

# 中国能源消耗强度与地区平衡发展<sup>1</sup>

齐绍洲，罗威

(武汉大学 经济与管理学院，湖北 武汉 430072)

**摘要:**本文试图分析我国不同经济发展水平的东部和中西部地区的收入增长和能源效率之间的关系。能源消耗强度即每单位产出的能源耗费用量是衡量能源使用效率的标准。我们假设中西部省份的能源消耗强度是其与东部发达地区平均收入水平之差的函数。我们首先观察我国东部和中西部地区收入差距的变化趋势；然后同其他回归变量一起检验收入增长和能源效率这两个变量之间的关系。最后通过使用滞后调整的计量经济学模型进行实证估计，得出如下结论：第一，中国不同地区的人均GDP的发展趋势存在收敛，即中西部地区的发展虽然整体落后于东部地区，但在发展速度的长期趋势上是快于东部的；第二，我国东部地区和中西部地区的人均收入差距每降低1%，中西部地区的能源消耗强度的增长率就会上升0.15%；第三，不同中西部省区的能源消耗强度的发散率是不同的；第四，东部15省市的能源消耗强度在过去的经济增长过程中高出中西部15省区很多，这说明我国发达地区的经济增长是靠高能源投入来实现的。

**关键词:** 能源;消费强度;经济发展;地区平衡

**中图分类号:** F062.1

**文献标识码:** A

## 一、引言

### (一) 研究的背景

在今年国际货币基金组织和世界银行的会议中，各国在对全球经济发展前景表示乐观的同时，也指出了当前世界经济发展的两大隐忧——能源问题以及世界经济的发展不平衡问题。所以，本文试图从这两方面入手，在比较中欧之间相关经验的层面上，用实证研究方法，探讨中国的能源问题与区域经济平衡发展之间的关系。

2004年，能源短缺和安全问题困扰全球。油价暴涨反映的一个基本事实是世界能源消费结构不合理、能源安全系统脆弱。采取多元化和开源节流等多种措施，实现能源的可持续发展，已成为全球的共识。此外，目前世界经济发展不平衡问题以及局部地区经济发展的不平衡问题越来越受到关注。

在未来一段时期内，中国经济将会保持较高的增长速度，工业化和城市化进程都将加快，居民消费也在由衣食向住行升级，中国将不可避免地保持较快的能源消费增长，优质能源的需求增长将更快。国内能源资源不足，特别是优质能源资源不足将成为能源供应的重大制约。另一方面，由于各地在推动经济发展中还是习惯于片面地把GDP增长作为发展的核心目标，把扩大投资作为拉动GDP增长的最重要手段，导致局部地区通过高投资、高消耗来推动经济增长的粗放式经济增长模式有所抬头，高耗能工业出现了过度投资、发展过热的趋势。所以，要提高能源的使用效率，能源消耗强度，即每单位产出的能源耗费用量是衡量能源使用效率的标准。

另外，随着中国改革开放的不断深入，各地区人均收入水平的差距也在不断加大，这也成为目前严重困扰中国的经济发展以及社会发展问题。同时，中国各地区的能源禀赋以及能

源的利用效率也存在很大的差异,这实际上也为中国的能源与经济发展提供了协调与合作的契机。在这个方面欧盟能源市场的发展以及欧盟在解决各成员国经济发展不平衡问题上所采取的措施对中国有很大的借鉴意义。特别是随着欧盟东扩进程的加快,探讨这方面的问题对中欧两国都意义重大。

## (二) 研究的目的及其框架

本文试图分析我国发展较慢的中西部地区的能源使用效率是否会向发展较快的东部地区的能源使用效率水平收敛。

本文试图分析我国中西部15省区的能源消耗强度和较发达的东部15省的能源消耗强度之间的关系。通过使用滞后调整的计量经济学模型进行实证估计,得出发散的结论。我国东部地区和中西部地区的人均收入差距每降低1%,中西部地区的能源消耗强度的增加率就会上升0.15%。不同中西部省份的能源消耗强度发散率是不同的,发散率较高的省份有湖南、河南、安徽、江西、四川、云南、广西和陕西。

本文试图分析我国不同发展水平的区域的收入增长和能源效率之间的关系。能源效率在本文中用能源消耗强度来衡量。假设中西部省份的能源消耗强度是其与东部发达省份平均收入水平之差的函数。

本文的分析逻辑分为两个部分:一是在我们验证收入差距对能源消耗强度的影响之前首先观察收入差距的变化趋势。收入这个外生变量随时间的变化是决定能源消耗强度增长率变化方向的关键。二是同其他回归变量一起检验收入差距与能源消耗强度这两个变量之间的关系,验证中西部省份有关能源效率的假设——最终是否会向东部发展省份收敛。

本文的结构框架如下:第二部分提供对实证研究的数据的描述,并论证实际人均收入和能源消耗强度是如何收敛的;第三部分,对实证检验的方法给出一个说明和描述;第四部分给出了实证分析的结果;第五部分得出本文的结论。

## (三) 文献综述

中国经济持续增长伴随着能源消耗强度下降的特征引起部分学者对中国经济增长和能源消费数据真实性的怀疑,因此,对中国能源消耗强度变化特征进行研究具有重要的现实意义。迄今为止,对中国经济结构变动如何影响能源消耗强度变化仍然缺少定量研究。其中一些文章分析了中国能源消耗强度的变化趋势,说明其前后趋势基本上是一致、合理的。以此为基础,将能源消耗强度变化分解为结构份额和效率份额,提出了结构份额和效率份额的计算方法,对我国能源消耗强度变化中的结构份额和效率份额进行了定量分析。结构份额表明:1998-2000年间,我国能源消耗强度下降的主要动力来自于各产业能源利用效率的提高,其中工业能源消耗强度下降是总体能源消耗强度下降的主要原因。

中国学者梁巧梅等也对中国能源需求和能源消耗强度之间的关系进行了探讨,他们运用投入产出法和情景分析法进行能源需求和能源消耗强度预测的基本原理,并给出了基于投入产出的能源需求和能源消耗强度情景分析模型的总体框架。针对该模型,围绕影响能源需求和能源消耗强度变化的各种社会经济因素,以逐层叠加的方式建立其情景分析模型。运用1997年的数据,针对全面实现小康社会目标的各种情景,定量地分析了社会经济发展因素对能源需求和能源消耗强度的影响,得出了有关结论,并提出了相关政策建议。

国外研究人均收入平衡的问题的文章也很多。当人均收入较低的地区经济发展的速度较快时,它们与经济发达地区的人均收入差距会逐渐缩小,这会最终降低各地区经济发展不平衡的问题。Sala-i Martin(1996)通过比较OECD、美国、日本以及欧盟地区的经济发展速度来分析人均收入水平之间的收敛程度。最后结果表明收敛速度为每年2%。Kaitila(2004)

通过比较研究中东欧 7 国与原欧盟 15 国之间的经济发展速度与人均收入水平，最后结果表明它们之间的经济收敛速度达到 0.02%。其他相关文献有 Bunyaratavej&Hahn (2002), Wagner&Hlouskova (2002), Dela Fuente (2003) ，他们分别研究了人均收入增长水平与就业、劳动生产率、技术扩散和汇率波动之间的收敛关系。

## 二、理论模型

首先我们分析中西部 15 省区的人均 GDP 是否会向东部 15 省市的人均 GDP 的平均水平靠拢。然后，在以上关系的基础上加入能源消耗强度变量，共同考虑中西部地区和东部地区的人均收入水平以及能源消耗强度之间的关系。

我们以 1995 年的不变价格核算各省、市、自治区(以下简称各省)从 1997 年到 1999 年的人均 GDP 的平均值代表各省份的人均 GDP 的水平。其结果如表 1。

表 1 各省份的人均 GDP 排序

排名	省份	人均 GDP 水平 (万元)	排名	省份	人均 GDP 水平 (万元)	排名	省份	人均 GDP 水平 (万元)
1	上海	2.188888	11	河北	0.5643	21	青海	0.384728
2	北京	1.386686	12	新疆	0.557883	22	江西	0.378767
3	天津	1.224037	13	湖北	0.540776	23	四川	0.37622
4	浙江	0.983886	14	海南	0.520335	24	云南	0.375022
5	广东	0.967489	15	吉林	0.518762	25	宁夏	0.372984
6	江苏	0.876805	16	内蒙古	0.455504	26	广西	0.360808
7	福建	0.862551	17	湖南	0.427781	27	陕西	0.341375
8	辽宁	0.807538	18	山西	0.425192	28	西藏	0.307607
9	山东	0.708963	19	河南	0.409066	29	甘肃	0.299495
10	黑龙江	0.677866	20	安徽	0.396599	30	贵州	0.204263

资料来源：根据中国各年经济统计年鉴整理而得

根据以上资料我们可以看到，排名靠前的 15 个省份基本分布在我国东部地区，而靠后的 15 个省份则完全分布在我国中西部地区。基于此，本文中所提到的东部和中西部地区将以此为划分基础。

### (一) 中国不同地区人均 GDP 发展趋势分析

Sala-i Martin (1996) 把研究人均 GDP 的文献归为两大类： $\beta$  收敛和  $\sigma$  收敛。 $\beta$  收敛是指贫困地区的发展速度快于富裕地区的发展速度。其模型为：

$$\ln(y_{i,t+T} / y_{i,t}) / T = \alpha + \beta \ln(y_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中  $\ln(y_{i,t+T} / y_{i,t}) / T$  是指从 t 到 t+T 这段时期第 i 个经济体的人均 GDP 的年增长率, 如果  $\beta < 0$  则表示存在绝对的收敛。

收敛是指一组经济体人均 GDP 的离差随着时间的增加是逐渐降低的。我们可以用模型表示为：

$$\sigma_{t+T} < \sigma_t \quad (2)$$

其中  $\sigma_t$  是指在时期 t 的  $\ln(y_{i,t})$  的标准差,  $i = 1, 2, \dots, n$ 。

本文选用收敛方法度量中国不同地区人均 GDP 的收敛状况。其回归模型为：

$$\ln(y_{i,t} / y_{i,t-1}) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中  $\varepsilon_{i,t}$  是残差项。如果  $\hat{\beta} < 0$ , 则存在收敛, 说明人均 GDP 的增长率与初始收入水平负相关, 也意味着中西部地区的发展快于东部地区。

## (二) 中西部地区的能源消耗强度变化趋势

首先我们定义以下几个变量：

$E_{it}$  - 中西部省份 i 在时期 t 的能源总消费量；

$e_{it}$  - 中西部省份 i 在时期 t 的人均能源消费量；

$P_{it}$  - 中西部省份 i 在时期 t 的总人口；

$Y_{it}$  - 中西部省份 i 在时期 t 的 GDP；

$y_{it}$  - 中西部省份 i 在时期 t 的人均 GDP；

$\varepsilon_{it}$  - 中西部省份 i 在时期 t 的能源消耗强度；

$y_{ft}$  - 东部省份在时期 t 的平均人均 GDP 水平；

$\varepsilon_{ft}$  - 东部省份在时期 t 的平均能源消耗强度；

$$e_{it} = \frac{\varepsilon_{it} \times Y_{it}}{P_{it}} = \varepsilon_{it} \times y_{it} \quad (4)$$

$e_{it}$  会随着  $y_{it}$  的增加而增加, 随着  $\varepsilon_{it}$  的增加而增加。

我们主要研究的是中西部地区人均能源消费量的变化趋势, 以及对未来十年的人均能源消费量的预测。根据方程 (4), 我们可以将人均能源消费量分解成两个因素  $y_{it}$  和  $\varepsilon_{it}$ ,  $y_{it}$  对于  $y_{ft}$  的收敛状况我们可以用方程 (3) 加以研究, 至于  $\varepsilon_{it}$  对于  $\varepsilon_{ft}$  的收敛状况, 我们可以构建如下模型：

$$\varepsilon_{it}^* = A \left( \frac{y_{ft}}{y_{it}} \right)^\eta \varepsilon_{ft} \quad (5)$$

其中  $\varepsilon_{it}^*$  是中西部第 i 个省份的预期能源消耗强度; A 是常数;  $\eta$  是能源消耗强度差距对于人均 GDP 差距的弹性系数, 表示中国中西部地区人均 GDP 的差距每降低 1 个百分点会对能源消耗强度造成  $\eta$  个百分点的影响。

考虑到在平行数据分析中也有时间序列因素的影响, 在此我们在模型中加入一个一期的滞后变量, 以期能够使预测更加准确, 其方程如下：

$$\varepsilon_{it} = \varepsilon_{i,t-1} \left( \frac{\varepsilon_{it}^*}{\varepsilon_{i,t-1}} \right)^\mu \quad (6)$$

对方程 (6) 两边同时取对数可得：

$$\ln \varepsilon_{it} = \ln \varepsilon_{i,t-1} + \mu \ln \varepsilon_{it}^* - \mu \ln \varepsilon_{i,t-1} \quad (7)$$

对方程 (5) 两边同时取对数可得：

$$\ln \varepsilon_{it}^* = \ln A + \eta \ln(\Delta y_t) + \ln \varepsilon_{ft} \quad , \text{ 其中 } \Delta y_t = y_{ft} / y_{it} \quad (8)$$

将方程 (8) 代入方程 (7) 整理可得：

$$\ln \varepsilon_{it} = \mu \ln A + (1-\mu) \ln \varepsilon_{i,t-1} + \mu \eta \ln(\Delta y_t) + \mu \ln \varepsilon_{ft} \quad (9)$$

方程 (9) 可改写为：

$$\ln \varepsilon_{it} = F + B \ln \varepsilon_{i,t-1} + C \ln \Delta y_t + D \ln \varepsilon_{ft} \quad (10)$$

其中  $F, B, C, D$  为常数,  $\eta = \frac{\hat{C}}{\mu}$ ,  $A = \exp\left(\frac{\hat{F}}{\mu}\right)$ ,  $\mu = \hat{D}$ ,  $\hat{B} = 1 - \mu$ 。  $\mu = 1 - \hat{B}$ 。这样就可以求出  $\mu$  和  $\hat{C}$ , 然而这里存在一个问题, 即由此方程可以求出两个  $\mu$  的值,  $\mu = \hat{D}$ ,  $\mu = 1 - \hat{B}$ , 我们无法判断究竟要用哪一个。因此我们要对方程 (9) 做进一步的改写, 其过程如下：

$$\ln \varepsilon_{it} = \mu \ln A + \ln \varepsilon_{i,t-1} - \mu \ln \varepsilon_{i,t-1} + \mu \eta \ln \Delta y_t + \mu \ln \varepsilon_{ft}$$

$$(\ln \varepsilon_{it} - \ln \varepsilon_{i,t-1}) = \mu \ln A + \mu (\ln \varepsilon_{ft} - \ln \varepsilon_{i,t-1}) + \mu \eta \ln \Delta y_t$$

最终我们可以得到如下回归方程：

$$\ln(\varepsilon_{it} / \varepsilon_{i,t-1}) = B + C(\ln \varepsilon_{ft} / \varepsilon_{i,t-1}) + D \ln \Delta y_t + v_{it} \quad (10)$$

其中  $v_{it}$  为残差项,  $B, C, D$  为常数项,  $\mu = \hat{C}$ ,  $\eta = \frac{\hat{D}}{\mu} = \frac{\hat{D}}{\hat{C}}$ ,  $A = \exp(\hat{B} / \mu) = \exp(\hat{B} / \hat{C})$ 。这样一来,  $\mu$  和  $\hat{C}$  就可以确定下来了。

### (三) 有关以上两个模型的综合假设

以上我们建立两个实证回归模型：

$$\text{方程 (3)} : \ln(y_{i,t} / y_{i,t-1}) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{和方程 (10)} : \ln(\varepsilon_{it} / \varepsilon_{i,t-1}) = B + C(\ln \varepsilon_{ft} / \varepsilon_{i,t-1}) + D \ln \Delta y_t + v_{it} \quad , \quad \Delta y_t = y_{ft} - y_{it}$$

分别度量中国中西部地区的人均 GDP 的收敛状况和能源消耗强度的收敛状况。

如果对方程 (3) 的实证检验中存在收敛, 即  $\hat{\beta} < 0$ , 则说明中国中西部地区的发展快于东部地区的发展。在此基础上我们可以对方程 (10) 加以检验, 如果：

(1)  $\hat{D} > 0$  则说明我国中西部地区的人均 GDP 与东部地区的差距每降低 1%, 会导致这两个地区的能源消耗强度的差距降低  $\hat{D}\%$ , 即我国不同地区的能源消耗强度的变化趋势是收敛的。

(2)  $\hat{D} < 0$  则说明我国中西部地区的人均 GDP 与东部地区的差距每降低 1%, 会导致这两个地区的能源消耗强度的差距增加  $\hat{D}\%$ , 即我国不同地区的能源消耗强度的变化趋势是发散的。

## 三、实证方法

平行数据 (Panel Data) 又称为时序与横截面混合数据 (pooled time series and

cross-section data), 是指对不同时刻的横截面个体作连续观测所得到的多维数据。将截面数据和时间序列数据相混合的过程称为融合。一般地, 截面参数随时间变化的方式可能不能由时间序列解释变量的选择反映出来; 或者个体在截面上的重要变化方式不由截面变量的选择所反映。因此, 平行数据的使用使得模型的确认变得更加困难; 平行数据的干扰可能包含了时间序列干扰、截面干扰、以及时间序列和截面的混合干扰。

平行数据模型是一类利用平行数量分析变量间相互关系并预测其变化趋势的计量经济模型。模型能够同时反映研究对象在时间和横截面单元两个方向上的变化规律及不同时间、不同单元的特性。

平行数据运用的第一个技巧就是将所有的时间序列和截面数据结合或融合在一起, 然后通过普通最小二乘法估计可能的模型。第二个方法涉及对缺省变量可能会引起截面截距和时间序列截距的变化的认识。固定效应模型添加虚拟变量以便允许截距的变化。第三个方法通过考虑截面和时间序列干扰改进第一个最小二乘估计法的有效性。随进效应模型是广义最小二乘法的一种变化形式。最后, 我们讨论把误差项可能会与时间相关以及与截面单位相关的事实考虑在内的技术。广义最小二乘估计方法是解决这个问题的有用方法。

平行数据模型的基本假设为:

平行数据模型的基本假设可称作参数齐性假设, 即被解释变量  $y$  由某一参数的概率分布函数  $P(y | \cdot)$  产生。其中  $X_{it}$  是  $m$  维实向量, 在所有时刻对所有个体均相等。违背假定的情况通常有参数非齐性偏差和选择性偏差。参数的非齐性包括截面单元参数非齐性和时间序列参数非齐性。选择性偏差主要是因为样本并非从总体中随机抽取的。

平行数据模型的基本表达形式为:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta'_{it} X_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (11)$$

其中,  $X'_{it} = (x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{Kit})$ , 为外生变量向量;  $\beta'_{it} = (\beta_{1it}, \beta_{2it}, \dots, \beta_{Kit})$ , 为参数向量,  $K$  是外生变量个数,  $T$  是时期总数。随机扰动项  $u_{it}$  相互独立, 且满足均值为零、方差相等的假设。

假设时间序列参数齐性, 即参数满足时间一致性, 也就是参数值不随时间的不同而变化, 模型(11)可写为:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta'_i X_{it} + u_{it} \quad (12)$$

其中参数  $\alpha_i$  与  $\beta_i$  都是个体时期恒量 (Individual Time-invariant Variable), 其取值只受到截面单元不同的影响。由于该模型关于回归系数没有任何假设, 所以 (11) 式实际上为无条件模型 (UR)。

在参数不随时间变化的情况下, 截距和斜率参数又可以有如下两种假设

$H_{01}$ : 回归斜率系数相同 (齐性) 但截距不同, 即有

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N, \text{ 其模型为}$$

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + u_{it} \quad (13)$$

在此称其为有条件模型 1。

$H_{02}$ : 回归斜率系数和截距都相同, 即有

$$\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N \text{ 且 } \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N, \text{ 模型为}$$

$$y_{it} = \alpha + \beta' X_{it} + u_{it} \quad (14)$$

在此称其为有条件模型 2。

注意这里没有斜率系数非齐性而截距齐性的假设，因为当斜率不同时，考虑截距相同没有实际意义。

判断平行数据究竟属于 (11) (12) 和 (13) (14) 中的那种情况可以构造如下两个统计量加以检验：

原模型(无条件模型)的残差平方和为  $S_1$ ；有条件模型 1 的残差平方和为  $S_2$ ；有条件模型 2 的残差平方和为  $S_3$ 。

零假设  $H_{01}$  的检验统计量为：

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N-1)K]}{S_1 / [NT - N(K+1)]} \sim F((N-1)K, NT - N(K+1))$$

零假设  $H_{02}$  的检验统计量为：

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N-1)(K+1)]}{S_1 / [NT - N(K+1)]} \sim F((N-1)(K+1), NT - N(K+1))$$

在零假设  $H_{02}$  和  $H_{01}$  下，统计量  $F_2$  和  $F_1$  服从特定的自由度的 F 分布。如果  $F_2$  大于或等于某置信度下的同分布临界值，则拒绝  $H_{02}$ ，应继续检验，找出非齐性的来源；反之，则利用模型(14)拟合样本。在已确定参数存在非齐性的基础上，如果  $F_1$  大于或等于某置信度下的同分布临界值，则拒绝  $H_{01}$ ，应该用模型 (12) 拟合样本；反之，用模型 (13) 拟合。

同理，可假定参数是时期个体恒量 (Period Individual-invariant Variable)，即对特定时期，参数值不随截面单元的不同而变化，而只因时间变动而变化，只需对回归系数作时间齐性检验。除非两种检验均表明不能拒绝回归系数齐性的原假设，否则直接用 OLS 估计将是偏的。

### (一) 固定效应模型与随机效应模型

通常称形如 (13) 式的合成数据模型为变截距 (Variable Intercept) 模型，而 (12) 式为变系数 (Variable Coefficient) 模型。根据样本数据性质的不同，这两种模型又都有固定效应模型和随机效应模型之分，并分别对应不同的参数估计方法。

#### 1. 固定效应模型

固定效应模型 (Fixed Effect Model) 也称为虚拟变量模型 (Dummy Variable Model)。在模型中，截面数据差异被包含在截距中。定义横截面虚拟变量  $D_{jt}$ ，为固定截距项，代表每个横截面不同结构。当  $i = j$  时， $D_{jt} = 1$ ；当  $i \neq j$  时， $D_{jt} = 0$ 。固定效应模型可设为：

$$y_{it} = \sum_j \lambda_j D_{jt} + \beta_i' X_{it} + u_{it} \quad i, j = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

该模型称为一元固定效应 (One-way Fixed Effect) 模型。

相应地，二元固定效应 (Two-way Fixed Effect) 模型为：

$$y_{it} = \alpha_0 + \sum_j \lambda_j D_{jt} + \sum_r \theta_r \beta_r' E_{rt} + \beta_i' X_{it} + u_{it}$$

$$i, j = 1, \dots, N; r = 1, \dots, T-1; t = 1, \dots, T$$

定义时间虚拟变量  $E_{rt}$ ，当  $r = t$  时  $E_{rt} = 1$ ；当  $r \neq t$  时  $E_{rt} = 0$ 。

#### 2. 固定效应的检验

检验传统回归模型与固定效应模型的适用性，采用 F 检验。若  $H_0$  为真，则采用最小二乘法，否则采用固定效应模型。

$$\text{检验统计量 } F = \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{(1-URSS)/(NT-N-K)} \sim F_{N-1, NT-N-K}$$

RRSS：有条件模型的残差平方和，即采用 OLS 求得的残差平方和。

URSS：未受限制模型的残差平方和，即固定效应模型的残差平方和。

若检验二元固定效应模型，则检验统计量的自由度为  $N+T-2, (N-1)(T-1)-K$

### 3. 随机效应模型

随机效应模型又称为误差成分模型 (Error Component Model)。该模型特别着重样本整体间的关系，而非个别样本间的差异。该模型容许样本间差异性的存在，并假设样本间相似程度高、各样本的截距具有随机性。

一元随机效应 (One-way Random Effect) 模型：

$$y_{it} = \alpha + \mu_i + \beta' X_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

其中  $\mu_i$  为截距项的误差。

二元随机效应 (Two-way Random Effect) 模型：

$$y_{it} = \alpha + \mu_i + \beta' X_{it} + Y_t + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

其中  $Y_t$  为第 t 期随机残差的时间效应。

### 4. 随机效应的检验

我们采用 LM 方法检验随机效应模型是否优于 OLS 方法。若  $H_0$  为真，表示随机项不具有随机性，采用最小二乘法；若  $H_1$  为真表示随机项具有随机性，则采用随机效应模型。

检验统计量符合卡方分布：

$$LM_1 = \frac{NT}{2(T-1)} \left( \frac{\sum_i (\sum_t e_{it})^2}{\sum_i (\sum_t e_{it}^2)} - 1 \right)^2$$

$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$  ;  $e_{it}$  为 OLS 模型的残差值。

若检验二元随机效应模型，则检验统计量为：

$$LM_2 = LM_1 = (N+T-2)/(N-1)$$

### (二) 固定效应与随机效应的检验

Hausman 检验。该方法假设固定效应和随机效应的估计值符合一致性。但两种方法的估计值无显著差异时，采用随机模型更具效率；若两方法的估计值有显著差异时，则表示随机效应模型并不适用。

$$W = (\beta_{GLS} - \beta_{LSDV})' (Var(\beta_{GLS}) - Var(\beta_{LSDV}))^{-1} (\beta_{GLS} - \beta_{LSDV}) \sim \chi^2(K-1)$$

其中， $\beta_{GLS}$  是随机效应下的估计值； $\beta_{LSDV}$  是固定效应下的估计值；K 是解释变量个数。

## 四、理论模拟与实证结果分析

考虑到数据的可获得性以及时间上的连续性，本文数据选择的时间跨度为 4 年，从 1997



年到 1999 年，总共包含 30 个省份。

其平行数据回归模型为：

$$\ln(y_{i,t} / y_{i,t-1}) = \alpha + \beta \ln(y_{i,t-1}) + \delta_i \sum_i W_{it} + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

$$\ln(\varepsilon_{it} / \varepsilon_{i,t-1}) = B + C(\ln \varepsilon_{it} / \varepsilon_{i,t-1}) + D \ln \Delta y_t + \gamma_i \sum_i W_{it} + v_{it} \quad (16)$$

其中  $W_{it} = \begin{cases} 1 & \text{如果是第 } i \text{ 个省份, } i=1, 2, \dots, 15 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$

表 2 固定效应模型对人均 GDP 收敛的检验结果

Dependent Variable: X3?				
Method: GLS (Cross Section Weights)				
Date: 11/02/05 Time: 15:06				
Sample: 1997 1999				
Included observations: 3				
Number of cross-sections used: 15				
Total panel (balanced) observations: 45				
One-step weighting matrix				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X4?	-0.118807	0.021348	-5.565375	0.0000
Fixed Effects				
_INNERMONGOLIA--C	0.006143			
_HUNAN--C	-0.035909			
_SHANXI--C	-0.067196			
_HENAN--C	-0.045387			
_ANHUI--C	-0.051554			
_QINGHAI--C	-0.047760			
_JIANGXI--C	-0.063238			
_SICHUAN--C	-0.053983			
_YUNNAN--C	-0.061263			
_NINGXIA--C	-0.063086			
_GUANGXI--C	-0.087375			
_SHAANXI--C	-0.062418			
_TIBET--C	-0.005262			
_GANSU--C	-0.071717			
_GUIZHOU--C	-0.127455			
Weighted Statistics				
R-squared	0.984547	Mean dependent var	0.152136	
Adjusted R-squared	0.976554	S.D. dependent var	0.205000	
S.E. of regression	0.031390	Sum squared resid	0.028574	
Durbin-Watson stat	2.542985			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.516793	Mean dependent var	0.069354	
Adjusted R-squared	0.266858	S.D. dependent var	0.037459	

S.E. of regression	0.032074	Sum squared resid	0.029833
Durbin-Watson stat	2.238252		

我们对方程（15）采用固定效应模型检验其结果如表 2。

**表 3 随机效应模型对人均 GDP 收敛的检验结果**

Dependent Variable: X3?				
Method: GLS (Variance Components)				
Date: 11/02/05 Time: 15:07				
Sample: 1997 1999				
Included observations: 3				
Number of cross-sections used: 15				
Total panel (balanced) observations: 45				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.022570	0.034965	0.645508	0.5220
X4?	-0.044400	0.032520	-1.365311	0.1793
Random Effects				
_INNERMONGOLIA--C	0.025222			
_HUNAN--C	0.003854			
_SHANXI--C	-0.013650			
_HENAN--C	0.000563			
_ANHUI--C	-0.001692			
_QINGHAI--C	0.002020			
_JIANGXI--C	-0.006326			
_SICHUAN--C	-0.000745			
_YUNNAN--C	-0.004599			
_NINGXIA--C	-0.005231			
_GUANGXI--C	-0.017442			
_SHAANXI--C	-0.001192			
_TIBET--C	0.035435			
_GANSU--C	-0.000684			
_GUIZHOU--C	-0.015532			
GLS Transformed				
Regression				
R-squared	0.292958	Mean dependent var	0.069354	
Adjusted R-squared	0.276515	S.D. dependent var	0.037459	
S.E. of regression	0.031862	Sum squared resid	0.043653	
Durbin-Watson stat	1.562011			
Unweighted Statistics				
including Random Effects				

R-squared	0.409143	Mean dependent var	0.069354
Adjusted R-squared	0.395402	S.D. dependent var	0.037459
S.E. of regression	0.029127	Sum squared resid	0.036480
Durbin-Watson stat	1.869163		

我们对方程（15）采用随机效应模型其结果如表 3

Hausman 检验方法是假设固定效应和随机效应的估计值符合一致性。但是，当两种方法的估计值无显著差异时，采用随机模型更具效率；若两方法的估计值有显著差异时，则表示随机效应模型并不适用。所以我们在此采用固定效应模型所估计出来的结果。该模型的拟合优度达到了 0.98，其估计出来的 值为-0.118807，也通过了 1%水平的显著性检验。这表明中国不同地区的人均 GDP 的发展趋势存在 收敛，即中西部地区的发展虽然整体落后于东部地区，但在发展速度的长期趋势上是快于东部的。

同理，我们对方程（16）分别做固定效应模型和随机效应模型的检验，其结果如下：

**表 4 固定效应模型对能源消耗强度收敛的检验结果**

Dependent Variable: YY?				
Method: GLS (Cross Section Weights)				
Date: 11/02/05 Time: 15:09				
Sample: 1997 1999				
Included observations: 3				
Number of cross-sections used: 14				
Total panel (balanced) observations: 42				
One-step weighting matrix				
Cross sections without valid observations dropped				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1?	1.044036	0.094716	11.02286	0.0000
X2?	-0.153847	0.067136	-2.291581	0.0303
Fixed Effects				
_INNERMONGOLIA--C	-0.255456			
_HUNAN--C	-0.988538			
_SHANXI--C	0.155247			
_HENAN--C	-0.905178			
_ANHUI--C	-0.937349			
_QINGHAI--C	-0.147727			
_JIANGXI--C	-1.334300			
_SICHUAN--C	-1.192899			
_YUNNAN--C	-0.831528			
_NINGXIA--C	-0.159709			
_GUANGXI--C	-1.256804			
_SHAANXI--C	-0.811533			
_GANSU--C	-0.508306			
_GUIZHOU--C	-0.450190			

Weighted Statistics			
R-squared	0.876262	Mean dependent var	-0.015796
Adjusted R-squared	0.804874	S.D. dependent var	0.154581
S.E. of regression	0.068283	Sum squared resid	0.121227
F-statistic	184.1206	Durbin-Watson stat	2.431603
Prob(F-statistic)	0.000000		
Unweighted Statistics			
R-squared	0.726121	Mean dependent var	-0.007757
Adjusted R-squared	0.568113	S.D. dependent var	0.105642
S.E. of regression	0.069426	Sum squared resid	0.125318
Durbin-Watson stat	2.314649		

**表 5 随机效应模型对能源消耗强度收敛的检验结果**

Dependent Variable: YY?					
Method: GLS (Variance Components)					
Date: 11/02/05 Time: 15:09					
Sample: 1997 1999					
Included observations: 3					
Number of cross-sections used: 14					
Total panel (balanced) observations: 42					
Cross sections without valid observations dropped					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
C	-0.001144	0.098429	-0.011619	0.9908	
X1?	0.018452	0.059394	0.310665	0.7577	
X2?	0.027438	0.139003	0.197388	0.8445	
Random Effects					
_INNERMONGOLIA—C	0.073173				
_HUNAN—C	-0.063063				
_SHANXI--C	-0.000875				
_HENAN--C	0.021262				
_ANHUI--C	0.004983				
_QINGHAI--C	0.066436				
_JIANGXI--C	-0.011039				
_SICHUAN--C	-0.089773				
_YUNNAN--C	0.032739				
_NINGXIA--C	0.014439				
_GUANGXI--C	-0.003597				
_SHAANXI--C	-0.062566				
_GANSU--C	0.006516				
_GUIZHOU--C	0.011365				
GLS Transformed Regression					

R-squared	0.253772	Mean dependent var	-0.007757
Adjusted R-squared	0.215504	S.D. dependent var	0.105642
S.E. of regression	0.093569	Sum squared resid	0.341449
Durbin-Watson stat	2.467376		

Unweighted Statistics  
including Random Effects

R-squared	0.346776	Mean dependent var	-0.007757
Adjusted R-squared	0.313277	S.D. dependent var	0.105642
S.E. of regression	0.087544	Sum squared resid	0.298894
Durbin-Watson stat	2.818671		

对于方程 (16) 我们同样得出了固定效应模型要优于随机效应模型的结果。固定效应模型的拟合优度达到了 0.876262, C 的估计值为 1.044, D 的估计值为 -0.154, 都通过了 5% 水平的显著性检验。其结果表明我国不同地区的能源消耗强度的变化趋势是发散的, 即中西部地区的人均 GDP 与东部地区的人均 GDP 的差距每降低 1%, 会导致这两个地区的能源消耗强度的差距扩大 0.15%。

是能源消耗强度差距对于人均 GDP 差距的弹性系数, 表示中西部地区人均 GDP 的差距每降低 1 个百分点会对能源消耗强度造成 个百分点的影响。 = 1 表示能源消耗强度的收敛速度和人均 GDP 的收敛速度相当; 大于 1 表示能源消耗强度的收敛速度快于人均 GDP 的收敛速度; 小于 1 则表示能源消耗强度的收敛速度慢于人均 GDP 的收敛速度。

小于 0 大于 -1 则表示能源消耗强度的发散速度小于人均 GDP 的收敛速度, 小于 -1 则表示能源消耗强度的发散速度快于人均 GDP 的收敛速度。

上文已给出  $\mu = \hat{C}$ , 而  $\eta = \hat{D} / \mu = \hat{D} / \hat{C}$ , 这样一来,  $\eta$  和  $\mu$  就可以确定下来了。  $\mu = 1.044$ ,  $\eta = -0.148$ 。通过对方程 (15) 的估计, 我们可以得出这段时间我国人均 GDP 的差距是在不断缩小的。结合方程 (12) 的估计结果, 我们可以看到在我国人均 GDP 不断缩小的同时, 能源消耗强度的差距是在不断扩大的。具体情况可参见表 6。

从表 6 中我们可以直观地看到从 1996 年到 1999 年这四年间我国不同地区人均 GDP 和能源消耗强度的变化趋势。其中截距参数来源于表 4 中各省份虚拟变量的系数值, 反应了各省能源消耗强度的不同发散水平, 截距值为负, 表示该省的能源消耗强度是发散的, 该值越小代表该省的能源消耗强度的发散趋势越强, 其中湖南、河南、安徽、江西、四川、云南、广西和陕西的值较小, 明显区别于中西部其他各省, 从能源消耗强度的变化率上我们也看到这些省份的变化率都为负值, 说明这些地区在经济的发展过程中能源的使用效率在不断提高。从表 6 中我们还可以观察到东部发达地区的能源消耗强度的绝对水平要高于中西部较不发达地区, 从 1996 年到 1999 年的情况来看, 东部 15 省的能源消耗强度的平均值为 1.628 到 1.654, 其水平高出中西部地区很多, 这说明我国发达地区的经济增长是靠高能源投入来实现的。

表 6 能源消耗强度与人均 GDP 的变化情况

省份	能源消耗强度 (公斤标准煤/元)			人均 GDP (万元)			截距参数
	1996	1999	变化率	1996	1999	变化率	
内蒙古	1.223	1.610	31.62%	0.394	0.545	38.19%	-0.25546
湖南	0.851	0.626	-26.51%	0.380	0.468	23.00%	-0.98854
山西	2.203	2.029	-7.88%	0.389	0.432	11.17%	0.155247
河南	0.725	0.786	8.37%	0.369	0.448	21.46%	-0.90518
安徽	0.744	0.751	0.92%	0.356	0.428	20.35%	-0.93735
青海	1.430	1.841	28.72%	0.347	0.429	23.58%	-0.14773
江西	0.525	0.504	-3.92%	0.341	0.402	17.89%	-1.3343
四川	0.826	0.548	-33.67%	0.336	0.410	21.90%	-1.1929
云南	0.685	0.784	14.54%	0.341	0.407	19.30%	-0.83153
宁夏	1.537	1.562	1.58%	0.343	0.408	19.02%	-0.15971
广西	0.528	0.525	-0.58%	0.342	0.381	11.40%	-1.2568
陕西	0.995	0.737	-25.88%	0.306	0.378	23.26%	-0.81153
西藏	NA	NA	NA	0.245	0.379	54.59%	NA
甘肃	1.136	1.147	0.96%	0.267	0.337	25.91%	-0.50831
贵州	1.038	1.083	4.34%	0.185	0.226	21.76%	-0.45019
东部 15 省的平均值	1.628	1.654	1.65%	0.784	1.007	28.38%	

资料来源：根据中国各省份各年经济统计年鉴整理计算而得

## 五、结论

本文试图分析我国中西部15省区的能源消耗强度和较发达的东部15省市的能源消耗强度之间的关系。通过使用滞后调整的计量经济学模型进行实证估计，得出发散的结论。

第一，我国东部地区和中西部地区的人均收入差距每降低1%，中西部地区的能源消耗强度的增加率就会上升0.15%。这提醒我们在西部大开发战略中要注意走循环经济的道路，要切实落实科学发展观，发展可持续经济。不同中西部省份的能源消耗强度的发散率的区别，尤其是湖南、河南、安徽、江西、四川、云南、广西和陕西发散率较高的，说明这些地区在经济的发展过程中能源的使用效率在不断提高也给了我们不少信心和启示，即中西部地区在

经济发展的过程中也不是不能提高能源使用效率的，他们的经验值得总结。

第二，从1996年到1999年的情况来看，东部15省的能源消耗强度的平均值为1.628到1.654，其水平高出中西部地区很多，这说明我国发达地区的经济增长是靠高能源投入来实现的。所以，我们必须转变经济增长方式，建设节约型社会，走可持续发展道路，这一点度与发达的东部地区也一样重要和刻不容缓。

第三，中国不同地区的人均 GDP 的发展趋势存在收敛，即中西部地区的发展虽然整体落后于东部地区，但在发展速度的长期趋势上是快于东部的。这时我们有理由相信，随着国家实施西部大开发战略和中部崛起战略，我们可以缩小中西部地区的经济发展差距，实现各地区经济的协调平衡发展。

第四，由于收集数据的局限性，我们的数据仅限于1997~1999年，2000年以后的数据在统计回归中没能考虑进来，尽管如此，我们的研究结论与实际情况还是较为符合的。我们在今后的研究中将继续关注这一问题并不断更新我们的数据。

#### 参考文献

- [1] 梁巧梅, 魏一鸣, 范英, Norio Okada: 《中国能源需求和能源强度预测的情景分析》[J], 《理论月刊》, 2003年9期。
- [2] 王玉潜: 《能源消耗强度的直接因素分析与完全因素分析的比较》[J], 《理论月刊》, 2003年9期。
- [3] 王玉潜: 《能源消耗强度变动的因素分析方法及其应用》[J], 《数量经济技术研究》, 2003年8期。
- [4] 中国各年国家统计局年鉴以及各省统计年鉴。
- [5] Bunyaratavej, K. and Hahn, E. D. 2002. "Measuring Economic Convergence in the European Union: A Hierarchical Modeling Approach" [C]. Paper presented at the Academy of International Business Annual Meeting, San Juan, Puerto Rico.
- [6] Dela Fuente, A. 2003. "Convergence Equations and Income Dynamics: The Sources of OECD Convergence, 1970-1995" [J]. *Economica* 70: 655-671.
- [7] Greene, W. 2000. *Econometric Analysis* [J], 4th edition. Prentice Hall, USA.
- [8] Kaitila, V. 2004. "Convergence of Real GDP Per Capita in the EU 15: How do the Accession Countries fit in?" [J], *ENEPRI Working Paper* No. 25. European Network of Policy Research Institutes, Brussels.
- [9] Sala-i Martin, X. X. 1996. "The Classical Approach to Convergence Analysis" [J]. *The Economic Journal*. 106: 1019-1036.

## Energy Consumption Density and Regional Balance Development in China

Qi Shao-zhou, Luo Wei

(World Economy Department, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

**Abstract:** This paper tries to analyze the relationship between the income growth and energy efficiency in the East and the West provinces with different development level in China. Energy Consumption Density (ECD), that is, energy consumption amount of per unit of GDP, is the measure criterion of energy consumption efficiency. We suppose that the ECD in the West 15 provinces is the function of the difference of average income between the West and the East 15 provinces. Firstly, we observe the changing tendency of the income difference between the West and the East provinces. And then we test the relationship between income growth and energy efficiency together with other regression variables. Finally, we gave a positive estimate by using an econometrics model of lag-adjustment. We draw following conclusions: First, there exists a convergence of development tendency of capita GDP in different provinces in China. That is, the long-run development speed in the West provinces is faster than in the East provinces although, as a whole, the economic development is lower in the West than in the East. Second, the difference of capita income level between the West and the East decreases 1% will result in 0.15% of the growth rate of the ECD in the West. Third, the divergence rate is different among different West provinces. Fourth, the ECD of the East 15 provinces is much higher than the ECD in the West 15 provinces during the past growth process, which shows that the past high economic growth in the East depended on high energy input.

**Key words:** energy; consumption density; economic development; regional Balance

**收稿日期:** 2005-11-05 ;

**作者简介:** 齐绍洲, 经济学博士, 武汉大学世界经济系副教授、副主任, 武汉大学欧洲研究中心副主任; 罗威, 武汉大学世界经济系硕士研究生。

---

<sup>1</sup> 该论文受 2004 年武汉大学青年人文社会科学研究基金项目的资助。