数，其值为-4.84%；但是化学需氧量对工业经济增长的贡献率为0.12%，

笔者认为这也是合理的。之所以我国二氧化硫排放量和化学需氧量对工业经济增长的贡献具有如此大的差异，其原因在于二氧化硫排放量和化学需氧量的产出弹性都为负数，但是在分析期间内它们的年均增长率却分别为2%和-1%，从而其经济增长贡献率不可避免地出现上述不同取值情况。从绿色全要素生产率提升对工业增长所起到的较大促进作用来看，最近十年来我国各省在工业生产技术或技术效率方面取得了较快进步¹，它们不但推进了工业期望产出水平的快速提高，而且还对二氧化硫和化学需氧量等工业非期望产出起到了较好的减排作用。

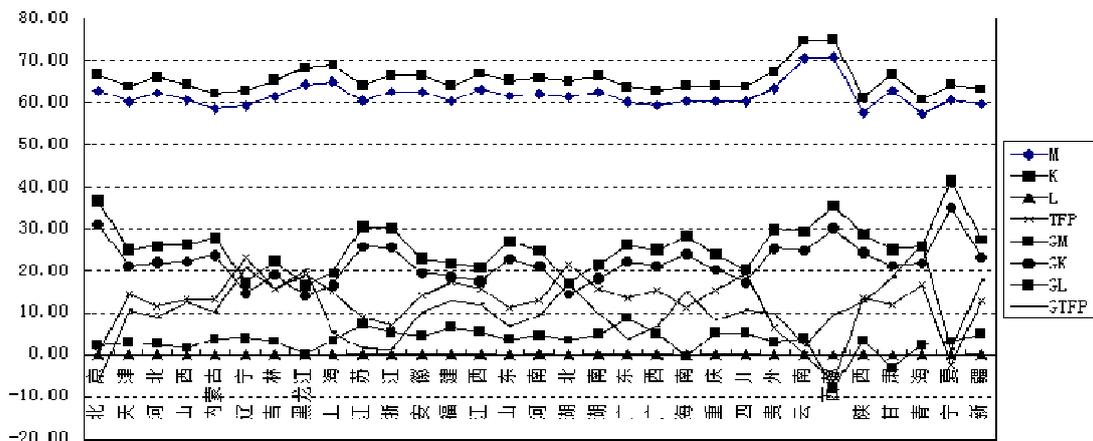
第二，中国省份工业经济增长源泉的相对贡献率具有不同程度的省际差异。其中，原材料和资本投入都无一例外地促进了工业总产出增长，但具有一定的省际差异，其贡献率的标准差分别为3.15%、4.73%，最大最小值比分别为1.2343和2.4940。除北京之外，其余30个省份的绿色全要素生产率变化都促进了工业产出增长，该增长源泉的省际差异也较大，其贡献率的标准差为6.84%，其中贡献率最大的为青海（26.60%），贡献率最小的为北京（-6.66%）。²省份劳动力投入贡献率的省际差异也较大，其标准差3.05%接近其平均值3.31%，而且西藏（-7.92%）、甘肃（-3.12%）、湖南（-0.37%）3省的劳动力投入变化（减少）还阻碍了其工业经济增长，而在劳动力贡献最大的广东省，因劳动力大幅增长而引致的增长在总产出增长中占据了8.72%的比重，其次为江苏（7.15%）。二氧化硫排放量对工业经济增长率的贡献率也具有大的省际差异，标准差为3.06%，其中有21个省份的贡献率小于0，贡献率最大的为北京（5.80%），其次为上海（4.23%），贡献率最小的为新疆（-8.37%），其次为西藏（-6.99%）。化学需氧量对工业经济增长率的贡献率也具有大的省际差异，标准差为1.38%，其中有11个省份的贡献率小于0，贡献率最大的为山东（1.70%），其次为广西（1.54%），贡献率最小的为青海（-5.25%），其次为四川（-2.11%）。

四、与传统经济增长核算结果的比较

本文在前面指出，忽略环境变量的经济增长核算无助于识别经济增长的真实源泉，但是相关的经验研究结论却未得出一致意见。其中，多数经验研究结论与此一致，如Elsadig(2007)、罗岚(2012)、杨文举(2011; 2012)等发现不引入环境变量时的全要素生产率变化要高些，从而会高估其在经济增长中的相对贡献，但是王奇(2012)对中国农业的分析结论却未得出引入环境变量前后的全要素生产率变化会有显著差异的结论。为此，下面先对不引入环境变量的情形进行经验分析，然后与前面的分析结果进行对比，经济增长核算及对比结果见图1。

¹根据生产前沿理论，全要素生产率变化是技术进步和技术效率变化的乘积，如Grosskopf(1993)。由于新古典经济增长理论中忽视了经济中的无效率存在，从而本文测度的全要素生产率变化实质上是技术进步和技术效率变化的共同结果。

²括号中的数值为各投入变量的贡献率。



注：图中 M、K、L 和 TFP 代表未引入环境变量时原材料、资本、劳动力和全要素生产率对工业总产出增长率的贡献率，而 GM、GK、GL 和 GTFP 分别表示引入环境变量后各变量对工业总产出增长率的贡献率。

图 1 引入环境变量前后中国省份工业经济增长核算结果对比：2003-2011

显然，图中的结果显示，是否引入环境变量对经济增长核算结果具有较大的影响，其中不引入环境变量时无一例外地低估了（高估）原材料（资本）投入的贡献，同时还低估了（高估）大多数省份劳动力投入（全要素生产率变化）的贡献，总体结论与 Elsadig（2007）、罗岚（2012）、杨文举（2011）、杨文举和龙睿赞（2012）的研究结论一致。为从统计检验的角度对这种差异性结论进行验证，我们对是否引入环境变量的两组经济增长核算结果进行配对 T 检验，结果见表 4。

表 4 中国省份工业经济增长核算结果的配对 T 检验情况

原假设	T 值	P 值	结论
M=GM	115.346	0.0000	拒绝原假设
K=GK	-25.737	0.0000	拒绝原假设
L=GL	-6.048	0.0000	拒绝原假设
TFP=GTFP	5.718	0.0000	拒绝原假设

注：表中所有数据均为笔者运用 SPSS11.0 计算得出，各变量的含义与图 1 一致，T 值和 P 值为双尾 T 检验结果。

检验结果显示，原材料、资本、劳动力和全要素生产率的贡献率都至少在 1% 的显著性水平上拒绝了两种思路下测度结果无差异的原假设，这表明是否考虑非期望产出对测度结果是具有明显影响的，即在两种情况下是具有显著差异的，这与相关研究结论一致，如杨文举（2011）、杨文举和龙睿赞（2012）。

五、结语

本文在相关研究的基础上，结合完全竞争和规模报酬不变的双重假设，将原材料（用中间品衡

量)、环境变量(用二氧化硫和化学需氧量衡量)与资本和劳动力一起,引入1个描述工业总产出的总量生产函数,扩展了传统的索洛增长核算模型,将资源和环境双重约束下的总产出增长率分解为投入要素积累(包括原材料、资本和劳动力)、全要素生产率增长和环境投入等源泉,并以中国大陆31个省份的工业为样本进行了相应的经验分析。研究结论表明,2003-2011年间,各种投入(含环境投入)对中国工业经济增长的贡献作用具有较大差异,这不仅体现在它们各自的相对贡献率大小各有不同,而且还体现在所有投入贡献率的省际差异上;是否引入环境变量对经济增长核算结果具有显著的影响,其中不引入环境变量时无一例外地低估了(高估)原材料(资本)投入的贡献,同时低估了(高估)大多数省份劳动力投入(全要素生产率变化)的贡献,总体结论与相关研究结论一致。

显然,本文的这些结论不仅表明在经验分析中进行绿色经济增长核算十分必要,而且还表明着我国工业发展仍未超越投入要素积累的粗放型经济增长阶段,特别是原材料和物质资本投入在工业总产出增长中占据了相当大的推动作用。与此同时,全要素生产率进步为代表的技术水平和技术效率的提升也对我国近年来的工业发展做出了较大贡献,而且还具有比较大的上升空间。值得一提的是,从环境变量的产出弹性系数为负数及相应变量的核算结果来看,成功的减排也是有助于经济增长的,其原因在于非期望产出的缩减会变相地增加期望产出的资源投入从而促进经济增长。显然,为促进中国工业经济科学发展,我们还有巨大的发展空间,而且这必须依赖于大幅提升全要素生产率水平,进而促进节能减排和绿色增长。因此,深入研究工业绿色全要素生产率的影响因素及其增长路径,是该领域值得深入的重要方向。当然,本文在分析中还存在其他一些不足而有待后续研究的补充、完善。比如,本文因数据获取的限制而仅分析了近几年的情况,为深入分析经济增长现象背后的实质,有必要拓展研究的时间跨度。再如,虽然经验分析结论表明环境污染变量的产出弹性系数为负数并进行了规范性探讨,但是这一结论在相关研究中却有不同程度的差异,这也有待于后续研究更为广泛而深入的论证。另外,在推进绿色全要素生产率进步方面,究竟存在哪些影响因素在其中扮演着重要角色,现实中如何不断提升绿色全要素生产率等等,都是值得广泛探讨的议题。

参考文献

- [1] Denison, Edward F. The Sources of Economic Growth in the United States[M].New York: Committee for Economic Development,1961.
- [2] Denison, E.F.,P. Edward. Accounting of Slower Economic Growth:The United States in the 1970s[M]. Washington: The Brooking Institution,1979.

- [3] Elsadig,M.A. Biochemical Oxygen Demand Emissions Impact On Malaysia'S Manufacturing Productivity Growth[J].Global Economic Review,2007(36): 305-319.
- [4] Elsadig,M.A.Green TFP Intensity Impact on Sustainable East Asian Productivity Growth[J].Economic Analysis & Policy,2012(1):67-78.
- [5] Grosskopf, S. Efficiency and Productivity, In Fried, H. O., Lovell, C. A. K. and Schmidt,S. S. (eds.),The Measurement of Productive Efficiency[M].New York,Oxford University Press, 1993:160-1941.
- [6] Hailu, A. , Veeman, T. S. Alternative Methods for Environmentally Adjusted Productivity Analysis[J]. Agricultural Economics, 2001(2-3): 211-218.
- [7] D.W. Jorgenson, Z. Griliches. The Explanation of Productivity Change[J].Review of Economic Studies,1967,(34):249-284 .
- [8] D.W. Jorgenson,F.M. Gollop,B.M. Fraumeni I Productivity and U.S. Economic Growth[M].Cambridge,MA:Harvard University Press,1987.
- [9] M. Nanerea,I. Fraserb,A. Quazic, Clare D'Souza. Environmentally Adjusted Productivity Measurement:An Australian Case Study[J].Journal of Environmental Management,2007(85):350-362.
- [10] Murty, S. , Russell, R. On Modeling Pollution Generating Technologies[Z]. University of California-Riverside, Working Paper Series, 2002, No. 2002-14.
- [11] OECD.Productivity Manual: A Guide to the Measurement of Industry-level and Aggregate Productivity Growth[M].Paris,2001.
- [12] Repetto,R.,Rotham,D.,Faeth,P.,Austin,D.Has Environmental Protection Really Reduced Productivity Growth? We Need Unbiased Measures[M].World Resource Institute,Washington,D.C.,1996.
- [13] Repetto,R.,Rotham,D.,Faeth,P.,Austin,D. Productivity Measures Miss the Value of Environmental Protection[J]. Choices,1997(4):16-19.
- [14] Solow,R.M. Technical Change and the Aggregate Production Function[J]. Review of Economics and Statistics,1957(39):312-320.
- [15] Qi, S. Efficiency, Productivity, National Accounts and Economic Growth: A Green View Theory, Methodology and Application[D]. Dissertation for Ph. D, University of Minnesota,2005.
- [16] 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.
- [17] 罗岚. 我国资源和环境对经济增长贡献测度[J]. 四川师范大学学报(社会科学版), 2012(3) :51-57.
- [18] 王奇, 王会, 陈海丹. 中国农业绿色全要素生产率变化研究:1992-2010年[J]. 经济评论, 2012(5) :24-33.
- [19] 薛建良, 李秉龙. 基于环境修正的中国农业全要素生产率度量[J]. 中国人口·资源与环境, 2011(5) 113-118.
- [20] 杨文举. 基于 DEA 的绿色经济增长核算:以中国地区工业为例[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(1) :19-34.

- [21] 杨文举, 龙脊赟. 中国地区工业绿色全要素生产率增长: 基于方向性距离函数的经验分析[J]. 上海经济研究, 2012(7): 3-13, 21.