

能源消费对经济增长溢出效应的差异分析

——以人均消费作为减排门限的实证检验

史亚东*

摘要：本文利用一个两部门的生产函数，建立了估计能源消费对经济增长溢出效应的计量模型。利用 45 个国家（地区）1980—2007 年的数据，本文实证检验了当以人均消费水平作为门限变量时，能源消费溢出效应的国家（地区）差异。实证检验的结果证实了能源消费与经济增长之间存在非线性转换行为，具体来说两者有且只有一个门限值，当人均消费水平在门限值以内时，能源消费增长对经济增长具有显著的拉动作用；而当超过这一门限水平时，作用反向且不再显著。此外，本文发现超过门限值的主要是发达经济体。这意味着这些国家（地区）不仅从对消费者负责的角度应当实施节能减排，而且从减少对经济增长的负面影响看，也应当并且可以实施严格的能源政策。

关键词：能源消费 经济增长 门限回归 人均消费

一、引言

当前全球面临的最为严重和棘手的环境问题是气候变化问题。根据政府间气候变化专门委员会（IPCC）的评估报告，20 世纪以来，由于大气中人为温室气体浓度的不断增加，全球平均地表温度已经上升了 0.6℃。二氧化碳作为最主要的一种人为温室气体，其大量产生于工业化生产过程中对化石能源的消费。因此，防止气候变暖、保护地球环境最直接而有效的手段是控制温室气体排放、减少对一次能源特别是化石能源的消费。然而，能源作为一种重要的生产投入要素，其使用程度可能与经济增长存在某种密切联系。因此，许多国家担心减少能源消费将会影响本国经济增长而不愿承担减排责任，国际气候合作也一度变得举步维艰。

在 2009 年 12 月 7 日召开的哥本哈根气候变化大会上，围绕《京都议定书》到期后各国碳减排责任分担问题，发达国家与发展中国家展开了激烈争论。发达国家认为考虑当前中国、印度等新兴经济体巨幅的二氧化碳排放量，发展中国家也应当承担强制减排责任；而大部分发展中国家则坚持“共同但有区别的责任”原则，认为发展是这些国家的第一要务，要求在发达国家资金和技术支持下，采取自愿的减排活动。实际上，关于当前非一致性减排责任的规定^①，西方学术界的主流观点一直持否定态度。他们通过利用气候—经济综合评估模型（IAM）对《京都议定书》减排政策的模拟得出，这种非一致性政策在减排的成本效率和实现温室气体控制的环境目标方面，效果都不理想（Nordhaus and Boyer, 1999; Manne and Richels, 1999; Nordhaus, 2006）。然而，这种利用数理模型对现实情况的预先估计除了存在许多不确定性而导致估计结果不准确之外，最关键的是模型假设《京都议定书》将永远执行（Kyoto Forever），这意味着发展中国家将永远不承担减排责任，这成为非一致性减排政策效果不理想的原因^②，也成为部分经济学家支持发展中国家加入强制减排行列的理由。根

* 史亚东，南开大学经济学院，邮政编码：300071，电子信箱：yadoo83@yahoo.com.cn。

本文研究获得国家自然科学基金项目“为我国合理分担国际环境责任提供依据的理论与量化研究”（71073085）、教育部人文社会科学青年基金项目“国际气候变化博弈与我国对策研究”（11YJC790174）的资助，作者表示感谢。同时，感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵建议，当然，文责自负。

①非一致性减排责任指的是在《京都议定书》框架下建立起来的只规定发达国家（或称为附件一国家）强制减排责任的规定。

②Jacoby 等（2008）、Bosetti 和 Victor（2011）在 IAM 模型中放弃了 Kyoto Forever 的情形，结果发现在碳排放权交易情形下，这种非一致性减排政策带来的额外成本很小。

据国内学者潘家华(2002)、潘家华和朱仙丽(2006)提出的“人文发展”概念,发展中国家的碳排放需求也存在着“上限”。这可以理解为,发展中国家当前虽然不承担减排责任,但不意味着未来也不承担减排责任,全球碳减排责任的分担需要一个进入机制,这将是解决当前国际气候合作争论不断的一个突破点。

由于使尽量多的国家在应对气候变化问题上达成一致意见已被证实优于协议在小范围内达成(Bréchet, et al. 2011),因此建立一个减排责任分担的进入机制因有利于扩大合作的组织规模而显得十分重要。然而,如何确定发展中国家承担责任的临界点或者门限呢?这需要考虑碳排放责任的归属问题。从公平的角度讲,谁应当减排、承担责任,应当考虑谁造成了目前的现状以及谁由此获得了收益。生态足迹理论认为,环境问题的产生,根源于人类为维持自身生存和发展而对资源的过度消费。因此,考虑最终受益的消费者责任应当是公平的责任分担原则。近年来,越来越多的学者开始批判传统的生产者责任原则,转而支持消费者责任,认为消费才是导致温室气体排放量不断上升的最终原因(Wackernagel and Rees, 1996; Munksgaard and Pedersen, 2001; Bastianoni, et al., 2004)。由此出发,出现了许多以消费为标准认定各国碳排放责任的文献。例如, Ferng(2003)、Peters(2008)和 Wiedmann(2009)等,区分了碳排放是为满足国内消费还是国外消费而引出关于贸易隐含碳(embodied carbon emission)的测算;樊纲、苏铭和曹静(2010)通过建立最终消费与碳排放的关系模型,提出以最终消费作为衡量减排责任的指标等。上述由消费出发认定碳排放责任的研究给予了本文确立各国承担减排责任临界点的基础:本文将以人均消费作为减排门限,通过考察能源消费与经济增长之间的非线性关系来确定何时、哪些国家也应当承担强制减排责任。这一方面符合责任分担的公平原则,另一方面也考虑了各国发展经济的内在诉求。

本文的研究基于如下考虑:(1)能源消费与经济增长之间存在密切联系,各国由于担心减少能源消费会影响经济增长而不愿承担减排责任。然而,能源消费对经济增长的溢出效应可能存在国家间差异。对于溢出效应小或者作用不显著的国家,其可以实施严格的能源和环境政策来相对地减少这一行动带来的外部负影响。(2)考察能源消费对经济增长的溢出效应是否存在“人均消费水平的门限效应”。如果回答是肯定的,则以人均消费水平作为减排指标,不仅符合消费者负责的公平原则,而且在具体量化责任中是可行的。(3)发达国家推卸责任的原因之一在于当前的国际气候协议都没有规定发展中国家的强制减排责任。而从动态的角度看,发展中国家也会转变为发达国家,如果一直不承担责任,也难以说是公平合理。因此在减排责任分担中,需要引入进入机制,这样可以打消发达国家对于未来的顾虑,更好地促进国际气候合作。

本文以下的内容安排是:第二部分利用一个两部门的生产函数,建立起能源消费对经济增长溢出作用的计量模型;第三部分以人均消费水平作为门限变量,考察45个国家(地区)能源消费对经济增长溢出效应的地区差异;第四部分对上述非线性关系进行实证检验与分析;第五部分得到本文的主要结论。

二、能源消费对经济增长溢出效应的计量模型

近年来,学术界涌现了大量关于能源消费与经济增长关系的实证研究。这些研究基本上可以归为三类:一类是对 Grossman 和 Krueger(1991)提出的环境库兹涅茨曲线(EKC)假设的实证检验,即考察环境污染与经济发展或收入水平之间是否存在倒U型关系。一些针对个别污染物的检验证实,污染排放量会随着收入水平的提高出现先上升后下降的趋势(Carson, et al., 1997; Panayotou, 1997; 包群、彭水军, 2006; 林伯强、蒋竺均, 2009)。这种由经济发展对环境污染单向影响的研究受到了一些学者的批判,随着计量技术的发展,另一类围绕能源消费与经济增长因果关系的研究得以出现。这类研究利用格兰杰因果关系检验和协整分析,建立了二元或多元模型,侧重于揭示能源与经济增长之间是否存在双向因果关系以及它们在短期和长期的影响(Stern, 2000; Paul, et al., 2004; Soytas, et al., 2007; Apergis, et al., 2009)。在最近发展的第三类研究中,学者们突破了上述线性关系假设的局限,开始利用多种计量方法,如门限回归方法、平滑转换模型以及非线性格兰杰因果关系检验等,证实了能源消费与经济增长非线性关系的存在性(Huang, et al., 2008; Chiou-Wei, et al., 2008; Aslanidis, et al., 2009; 赵进文等, 2007; 杨子晖, 2010)。

虽然关于能源消费与经济增长关系的实证研究众多,然而,比较相关结论却可以发现:这些计量分析的结果常呈现很大差异,尤其是关于EKC的检验和格兰杰因果关系的研究。究其原因,除了研究对象,如针对的时段和国家的不同外,对于模型中变量选取的随意性也造成了结论可信度的下降。因此,对能源消费与经济增长关系的检验,应当首先从理论模型出发,建立起实证检验的理论基础。

本文对能源消费溢出效应的检验借鉴了国际贸易理论关于出口贸易技术外溢的研究方法,利用 Feder

(1983) 提出的一个两部门生产函数 构造能源消费溢出效应的计量检验模型。

假设经济中包含能源 E 与非能源 G 两个生产部门,它们都需要资本 K 和劳动力 L 作为生产投入。同时,能源作为一种非能源部门的投入要素,对经济中总产出 Y 存在溢出效应^①。 E 和 G 的生产函数形式以及关于总产出的表达如下:

$$E = E(K_1, L_1) \quad (1)$$

$$G = G(K_2, L_2, E) \quad (2)$$

$$Y = E + G \quad (3)$$

同时满足:

$$K_1 + K_2 = K, L_1 + L_2 = L \quad (4)$$

为了便于分析,按照 Feder(1983) 和 Ram(1986) 的做法,假设要素的边际产出满足:

$$\frac{E'_{K_1}}{G'_{K_2}} = \frac{E'_{L_1}}{G'_{L_2}} = 1 + \delta \quad (5)$$

(5) 式的成立实际是假设资本和劳动力的边际产出在两部门间存在一个固定的差异。这种差异显示了哪个部门拥有更高的要素边际产出。即当 $\delta > 0$ 时,能源部门的要素边际产出大于非能源部门,而当 $\delta < 0$ 时则意味着非能源部门的要素边际产出大于能源部门。(5) 式中 $\delta \neq 0$,表明经济增长有通过资源重新配置而实现的可能。对(3) 式进行全微分,同时将(5) 式的结果代入,得到:

$$dY = G'_{K_2}(dK_1 + dK_2) + G'_{L_2}(dL_1 + dL_2) + G'_E dE + \delta G'_{K_2} dK_1 + \delta G'_{L_2} dL_1 \quad (6)$$

在不考虑折旧的情况下,定义资本的变动等价于投资,即 $I = dK_1 + dK_2$,因此上式又可进一步写为:

$$dY = G'_{K_2} I + G'_{L_2} dL + G'_E dE + \frac{\delta}{1 + \delta} dE \quad (7)$$

对(7) 式两边同时除以 Y ,并分离出表示能源部门对非能源部门产出弹性^②的 θ ($\theta = G'_E \frac{E}{G}$),得到:

$$\frac{dY}{Y} = G'_{K_2} \frac{I}{Y} + \frac{G'_{L_2} L}{Y} \frac{dL}{L} + \left(\frac{\delta}{1 + \delta} - \theta \right) \frac{E}{Y} \frac{dE}{E} + \theta \frac{dE}{E} \quad (8)$$

我们将(8) 式改写为人均的形式,即令 $y = \frac{Y}{L}$, $e = \frac{E}{L}$,公式两边同时减去 $\frac{dL}{L}$,可得:

$$\frac{dy}{y} = G'_{K_2} \frac{I}{Y} + \left(\frac{\delta}{1 + \delta} - \theta \right) \frac{E}{Y} \frac{de}{e} + \theta \frac{de}{e} + \left[\left(\frac{\delta}{1 + \delta} - \theta \right) \frac{E}{Y} + \frac{G'_{L_2} L}{Y} + \theta - 1 \right] \frac{dL}{L} \quad (9)$$

(9) 式进一步整理可以写为:

$$\frac{dy}{y} = \alpha \frac{I}{Y} + \beta \frac{dL}{L} + \gamma \frac{de}{e} \quad (10)$$

其中 $\alpha = G'_{K_2}$, $\beta = \left[\left(\frac{\delta}{1 + \delta} - \theta \right) \frac{E}{Y} + \frac{G'_{L_2} L}{Y} + \theta - 1 \right]$, $\gamma = \left[\left(\frac{\delta}{1 + \delta} - \theta \right) \frac{E}{Y} + \theta \right]$ 。 α 、 β 、 γ 是模型中的被估计参数。

对(10) 式引入常数项 c 和随机扰动项 ε_t ,并把增长率写为对数一阶差分的形式,同时令 $irate$ 代表投资 - 产出比($\frac{I}{Y}$),则可以得到用于检验能源消费溢出效应的实证模型:

$$\Delta \ln y_t = c + \alpha irate_t + \beta \Delta \ln L_t + \gamma \Delta \ln e_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

(11) 式表明了人均 GDP 增长率受投资 - 产出比、劳动力增长率以及人均能源消费增长率的影响。通过考察 γ 值的大小和方向,可以分析能源消费对经济增长的溢出效应。

三、人均消费门限效应的实证检验与数据选取

现实中的宏观经济变量无论是在时序中还是在变量之间常呈现一种非线性转换的特征,例如产出和就业的下降相对于上升更加迅速。为了捕捉这种非线性行为,计量经济学中的门限回归模型(Threshold

①能源部门对总产出的溢出效应指的是能源部门产出变化所带来的对经济总产出的影响。

②按照弹性的定义,这里能源部门对非能源部门产出弹性指的是能源部门产出变化百分之一所带来的非能源部门产出变化的百分比。

Regression Model) 得到了广泛的应用。门限回归方法力图找寻发生突变的临界点,其本质是将某一观测值作为门限变量,根据其大小将其他样本值进行归类,分别回归后比较回归系数的不同。当这一门限值为已知时,门限回归的技术变得简单易行。然而大多数情况下,门限值未知的,需要和模型中的其他参数一同估计。此时,确定门限值的方法是将该门限变量从小到大排序,依次作为门限值进行回归。如果得到的模型的残差平方和最小,则认为该方程是含有门限的一致估计(Enders 2004)。

Hansen(1999) 将上述门限回归模型应用到非动态平衡面板数据中,并利用自举方法(bootstrap method)建立对门限效应显著性的假设检验。本文根据 Hansen 提供的方法,以人均消费水平作为门限变量,建立起 45 个国家能源消费对经济增长溢出效应的非线性模型。

(一) 单门限模型的设定与检验

对于门限效应的估计和检验,计量上可以区分为单门限模型和多门限模型。我们的检验首先从最基本的单门限模型开始,形式设定如下:

$$\Delta \ln y_{it} = c_i + \alpha \text{rate}_{it} + \beta \Delta \ln L_{it} + \gamma_1 \Delta \ln e_{it} I(\text{con}_{it} \leq \tau) + \gamma_2 \Delta \ln e_{it} I(\text{con}_{it} > \tau) + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中 i 代表国家, t 代表时间, $I(\cdot)$ 代表指示性函数, con 表示对数后的人均消费水平, τ 是门限值。模型含义为能源消费与经济增长之间存在“人均消费水平”的门限效应,即当 con 超过某一临界值 τ 时,代表溢出效应大小的 γ 可能发生突变,以此来揭示能源消费溢出效应的地区差异。

对上述模型的估计可以采取消除个体效应后最小二乘的估计方法(Chan, 1993; Hansen, 1999)。由于 τ 值越接近真实的门限水平,回归模型的残差平方和 $S_1(\tau)$ 越小,因此确定门限值的大小是使 $\hat{\tau} = \underset{\tau}{\operatorname{argmin}} S_1(\tau)$ 。为了使门限两边留有适当数量的观测值,通常对门限值排序后,剔除最大和最小各 $n\%$ (如 15%) 的值来进行搜索。在本文的研究中,我们采取了与其类似的格点搜寻法(grid search),从 con 变量的 0.01 分位数^①开始,共搜寻 400 个分位数。

对于门限模型的假设检验包括两个方面:一是检验门限效应是否显著,二是检验得到的门限估计值是否是真实值。对于第一个检验通常构造 F 统计量 ($F_1 = (S_0 - S_1(\hat{\tau})) / \hat{\sigma}^2$)^② 来实现。对于单门限回归模型来说,原假设 H_0 : 没有门限效应;备择假设 H_1 : 有一个门限值。Hansen(1999) 利用自举法得到了 F 统计量的渐进分布,并得到了基于似然比检验的 P 值。当 P 值足够小时,则拒绝原假设,证明模型至少存在一个门限效应。

其次是检验门限估计值是否足够接近真实值,即构造门限值的置信区间。它的原假设是 $H_0: \tau = \hat{\tau}$, 相应的似然比函数为 $LR(\tau) = (S_1(\tau) - S_1(\hat{\tau})) / \hat{\sigma}^2$ 。

(二) 多门限模型的设定与检验

如果在单门限模型的第一个检验中拒绝了原假设,则意味着变量之间存在至少一个非线性转换的临界值。由于在实际中确实可能发生临界值不止一个的结构突变,因此就需要引入多门限的回归模型及其相应的假设检验。根据(12)式扩展而来的双门限的模型设定形式如下:

$$\begin{aligned} \Delta \ln y_{it} = & c_i + \alpha \text{rate}_{it} + \beta \Delta \ln L_{it} + \gamma_1 \Delta \ln e_{it} I(\text{con}_{it} \leq \tau_2) + \\ & \gamma_2 \Delta \ln e_{it} I(\tau_2 < \text{con}_{it} \leq \tau_1) + \gamma_3 \Delta \ln e_{it} I(\text{con}_{it} > \tau_1) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

对上述模型估计采取的方法是:先固定第一步得到的门限值 $\hat{\tau}_1$,然后搜寻第二个门限值 $\hat{\tau}_2$,使残差平方和 $S_2'(\tau_2)$ 最小,然后将这一门限值固定,再修正第一步得到的门限值,得到使残差平方和 $S_1'(\tau_1)$ 最小的第一个门限值 $\hat{\tau}_1'$ 。

如果在单门限模型第一个检验中拒绝了原假设,则对于双门限模型的第一个假设检验是,原假设 H_0 : 只有一个门限值,备择假设 H_1 : 有两个以上门限值。构造类似的 F 统计量并得到相应的 P 值后,如果依然拒绝原假设,为了确定最终门限的个数,需要再进行三门限的回归估计,估计方法同上。

(三) 数据来源与描述性统计

本文所用数据来自于世界银行发展指数数据库(WDI)。该数据库包含了从 1960 年开始 213 个国家的 854 个宏观经济指标。由于许多国家在某些年份数据缺失,为了尽量扩大研究国家的范围,同时考虑数据可

^①本文的实证分析中对第三个门限效应的检验从 0.05 的分位数开始搜寻。

^② S_0 为不存在门限效应的残差平方和, $\hat{\sigma}^2$ 为残差方差。

得性,本文选取了经济总量较大的45个国家(地区)^①的数据作为研究对象。数据选取时期为1980-2007年。其中,人均产出数据选取按购买力平价折算为2005年美元不变价的人均GDP水平^②(单位为美元),投资-产出比数据选取总的固定资产投资占GDP的比重,能源消费数据选取人均一次能源使用量(单位为千克石油当量),消费数据选取按购买力平价折算为2005年美元不变价的居民最终消费支出^③(单位为美元),劳动力和人口数据分别来自该数据库相应统计(详细描述见表1)。为获得增长率,对相应变量进行对数差分处理,各变量的统计性描述见表2。

表1 各变量的数据来源说明

变量名称	所用数据库指标	单位	计算方法或来源
人均产出	GDP per capita, PPP(constant 2005 international \$)	美元	直接来自 WDI
投资-产出比	Gross fixed capital formation(% of GDP)	-	利用 WDI 指标除以 100
人均能源消费	Energy use (kg of oil equivalent per capita)	千克石油当量	直接来自 WDI
人均消费	Household final consumption expenditure , PPP (constant 2005 international \$) ; Population , total	美元	利用 WDI 数据库中居民最终消费支出与人口总数相除得到
劳动力	Labor force , total	人	直接来自 WDI

表2 各变量的统计性描述

	$\Delta \ln y_{it}$	$irate_{it}$	$\Delta \ln L_{it}$	$\Delta \ln e_{it}$	con_{it} ^④
中值	0.022737	0.211935	0.025684	0.012106	8.845237
最小值	-0.18045	0.055392	-0.06404	-0.19529	5.496353
最大值	0.15045	0.435862	0.11924	0.230385	10.33484
标准误	0.033997	0.05361	0.015048	0.045121	1.031012
25% 分位数	0.006397	0.18609	0.017281	-0.01022	7.962464
75% 分位数	0.037241	0.246152	0.031525	0.036618	9.496713

四、实证检验结果及分析

(一) 实证结果

为了确定能源消费溢出效应是否存在非线性转换行为,我们进行了原假设为没有门限、单个门限、双门限以及三门限的实证检验。表3列出了在各假设检验中的 F 值、通过自举法得到的 P 值以及相应10%、5%、1%显著水平下对应的临界值。从中可见,在单门限检验中 P 值很小,说明在1%显著水平下拒绝了没有门限的原假设,模型存在显著的门限效应。而在双门限和三门限的检验中, P 值分别为0.053和0.25,这说明在5%的显著水平下应当接受原假设。因此我们可以断定这种非线性行为的存在性,同时可以确定模型只有一个门限值。

表3 门限效应检验

单门限检验	F_1 P 值 (10% 5% 1% 对应临界值)	31.28 0.000 (12.40 ,16.21 ,21.05)
双门限检验	F_2 P 值 (10% 5% 1% 对应临界值)	17.42 0.053 (13.80 ,17.52 ,24.80)
三门限检验	F_3 P 值 (10% 5% 1% 对应临界值)	7.49 0.25 (10.26 ,11.90 ,16.81)

①45个国家(地区)包括:阿尔及利亚、中国、法国、约旦、南非、澳大利亚、哥伦比亚、德国、肯尼亚、西班牙、奥地利、哥斯达黎加、中国香港、韩国、苏丹、孟加拉国、塞浦路斯、匈牙利、马来西亚、瑞典、比利时、丹麦、冰岛、墨西哥、瑞士、玻利维亚、厄瓜多尔、印度、荷兰、泰国、巴西、埃及、印度尼西亚、新西兰、英国、加拿大、萨尔瓦多、意大利、秘鲁、美国、智利、芬兰、日本、葡萄牙、委内瑞拉。

②按购买力平价折算GDP的方法是进行国家间收入比较的常用方法,例如在世界银行组织下开展的国际比较项目(ICP)就是以此方法作为基础。此处之所以没有使用市场汇率方法折算GDP,原因在于进行国家间收入比较时该方法存在真实收入水平会受汇率波动影响的缺陷。例如,如果一国汇率贬值50%而其他经济情况不变,则利用市场汇率折算出的收入水平为真实水平的一半,从而产生较大误差。

③人均消费水平的获得通过居民最终消费支出除以人口得到。

④此处人均消费水平指对数化后的人均消费支出。

图 1 给出了单门限模型中置信区间的构造,使似然比函数等于 0 的对数人均消费水平即是门限值,相应的 95% 置信区间是似然比函数位于虚线以下的部分。表 4 给出了在单门限模型中估计的门限值,括号内是相应的 95% 和 99% 下的置信区间。

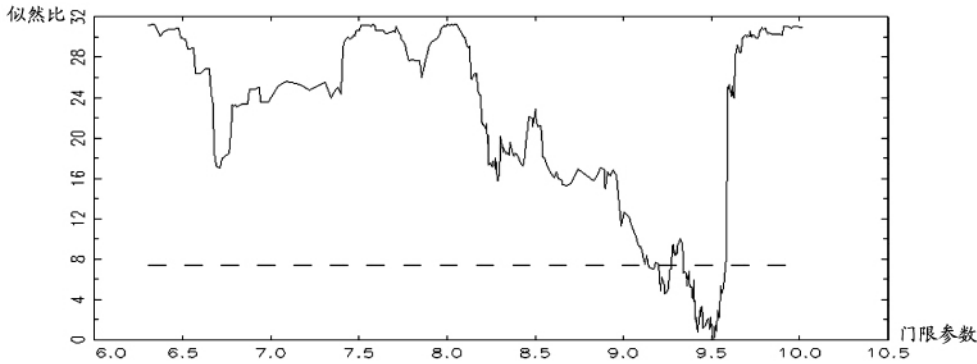


图 1 单门限模型中的置信区间

表 4 门限估计值

门限	估计值	95% 置信区间	99% 置信区间
$\hat{\tau}$	9.5137	(9.1463 9.5743)	(9.0719 9.5858)

表 5 是能源消费溢出效应模型在线性个体固定效应模型下和非线性单门限模型下的回归结果。在普通线性回归模型下可以看出,投资-产出比、劳动力增长率和人均能源使用增长率都对人均产出有正向影响。然而,其中的劳动力增长率回归系数并不显著。在非线性单门限回归模型下,区间独立 (regime independent) ①的解释变量,其回归系数的符号依然为正,说明投资-产出比和劳动力增长率依然正向拉动了人均产出的增长。我们考察的重点在于能源消费溢出效应在门限前和门限后的变化。由单门限模型的回归结果可以发现,当对数人均消费水平达到 9.5137 之前,能源消费对经济增长的溢出弹性是 0.2611;而当超过这一门限水平时,溢出弹性的符号发生了改变,并且回归系数也不再显著。这一估计结果说明能源消费对经济增长的溢出效应存在典型的“人均消费水平的门限效应”,即当人均消费水平达到一定程度之后,人均能源消费的增长对经济增长的拉动作用不再明显。这一实证结果暗示了如果考虑降低节能减排对经济负面影响的因素,这些能源消费溢出效应不显著的国家相对那些溢出效应明显的国家,更应当实施严格的能源和环境政策。

表 5 能源消费溢出效应回归估计结果

解释变量	线性回归个体固定效应模型	非线性单门限模型
常数项	-0.0073 (-1.17)	
$irate_{it}$	0.1143* (4.14)	0.101* (3.89)
$\Delta \ln L_{it}$	0.0084 (0.10)	0.0029 (0.04)
$\Delta \ln e_{it}$	0.2134* (10.72)	
$\Delta \ln e_{it} (con_{it} \leq 9.5137)$		0.2611* (12.04)
$\Delta \ln e_{it} (con_{it} > 9.5137)$		-0.0338 (-0.68)

注:括号内为 t 值,*代表 1% 的显著性水平。

(二) 进一步分析

上述实证检验的结果表明,能源消费对经济增长的溢出作用存在以人均消费水平为门限的非线性转换行为。当对数化的人均消费水平超过 9.5137(按购买力平价折算为 2005 年不变价约 13 544 美元)时,能源

①在门限回归模型中,解释变量分为区间独立 (regime independent) 变量和区间依存 (regime dependent) 变量,分别指回归系数随着门限隔离的区间不变和变化的变量。

消费对经济增长的溢出作用不再显著,这意味着超过此门限的国家相对于其他国家,无论在道义上还是出于经济利益考虑都更应当减少能源消费,并降低由此带来的温室气体排放。表6列出了超过门限9.5137的国家名单及其超过时的相应年份。从中可以发现,应当减少能源消费的国家(地区)在我们的研究中共有20个,它们都是经济相对发达的国家和地区,此结论与当前国际环境协议中规定的“共同但有区别责任”的要求相一致。从超过门限的时点看,瑞士、美国、加拿大、奥地利、德国、冰岛、英国先后在80年代超过了人均消费水平的门限值,意味着这些国家从动态角度看应当率先实施严格的能源和环境政策,或者说在减少温室气体排放方面应当率先履行责任。

表6 超过第一门限的国家(地区)名单及相应年份

国家	年份	国家	年份	国家	年份	国家	年份
澳大利亚	1996 - 2007	丹麦	1997 - 2007	冰岛	1987 - 2007	西班牙	2000 - 2007
奥地利	1987 - 2007	芬兰	2003 - 2007	意大利	1991 - 1992 1994 - 2007	瑞典	2000 - 2007
比利时	1991 - 2007	法国	1990 - 2007	日本	1991 - 2007	瑞士	1980 - 2007
加拿大	1986 - 2007	德国	1987 - 2007	荷兰	1995 - 2007	英国	1988 - 2007
塞浦路斯	2006 - 2007	中国香港	1992 - 2007	新西兰	2003 - 2007	美国	1980 - 2007

表7列出了其余25个国家在2007年对数化的人均消费水平排序。可以看出这25个国家大部分都是发展中国家,它们的人均能源消费增长对经济增长有显著拉动作用。对于这些国家来说,实施严格的能源和环境政策需要格外慎重,否则可能导致因为节能减排而带来的对经济的负面影响。从动态的角度看,葡萄牙、韩国、匈牙利、墨西哥的人均消费水平已经接近第一门限值;而中国、印度、苏丹、肯尼亚和孟加拉国的人均消费水平还相对较低,这意味着这些国家在分担减排责任方面存在潜在的进入机制,即葡萄牙、韩国等国相对于中国、印度等国应当率先进入要承担严格减排责任的国家行列。

表7 2007年第一门限内国家名单及相应人均消费水平

国家	人均消费	国家	人均消费	国家	人均消费
葡萄牙	9.4953	马来西亚	8.5020	阿尔及利亚	7.6331
韩国	9.3942	巴西	8.4995	印度尼西亚	7.6274
匈牙利	9.2980	哥伦比亚	8.4819	中国	7.3913
墨西哥	9.0329	秘鲁	8.3508	印度	7.2842
智利	8.9458	厄瓜多尔	8.3210	苏丹	6.9380
哥斯达黎加	8.6767	泰国	8.2006	肯尼亚	6.9090
委内瑞拉	8.6634	约旦	8.0957	孟加拉国	6.6305
萨尔瓦多	8.6027	埃及	7.9042		
南非	8.5435	玻利维亚	7.6540		

五、主要结论

本文利用Feder(1983)的一个两部门生产函数,建立了用于检验能源消费对经济增长溢出效应的计量模型,对能源消费增长与经济增长之间是否存在“人均消费水平的门限效应”进行了实证检验。本文的主要结论是:(1)能源消费与经济增长之间存在显著的非线性转换关系,通过对单门限效应和多门限效应的检验,可以确定它们之间只存在一个门限效应。(2)通过对比门限前后变量系数的变化可以发现,当人均消费水平不超过13544美元时,能源消费增长对经济增长具有显著的正向拉动作用,而当人均消费水平超过这一门限值时,这种作用的方向改变并且不再显著。这预示着这些超过门限水平的国家相对于其他国家更应当实施严格的能源和环境政策。从减排责任分担的角度看,可以认为这些国家应当率先实施节能减排的措施,并承担强制减排责任。(3)考察人均消费水平在门限值前后的国家(地区)名单发现,超过门限值的主要为发达经济体,而中国、印度等发展中国家距离这一门限水平还有较大距离。这说明中国、印度等发展中国家在实施严格的能源政策时要格外谨慎,否则可能因为节能减排而导致对经济增长的负面影响。但从动态的角度看,当这些发展中国家人均消费水平超过门限值时,也应当加入承担强制减排责任的行列。

本文在模型建立和计量检验上的不足之处在于没有考虑经济增长对能源消费的潜在影响,即没有考察经济增长与能源消费可能存在的双向格兰杰因果关系。由于这一关系的检验需要运用动态面板门限回归模型,因而需要今后在计量方法上进一步突破和改进。

参考文献:

1. 包群、彭水军 2006 《经济增长与环境污染: 基于面板数据的联立方程估计》,《世界经济》第 11 期。
2. 樊纲、苏铭、曹静 2010 《最终消费与碳减排责任的经济学分析》,《经济研究》第 1 期。
3. 林伯强、蒋竺均 2009 《中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析》,《管理世界》第 4 期。
4. 潘家华 2002 《人文发展分析的概念构架与经验数据》,《中国社会科学》第 6 期。
5. 潘家华、朱仙丽 2006 《人文发展的基本需要分析及其在国际气候制度设计中的应用——以中国能源与碳排放需要为例》,《中国人口·资源与环境》第 6 期。
6. 杨子晖 2010 《“经济增长”与“二氧化碳排放”关系的非线性研究: 基于发展中国家的非线性 Granger 因果检验》,《世界经济》第 10 期。
7. 赵进文、范继涛 2007 《经济增长与能源消费内在依从关系的实证研究》,《经济研究》第 8 期。
8. Apergis, N., and J. Payne. 2009. “Energy Consumption and Economic Growth in Central America: Evidence from a Panel Cointegration and Error Correction Model.” *Energy Economics*, 31(2): 211–216.
9. Aslanidis, N., and S. Iranzo. 2009. “Environment and Development: Is There a Kuznets Curve for CO₂ Emissions.” *Applied Economics*, 41(6): 803–810.
10. Bastianoni, S., F. M. Pulselli, and E. Tiezzi. 2004. “The Problem of Assigning Responsibility for Greenhouse Gas Emissions.” *Ecological Economics*, 49(3): 253–257.
11. Bosetti, V., and D. G. Victor. 2011. “Politics and Economics of Second – Best Regulation of Greenhouse Gases: The Importance of Regulatory Credibility.” *The Energy Journal*, 32(1): 1–24.
12. Bréchet, T., F. Gerard, and H. Tulkens. 2011. “Efficiency vs. Stability in Climate Coalitions: A Conceptual and Computational Appraisal.” *The Energy Journal*, 32(1): 28–75.
13. Carson, R. T., Y. Jeon, and D. McCubbin. 1997. “The Relationship between Air Pollution Emission and Income: US Data.” *Environmental and Development Economics*, 2(4): 433–450.
14. Chan, K. S. 1993. “Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model.” *The Annals of Statistics*, 21(1): 520–533.
15. Chiou – Wei, S. Z., C. F. Chen, and Zhen Zhu. 2008. “Economic Growth and Energy Consumption Revisited——Evidence from Linear and Nonlinear Granger Causality.” *Energy Economics*, 30(6): 3063–3076.
16. Enders, W. 2004. *Applied Econometric Time Series* 2nd edition. New York: John Wiley & Sons.
17. Feder, G. 1983. “On Exports and Economic Growth.” *Journal of Development Economics*, 12(1–2): 59–73.
18. Ferng, J. J. 2003. “Allocating the Responsibility of CO₂ Over – Emissions from the Perspectives of Benefit Principle and Ecological Deficit.” *Ecological Economics*, 46(1): 121–141.
19. Grossman, G., and A. Krueger. 1991. “Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement.” NBER Working Paper 3914, Cambridge MA.
20. Hansen, B. E. 1999. “Threshold Effects in Non – dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference.” *Journal of Econometrics*, 93(2): 345–368.
21. Huang, Bwo – Nung, M. J. Hwang, and C. W. Yang. 2008. “Does More Energy Consumption Bolster Economic Growth? An Application of the Nonlinear Threshold Regression Model.” *Energy Policy*, 36(2): 755–767.
22. Jacoby, H. D., M. H. Babiker, S. Paltsev, and J. M. Reilly. 2008. “Sharing the Burden of GHG Reductions.” MIT Joint Program Report Series.
23. Manne, A. S., and Richard Richels. 1999. “The Kyoto Protocol: A Cost – effective Strategy for Meeting Environmental Objectives?” *The Energy Journal*, 23(2): 1–24.
24. Munksgaard, J., and K. A. Pedersen. 2001. “CO₂ Accounts for Open Economies: Producer or Consumer Responsibility.” *Energy Policy*, 29(4): 327–334.
25. Nordhaus, W. D., and J. G. Boyer. 1999. “Requiem for Kyoto: An Economic Analysis of the Kyoto Protocol.” *Energy Journal*, 20 (Special I): 93–130.
26. Nordhaus, W. D. 2006. “After Kyoto: Alternative Mechanisms to Control Global Warming.” *American Economic Review*, 96(2): 31–34.
27. Panayotou, T. 1997. “Demystifying the Environmental Kuznets Curve: Turing a Black Box into a Policy Tool.” *Environmental and Development Economics*, 2(4): 465–484.
28. Paul, S., and R. N. Bhattacharya. 2004. “Causality between Energy Consumption and Economic Growth in India: A Note on Conflicting Results.” *Energy Economics*, 26(6): 977–983.
29. Peters, G. P. 2008. “From Production – based to Consumption – based National Emission Inventories.” *Ecological Economics*, 65(1): 13–23.
30. Ram, Rati. 1986. “Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross – Section and Time – Series Data.” *The American Economic Review*, 76(1): 191–203.
31. Soytas, U., R. Sari, and B. T. Ewing. 2007. “Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in the United States.” *Ecological Economics*, 62(3–4): 482–489.
32. Stern, D. I. 2000. “A Multivariate Cointegration Analysis of the Role of Energy in the US Macroeconomy.” *Energy Economics*, 22(2): 267–283.
33. van Benthem, Arthur, and Mattia Romani. 2009. “Fuelling Growth: What Drives Energy Demand in Developing Countries.” *The Energy Journal*, 30(3): 91–114.

34. Wackernagel, M., and W. E. Rees. 1996. "Our Ecological Footprint: Reducing Human Impact on the Earth." *New Society*, Gabriola Island, BC, Canada.
35. Wiedmann, T. 2009. "A Review of Recent Multi-region Input-output Models Used for Consumption-based Emission and Resource Accounting." *Ecological Economics*, 69(2): 211-222.

Analysis on the Difference of Energy Consumption Spillovers on Economic Growth: An Empirical Test Taking Consumption Per Capita as a Threshold Variable

Shi Yadong

(The School of Economics, Nankai University)

Abstract: This paper sets up an empirical model to estimate the spillover effect of energy consumption on economic growth, using a two-sector production function, and makes an empirical test on the difference of this effect when using consumption per capita as a threshold variable, based on 45 countries' data from 1980-2007. The result confirms that there is only one threshold, meaning that there is a nonlinear relationship existing between energy consumption and economic growth. And it concludes that when the level of consumption per capita is within the threshold value, the spillover effect is significant and positive, while when beyond the value, the effect is negative and no more significant. Those countries that beyond the threshold value are mainly developed countries. It means that those countries should adopt aggressive energy policy, as it not only is in accordance with consumers' responsibility principle, but also avoids the policy's negative effect on economic growth.

Key Words: Energy Consumption; Economic Growth; Threshold Regression; Consumption Per Capita

JEL Classification: Q43, C33, Q54

(责任编辑: 陈永清)

(上接第 120 页)

38. UNFCCC. 2007. "Kyoto Protocol to the United Nations Framework Convention on Climate Change." Available at <http://www.greenhouse.gov.au/international/kyoto/>.
39. Wu, Y. 2004. "Openness, Productivity and Growth in the APEC Economies." *Empirical Economics*, 29(3): 593-604.
40. Yoruk, B., and O. Zaim. 2005. "Productivity Growth in OECD Countries: A Comparison with Malmquist Indices." *Journal of Comparative Economics*, 33(5): 401-422.
41. Zhou, P., B. W. Ang, and K. L. Poh. 2006. "Slacks-based Efficiency Measures for Modeling Environmental Performance." *Ecological Economics*, 60(1): 111-118.
42. Zhou, P., B. W. Ang, and K. L. Poh. 2008. "A Survey of Data Envelopment Analysis in Energy and Environmental Studies." *European Journal of Operational Research*, 189(1): 1-18.

Energy Consumption, Carbon Dioxide Emission and Regional Economic Growth in the APEC Economies

Liu Yuhai¹ and Wu Peng²

(1: School of Economics, Nankai University; 2: Institute of Economics, Chinese Academy of Social Science)

Abstract: We use synthetically the SBM-Undesirable Model and the Meta-frontier Production Function to measure the economic growth efficiency of the 17 economies in the APEC from 1980 to 2007 under the dual constraints of energy consumption and carbon dioxide emissions, and then estimate the influences of different factors on the economic growth efficiency. The findings show that, there are some countries from the developed countries and the Asian new economies in some year underling the meta-frontier which stands for the potentially best technology level; the rankings both of the MTE and MTR are the developed countries, the Asian new economies, the developing countries; and the impacts of the factors on the MTE, such as the GDP per capita, industrialization level, population density and so on, are all very significant, but both of the impact direction and the impact extent of these factors on the GTE are different.

Key Words: Economic Growth Efficiency; SBM-Undesirable Model; Meta-frontier Production Function

JEL Classification: D24, O47, C61

(责任编辑: 彭爽)