

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、能源价格和技术进步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、1998-2002 和 2009 年间, 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、1995-1997、2003-2008 年的产业结构具有耗能效应。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 and technological progress, 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

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。改革开放的初期, 中国工业

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

增加值占 GDP 的比重（以下简称为产业结构）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，产业结构随之下调至 1990 年的 37%。但 1990 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和企业相继上马，又使得产业结构上升至 1997 年的 42%，当时国有企业的兼并和规范破产等改革措施促使结构下调至 2002 年的 39%。随着大规模的基础设施建设和钢铁、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？2003 至 2007 年前后的产业结构一直在 40% 以上徘徊，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，即结构对能源强度具有“结构红利”。Greening 等 (1997) 的研究结论表明，美、日、德 1970-1992 年间的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 年间能源强度下降的 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 年间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、加、澳、日、韩和中国均存在“结构红利”。李政等 (2006) 分析英、美、德、日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 年以前的结构变动是能源强度下降的主要原因，但 2002 年以来的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 年间的产业结构调整导致能源强度的下降。史丹 (2002) 认为，1980-1995 年间中国产业结构的变动促使能源强度下降，但 1996-1999 年的产业结构产生耗能效应。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 年间的结构变动 (1998 年除外) 导致能源强度的上升。姚愉芳等 (2007) 认为，2002 年以后的结构变化推动了能源强度上升。陈诗一 (2011) 的 LMDI 分解结论表明，工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两者间的非线性关系，从而揭示不同时期的结构调整对能源强度产生的影响。本文结构安排如下：第二节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，第三节是实证检验结果及其分析，第四节是结论。

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而讨论模型设定。

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

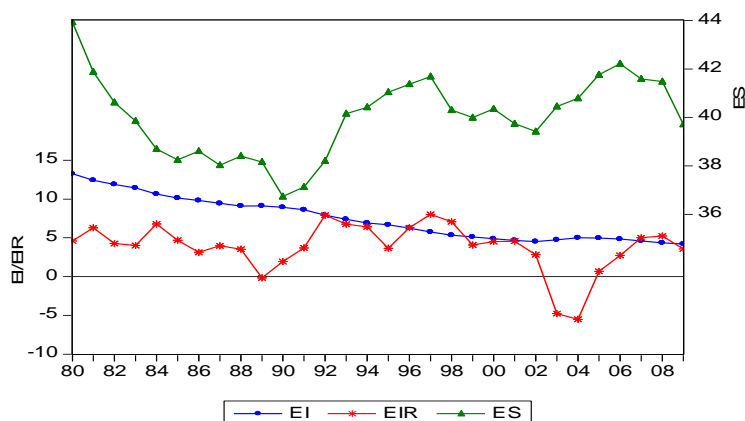


图 1 中国能源强度 EI 与产业结构 ES (1980-2009)

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：

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

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 表明，中国能源强度在缓慢下降中反复波动。2003-2005 年，随着钢铁等重化行业的快速发展，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

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

排”和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 (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”型波动，1980 年至 1997 年呈现第一次大的“V”型波动，转换发生在 1990 年，对应的 ES 值为 36.737，第二次“V”型波动的转换则发生在 2002 年 (ES=39.4)。这种“V”型调整，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。1990 年代的中期，随着小水泥、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”型波动，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”型波动，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”型波动，对能源强度的效应可能发生了转换，其转换可能发生在“V”型的底部。

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。现有的研究较多的使用全要素生产率 (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)。林伯强等 (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、引进与自主研发先进工艺和装备显著提高了技术水平和能源使用效率，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，或者是物化的技术进步)，可能是中国技术进步的主要部分。Wing (2008) 的研究表明，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中性的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。

^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)。

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：

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

其中 Y 为产出， A_0 为初始技术水平， L 为人力资本，以受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。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：

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

（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 $\alpha \dot{e}$ 即为资本体现式的技术进步率， θ 是中性技术进步率，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（5）式计算得到的 $\theta + \alpha \dot{e}$ 的结果见图 2 中的 TECHP 曲线。以 1980 年的技术进步为 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。

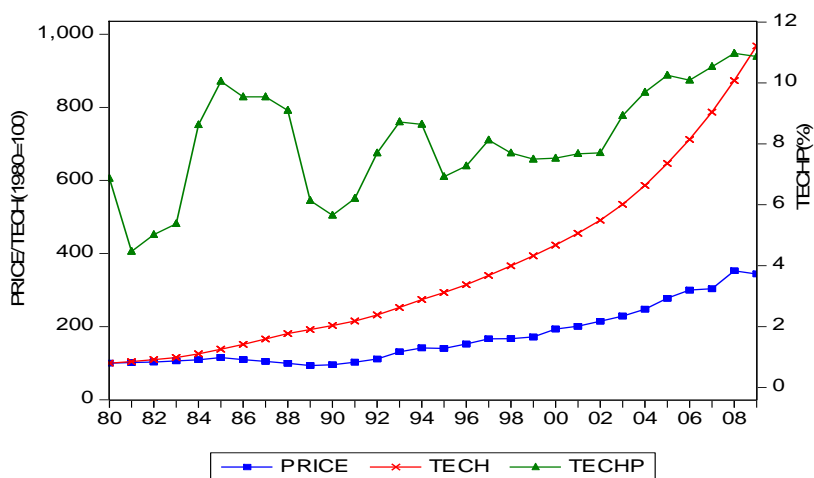


图 2 中国技术进步 TECH 与能源价格 PRICE（1980-2009）

由（5）式和图 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，技术进步率 TECHP 在 1980 年代波动剧烈，1990 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，资本体现式技术进步率的提高。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

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。

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，TECH 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 是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 是以 1980 年为基期的工业品出厂价格指数。因此，（6）式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 年底实行煤电联动机制，同时国际油价的大幅上涨带动了国内油价的上涨，^①这使得 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，受国际石油价格影响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规则的“V”型调整，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，然后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

^① 2003 年以来，国际油价大幅上涨，WIT 原油期货价格由 2003 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 115.733。

结构的“V”型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”型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， d 为发生机制转移的位置参数， γ 是机制转移的速度， th 是待估计的阈值。这样，能源强度与产业结构等变量之间的非线性关系设定为：

$$lei_t = \beta_0 + \beta_1 les_t + \beta_2 ltech_t + \beta_3 lprice_t + (\lambda_0 + \lambda_1 les_t + \lambda_2 ltech_t + \lambda_3 lprice_t)G(es_{t-d}, \gamma, th) + u_t \quad (7)$$

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，对应地效应为 $(\beta + \lambda \times G(\cdot))$ 。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 (7) 是否为非线性阈值协整模型，我们首先对 (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，具体结果列入表 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)	-2.3728 (0.3846)	-1.3774 (0.8463)	I (1)
les_t	(c,t)	-2.6918 (0.2470)	-3.4048 (0.0703)	I (1)
$lprice_t$	(c,t)	-2.4357 (0.3543)	-1.5205 (0.7988)	I (1)
$ltech_t$	(c,t)	0.2020 (0.9967)	-0.4745 (0.9790)	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

① 阈值变量 es_{t-d} 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 & Saikkonen (2004)。

为证实不同时期（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 $G(es_{t-d}, \gamma, th)$ 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：

$$lei_t = \beta_0 + \beta x_t + (\lambda_0 + \lambda x_t) \sum_{i=1}^3 \rho_i es_{t-d}^i + u_t \quad (8)$$

其中， $x_t = (les_t, lprice_t, ltech_t)'$ 。根据 Dijk 等（2002）的方法，本文对（8）式基于不同的 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（0.9772），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（1994，2008）所提出的 LM 非线性检验统计量不再具有标准分布。为此，我们运用 Caner 和 Hansen（2001）基于 bootstrap 而形成的 LM 检验，以此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^* 进行有回置地抽取 bootstrap 样本，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：

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

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 1000 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 $LM^T > LM_T^b$ ，则拒绝原假设，对应的 p 值为 $p = \text{Prob}(LM^b > LM^T)$ 。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
$H_{02}: \rho_2 = 0 \rho_3 = 0$	7.2368	22.003	0.187
$H_{03}: \rho_1 = 0 \rho_2 = 0, \rho_3 = 0$	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 $LM^T = 98.266$ ，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 $G(es_{t-d}, \gamma, th)$ 的具体函数形式。应用 Teräsvirta 等（2008）的方法，对模型（8）设定原假设 $H_{01}: \rho_3 = 0$ ， $H_{02}: \rho_2 = 0 | \rho_3 = 0$ ， $H_{03}: \rho_1 = 0 | \rho_2 = 0, \rho_3 = 0$ ，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 \hat{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：

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

其中，下标表示模型采用 NLS 估计， $\hat{\omega}_{i,u}^{-2}$ 是 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 是残差的起始点， $W(s)$ 为标准布朗运动。选取不同的 b 和 i ，计算 (10) 式，从中选取最大的统计量，即：

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

基于 (11) 式形成检验结论。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 (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：

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

(12) 式表明，中国的产业结构在不同的机制 (不同的时期) 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。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 年的结构为 41.584，同比下降了 1.488%，2008 年的能源强度随之下降了 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”型演变，(12) 式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 (12) 式代入模型 (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。

$$\begin{aligned}
lei_t = & 6.199 - 0.047les_t - 0.483ltech_t - 0.282lprice_t \\
& (-3.255) \quad (-215.389) \quad (-40.532) \\
& + [-4.248 + 0.333les_t - 0.502ltech_t + 1.164lprice_t] [1 + \exp[-496(es_{t-1} - 40.435)]]^{-1} + \hat{u}_t \\
& (1.942) \quad (-68.533) \quad (51.410)
\end{aligned} \tag{13}$$

由前述检验结果可知，(13)式即为中国产业结构、技术进步、能源价格与能源强度之间存在的长期阈值协整关系。这一关系表明，产业结构、技术进步和能源价格基于估计的阈值(结构ES=40.435)及其所决定的不同机制(时期)对能源强度产生不同的效应：在(12)式等于和接近于零所对应的第一机制(亦即1983-1994年、1998-2002年、2009年)内，在其他变量保持不变的条件下，产业结构对能源强度的效应值为-0.047，即产业结构促使能源强度的下降，由此体现微弱间断的“结构红利”；技术进步和能源价格也对能源强度产生负效应。在(12)式等于和接近于1所对应的第二机制(对应的时期为1980-1982、1995-1997、2003-2008年)，对应的结构具有能耗效应，其值为0.286(=0.333-0.047)。也就是说，如果技术进步和能源价格保持不变，处于第二机制内的产业结构上升1%，将导致能源强度平均上升0.286个百分点。(13)还表明，整个样本期间技术进步对能源强度产生负效应，这一结果说明，本文所计算的技术进步，不仅基本准确的度量了中国的技术进步水平，而且还准确的揭示了它与能源强度的关系。因此，不断提高技术进步，是降低能源强度的重要途径。

总之，(13)式表明，中国的产业结构在1983-1994年、1998-2002年、2009年对能源强度具有微弱的结构红利，而在1980-1982、1995-1997、2003-2008年期间产生明显的耗能效应。这是本文最重要的结论。

2.4 中国产业结构的能耗效应及其国际比较

1. 中国产业结构的耗能效应主要源于偏重的结构和高耗能产业的发展，红利效应主要源于结构调整政策。由前述，1980-1982、1995-1997、2003-2008年的结构耗能效应为0.286($\hat{\beta}_2 + \hat{\gamma}_2 = 0.286$)。1980-1982年，高耗能的乡镇企业粗放型的增长，促使能源强度的上升；而1995-1997年连续4年的高通胀，助长了粗放型的经济增长方式，由此形成了高能耗的结构格局。中国经济在2003-2008年间进入新的增长期，在大规模基础设施建设的带动下，高耗能的钢铁、水泥等行业快速扩张，强化了重型化的产业结构格局。2005年的结构值达到41.76，比2002年上涨了1.7%，基于模型(13)的第二机制，这种结构演变致使能源强度平均上升1.701个百分点。2009年至今，在节能减排和结构调整政策的作用下，结构下降至39.717，同比下降4.245个百分点，根据估计的模型(13)，产业结构的这种调整，直接导致其对能源强度的效应由2008年的0.286转移为-0.047。这一结果不仅说明我国强制性节能减排和结构调整的政策已经初见成效，也说明中国的结构红利主要源于结构调整政策。

2. 中国产业结构能耗效应的国际比较。Wing(2008)的研究表明，美国的产业结构(第二产业占GDP的比重)，从1958年的36%缓慢下降至2000年的20%，这种结构升级导致能源强度的下降。美国1980-2000年能源价格上涨促使工业结构不断优化，而工业结构的升级也是美国能源强度下降的重要原因。Unander(2007)针对美、日、英等10个IEA成员国1973-1998年的分析表明，这些国家的制造业占GDP的比重大约为18%，这样的产业结构对能源强度的效应为负。而中国仅仅在1983-1994年、1998-2002年、2009年间，产业结构对能源强度产生负效应，但这些时期第二产业占GDP的比重的均值分别为38.553%、39.961%和39.717%。这就表明，与美国产业结构的节能效应相比较，中国的结构红利不仅是微弱间断的节能效应，而且第二产业占GDP的比重明显高于美国的水

平。与 IEA 成员国相比较,中国制造业占 GDP 的比例还显著的高于 18%。上述比较分析说明,对于中国而言,即使具有红利效应的产业结构和经济结构,还远远高于美国和 IEA 成员国对应的水平。因此,中国的结构调整将是一个长期的过程。上述比较分析还启示我们,以抑制高耗能的重工业的增长而实现工业内部结构的优化与升级,以促进农业和服务业、高新产业的发展而调整经济结构,是中国产业结构产生持续节能效应的必由之路。

3 主要结论

本文根据检验结果证实,中国能源强度与产业结构、技术进步和能源价格间存在以产业结构为阈值变量的非线性阈值协整关系,基于此产生的主要结论为:中国产业结构等变量对能源强度的长期效应在产业结构位于 40.435%处发生非线性转移,并由逻辑函数刻画其转移特征。具体而言,在工业增加值占 GDP 的比重向下调整的 1983-1994 年、1998-2002 年和 2009 年间,中国产业结构对能源强度的长期效应值为-0.047,即这几个时期的产业结构体现了对能源强度具有微弱间断的“结构红利”;而在 1980-1982、1995-1997 和 2003-2008 年间,产业结构对能源强度的效应值为 0.286,也就是说,这三个时期的产业结构体现了明显耗能的特征。本文的结论表明,始终不渝的调整结构,加快经济增长方式的转变,是实现结构具有持续节能效应的长期战略。

参考文献

- 陈诗一,2011.中国碳排放强度的波动下降模式及经济解释.世界经济,(4):124-143.
- 李政,麻林巍,潘克西.2006.产业发展与能源的协调问题研究——国际经验及对我国的启示.中国能源,(10):5-11.
- 林伯强,孙传旺.2011.如何在保障中国经济增长前提下完成碳减排目标.中国社会科学,(1):64-71.
- 齐志新,陈文颖,吴宗鑫.2007.工业轻重结构变化对能源消费的影响.中国工业经济,(2):8-14.
- 史丹.2002.我国经济增长过程中能源利用效率的改进.经济研究,(9):49-56.
- 王少平,杨继生.2006.中国工业能源调整的长期战略和短期措施——基于 12 个主要工业行业能源需求的综列协整分析.中国社会科学,(4):88-96.
- 王小鲁,樊纲,刘鹏.2009.中国经济增长方式转换和增长可持续性.经济研究,(1):4-16.
- 魏楚,沈满洪.2008.结构调整能否改善能源效率:基于中国省级数据的研究.世界经济,(11):77-85.
- 吴利学.2009.中国能源效率波动:理论解释、数值模拟及政策含义.经济研究,(5):130-142.
- 杨继生.2009.国内外能源相对价格对中国的能源效率.经济学家,(4):90-97.
- 姚愉芳,陈杰,李花菊.2007.结构变化的节能潜力计算的方法论研究.数量经济技术经济研究,(4):115-123.
- 张维迎.2010.市场的逻辑.上海:上海人民出版社.
- 赵志耘,吕冰洋,郭庆旺,贾俊雪.2007.资本积累与技术进步的动态融合:中国经济增长的一个典型事实.经济研究,(11):18-31.
- Caner M, Hansen B E. 2001. Threshold autoregression with a unit root. *Econometrica*,69(6):1555-1596.
- Choi I, Saikkonen P.2004. Testing linearity in cointegrating smooth transition regressions. *Econometrics Journal*,7(2): 341-365.
- Choi I, Saikkonen P.2010.Tests for nonlinear cointegration. *Econometric Theory*,26(3):682-709.

-
- Dijk D V, Teräsvirta T, Franses P H.2002. Smooth transition autoregressive models—a survey of recent developments. *Econometric Reviews*, 21(1) : 1-47.
- Feng T W, Sun L Y, Zhang Y.2009.The relationship between energy consumption structure, economic structure and energy intensity in China . *Energy Policy* ,37(12): 5475-5483.
- Fisher-Vanden K, Gary H J, Liu H M, Tao Q.2004.What is driving China's decline in energy intensity? *Resource and Energy Economics*, 26(1):77-97.
- Greening L A, William B D, Schipper L, Khrushch M.1997.Comparison of six decomposition methods: application to aggregate energy intensity for manufacturing in 10 OECD countries. *Energy Economics*, 19(3):375-390.
- Greenwood, Hercowitz, Krusell.1997.Long-run implications of investment-specific technological change. *American economic review*, 87(3): 363-382.
- Krüger J J.2008. Productivity and structural change: a review of the literature. *Journal of Economic Surveys*, 22(2):330–363.
- Liao H, Fan Y, Wei Y M.2007. What induced China's energy intensity to fluctuate: 1997- 2006? *Energy Policy*,35(9): 4640-4649.
- Liu N, Ang B W.2007. Factors shaping aggregate energy intensity trend for industry: Energy intensity versus product mix. *Energy Economics*, 29(4): 609-635.
- Ma C, Stern D I.2008. China's changing energy intensity trend: A decomposition analysis. *Energy Economics*,30(3): 1037-1053.
- Philip A. 2009. China's ongoing energy efficiency drive: origins, progress and prospects. *Energy Policy*,37(4):1331-1344.
- Schäfer A. 2005.Structural change in energy use. *Energy Policy*, 33(4):429-437.
- Teräsvirta T, Granger C W.2008.*Modeling nonlinear economic relationships*. Cambridge: Oxford university press.
- Unander F.2007.Decomposition of manufacturing energy-use in IEA countries: How do recent developments compare with historical long-term trends? *Applied Energy*, 84(7):771-780.
- Wang J S, He C F.2009.Technological progress, structural change and China's energy efficiency. *Chinese Journal of Population, Resources and Environment*, 7(2):44-49.
- Weber C L.2009.Measuring structural change and energy use: Decomposition of the US economy from 1997 to 2002. *Energy Policy*, 2009, 37(4): 1561-1570.
- Wing I S.2008. Explaining the declining energy intensity of the U.S. economy. *Resource and Energy Economics*,30(1): 21-49.
- Wu N.2008.*Energy intensity, renewable energy, and economic development: examining three provinces in China*.Working paper, MIT.
- Yuan C Q, Liu S F, Fang Z G, Xie N M.2010.The relation between Chinese economic development and energy consumption in the different periods. *Energy Policy*, 38(9):5189-5198.