



教育部人文社会科学重点研究基地
吉林大学数量经济研究中心

数量经济研究

The Journal of Quantitative Economics

2013年3月 第4卷 第1辑

Vol. 4 No. 1 March 2013

主编 张屹山



科学出版社

教育部人文社会科学重点研究基地
吉林大学数量经济研究中心

数量经济研究

The Journal of Quantitative Economics

2013年3月 第4卷 第1辑

Vol. 4 No. 1 March 2013

主编 张屹山



科学出版社
北京

内 容 简 介

《数量经济研究》遵循百花齐放、百家争鸣的方针,坚持理论研究和实践研究相结合、定量分析和定性分析相结合,关注我国社会、经济等领域的重大学科前沿问题,刊登结合中国的实际和现实问题进行深入分析、阐述和探索的高水平研究成果,以加强国内外交流,促进学术繁荣,为数量经济学的理论与应用研究提供平台,为我国的社会主义现代化建设提供服务。

本专辑可为从事经济理论与应用研究的专家学者以及政策制定者提供理论思考与决策借鉴,是希望进一步深入研究经济理论与应用的学者,以及高校经济与管理类的教师、博士和硕士研究生不可或缺的参考资料。

图书在版编目(CIP)数据

数量经济研究.第4卷.第1辑/张屹山主编.—北京:科学出版社,2013

ISBN 978-7-03-037780-7

I. ①数… II. ①张… III. ①数量经济学—文集 IV. ①F224.0-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2013)第 124110 号

责任编辑:李晓迎/责任校对:阴会宾
责任印制:徐晓晨/封面设计:蓝正设计

科学出版社出版

北京东黄城根北街16号

邮政编码:100717

<http://www.sciencep.com>

骏杰印刷厂印刷

科学出版社发行 各地新华书店经销

*

2013年6月第 一 版 开本:787×1092 1/16

2013年6月第一次印刷 印张:9 3/4

字数:213 000

定价:58.00 元

(如有印装质量问题,我社负责调换)

《数量经济研究》编委会

顾 问(以姓氏笔画为序)

乌家培 李京文 张守一 陈锡康 周 芳 赵振全

主 编 张屹山

编 委 会(以姓氏笔画为序)

王少平 王文举 王维国 叶阿忠 朱平芳 刘金全

刘树成 孙 巍 李子奈 李金华 李雪松 李富强

吴承业 汪同三 沈利生 沈坤荣 张世伟 张屹山

张晓峒 陈守东 赵国庆 高铁梅 唐绍祥 陶长琪

黄少安 梅国平

编辑部主任 陈守东

主办单位 吉林大学数量经济研究中心

协办单位 吉林大学商学院

主 编 寄 语

《数量经济研究》(*The Journal of Quantitative Economics*)是由吉林大学数量经济研究中心主办、吉林大学商学院协办,科学出版社公开发行的学术文集,主要发表国内外学者在数量经济的理论与应用、经济形势分析与预测、经济政策理论与评价、金融市场与金融风险、微观经济计量与经济模拟、博弈论与制度经济学等方面的研究成果。

本专辑遵循百花齐放、百家争鸣的方针,坚持理论与实证研究相结合、定量分析与定性分析相结合,关注世界经济领域的重大学科前沿问题,并结合中国的实际进行深入的分析 and 阐释,以加强国内外交流,促进学术繁荣,为经济理论与实践,特别是数量经济的理论与应用研究提供平台,为我国社会主义经济建设服务。

本专辑热忱地欢迎国内外学者踊跃投稿!特别鼓励年轻学者投身于数量经济理论、方法与应用研究,为繁荣我国数量经济学学科做出应有的贡献。

张屹山

目 录

- 1 中国能源强度的结构红利及其国际比较
王少平 李 科
- 15 外商直接投资引入对区域工业经济全要素生产率和环境的影响评估
刘海英 张纯洪
- 30 基于 RPSCP 框架下的我国民航业政府规制改革绩效研究
沈颂东 徐 阳
- 50 近似因子结构设定下的稳健 GLS 估计
余壮雄 王美今
- 68 台湾股市技术分析与限价委托单流动性供给的实证研究——技术分析与流动性供给：以台湾股市为例
萧朝兴 王子湄 许秀如
- 89 我国股票市场工业行业指数波动的非对称性与持续性计量检验
金春雨 郭 沛
- 109 我国股指期货市场与股票市场的价格发现与波动溢出效应研究
王朝晖 刘成立 李心丹
- 121 基金经理个人特征对极端风险的影响
方 毅 陈程程 蒋逸杨
- 130 基于 Copula 的我国多元外汇储币组合的应用研究
李 强 周孝华
- 141 东北财经大学数量经济学科简介
- 143 撰稿者须知

CONTENTS

- 1 Structure-Bonus of China's Energy Intensity: with International Comparison
Wang Shaoping Li Ke
- 15 Impact Assessment of the Introduction of FDI to Total Factor Productivity of Regional Industrial Economy and the Environment
Liu Haiying Zhang Chunhong
- 30 A Study on Regulation Reform Performance of China Civil Aviation Industry Based on the RPSCP Model
Shen Songdong Xu Yang
- 50 Robust GLS Estimation for Approximate Factor Models
Yu Zhuangxiong Wang Meijin
- 68 Technical Analysis and Liquidity Provision: Evidence from the Taiwan Stock Exchange
Xiao Chaoxing Wang Zimei Xu Xiuru
- 89 An Econometric Analysis of the Asymmetry and Persistence of the Industry Index Fluctuation in China's Stock Market
Jin Chunyu Guo Pei
- 109 Spillover Effect between Chinese Stock Index Futures Market and the Stock Market
Wang Chaohui Liu Chengli Li Xindan
- 121 The Effect of Mutual Fund Manages' Characteristics on Their Portfolio Extreme Risk
Fang Yi Chen Chengcheng Jiang Yiyang
- 130 The Application of Foreign Exchange Reserve Portfolio Based on Copula Function and SV-MT-GPD Model
Li Qiang Zhou Xiaohua

中国能源强度的结构红利及其国际比较^{*}

王少平¹ 李 科^{1,2}

(1. 华中科技大学经济学院, 湖北, 武汉, 430074;

2. 湖南师范大学数学与计算机科学学院, 湖南, 长沙, 410081)

摘要: 本文根据中国能源强度、产业结构、技术进步和能源价格等变量的数据特征而设定非线性阈值协整模型, 检验和估计结果证实, 在产业结构处于40.435%处, 产业结构、技术进步和能源价格对能源强度的效应发生非线性转移: 1983~1994年、1998~2002年和2009年, 产业结构对能源强度产生负效应, 亦即存在所谓红利; 而1980~1982年、1995~1997年、2003~2008年的产业结构具有能耗效应。这一结论及其国际比较表明, 坚持调整与优化产业结构、不断提高技术进步水平, 是降低能源强度的战略途径。

关键词: 产业结构 能源强度 检验 阈值协整

Structure-Bonus of China's Energy Intensity: with International Comparison

Abstract: In this paper, using data of China's energy intensity, industrial structure, technological progress and energy prices, we established a nonlinear threshold cointegration model. The result shows that the effects of industrial structure, technological progress, and energy prices on energy intensity will occur nonlinear transformation when industrial structure is at the point of 40.435%. At the periods of 1983~1994, 1998~2002, and 2009, industrial structure has a negative effect on energy intensity, that is so-called structure-bonus; while at the periods of 1980~1982, 1995~1997, 2003~2008, industrial structure has an energy consumption effect. The result and international comparison show that, persist adjusting and optimizing industrial structure, and continuously improving the level of technological progress, is a strategic way to reduce energy intensity.

Key Words: Industrial Structure Energy Intensity Testing Threshold Cointegration

^{*} [基金项目]: 本文获得国家社会科学基金(07AJY010)、教育部人文社会科学研究青年基金项目(11YJC790082)的资助。

引言

考察我国能源强度的数据可知, 尽管碳排放的总量不断增长, 但是能源强度总体上呈现出缓慢下降的趋势, 基于此提出的问题是: 我国的经济结构和产业结构调整, 是否导致能源强度的下降? 从能源经济学的角度看, 上述问题归结为我国的经济结构或者产业结构是否存在所谓“结构红利”? 为研究这一问题, 我们首先简要回顾经济结构和产业结构调整的历史。改革开放初期, 中国工业增加值占国内生产总值(GDP)的比重(简称产业结构)在1980年高达44%, 随着家庭联产承包责任制的全面实施和相关消费品工业的发展, 产业结构随之下降至1990年的37%。但20世纪90年代乡镇企业和各类经济特区的发展、一大批高耗能的项目相继上马, 又使得产业结构上升至1997年的42%, 而国有企业的兼并和规范破产等改革措施促使产业结构下调至2002年的39%。随着大规模的基础设施建设和以钢铁、建材、有色金属和化工等为代表的高耗能行业快速增长, 产业结构再上升至2006年的43%。在强制性节能减排政策的作用下, 产业结构再下降至2009年的40%。考察中国的能源强度(万元GDP能耗)可以发现, 能源强度由1980年的13.2下降至1990年的8.94, 这一时期能源强度的下降在多大程度上源于当时的产业结构调整? 从2003年至2007年前后的产业结构一直在40%左右徘徊, 而对应的能源强度累计上升了9.6个百分点。这一组数据能否说明当时的产业结构产生了能耗效应? 从经济学和能源经济的文献可知, 不同行业的技术进步和技术溢出的差异, 促使生产要素不断地从低生产率行业转移至高生产率行业, 导致产业结构升级而提高了能源使用效率和能源强度的下降(Lewis, 1954; Krüger, 2008)。因此, 所谓能源的结构红利是指能源强度的持续下降主要归结为产业结构升级。从这个角度来说, 本文的研究问题也可以概括为, 中国的产业结构是否具有结构红利, 进而在什么时期具有结构红利? 本文基于中国经济和产业结构调整的背景, 根据产业结构和能源强度等数据特征而建立能源强度的非线性阈值协整模型, 以期揭示中国产业结构在不同时期是否具有能耗效应, 其结论对于产业结构调整和节能减排具有明显的理论和现实意义。

Maddison(1987)认为, 产业结构升级是降低能源强度的重要因素, 即产业结构对能源强度具有“结构红利”。Greening等(1997)的研究表明, 美国、日本、德国1970~1992年的产业结构优化导致能源强度的下降。Wing(2008)的分析表明, 美国产业结构的变动解释了1958~2000年能源强度下降的32.6%, 但不同时期的产业结构对能源强度具有不同的效应, 1958~1979年产业的结构转移促使能源强度下降。Weber(2009)对美国1997~2002年的能源强度分解的结果表明, 受益于国际贸易和国际分工, 美国产业结构变动导致同期能源强度下降12%。Liu和Ang(2007)发现, 美国、加拿大、澳大利亚、日本、韩国和中国均存在“结构红利”。李政等(2006)分析英国、美国、德国、日本等先行工业化国家的数据认为, 通过调整三次产业结构和工业内部结构可以有效控制能源强度的峰值。国内外学者对中国产业结构与能源强度的关系进行了深入研究。Fisher-Vanden等(2004)利用中国企业面板数据的研究结果表明, 产业结构变动导致能源强度下降53%。Philip(2009)的分析表明, 中国2002年以前的产业结构变动是能源

强度下降的主要原因,但 2002 年以来的产业结构变动促使了能源强度的上升。Feng 等(2009)应用协整模型的结论为,增加第三产业占 GDP 的比重有助于降低能源强度。Yuan 等(2010)发现,1997~2000 年的产业结构调整导致能源强度的下降。史丹(2002)认为,1980~1995 年中国产业结构的变动促使能源强度下降,但 1996~1999 年的产业结构产生能耗效应。魏楚和沈满洪(2008)的实证研究表明,如果第二产业的比重下降 1%,能源技术效率将提高 0.14%~0.16%。Liao 等(2007)的研究结论为,中国 1997~2002 年产业结构变动对能源强度的效应是-6%,亦即当时具有结构红利。Wang 和 He(2009)的分解结果说明,1994~1998 年的产业结构调整有助于能源强度的下降,但 1998~2005 年的产业结构促使能源强度的上升。Wu(2008)采用 shift-share 法对中国能源强度进行分解,结果表明 1995~2004 年的产业结构变动(1998 年除外)导致能源强度的上升。姚愉芳等(2007)认为,2002 年以后的产业结构变化推动了能源强度上升。陈诗一(2011)的 LMDI(logarithmic mean Divisia index,即对数均值 Divisia 指数)分解结论表明,产业结构向轻工业和高新技术行业调整,有助于降低碳强度。

上述文献的结论可以概述为,美国等工业化国家的产业结构升级在不同程度上导致能源强度的下降;但对于我国的能源强度和产业结构调整,应用不同的理论和方法,产生的结论不尽相同。本文以检验结论为依据证实能源强度和产业结构调整间的非线性关系,从而揭示不同时期的产业结构调整对能源强度产生的影响。本文结构安排如下:第二部分定义变量并检验它们的数据特征,基于此设定非线性阈值协整模型;第三部分是实证检验结果及其分析;第四部分是结论。

1 变量定义及其数据特征与模型设定

为揭示能源强度与产业结构、技术进步和能源价格之间可能存在的非线性关系,本文首先定义能源强度等变量,分析其数据特征并基于此来讨论模型设定。

1.1 变量定义与数据特征

1.1.1 能源强度

根据国家统计局与文献中常用的方法,本文定义能源强度(记为 EI)为单位 GDP 的能耗,即

$$EI = NC / GDP \quad (1)$$

其中,NC 为能源消费总量,以万吨标准煤表示,GDP 为 1980 年不变价的实际 GDP,单位为亿元,因此,EI 即为万元实际 GDP 能耗。样本期间为 1980~2009 年^①。

为揭示能源强度潜在的变化特征,定义能源强度的下降率(或下降速度,单位:%)为

^① 本文所有数据均来自《中国统计年鉴》(2000~2010 年)、《中国能源统计年鉴》(2005~2009 年)和《新中国六十年统计资料汇编(1949~2008)》。

$$EIR_t = -[(EI_t/EI_{t-1}) - 1] \times 100\% \quad (2)$$

从定义可知, EI 值越小意味着能源使用效率越高, 因此 EIR 大于零表明能源使用效率提高, 反之则表明下降。EI 与 EIR 的计算结果如图 1 所示。

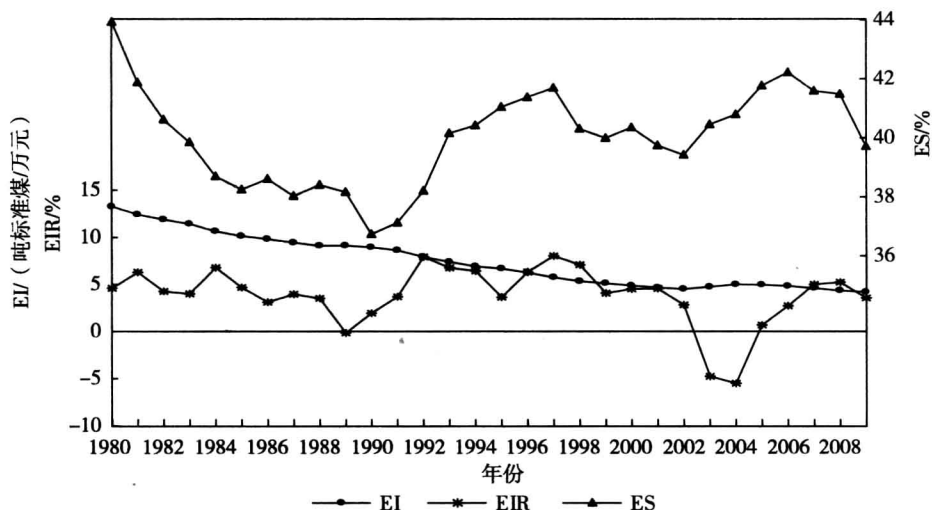


图 1 中国能源强度 EI 与能源强度下降率 EIR 及产业结构 ES(1980~2009 年)

图 1 表明, 中国能源强度在缓慢下降中反复波动。2003~2005 年, 随着钢铁等重化工业的快速发展, 能源强度不仅逆转了 1980 年以来的下降趋势, 而且持续小幅回升。2006 年至今, 在“节能减排”和产业结构调整政策的作用下, 能源强度再次缓慢下降。中国能源强度在下降过程中反复波动, 其下降速度在不同阶段有着比较明显的非线性波动。能源强度和它的下降速度相互印证, 意味着不同时期的产业结构调整对能源强度产生了不同的效应。

1.1.2 产业结构

由于工业能源消费始终占全部能源消费总量的 70% 以上, 而占 GDP 比重最大的第二产业又以工业为主, 基于本文的研究目的, 定义产业结构(记为 ES)为(单位: %)

$$ES = GY / GDP \quad (3)$$

其中, GY 为工业增加值, GDP 为国内生产总值。由于 ES 度量的是比值关系, 因此 GY 与 GDP 取名义值。相应的计算结果见图 1 中的 ES 曲线。

图 1 中的 ES 曲线直观地显示了中国产业结构呈不规则的“V”形波动, 1980~1997 年呈现第一次大的“V”形波动, 转换发生在 1990 年, 对应的 ES 值为 36.737, 第二次“V”形波动的转换则发生在 2002 年(ES=39.4)。这种“V”形调整, 反映了产业结构演变的动态特征: 改革开放的初中期, 农业产值持续上升, 而当时相对较小的工业总量, 使工业增加值占 GDP 的比重快速下降, 这一时期产业结构的“轻型化”可能有利于能源强度的降低。20 世纪 90 年代中期, 随着水泥、制酒、造纸和钢铁与冶炼等的相继投产, ES 快速上调而形成“V”形波动, 1998~2002 年的通货紧缩导致工业品需求不足, ES 随之下降。但是在 2002 年以后, 重化工业的快速发展使 ES 值从 2003 年的 40.45 上升为

2006 年的 42.21, 由此形成第二个“V”形波动, 对应的能源强度不仅终结了下降的趋势, 而且还持续小幅回升至 2006 年的 4.84。2006 年以来, 我国实施具有强制性的节能减排目标责任制, 这一政策的直观效果是使能源强度再次形成下降的趋势。以上的分析意味着, 产业结构的“V”形波动, 对能源强度的效应可能发生了转换, 其转换可能发生在“V”形的底部。

1.1.3 技术进步

从经济学理论和中国的现实可知, 技术进步是降低能源强度的重要因素, 但如何度量技术进步及其对能源强度的影响, 又是一个研究的焦点。现有的研究较多地使用全要素生产率(total factor productivity, TFP)^①, 但是, TFP 所度量的是外生的希克斯中性技术进步(即不是体现在设备和固定资产中的技术进步)。林伯强和孙传旺(2011)的研究发现, 能源利用效率对 TFP 的影响系数不仅小, 且逐年缩小。而考察中国各行业可以看出, 新增和更新改造的机器和设备等各类固定资产、引进与自主研发的先进工艺和装备显著提高了技术水平和能源使用效率。例如, 耗能大户钢铁行业在“十一五”期间通过加大节能技术改造投入, 推广先进的节能工艺和装备, 使吨钢综合能耗下降了 12.1%。因此, 体现在设备和基础设施(资本)中的技术进步(文献中称其为资本体现式的技术进步, 或者物化的技术进步), 可能是中国技术进步的主要部分。Wing(2008)的研究表明, 资本体现式的技术进步对美国能源强度的下降具有重要影响。上述分析意味着, 考察包括资本体现式和希克斯中性技术进步对能源强度的影响更为准确。为此, 本文度量资本体现式和希克斯中性技术进步并揭示其对能源强度的影响。

根据 Greenwood 等(1997)的方法, 在假定并验证了规模报酬不变($\alpha + \beta + \gamma = 1$)的基础上, 我们设定对数化形式的柯布-道格拉斯生产函数模型为

$$\ln(Y/L) = \ln A_0 + \theta t + \alpha \ln(K_e/L) + \beta \ln(K_s/L) + \epsilon \quad (4)$$

其中, Y 为产出; A_0 为初始技术水平; L 为人力资本, 用不同教育水平的劳动力数量乘以其受教育年限的加总来度量; K_e 和 K_s 分别代表设备资本存量和建筑资本存量; ϵ 为随机扰动项。以 E 表示资本存量的平均技术效率, $K (= K_e + K_s)$ 表示全部资本存量, 由于资本体现式的技术进步体现在设备资本存量 K_e 中, 故 $K_e = EK$, 将其代入模型(4)并对 t 取一阶导数, 有

$$\dot{y} = \theta + \alpha \dot{k}_e + \beta \dot{k}_s = \theta + \alpha(\dot{e} + \dot{k}) + \beta \dot{k}_s = (\alpha \dot{k} + \beta \dot{k}_s) + (\theta + \alpha \dot{e}) \quad (5)$$

式(5)中的 $\dot{y}$ 、 $\dot{k}_e$ 、 $\dot{k}_s$ 、 $\dot{e}$ 、 $\dot{k}$ 等分别表示求导后的变量, 即增长率。于是, $\alpha \dot{k} + \beta \dot{k}_s$ 为资本的增长率; 而 $\alpha \dot{e}$ 为资本体现式的技术进步率, θ 为中性技术进步率, 因此, $\theta + \alpha \dot{e}$ 就是包含在机器设备等固定资产中的体现式和中性技术进步率之和, 简称为技术进步。我们根据赵志耘等(2007)的估算方法得到设备资本存量 K_e 和建筑资本存量 K_s ; 而对人力资本存量 L , 使用王小鲁等(2009)的研究结果并由本文更新至 2009 年。依据式(5)计算得到的 $\theta + \alpha \dot{e}$ 的结果见图 2 中的技术进步率(记为 TECHP)曲线。以 1980 年

^① 对全要素生产率的测度, 学术界普遍的做法包括索罗残差法、DEA 法和随机前沿生产函数法等, 不同方法所得到的 TFP 均对能源效率有重要影响。具体可参见史丹等(2008)、吴利学(2009)。

的技术进步为 100 而计算出 1980~2009 年的技术进步指数(记为 TECH), 将其一并描绘在图 2 中。

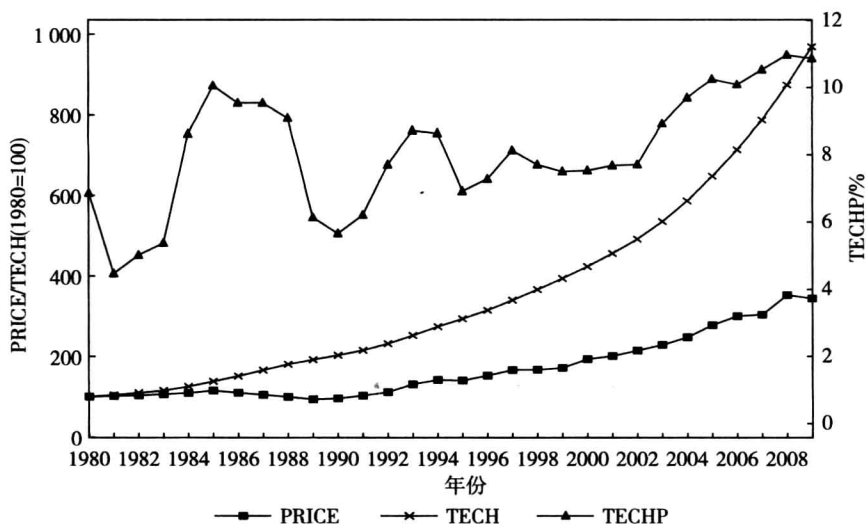


图2 中国技术进步指数 TECH 与能源价格 PRICE(1980~2009 年)

由式(5)和图 2, 中国资本体现式的技术进步率的均值为 $4.644\% (=0.383\dot{e})$, 高于希克斯中性技术进步率的均值 ($3.471\% = \theta$), 并且占总的技术进步率 (8.115%) 的 57.229% ^①。图 2 表明, TECHP 在 20 世纪 80 年代波动剧烈, 90 年代波幅缩小, 而 2000 年以来处于上升趋势。这与中国设备引进与投资的现实相吻合: 1983~1986 年, 当时的国有企业“放权让利”促进了设备的更新改造, 提高了资本体现式技术进步率。2000 年后, 合资和独资企业的发展导致大规模的机器设备的引进, 使 TECHP 形成上升趋势。总之, 中国技术进步呈持续上升趋势, 表明技术水平在持续提高。特别是 1995~1997 年, TECHP 以年均 7.434% 的速度增长, 同期的能源强度累计下降了 17.98 个百分点, 但同期的产业结构则由 41.041 上升至 41.687。这一组数据能否说明, 在产业结构不利于降低能源强度的背景下, 技术水平的提高驱使了能源强度的持续下降? 本文基于模型的检验和估计结果, 回答上述问题。

1.1.4 能源价格

中国一次能源消费由煤炭、石油、天然气和水电等构成, 因此某一种能源品种的价格波动不足以反映整体的能源价格波动特征。为此, 本文采用杨继生(2009)构建的能源实际综合价格指数作为能源价格(记为 PRICE)的度量指标, 其定义为

$$\text{PRICE} = \text{EZP} / \text{GYP} \quad (6)$$

其中, EZP 为以历年能源消费总量中各一次能源消费(煤炭、石油、天然气和水电)的

^① 本文估算的是技术进步率及其技术进步指数, 与国内外文献中讨论较多的技术进步对经济增长的贡献率有本质的不同。

构成比例为权重,以1980年为基期,将煤炭、石油、电力三大行业的工业品出厂价格指数进行加权平均(其中,石油和天然气均使用石油行业出厂价格指数)而形成的能源价格综合指数;GYP为以1980年为基期的工业品出厂价格指数。因此,式(6)所定义的是能源的相对价格,简称为能源价格,其计算结果如图2中的PRICE曲线所示。从理论上讲,能源相对价格的提高应促使能源消费部门以更节能的方式消费能源,促使能源强度的下降。但是,中国的能源价格改革,主要经历了由国家定价和国有企业主导定价两大阶段。图2中的PRICE数据表明,1980~1993年,中国能源价格主要由国家定价而基本保持低水平的稳定。1994年取消了统一的煤炭计划价格(电煤价格除外),煤炭价格由国有煤企基于市场需求主导定价,促使能源价格由1992年的111.32上升至1997年的166.64。1998年6月,石油价格与国际油价接轨,1999年又提高了电力价格,导致1998~2002年能源价格的快速上涨。2002年能源价格为216.87,相比1997年上涨了50.23,与之相对应,能源强度也在下降。这一事实能否说明能源价格的上升导致能源需求的减小而促进能源强度的下降?2003年实施的《电价改革方案》,2004年年底实行的煤电联动机制,以及国际油价大幅上涨所带动的国内油价的上涨^①,使得2003年以来能源价格迅速走高,与之相对应的是能源强度的不降反升。以上的分析意味着,国际石油价格变动和国有能源企业主导定价的能源价格在不同时期的调整,也可能导致能源价格对能源强度产生不同的效应。

1.2 能源强度与产业结构的关系—— 非线性阈值协整模型的设定

以上关于能源强度、产业结构和技术进步等变量的数据分析表明,中国产业结构呈现出不规则的“V”形调整,而技术进步和能源价格持续提高,能源强度在缓慢下降中反复。这种数据特征意味着,中国不同时期的产业结构对能源强度可能产生不同的效应,产业结构等变量对能源强度的效应基于ES的值而可能发生非线性转换。为揭示这种效应,本文首先设定能源强度与产业结构等变量之间的非线性阈值协整模型,其次以检验结果证实这一非线性关系,最后基于估计结果,分析产业结构的“V”形调整对能源强度产生的不同效应。为此,以 lei_t 、 les_t 、 $lprice_t$ 和 $ltech_t$ 分别表示 t 期能源强度、产业结构、能源价格和技术进步的自然对数。鉴于ES的“V”形调整而将其作为阈值变量,定义 $[0, 1]$ 内的有界连续的机制转移函数 $G(es_{t-d}, \gamma, th)$,用于刻画产业结构与能源强度的非线性关系,其中, es_{t-d} 表示阈值变量^②; d 为发生机制转移的位置参数; γ 为机制转移的速度; th 为待估计的阈值。这样,能源强度与产业结构等变量之间的非线性

① 2003年以来,国际油价大幅上涨,西德克萨斯中质原油(West Texas Intermediate crude oil)期货价格由2003年年初的每桶30美元左右上涨至2008年7月的每桶140美元以上,相应地,2003~2008年我国石油工业出厂价格指数年均达到115.733。

② 阈值变量包含有随时间变化而累积的时间趋势,这意味着转移函数可能会随样本规模的增加而单调递增或递减,本文褪去了这一趋势,详细的方法请参考Choi和Saikkonen(2004)。

关系设定为

$$\text{lei}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{les}_t + \beta_2 \text{ltech}_t + \beta_3 \text{lprice}_t + (\lambda_0 + \lambda_1 \text{les}_t + \lambda_2 \text{ltech}_t + \lambda_3 \text{lprice}_t) G(\text{es}_{t-d}, \gamma, \text{th}) + u_t \quad (7)$$

模型(7)中,当 $G(\cdot)$ 等于零或接近于零时,产业结构等变量与能源强度的关系由第一机制刻画,其效应值为 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)'$; 当 $G(\cdot)$ 等于1或接近于1时,产业结构等变量对能源强度的关系由第二机制描述,其效应值为 $(\beta + \lambda)$, 其中 $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3)'$; 当 $G(\cdot) \in (0, 1)$ 时,各变量对能源强度的效应服从混合机制,对应的效应值为 $(\beta + \lambda \times G(\cdot))$ 。如果模型(7)中的变量为 $I(1)$ 变量,并且残差 $\hat{u}_t \rightarrow I(0)$, 则模型(7)为阈值协整模型,亦即各变量之间存在非线性的长期阈值协整关系。本文后续的研究正是对模型(7)进行检验和估计,以检验结论证实模型(7)是否为阈值协整模型,对应的估计结果则从数量上表明了产业结构等变量对能源强度在不同机制(不同时期)产生的不同效应。

2 模型的检验与估计

为检验模型(7)是否为非线性阈值协整模型,我们首先对模型(7)中的变量进行单位根检验,在此基础上,检验非线性并确定转移函数 $G(\cdot)$ 的具体形式,进而估计模型并对估计的残差进行阈值协整检验。

2.1 变量的单位根检验

为确保结论的稳健性,本文分别采用 ADF 和 PP 检验对各变量进行单位根和平稳性检验,具体结果见表1。

表1 各变量的单位根检验

变量	检验设定形式	ADF	PP	检验结论
lei_t	(c, t)	-2.372 8(0.384 6)	-1.377 4(0.846 3)	$I(1)$
les_t	(c, t)	-2.691 8(0.247 0)	-3.404 8(0.070 3)	$I(1)$
lprice_t	(c, t)	-2.435 7(0.354 3)	-1.520 5(0.798 8)	$I(1)$
ltech_t	(c, t)	0.202 0(0.996 7)	-0.474 5(0.979 0)	$I(1)$

注:(1)检验设定形式中 c 代表截距项, t 代表时间趋势项;

(2)ADF 和 PP 检验统计值括号内的数值是对应的 p 值

表1中的 ADF 和 PP 检验的结果表明,所有变量均为 $I(1)$ 变量。

2.2 模型设定检验

为确认不同时期(或者不同机制)的产业结构对能源强度是否产生不同的效应,我们首先检验 $G(\text{es}_{t-d}, \gamma, \text{th})$ 的存在性,并确定发生机制转移的位置参数 d 。为此,假定机制转移函数为指数函数或逻辑函数并在原点进行三阶泰勒展开,将泰勒展开式作为机制转移函数的近似式代入模型(7),重新参数化的模型为

$$\text{lei}_t = \beta_0 + \beta' x_t + (\lambda_0 + \lambda' x_t) \sum_{i=1}^3 \rho_i \text{es}_{t-d}^i + u_t \quad (8)$$

其中, $x_t = (\text{les}_t, \text{lprice}_t, \text{ltech}_t)'$ 。根据 Dijk 等(2002)的方法, 本文对模型(8)基于不同的 d 值(0~6)进行 OLS 估计, 最小的 AIC 或最大的 $\bar{R}^2$ 所对应的 d 值即为转换发生的位置。估计结果表明, $d=1$ 时所对应的 AIC 最小(-79.1451)和 $\bar{R}^2$ 最大(0.977 2), 因此本文取 $d=1$ 。

为检验非线性, 针对模型(8)设定线性原假设(约束) $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = 0$, 拒绝 H_0 即应设定为非线性模型。由于在 $I(1)$ 条件下 Teräsvirta 与 Granger 所提出的 LM 非线性检验统计量不再具有标准分布(Teräsvirta, 1994; Teräsvirta and Granger, 2008), 因此, 我们运用 Caner 和 Hansen(2001)基于 bootstrap 而形成的 LM 检验, 来检验非线性的存在性并确定机制转移函数的形式, 其主要原理与步骤为: ①将原假设 H_0 代入模型(8)并对其进行估计, 由此得到 $\hat{\beta}$ 和 $\hat{\lambda}$; ②将第一步估计的残差 $\hat{u}_t$ 标准化, 记为 $\hat{u}_t^*$; ③对 $\hat{u}_t^*$ 进行有回置的自助抽样, 基于 $\hat{\beta}$ 和 $\hat{\lambda}$ 生成 bootstrap 样本序列 lei_t^* , 其中初始值取对应的原始数据值; ④使用 bootstrap 样本分别对原假设和没有原假设约束的模型重新进行估计, 基于估计的结果, 计算 LM 统计量:

$$\text{LM}^b = T(\text{RSS}^1 - \text{RSS}^2) / \text{RSS}^2 \quad (9)$$

其中, RSS^1 为原假设约束下的残差平方和, RSS^2 为不受原假设约束的残差平方和, T 为样本长度; ⑤重复以上过程 1 000 次, 将每次计算的 LM^b 值按降序排列, 可得到各分位点的临界值 LM_T^b ; ⑥使用原始数据, 分别对原假设和不受原假设约束下的模型进行估计, 并计算相应的 LM 统计量的值 LM^T , 若 $\text{LM}^T > \text{LM}_T^b$, 则拒绝原假设, 对应的 p 值为 $p = \text{Prob}(\text{LM}^b > \text{LM}^T)$ 。根据上述步骤产生的检验结果见表 2。

表 2 模型设定检验

原假设	LM^T	LM_T^b (1%的临界值)	Bootstrap p 值
$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = 0$	98.266	55.914	0
$H_{01}: \rho_3 = 0$	0.564	26.098	0.956
$H_{02}: \rho_2 = 0 \mid \rho_3 = 0$	7.236 8	22.003	0.187
$H_{03}: \rho_1 = 0 \mid \rho_2 = 0, \rho_3 = 0$	71.432	19.534	0

从表 2 可以看到, 检验非线性($H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = 0$)的 $\text{LM}^T = 98.266$, 大于 1% 的临界值 55.914, 故拒绝线性原假设。这一结果证实, 中国能源强度与产业结构等变量之间存在非线性的阈值转移。基于此, 我们进一步确定 $G(\text{es}_{t-d}, \gamma, \text{th})$ 的具体函数形式。应用 Teräsvirta 和 Granger(2008)的方法, 对模型(8)设定原假设 $H_{01}: \rho_3 = 0$, $H_{02}: \rho_2 = 0 \mid \rho_3 = 0$, $H_{03}: \rho_1 = 0 \mid \rho_2 = 0, \rho_3 = 0$, 并对这些假设做序贯检验: 如果拒绝最显著的是 H_{01} 或 H_{03} , 则机制转移函数为逻辑函数; 如果拒绝最显著的是 H_{02} , 则选取指数函数为机制转移函数。实现这一检验的仍为上述 LM 约束检验, 检验结果一并列入表 2。表 2 的结果说明, 模型(8)中的 $G(\cdot)$ 应设定为逻辑函数。

2.3 阈值协整检验与模型的估计

前述结论证实,中国产业结构与能源强度的关系是以逻辑函数为机制转移函数的非线性关系。这一关系是否为阈值协整关系,取决于估计的残差是否为 $I(0)$ 。为此,我们需估计 $G(\cdot)$,基于此对模型(7)进行非线性最小二乘估计(NLS),检验估计的残差 u_t 是否为 $I(0)$ 。Choi 和 Saikkonen (2010)选取不同机制的残差实现对原假设 H_0 [$\hat{u}_t \rightarrow I(0)$]的检验,检验统计量为

$$C_{NLS}^{b,i} = b^{-2} \hat{\omega}_{i,u}^{-2} \sum_{t=i}^{i+b-1} \left(\sum_{j=i}^t \hat{u}_j \right)^2 \Rightarrow \int_0^1 W^2(s) ds \quad (10)$$

其中,下标表示模型采用NLS估计; $\hat{\omega}_{i,u}^{-2}$ 为 u 的长期方差 ω_u^2 的一致估计; b 为所选取的部分残差样本容量; i 为残差的起始点; $W(s)$ 为标准布朗运动。选取不同的 b 和 i ,计算式(10),从中选取最大的统计量,即

$$C_{NLS}^{b,i_{\max}} = \max(C_{NLS}^{b,i_1}, C_{NLS}^{b,i_2}, \dots, C_{NLS}^{b,i_H}) \quad (11)$$

基于式(11)形成检验结论。其中 H 为 b 给定时需计算 $C_{NLS}^{b,i}$ 统计量的次数,选取原则是确保所有的残差能分别用于计算 $C_{NLS}^{b,i}$,同时又使得 H 达到最小。我们通过 Monte Carlo 仿真试验^①计算了 $C_{NLS}^{b,i}$ 的极限分布及其临界值。仿真试验表明, $C_{NLS}^{b,i_{\max}}$ 的估计值为0.4999,对应的 p 值为0.97,亦小于其极限分布的5%的临界值2.49,因此,不拒绝原假设 H_0 ,即估计的模型(7)为中国能源强度与产业结构等变量之间的阈值协整模型。

为最终估计模型,我们需确定逻辑转移函数中的阈值 th 。将ES的样本数据从小到大排列并取中间的80%(即样本量中 $[0.1T, 0.9T]$)作为阈值可能的区间,将该区间中的每一个值代入模型(7)中的 $G(\cdot)$,对模型(7)进行NLS迭代估计,直至残差平方和最小,对应的阈值即为估计的阈值。由此产生的阈值估计值为 $ES=40.435$,机制转移函数的数值形式为

$$\hat{G} = \{1 + \exp[-496(es_{t-1} - 40.435)]\}^{-1} \quad (12)$$

式(12)表明,中国的产业结构在不同机制(不同时期)对能源强度形成不同的效应:转移速度 γ 的估计值(-496)刻画了产业结构对能源强度的效应快速而且显著的转移; $d=1$ 意味着产业结构的调整将迅速导致能源强度的变动。例如,2003年的ES为40.454,同比上涨了2.631%,导致2004年的EI同比上升了5.501%;2007年的ES为41.584,同比下降了1.488%,2008年的EI随之下降了5.231%;而2009年ES的下降,促使了2010年的能源强度下降4.011%。这一组数据印证了转换函数的准确性。由前述,产业结构在样本期呈现出“V”形演变,式(12)不仅证实了产业结构对能源强度产生非线性效应,而且还给出了具体的转换形式和发生转换的水平为估计的阈值($th=40.435$)。这是本文的结论之一。

将式(12)代入模型(7),并以对应的参数估计值作为初始值,对模型(7)采用牛顿法进行迭代估计,由此产生模型最终的估计结果(括号内为 t 统计量):

① 本文在 Monte Carlo 仿真试验中设定循环次数为1000次。