

Re-Discussion on the Paradox of Energy Consumption Efficiency Technology—Based on the Analysis of Provincial Data in China

Chunlei Lang

School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou
Email: rainbowlang@126.com

Received: Jul. 13th, 2014; revised: Jul. 30th, 2014; accepted: Aug. 20th, 2014

Copyright © 2014 by author and Hans Publishers Inc.
This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).
<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

Abstract

Technological innovation is known as an important factor to improve the energy use efficiency and reduce the energy consumption on one hand. On the other hand, technological innovation is also well known as a paradox to energy consumption. Based on the provincial data in China, this paper will analyse the paradox of technology to energy consumption using different technological innovation input and output index, which is also called the rebound effect of technological innovation to energy consumption.

Keywords

Technological Innovation, Energy Consumption, Rebound Effect

再论能源消费效率技术悖论——基于中国的省际数据分析

郎春雷

浙江工商大学经济学院, 杭州
Email: rainbowlang@126.com

收稿日期: 2014年7月13日; 修回日期: 2014年7月30日; 录用日期: 2014年8月20日

摘要

技术创新一直以来被认为是提高能源使用效率，降低能源消费的重要因素，但是国外就技术创新对能源消费影响的悖论一直以来颇受关注，本文根据中国的省际数据分析，用技术创新的产出和投入不同指标，分析中国能源消费效率技术悖论，即技术创新对能源消费影响的“反弹效应”。

关键词

技术创新，能源消费，反弹效应

1. 引言

对于技术创新(进步)水平的提高，所引起的能源使用产品和系统的技术增加，是否会导致最终的能源消费的降低这点，最早可以追溯到十九世纪关于技术变化对经济增长的影响研究。考察众多的文献，发现国外相关的研究结论综合起来主要就两种互相对立的观点：一种是认为技术创新(进步)有利于能源消费的降低，而另一种则认为技术创新(进步)不仅不能导致能源消费的降低，反而会增加能源消费。下面主要就这两种观点的研究成果作一个简单介绍。

2. 文献回顾

2.1. 技术创新(进步)有利于能源消费的降低

Popp(2001) [1]通过研究，指出在除了铝与金属涂层业之外的绝大部分行业中，伴随着技术创新(进步)水平的提高，能源消费强度都呈现出下降的趋势，而且铝业的能源消费强度在研究末期也出现了下降趋势。而且 Popp(2001)强调的是对于绝大部分的行业的能源强度即使在能源价格稳定的时候也持续下降，这表明出了简单的要素替代之外，技术性变化在降低能源强度中起着十分重要的作用，尤其是在化工、铜以及塑料膜片行业。通过研究，作者认为总体上分析的结果显示新技术的确对能源的消费起到很重要的作用，他通过计量方法计算估计 13 个行业能源消费的专利数长期弹性平均为-0.079。在大部分的行业中，能源消费的新专利弹性小于能源消费的价格弹性，在十三个能源消费的新专利弹性中，有 8 个行业是负的。五个例外的是铝、玻璃、金属涂层、铸轧以及钢铁铸造业，在这些行业中能源消费与能源价格有较强的相关性，技术性变化在这些行业中就显得不是最重要的。

还有一些学者专门考察从长期的角度技术进步对于能源消费的作用。IPCC(2007)、Poppetal (2009) [2]认为从长期角度看，技术性变化是降低能源使用带来的二氧化碳排放的必要手段。

Weizsacker, E., Lovins, A., Lovins, H. (1997) [3]等人也支持这种观点，认为提高物品和服务的能源效率会导致能源消费的降低，并且被形容成所谓的第四大生产要素革命，即实现用二分之一的资源创造两倍的财富。

只有这种观点的不仅是部分的学者，还有各国的政府。英国政策要实现到 2050 年，全国碳的排放量减少 60%的长期目标，并在《东京议定书》的约束下承诺 2008~2012 年期间实现温室气体 12.5%的降幅。而针对这些目标，政府主要采取的策略就是能源效率设备的创新和推广以及提高现有住宅的能效和构建“零排放”的新社区等[4]。欧盟最近一系列的有关气候与能源的改革中都是围绕一个战略性的技术计划展开的[5]。

另有一些学者对能源相关的技术分为已有技术和新技术，并进行了分类研究。认为已有技术的扩散

与新技术的发展同样重要,也同样昂贵和困难。De Beer (1998) [6]、Interlaboratory Working Group (1997) [7]认为已有技术的广泛扩散使用能够使能源使用大幅度的降低,尤其是在中短期。Jaffe, A.B.以及 Stavins, R.N.(1994 [8], 1999 [9])对为什么新技术的使用会遭到拒绝的原因进行了研究,指出即使原来更多的人认为长期内新技术的作用更大,但是由于采用新技术的投资一般都十分昂贵,从而使得很多企业依然使用原来的老的技术,即所谓的能源效率悖论:在某一时期能源效率的技术的有效性与技术实际使用的费用之间的距离。

还有一些国外的学者专门对中国的数据进行了分析。Sinton 和 Levine (1994) [10]考察了我国 1980~1990 年工业行业的数据,认为我国能源强度下降的主要原因是效率改进。Chunbo Ma (2008) [11]的研究则显示,效率改进才是中国能源消费强度下降的主导因素。Richard F. Garbaccio (1999) [12]认为技术进步是影响中国能源消费强度的一个重要因素,是导致中国近年来能源强度下降的主要原因。

国内关于技术因素对能源消费影响研究基本上没有理论上的创新,主要是基于国外的研究,结论也基本统一为技术是提高能源效率,降低能源消费的有效手段,只是在分析作用机理时,一些学者认为技术创新是对能源消费单独起作用,而另一些学者则认为技术创新是通过其他因素间接起作用的。蔡文彬,胡宗义(2007) [13]运用中国动态可计算一般均衡(CGE)模型-MCHUGE 模型,指出能源强度下降的主要原因是能源需求的下降和国内产出的增加,而其中高能耗产业的技术进步起到最关键的作用。杨洋(2008) [14]等运用最小二乘法证实了技术进步(用全要素生产率表示)和能源价格的提高对能源强度的降低起到了主要作用。齐志新、陈文颖(2006) [15]应用拉氏因素分解法,分析 1980 年到 2003 年中国宏观能源强度以及 1993 年到 2003 年工业部门能源强度下降的原因,结论表明技术进步是我国能源强度下降的决定因素。韩智勇(2004)等也认为技术进步在影响能源强度中具有很重要的作用。龙如银(2009) [16]等通过 R & D 投入经费测算出代表中国技术进步的知识存量,以 1978 年不变价格计算中国能源强度,对两者进行了长期和短期的实证关系研究,发现技术进步是影响能源强度的一个重要因素。郝海、顾培亮、尹春华(2002) [17]等利用生产函数理论的 Solow 余值法给出了技术进步节能率的计算公式,然后通过对中国和美国的技术进步节能率的测算和对比分析,说明了中国的技术进步还有待进一步深化,最后应用生命周期理论分析了能源技术进步的演化方式。

而另一些学者则认为技术创新(进步)可以通过其他影响因素间接对能源消费起作用的。冯泰文、孙林岩、何哲(2008) [18]研究技术进步具有通过对能源价格、能源结构、产业结构产生影响再对能耗强度影响的调节效应。运用 1985~2006 年的时间序列数据,采用层级回归方法进行了实证研究。技术进步也使得能源强度有了显著降低。同时技术进步对能源价格、能源结构对能源强度影响的调节效应不显著,对产业结构对能源强度影响的调节效应显著。除了用全国数据对技术创新与能源消费做一些分析之外,许多学者用一些地区数据进行分析,如:山东省、浙江省、重庆市等。一些则针对某一部门的数据进行研究,如:研究工业部门的技术进步对于能源消费的“反弹效应”。

2.2. 相反的观点:能源效率技术的悖论

对于技术创新能减少能源消费持反对意见的观点,最早出现在十九世纪。

Stanley Jevons 在他著名的《The Coal Question of 1865》中就对提高煤炭使用效率可以降低全国煤炭消费量的说法提出质疑。他认为煤炭使用效率的提高不仅不能减少煤炭消费量,反而会提高煤炭消费量 [19]。

Jorgenson 是第一个在生产成本模型中引入技术进步分析能源消费的人,但是在他的论文中只是用简单的时间趋势回归简单模拟了技术变化。Jorgenson 与 Fraumeni (1981) [20]通过用简单的时间趋势来表示技术变化,进而分析技术变化(时间趋势)对能源消费的影响,结果发现技术变化带来的是更多的能源消费,

即随着时间的推移每单位产出能源消费将增加。但是他们论文中使用的是 1958~1974 年的数据，没有包括七十年代两次能源危机导致了很多用于节能的技术创新与进步，因此，有理由相信现在的结果可能不一样了。

Khazzoom(1980) [21]首次从能源消费的角度，分析了技术进步对于能源消费的影响，他指出能源效率提高不一定会导致能源需求下降，能源效率提高可能会导致能源服务的增加，从而使能源消费的实际减少与单位能源服务所消耗能源的减少并不是同比例变化。Brookes(1992) [22]在 Khazzoom 的基础上，认为能源效率提高会导致经济增长，经济增长反过来使能源消费增加，这就是著名的 Khazzoom-Brookes 假说，即“反弹效应”。之后还有很多学者都关注了技术进步的反弹效应。

Saunders(2000) [23]指出 Khazzoom 研究的是单个能源服务的情形，忽略了多种能源服务之间替代的可能性。他根据新古典经济增长理论中的 C2D 和 CES 生产函数，来验证多种能源服务存在时的 Khazzoom-Brookes 假说，发现当能源容易替代其它生产要素时，反弹效应会提高。

Herring(2005) [24]更是从微观和宏观，长期和短期角度对技术进步与能源消费的关系进行分析，他认为技术创新可以在微观层面上提高能源效率，并且在这个层面上降低能源消费。但是从长期来看，在国家宏观层面上，技术创新不仅不能带来能源消费减少，反而会导致能源消费的提高，即存在所谓的能源效率技术的反弹效应。Herring(2007) [25]还分析了这种反弹效应存在的原因。他认为在技术创新的推动下能源效率的提高，而能源效率的提高一方面会降低能源的价格，另一方面会间接使得能源使用成本降低，从而导致消费者会购买更多的能源消耗的产品或较以前选择功率更大的产品，从而并不能降低能源消费。当然这也并不表示技术创新在能源消费中一无是处，能源消费的提高会使消费者省钱，会促进一个更有效率，更加繁荣的经济的实现，实现非化石能源使用的时代。

Brannlund(2007) [26]等则从外生的技术进步对能源消费和碳排放的影响，证实了反弹效应的存在。随着对于技术创新(进步)反弹效应的研究逐步深入，各国政府也加入了研究反弹效应的行列之中，尤其是英国政府。英国能源研究中心(UKERC, 2006 [27])在英国政府的支持下完成了有关能源效率提高反弹效应的证据的报告。英国的环境、食品与农村事务部(DEFRA, 2006)分析了反弹效应对于英国的宏观影响。

后来很多学者对于反弹效应的存在性并没有太大的异议，但是对反弹效应出现的条件和大小就变成了大家关注的焦点。总结起来一共是两种观点，Saunders (2000)等人认为如果没有效率的反应，能源使用将更高；Schipper 以及 Grubb (2000 [28])等则持相反的观点。而不同的研究为什么会得出不同的结论，许多学者都认为价格是其中很重要的原因，在不同的价格水平条件下，技术创新(进步)对能源消费的影响是不同的。有人总结了 Berndt (1993) [29]，Mountain (1989) [30]，以及 Sterner (1990) [31]的观点，认为虽然在他们的文献中都支持技术创新(进步)将带来能源消费的降低的观点，但是他们的文献有一个共同的特点，即他们都只是在他们的模型中用一个时间趋势表示技术的变化和进步。但这有两个缺点：一个是节能技术在时间上不是随机发生的，而是随着能源价格的变化而变化。因此，这些研究的结果对所研究的时代特点很敏感。当能源价格较低的时候，技术进步会导致能源消费的增加，而在能源价格较高的时候，技术将导致能源消费的降低(能源的节约)。第二，时间趋势只能抓住技术变化的一个整体的影响。它只能告诉我们所有发生在研究期的技术进步究竟是导致了能源消费的增加还是减少。比如，导致对资本依赖性增加的技术进步会导致每单位产出能源消费的增加，因为开动更多的机器就会需要更多的能源消费，但其实这个时候能源的使用可能比原来效率更高了(也不一定会导致能源消费的增加)。

在这两种采用时间趋势表示的情况下，就只能使那些与能源消费有关的技术才能成为技术变化，而不能反映其他技术的变化情况。这一点也被 Mountain(1989)的论文所证实，他发现在研究期技术变化导致了天然气消费的增加，这主要是因为在那个时候天然气价格偏低。结果就使新技术就指向如何使用更多的低廉天然气来替代其他的能源资源。虽然如此，在那个时期也会有一些技术是用于提高天然气使用

效率的，而这些技术的作用在该研究中并没有明确区分，因为研究只是探究技术变化的整体作用。

Grubb 和 Brookes 后来更是对反弹效应的能源政策作用进行了分析。他们在上世纪九十年代初证明了能源政策是否会满足既定的目标最终取决于技术进步对于能源消费的反弹效应的大小[32]。

2.3. 评述

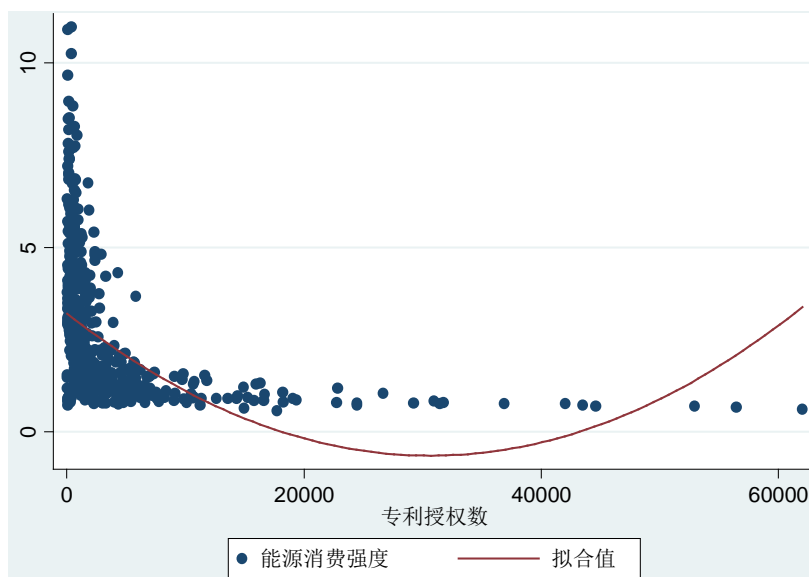
综上所述，国内外关于技术创新对能源消费的影响研究虽然很多，但也存在一些不足。首先虽然国外有文献使用专利数据来表示技术创新(进步)水平，即从技术创新(进步)的产出角度考察问题，但在国内基本上大多数是从技术创新(进步)的投入角度分析，即多采用 R & D 费用或科技活动经费数据来表示技术创新(进步)水平；其次，国外的研究虽然显示技术创新对能源消费的影响在不同时期会有不同的表现，但国内的类似的研究得出的结论基本上都讲技术创新作为提高能源利用效率，降低能源效率的有效手段。

3. 技术因素对中国能源消费影响的现状

一直以来人们对于技术创新可以降低能源消费这点深信不疑，因此很多政府在节能政策中都对技术创新大加鼓励，并将鼓励技术创新作为实现能源节约的重要手段和工具，直到有人提出所谓的技术创新悖论，即技术创新(进步)反弹效应从各个方面解释了技术创新(进步)不仅不能导致能源消费的降低，反而还将在很大程度上诱发更大的能源消费。那么究竟技术创新会对能源消费带来怎样的影响，尤其在我国，这种影响是否会随着社会、经济等环境的变化而变化，这些问题都值得探讨。

从图 1 中我们明显可以看出，专利授权数与能源消费强度存在一种“U”型关系，即技术创新水平在一定范围内，随着技术创新水平的提高有助于降低能源消费强度，但当技术创新水平超过了一定值以后，技术创新水平的提高不仅不能降低能源消费强度，反而会提高能源消费强度，即所谓技术创新反弹效应会逐步显现。

改革开放以来全国专利成果授权数从 1990 年 22,588 件增加到 2008 年的 411,982 件，净增 389,394 件，增加了 17 倍之多，相当于每年递增 21,633 件。考虑到上述可能存在的技术创新反弹效应，究竟技



资料来源：根据历年《中国统计年鉴》相关数据整理。

Figure 1. The fitting chart of authorized patents and energy consumption intensity in different areas

图 1. 各地区专利授权数与能源消费强度拟合图

术创新水平的提高是否有助于降低能源消费强度，还需要进一步的分析。并且正因为技术创新反弹效应存在的可能性，我们就不能通过将各个地区历年专利授权数的平均值进行排序以及与能源消费强度的排序进行比较来分析技术创新水平对于地区间能源消费差异的影响。但从各地区的历年专利授权数的平均值比较中，我们发现年专利授权数历年平均值最大的广东省约为每年 19,480 件，而年专利授权数历年平均值最小的青海省只约为每年 93 件，可见技术创新水平最高的地区的专利授权数平均值约为最低地区的 210 倍，差距是显而易见的，但这种差距是否就成为影响地区间能源消费差异的主要因素依然只能等待进一步的证实。技术创新(进步)在影响能源消费时呈现出技术创新的反弹效应，使得技术创新(进步)对于能源消费的影响无法直观从数据中看出，但地区间显著的技术创新水平的差异，可能是影响地区间能源消费强度的重要原因。

4. 中国地区能源消费影响因素的实证研究

根据现有的文献，有关影响能源消费的因素大致可以分为四大类：经济因素、政策因素，技术因素以及人口因素。但是对于不同时期不同地区的研究，往往同一因素对于能源消费的影响程度也往往并不相同。根据研究角度的不同，对于能源消费的研究包括能源消费总量以及能源消费强度(即单位 *GDP* 能耗)和能源消费弹性等表示，而能源消费总量与能源消费强度的影响因素并不相同，同一因素对能源消费总量和能源消费强度的影响也不相同。其中能源消费总量主要从能耗总量角度考虑，反映某一地区实际的能耗量，但是无法反映 *GDP* 生产的能源使用效率，本文主要考虑国内生产总值增长过程中能源代价的变化，因此我们在后面的分析中重点考察能源消费强度。

4.1. 计量模型的设定

本文用能源消费强度作为模型的应变量。模型自变量的选择主要是基于第二章的国内外以往相关文献的研究和本文第三章关于中国地区能源消费强度影响因素的现状分析及扩展。

本文选取各种经济因素主要是作为控制性变量，用以刻画经济增长与发展：经济发展水平是表明经济发展的一个层次，包含了经济发展的规模与人口的因素；而因为不同产业和不同部门的能耗以及不同能源种类的能源效率会有很大差距，因此产业结构与能源结构因素不容忽视；随着城市化进程的推进，城市建设生产用能的增加以及城市人口生活用能的增加，因此考虑了城市化因素；根据西方经济学有关要素价格与要素需求的理论，要素价格的变动会导致要素使用的增加或减少，此外 Hicks(1932)早在 1932 年就发现了能源要素价格的变化也可以诱使节约该种要素的发明的出现，从而间接对能源消费造成影响，因此能源价格的变动必须纳入其中；外资与内资相比，往往在管理技术、文化背景以及发展层次与阶段上有很大差异，这些会导致外资与内资在能源消费上的态度与水平会有很大差距，因此外商直接投资占 *GDP* 的比重可能会对整个经济体的能源消费水平造成影响。

技术因素的考虑主要是基于传统对于技术创新(进步)可以降低能源消费的认识，即技术创新(进步)，特别是能源效率技术的变化，一方面表现为各种消费能源的生产或生活活动可以使用更少的能源达到目标，另一方面，技术创新(进步)可以提高能源使用效率，从而节约能源消费。但现代关于技术创新(进步)悖论或技术创新(进步)反弹效应的呼声越来越高，即技术创新(进步)将使得人们的用能频率更高，同时技术创新(进步)也会导致各种新型用能设备的出现进而不仅不能降低能源消费，反而会在一定程度上导致能源消费的增加，因此技术创新(进步)对于能源消费的影响究竟如何是十分值得研究的。

另外，中国正处于经济转型的过程中，经济体制的改革，尤其是涉及能源价格形成机制的完善以及各种能源政策出台，都会对能源消费有一个直接引导、鼓励或阻碍的作用。更甚的是，很早就有人发现政策还会通过对其他因素产生作用从而间接地影响能源消费，Goulder 和 Schneider(1999)以及 Nordhaus

(1997)提出了所谓的政策诱致性技术创新。另外,中国一系列的节能政策实施的效果究竟如何也非常值得研究。

综上所述,模型的自变量具体就包括以下四组: **1) 经济因素:** a) 经济发展水平,用人均 *GDP* 来表述,人均 *GDP* 数据以 1990 年为基期,然后对其他各年数据用人均 *GDP* 平减指数平减得到,单位是元; b) 产业结构因素,用第二产业和第三产业占 *GDP* 比重表示。重工业产值占工业总产值的比重表示的工业结构,由于反复经过多次模拟估算,重工业比重的影响都不显著,这可能由于重工业比重与第二产业比重存在较为明显的多重共线性,因此本文后面不再将重工业比重纳入分析框架; c) 能源消费结构因素,用煤炭消费总量占能源消费总量的比重表示; d) 城市化水平,用城镇人口与总人口之比表示,由于某些省级行政区的个别年份城镇人口统计存在口径不一致的情况,因此用非农人口替代城镇人口数,如河北省; e) 能源价格变动因素,即能源价格变动,本文采用以上一年为基期的主要原材料、燃料以及动力购进价格指数较上一年的变化率作为价格变动因素的变量; f) 对外经济因素,在此主要就指外商直接投资,用外商直接投资实际利用金额与 *GDP* 之比表示,以美元计价的外商直接投资实际利用金额用当年年平均汇率折算成人民币。 **2) 技术因素:** 在此我们主要考虑技术创新(进步)水平,国内外较多文献中,尤其是国内,多数文献都采用 *R & D* 支出来表示技术创新(进步)水平,但是首先由于中国 *R & D* 支出前后年份的统计数据并不完整,再次国外有文献表明用 *R & D* 支出是从技术创新的投入角度分析,并不能实际反映真实的技术创新(进步)水平,使用专利来反映技术进步,有用 *R & D* 所不能实现的优点。Popp(2001)指出,使用专利数据可以将与能源效率有关的专利区别出来,从而有可能区分出与能源消费相关的技术的作用。而且,用专利数据也能够考虑技术进步随时间变化的波动情况。因此本文第一部分实证主要就从技术创新(进步)的产出角度采用专利授权数表示,同时又考虑到技术创新(进步)水平对能源消费的影响可能在不同技术创新(进步)水平上会有区别,即所谓的“反弹效应”的存在,因此采用专利授权数自然对数以及专利授权数自然对数的平方作为变量共同表示技术创新(进步)水平。此外,鉴于模型的稳健性考虑,本文在后面也将从技术创新(进步)的投入角度,即将科技活动经费支出总额以及科技活动人员数作为考察技术创新(进步)水平的指标纳入分析。 **3) 制度因素:** 主要反映从 1990 年至 2008 年期间经济体制改革因素以及与能源相关的政策因素,在第三章中我们分析了主要的四组政策系列,在模型中,在模型中我们分别采用四个虚拟变量表示。政策实施前虚拟变量取值为 0,政策实施后虚拟变量取值为 1。 **4) 其他因素:** 由于考虑到能源价格变动对技术创新(进步)的诱致作用,从而间接影响能源消费的作用,因此本文在最初的模型中加入了能源价格变动与技术创新(进步)水平的交互项。具体的计量模型设定如下:

$$\begin{aligned}
 EI_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln AGDP_{it} + \alpha_2 \text{Coal}_{it} + \alpha_3 \text{Secondary}_{it} + \alpha_4 \text{Tertiary}_{it} + \alpha_5 \text{Urban}_{it} + \alpha_6 \text{FDI}_{it} \\
 & + \alpha_7 \text{Price}_{it} + \alpha_8 \ln \text{npatent}_{it} + \alpha_9 \ln \text{npatent}_{it}^2 + \alpha_{10} \text{Price} \ln \text{npatent} + \alpha_{11} \text{Policy1}_{it} \\
 & + \alpha_{12} \text{Policy2}_{it} + \alpha_{13} \text{Policy3}_{it} + \alpha_{14} \text{Policy4}_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (1)^1$$

其中, i 代表省级行政区, t 代表年份($i = 1, 2, 3, \dots, 29; t = 1990, 1991, \dots, 2008$)。

EI 是能源消费强度,单位为吨标准煤; $\ln AGDP$ 表示经济发展水平,用人均 *GDP* 的自然对数表示; Coal 代表能源消费结构因素,用煤炭消费总量占能源消费总量的比重表示; Secondary 表示第二产业产值占 *GDP* 中的比重; Tertiary 则表示第三产业产值占 *GDP* 中的比重,两者结合反映了产业结构因素; Price 为能源价格变动因素; Urban 表示城市化水平,即城镇人口占总人口比重; FDI 表示外资因素,为了剔除价格因素,我们用当年平均汇率折算的以人民币计价的外商直接投资实际利用外资额占当年 *GDP* 比重表示; Policy1 表示第一阶段政策,即经济体制改革目标的确立以及全国性节能宣传活动的开始;

¹考虑人口因素中的人口总数与人均 *GDP*,则存在多重共线性,而去掉人口总数或采用人口总数与 *GDP* 作为变量就不存在多重共线性,但是初步回归发现用去掉人口总数比采用人口总数与 *GDP*,其他因素的显著性更加强,因此采用去掉人口总数,仅用人均 *GDP* 变量。

Policy2 表示第二阶段政策, 即节能法的颁布与实施; Policy3 表示第三阶段政策, 即《能源中长期规划纲要(草案)》的颁布与实施; Policy4 表示第四阶段政策, 即《能源发展“十一五”规划》开始, 各阶段政策均采用虚拟变量表示, 分别在政策实施前用 0 表示, 政策实施后用 1 表示, 即 Policy1 在 1990~1994 年取值为 0, 1995~2008 年取值为 1, 而 Policy2 在 1990~1997 年取值为 0, 1998~2008 年取值为 1, Policy3 在 1990~2003 年期间取值为 0, 2004~2008 年取值为 1, Policy4 在 1990~2006 年期间取值为 0, 2007~2008 年取值为 1²; $Lnpatent$ 代表专利授权数的自然对数, $Lnpatent^2$ 表示专利授权数自然对数的平方, 用于表示技术创新(进步)影响的长期效应, 用于考察技术创新(进步)的“反弹效应”。模型(1)将现有主要文献中提到的所有影响因素都引入了³, 同时还增加了前人没有考虑的因素, 比如: 表示技术创新(进步)水平的平方项以及能源价格变动与技术创新(进步)水平的交互项等, 有些是前人提到过, 但是没有将其纳入模型中作为变量分析, 如 FDI 等。

由于考虑到中国能源消费以及相关影响因素统计数据的完整性与一致性, 本文采用了 1990 年~2008 年中国分省的能源消费强度及其影响因素的数据, 并且为了保证口径的一致性, 我们将重庆和四川的数据合并考虑, 而西藏由于数据缺失严重则不被本文纳入分析之中。数据主要来源于历年《中国统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》、个别省级行政区的地区统计年鉴、中经网数据库以及世界银行数据库。

4.2. 描述性统计

在进行回归估算之前首先对模型涉及的主要变量进行全国数据的描述性统计(表 1)。

4.3. 回归结果

4.3.1. 初步回归结果

在进行估算之后, 我们将剔除专利授权数与能源价格交互项之后的模型⁴整理如下:

Table 1. Descriptive statistics of the important variables
表 1. 主要变量的描述性统计

变量	平均值	最大值	最小值	标准差	方差	偏度	峰度
EI	2.565	10.97	0.57	1.815	3.292	1.680	6.137
$LnAGDP$	8.302	10.399	6.697	0.737	0.543	0.312	2.537
Secondary	0.436	0.67	0.2	0.079	0.006	-0.410	3.236
Tertiary	0.375	0.69	0.22	0.067	0.005	1.768	9.129
Coal	0.653	0.97	0.12	0.182	0.033	-0.689	3.205
Urban	0.396	0.89	0.15	0.180	0.032	0.895	3.089
FDI	0.034	0.243	0	0.037	0.001	2.196	9.022
$Price$	0.079	0.739	-0.086	0.099	0.010	1.726	8.621
$Lnpatent$	7.229	11.035	3.219	1.396	1.949	-0.079	3.127
$Lnpatent^2$	54.201	20.226	121.780	1.396	409.09	0.530	3.437
$PriceLnpatent$	0.575	5.308	-0.798	0.723	0.522	1.700	8.600

²笔者将第三阶段政策与第四阶段政策都考虑进去是考虑到政策因素的完整性, 鉴于政策实施效果一般都有一定的周期性, 因此前二阶段的政策虚拟变量值 1 都从政策实施的第二年作为政策效果开始的年份开始取值, 第三、第四阶段, 考虑到政策出台分别在当年六月和四月, 因此两政策变量值分别从 2004 与 2007 年开始取 1。

³除了出口贸易因素, 笔者做了多次尝试, 但发现这些样本中的出口贸易总额或出口贸易总额与 GDP 的比值对于能源消费强度的影响均不显著, 因此也暂不考虑。

⁴各个变量表示的含义与模型(1)完全一致。

$$EI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln AGDP_{it} + \alpha_2 \text{Coal}_{it} + \alpha_3 \text{Secondary}_{it} + \alpha_4 \text{Tertiary}_{it} + \alpha_5 \text{Urban}_{it} + \alpha_6 \text{FDI}_{it} + \alpha_7 \text{Price}_{it} + \alpha_8 \ln \text{patent}_{it} + \alpha_9 \ln \text{patent}_{it}^2 + \alpha_{10} \text{Policy1}_{it} + \alpha_{11} \text{Policy2}_{it} + \alpha_{12} \text{Policy3}_{it} + \alpha_{13} \text{Policy4}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

下面我们将模型(1)和模型(2)分别进行估算,并将结果进行对比。首先将这两种情况的模型分别进行 Hausman 固定效应与随机效应检验,均发现固定效应显著,因此下面为两种情形下用固定效应模型进行分析的结果。这在没有合适的工具变量修正的情况下,可以从一定程度上消除了可能存在的能源消费强度与人均 GDP 等之间存在的内生性问题,因此本文不再单独考虑内生性问题(表 2)。

Table 2. Estimate results of the regression model about energy consumption intensity influencing factors

表 2. 能源消费强度影响因素回归模型估算结果

变量	估算方法	
	考虑交互项的固定效应模型	不考虑交互项的固定效应模型
<i>LnAGDP</i>	-2.514938*** (-6.28)	-2.508155*** (-6.34)
<i>Secondary</i>	6.465617*** (16.34)	6.499804*** (17.11)
<i>Tertiary</i>	1.300427 (1.38)	1.359807 (1.54)
<i>Coal</i>	0.6427162* (1.74)	0.6624017* (1.80)
<i>Urban</i>	1.06792*** (4.80)	1.078379*** (4.78)
<i>FDI</i>	-8.178723*** (-6.49)	-8.2411*** (-6.73)
<i>Price</i>	1.502106** (2.06)	-1.192187** (-2.41)
<i>Lnpatent</i>	-1.230072*** (-4.34)	-1.270765*** (-4.37)
<i>Lnpatent</i> ²	0.0957779*** (4.52)	0.0969587*** (4.42)
<i>PriceLnpatent</i>	-0.3699582*** (-5.04)	
<i>Policy1</i>	-0.9777052*** (-5.49)	-0.9934648*** (-5.53)
<i>Policy2</i>	-0.0381447 (-0.39)	-0.044679 (-0.47)
<i>Policy3</i>	0.6078824*** (3.11)	0.5929213*** (3.15)
<i>Policy4</i>	0.1256031* (1.93)	0.1183254* (1.88)
<i>R</i> ²	0.8272	0.8264
<i>F</i> 值	7880.83(0.0000)	7829.74(0.0000)

注:***表示在 0.01 水平上显著,**表示在 0.05 水平上显著,*表示在 0.1 水平上显著,其余表示不显著,括号内是 *t* 值。

根据上表发现是否加入能源价格变动与技术创新(进步)水平的交互项,模型中除了能源价格变动变量之外各主要变量的符号、系数、显著性水平未发生较大变化。在两个不同的模型中,其中 $LnAGDP$ 、 $Secondary$ 、 $Urban$ 、 FDI 、 $Lnpatent$ 、 $Lnpatent^2$ 、 $Policy1$ 、 $Policy3$ 均在 0.01 水平上显著, $Price$ 在 0.05 水平上显著, $Coal$ 、 $Policy4$ 在 0.1 水平上显著,而 $Tertiary$ 、 $Policy2$ 在两种情形下均不显著。惟一变化较大的是能源价格变动因素变量的符号,在未加入能源价格变动与技术创新(进步)水平交互项的情形下,系数符号为负,而考虑了交互项之后,能源价格变动因素变量的符号为正,但这种情形下,交互项的系数符号为负。下面我们对模型的初步回归结果进行分析,考察技术因素对能源消费的影响。

无论是否考虑 $PriceLnpatent$, 我们均发现 $Lnpatent$ 一次项系数为负,二次项系数为正,这说明技术创新(进步)在一定范围内有助于降低能源消费强度,而但在过了一定的水平后,从长期看,技术创新(进步)的提高反而将提高能源消费强度,这表明技术创新(进步)对能源消费强度的影响存在一个“U”型的关系,即技术创新在一定水平下,伴随着技术创新水平的提高,能源消费强度会逐步的降低,但是技术创新与进步超过了一定水平之后,就会出现所谓的“技术创新(进步)悖论”或“技术进步的反弹效应”,即随着技术创新(进步)水平的提高,能源消费强度反而会增加,这主要是因为由于技术创新(进步)会使得许多耗能的设备使用更加便捷,使用这些设备的频率会增加,且可供人们使用的设备也越来越多,这就就会增加人们的能源消费的机会,从而提高能源消费强度。根据模型测算,当 $Lnpatent$ 超过 12.8430 的情况下,就开始处于“U”型的上升阶段了,从低能耗地区和高能耗地区的 $Lnpatent$ 平均值看,两类地区尚未达到发达国家的所谓“技术创新(进步)反弹效应”的阶段,这也就是说在中国目前通过提高技术创新(进步)水平以降低能源消费强度的政策还是有效的。再考虑 $PriceLnpatent$ 项,要发挥技术创新(进步)短期降低能源消费强度的作用,能源价格的波动必须符合一定条件,即价格波动在大于零即涨价格,或降幅不超过 334%,而这个条件的满足基本是绝对的,因此同样也可以看出,通过技术创新(进步)水平的提高以降低能源消费强度是有效的。

4.3.2. 逐步回归结果

从上面的分析不难发现各个影响因素对于能源消费强度的影响并不一致,有些变量显著性较强,但有些变量的显著性并不明显,因此下面我们用逐步回归方法将模型中不显著的变量剔除以用于下一章的分解使用。首先剔除第三产业比重以及第二阶段的政策,再剔除能源消费结构、能源价格变动与技术创新(进步)水平的交互项⁵、第四阶段的政策因素之后,则剩余变量构成的可用于地区间能源消费差异分解使用的新模型为:

$$EI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LnAGDP_{it} + \alpha_2 Secondary_{it} + \alpha_3 Urban_{it} + \alpha_4 FDI_{it} + \alpha_5 Price_{it} + \alpha_6 Lnpatent_{it} + \alpha_7 Lnpatent_{it}^2 + \alpha_8 PriceLnpatent_{it} + \alpha_9 Policy1_{it} + \alpha_{10} Policy3_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

对逐步回归后的模型进行 Hausman 固定效应和随机效应的检验之后发现该模型固定效应十分显著,因此,依然采用固定效应模型分析方法进行分析,并将回归结果与同样不考虑能源价格变动与技术创新(进步)水平交互项时的原模型回归结果进行比较具体结果如下表 3 所示。

从表 3 中可以看出,逐步回归后的模型较原模型,模型的 R^2 ,即拟合程度有所提高。专利授权数自然对数一次项与二次项以及第一阶段的政策的显著程度都有明显的提高,而能源价格变动的显著性水平有所下降,原来在 0.05 水平上显著,现在只在 0.1 水平上显著。而且不难看出是否将原本就不显著的变量剔除对主要变量的系数的符号并未带来较大影响,同时对变量的系数以及 t 值的绝对值大小影响也不大。相对而言,系数绝对值变化最大的是 $Price$,分解模型(3)较原模型(1), $Price$ 系数绝对值增加了 29.68%,其次依次为 $Secondary$ (-16.34%)、 $PriceLnpatent$ (14.43%)、 $Urban$ (-5.42%)、 FDI (-4.35%)、 $Policy1$

⁵ 删除一些不显著变量之后,发现能源价格变动与技术创新(进步)水平交互项显著程度明显降低,因此最后交互项也被删除。

Table 3. Stepwise regression results of fixed effect of model three
表 3. 逐步回归后模型(3)的回归结果

变量	未剔除不显著变量时的估算结果 (原模型)	剔除不显著变量后的估算结果 (分解模型)
<i>LnAGDP</i>	-2.508155*** (-6.34)	-2.433661*** (-6.26)
Secondary	6.499804*** (17.11)	5.400831*** (14.50)
Urban	1.078379*** (4.78)	1.016916*** (3.46)
<i>FDI</i>	-8.2411*** (-6.73)	-7.855416*** (-6.37)
<i>Price</i>	-1.192187** (-2.41)	-1.128625* (-1.88)
<i>Lnpatent</i>	-1.270765*** (-4.37)	-1.297052*** (-5.75)
<i>Lnpatent</i> ²	0.0969587*** (4.42)	0.1001671 *** (5.26)
Policy1	-0.9934648*** (-5.53)	-0.9594296*** (-5.89)
Policy3	0.5929213*** (3.15)	0.5820495*** (2.67)
<i>R</i> ²	0.8264	0.8285
<i>F</i> 值	7829.74(0.0000)	5365.05(0.0000)

注：***表示在 0.01 水平上显著，**表示在 0.05 水平上显著，*表示在 0.1 水平上显著，其余表示不显著，括号内是 *t* 值。

(-3.24%)、*LnAGDP* (-3.12%)、*Lnpatent*² (3.06%)、*Lnpatent* (1.49%)、Policy3 (-1.46%)⁶。

4.4. 稳健性检验

为了使分析结果更加具有可信度，我们将模型中的技术创新指标从投入角度分析，分别采用科技活动经费内部支出⁷以及科技活动人员数指标。

4.4.1. 科技活动经费内部支出

1) 模型的设定

我们将逐步回归之后的模型(3)中反映技术创新(进步)的指标专利授权数用科技活动经费内部支出替代。我们将各个省级行政区历年的科技活动经费内部支出费用(亿元)，并取自然对数，用 *Lntechfund* 表示，其二次项为 *Lntechfund*² 作为新模型的又一变量，则模型(3)进行变量替换之后就转化为：

⁶括号内数值为各主要变量在分解模型以及原模型中的系数变化率，负号表示分解模型中的系数较原模型中的系数相比变小了，正号则表示系数变大了。

⁷其中 1995 年以及 1995 年之前的为科技活动经费使用额。

$$EI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LnAGDP_{it} + \alpha_2 Secondary_{it} + \alpha_3 Urban_{it} + \alpha_4 FDI_{it} + \alpha_5 Price_{it} + \alpha_6 Lntechfund_{it} + \alpha_7 Lntechfund_{it}^2 + \alpha_8 Policy1_{it} + \alpha_9 Policy3_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, i 代表省级行政区, t 代表年份($i = 1, 2, 3, \dots, 29; t = 1990, 1991, \dots, 2008$)

2) 模型回归结果以及分析

首先我们对模型(4)进行 Hausman 固定效应和随机效应的检验,结果显示模型(4)应该用固定效应模型分析。结果如下。

从表 4 中,我们不难看出,用科技活动经费内部支出替换专利授权数,对各变量的系数符号以及对除 Price 之外各变量的显著程度并没有太大影响。而且 $Lntechfund$ 、 $Lntechfund^2$ 的系数符号依然分别为

Table 4. Regression results of fixed effect of model four
表 4. 模型(4)固定效应回归结果

变量	模型(3)	模型(4)
$LnAGDP$	-2.433661*** (-6.26)	-3.037634*** (-9.57)
Secondary	5.400831*** (14.50)	5.902324*** (8.60)
Urban	1.016916*** (3.46)	1.03735*** (3.89)
FDI	-7.855416*** (-6.37)	-8.12874*** (-5.29)
Price	-1.128625* (-1.88)	-1.380367*** (-2.73)
$Lnpatent$	-1.297052*** (-5.75)	
$Lnpatent^2$	0.1001671 *** (5.26)	
$Lntechfund$		-0.1239221 (-0.83)
$Lntechfund^2$		0.0853456*** (4.26)
Policy1	-0.9594296*** (-5.89)	-0.9208149*** (-6.19)
Policy3	0.5820495*** (2.67)	0.4977734*** (3.38)
R^2	0.8285	0.8282
F 值	5365.05(0.0000)	3963.18(0.0000)
P 值		0.0001

注:***表示在 0.01 水平上显著,**表示在 0.05 水平上显著,*表示在 0.1 水平上显著,其余表示不显著,括号内是 t 值。

Table 5. Regression results of fixed effect of model five
表 5. 模型(5)固定效应回归结果

变量	模型(3)	模型(5)
<i>LnAGDP</i>	-2.433661*** (-6.26)	-2.364084*** (-7.59)
Secondary	5.400831*** (14.50)	4.073388*** (20.56)
Urban	1.016916*** (3.46)	1.179179*** (3.18)
<i>FDI</i>	-7.855416*** (-6.37)	-8.239348*** (-5.06)
<i>Price</i>	-1.128625* (-1.88)	-1.224363** (-2.31)
<i>Lnpatent</i>	-1.297052*** (-5.75)	
<i>Lnpatent</i> ²	0.1001671 *** (5.26)	
<i>Lntechpop</i>		-2.097155*** (-3.24)
<i>Lntechpop</i> ²		0.1156824*** (3.95)
Policy1	-0.9594296*** (-5.89)	-1.015435*** (-6.13)
Policy3	0.5820495*** (2.67)	0.6570353*** (3.07)
<i>R</i> ²	0.8285	0.8188
<i>F</i> 值	5365.05(0.0000)	3101.93(0.0000)

注：***表示在 0.01 水平上显著，**表示在 0.05 水平上显著，*表示在 0.1 水平上显著，其余表示不显著，括号内是 *t* 值。

负号和正号，这进一步证明了在上文提到的技术创新悖论或技术创新反弹效应存在的结论。但是 *LnAGDP*、Secondary、Urban、*FDI*、*Price* 的系数绝对值都有显著提高，而 *Lntechfund*、*Lntechfund*² 系数绝对值却有所下降，这表明 *LnAGDP*、Secondary、Urban、*FDI*、*Price* 同样变化一个单位，现在带来的能源消费强度的变化较模型(3)中显示的要大；而 *Lntechfund*² 同样变化一个单位，较 *Lntechfund*² 变化一个单位所带来的能源消费强度变化将减少，并且 *Lntechfund* 在模型(4)不显著，即无法确定科技活动经费内部支出变化对能源消费强度的影响，至少在技术创新(进步)水平相对较低的情形下看有这样的结论。而技术创新(进步)二次项系数为正，表明在一定程度上，依然存在“技术进步的反弹效应”。

4.4.2. 科技活动人员数

1) 模型的设定

以下我们再将逐步回归之后的模型(3)中反映技术创新(进步)水平的指标专利授权数用科技活动人员数替代。同样,我们用科技活动人员的自然对数作为变量,用 $Lntechpop$ 表示,并将其二次项 $Lntechpop^2$ 作为又一变量以继续验证技术创新(进步)水平对能源消费强度的影响以及其他变量的影响作用。则模型(3)转化为:

$$EI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LnAGDP_{it} + \alpha_2 Secondary_{it} + \alpha_3 Urban_{it} + \alpha_4 FDI_{it} + \alpha_5 Price_{it} + \alpha_6 Lntechpop_{it} + \alpha_7 Lntechpop_{it}^2 + \alpha_8 Policy1_{it} + \alpha_9 Policy3_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, i 代表省级行政区, t 代表年份($i = 1, 2, 3, \dots, 29; t = 1990, 1991, \dots, 2008$)。

2) 模型回归结果以及分析

与上面相同,首先对模型(5)进行 Hausman 固定效应和随机效应检验,结果显示固定效应(P 值为 0.0014),因此采用下面采用固定效应模型进行分析。结果如下:

从表 5,我们发现用科技活动人员替代专利授权数,同样对于各个变量的系数符号以及除了价格之外的显著程度均未造成影响,并且 $Lntechpop$ 、 $Lntechpop^2$ 系数符号依然是一次项为负,二次项为正,再一次验证了“技术进步反弹效应”的存在,说明该模型具有较强的稳健性。而且模型(5)较模型(3),表示能源价格变动的显著性有一定提高,即由原来在 0.1 水平上显著,现在可以在 0.05 水平上显著。加上模型(5)中能源价格变动的变量 $Price$ 前面的系数绝对值提高了,说明用科技活动人员作为指标的情形下,能源价格变动对能源消费强度的影响变得更敏感。另外,从模型(3)到模型(5),只有 $LnAGDP$ 、 $Secondary$ 前面的系数绝对值下降了,而其余变量的系数绝对值均有所提高。

5. 小结

不论技术因素采用专利授权数指标还是科技活动经费内部支出和科技活动人员数指标表示,通过对 1990~2008 年各省级行政区能源消费及其影响因素的实证分析,均可发现能源价格的变动对于技术创新有强烈的诱致作用,能源价格的变动在很大程度上是通过诱致性技术创新对能源消费起作用的。诱致性技术创新成为降低能源消费强度的重要途径。从整体上看,技术创新(进步)的反弹效应已经显现,技术创新(进步)水平超过一定限值的时候,随着技术创新(进步)水平的进一步提高,能源消费强度反而会升高,但由于目前中国整体的技术创新(进步)水平还未达到限值的阶段,因此加快技术创新(进步)水平还将是降低能源消费强度的重要手段。

参考文献 (References)

- [1] David, P. (2001) The effect of new technology on energy consumption. *Resource and Energy Economics*, **23**, 215-239.
- [2] David, P., Newell, R.G. and Jaffe, A.B. (2009) Energy, the environment, and technological change. National Bureau of Economic Research (NBER) Working Paper 14832. <http://www.nber.org/papers/w14832>
- [3] Weizsacker, E., Lovins, A. and Lovins, H. (1997) Factor four: Doubling wealth—Halving resource use. Earthscan, London.
- [4] (2004) Energy efficiency: The government's plan for action. Department of Environment, Food & Rural Affairs, London: DEFRA April.
- [5] European Commission (2007) A European strategic energy technology plan (SET Plan)—Towards a low carbon future. Communication from the Commission to the Council, the European Parliament. The European Economic and Social Committee and the Committee of the Regions, Brussels, COM2007, 723.
- [6] De Beer, J. (1998) Potential for industrial energy-efficiency. University of Utrecht, Utrecht.
- [7] Interlaboratory Working Group (1997) Scenarios of US carbon reductions. Potential impacts of energy technologies by 2010 and beyond. Interlaboratory Working Group, Washington, DC.
- [8] Sinton J.E. and Levine M.D. (1994) Changing energy intensity in Chinese industry: The relatively importance of structural shift and intensity change. *Energy Policy*, **22**, 239-255.

- [9] Jaffe, A.B., Newell, R.G. and Stavins, R.N. (1999) Energy-efficient technologies and climate change policies: Issues and evidence. Climate Issue Brief 19, Resources for the Future, Washington, DC.
- [10] Sinton, J.E. and Levine, M.D. (1994) Changing energy intensity in Chinese industry: The relatively importance of structural shift and intensity change. *Energy Policy*, **22**, 239-255.
- [11] Ma, C.B. and Stern, D.I. (2008) China's changing energy intensity trend: A decomposition analysis. *Energy Economics*, **30**, 1037-1053.
- [12] Garbaccio, R.F., Ho, M.S. and Jorgenson, D.W. (1999) Why has the energy-output ratio fallen in China? *Energy Journal*, **20**, 63-91.
- [13] 蔡文彬, 胡宗义 (2007) 技术进步降低能源强度的 CGE 研究. *统计与决策*, **21**, 8-10.
- [14] 杨洋, 王非, 李国平 (2008) 能源价格、产业结构、技术进步与我国能源强度的实证检验. *统计与决策*, **11**, 103-105.
- [15] 齐志新, 陈文颖 (2006) 结构调整还是技术进步?——改革开放后我国能源效率提高的因素分析. *上海经济研究*, **6**, 8-16.
- [16] 龙如银, 李仲贵 (2009) 技术进步与能源强度关系的实证研究. *华东经济管理*, **4**, 36-39.
- [17] 郝海, 顾培亮, 尹春华 (2002) 技术进步与能源消费的相互作用. *东南大学学报(哲学社会科学版)*, **S2**, 34-36.
- [18] 冯泰文, 孙林岩, 何哲 (2008) 技术进步对中国能源强度调节效应的实证研究. *科学学研究*, **5**, 987-993.
- [19] Alcott, B. (2005) Jevons' paradox. *Ecological Economics*, **54**, 9-21.
- [20] Jorgenson, D.W. and Fraumeni, B.M. (1981) Relative prices on technical change. In: Field, B.C. and Berndt, E.R., Eds., *Modeling and Measuring Natural Resource Substitution*, MIT Press, Cambridge, 17-47.
- [21] Khazzoom, J.D. (1987) Energy savings from the adoption of more efficient appliance. *Energy Journal*, **3**, 117-124.
- [22] Brookes, L.G. (1992) Energy efficiency and economic fallacies: A reply. *Energy Policy*, **20**, 390-392.
- [23] Saunders, H.D. (1992) The Khazzoom-Brookes postulate and neoclassical growth. *Energy Journal*, **13**, 131-148.
- [24] Herring, H. (2005) Energy efficiency: A critical view? *Energy: The International Journal*, **31**, 10-20.
- [25] Herring, H. and Roy, R. (2007) Technological innovation, energy efficient design and the rebound effect. *Technovation*, **27**, 194-203.
- [26] Brannlund, R., Ghalwash, T. and Nordström, J. (2007) Increased energy efficiency and the rebound effect: Effects on consumption and emissions. *Energy Economics*, **29**, 1-17.
- [27] DEFRA (2006) The macro-economic rebound effect of energy efficiency improvements and the UK economy. Department of Environment, Food & Rural Affairs, London.
http://www2.defra.gov.uk/research/project_data/More.asp?I=EE01015&M=KWS&V=Energy+Efficiency&SCOPE=0%20S
- [28] Schipper, L. and Grubb, M. (2000) On the rebound? Feedback between energy intensities and energy uses in IEA countries. *Energy Policy*, **28**, 367-388.
- [29] Berndt, E.R., Kolstad, C.D. and Lee, J. (1993) Measuring the energy efficiency and productivity impacts of embodied technical change. *The Energy Journal*, **14**, 33-55.
- [30] Mountain, D.C., Stipdonk, B.P. and Warren, C.J. (1989) Technological innovation and a changing energy mix—A parametric and flexible approach to modeling Ontario manufacturing. *The Energy Journal*, **10**, 139-158.
- [31] Sterner, T. (1990) Energy efficiency and capital embodied technical change: The case of Mexican cement manufacturing. *The Energy Journal*, **11**, 155-167.
- [32] Roy, J. (2000) The rebound effect: Some empirical evidence from India. *Energy Policy*, **28**, 433-438.