



中国区域经济增长的非线性与参数异质性
——一个基于 CES 索罗模型的视角分析

Nichtlinearitäten und Parametersheterogenität des
regionalen Wirtschaftswachstums in China:
Solow-Modell mit CES-Technik

Nonlinearities and Parameter Heterogeneity of Regional
Growth in China: A Solow model with CES Technology
Analysis

饶晓辉 (RAO Xiaohui)

经济发展文论 Jingji fazhan wenlun
Arbeitspapiere für Wirtschaftsentwicklung
Working Papers for Economic Development

同济大学中德学院经济发展研究所
Institut für Wirtschaftsentwicklung
Institute for Economic Development

国际标准刊号: ISSN No 1860 2207

02/2009

目录/Gliederung/Contents

中文提要/Chinesische Zusammenfassung/Chinese Abstract

英文提要/Englische Zusammenfassung/English Abstract

1 引言/Einfuehrung/Introduction

2 理论模型/Modell/Model

3 实证估计结果/Bewertungen mit Daten/Estimations with data

4 引入多重均衡与门槛模型 /Einfuehrung der Multi-Gleichgewichte und Threshold-Modell/Introduction of Multiple Regimes und Threshold Model

5 结论/Schlussfolgerungen/Conclusions

参考文献/Referenzen/References

附表/Tabelenanlagen/Table Appendix

关键词: 非线性 参数异质性 CES 模型 门槛回归模型

Key words: Nonlinearity; Parameter Heterogeneity; CES model; Threshold model

作者/Autor/Author: 饶晓辉 (江西财经大学应用经济学博士后, 讲师)

联系地址/Address: 南昌市庐山中大道江西财经大学经济学院; 邮政编码: 330013

电子信箱/E-Mail: rxh076@126.com

中文提要/Chinesische Zusammenfassung/Chinese Abstract

本文从非线性 CES 生产函数的角度分析了中国区域经济增长问题。已有相关研究文献均建立在线性 CD 索罗模型基础上，无法揭示经济增长过程当中出现的非线性和参数异质性现象。利用中国 233 个城市经济体横截面数据，本文研究表明，非线性 CES 生产函数的设定要优于线性 CD 生产函数，中国区域经济增长具有非线性和参数异质性特征。与此同时，Hansen（2000）内生结构分组门槛模型的结论进一步支持了 CES 生产函数的设定，揭示了中国城市经济发展存在多重均衡性特征，中国区域经济趋同只是局部现象。

英文提要/Englische Zusammenfassung/English Abstract

This paper first employs a Solow model with CES technology to analyses regional growth of China. The existing literature is usually based on the Solow model with CD technology, which could not discover the situation of nonlinearity and parameter heterogeneity in China's growth. Using the cross-section dataset which includes 233 cities in China over the period of 1990 to 2005, the empirical results suggest the cross-city level regressions favor the CES over the CE technology, and substantial nonlinearity and parameter heterogeneity in the growth process. Then, by using the endogenous threshold methodology of Hansen (2000) we show that the CES technology is consistent with the existence of multiple regimes, the convergence is partial phenomenon in China.

中国区域经济增长的非线性与参数异质性

——一个基于 CES 索罗模型的视角分析

一、引言

改革开放 30 年来,我国经济保持了较为快速的增长,总体经济GDP增长率在 1979-2008 年之间年平均大约为 9.8%。与此同时,我国各区域发展水平的差距却在不断的扩大。按照可比价格计算,我国城市人均GDP的标准差由 1990 的 226 上升到 2005 年 735。¹区域发展不平衡性已被许多经济增长的文献证实了是一个客观存在的事实。舒瓦茨 (Schultz, 1998) 认为区域人均收入差别的三分之二是由于地区(或区域)本身禀赋因素所引起的。区域经济的发展不平衡性的长期存在将会降低经济效率,不利于资源有效配置,损害了整个社会的福利水平。因此,如何协调地区经济的发展,缩减地区之间的发展不平衡性,具有重要的理论和现实意义。

区域经济发展不平衡性问题的另一联系面为区域经济增长是否收敛问题。一旦区域经济增长收敛时,长期内区域经济发展的不平等程度将会逐渐消失。许多经济学家已从区域经济增长是否收敛这一角度来解释区域经济的发展差距 (Barro,1991;Baumol,1986;Bernard 和 Daulauf, 1996, Mawkin, Romer 和 Weil, 1992)。经济收敛模型有绝对 β 收敛、条件 β 收敛与 σ 收敛模型。在绝对 β 收敛模型中,人均 GDP 的初始水平表现为直接影响经济收敛的唯一因素。实际上,影响收敛的还有其他一些因素。条件 β 收敛模型除人均 GDP 因素之外,还添加了其他对收敛有影响的条件变量。 σ 收敛是指各经济体间(国家间或区域间)人均收入水平的差异随着时间的推移而缩小的一种趋势。 σ 收敛形成了绝对 β 收敛,绝对 β 收敛是 σ 收敛的必要条件而非充分条件(因为有可能受到随机因素冲击的影响)。

在中国,已有许多学者对地区之间的收入差异是否趋同(收敛)的问题进行了分析。一些学者得出了中国存在着俱乐部收敛或条件收敛(魏后凯, 1997; 蔡昉等, 2000; 沈坤荣等, 2002; 林毅夫等, 2003; 董先安, 2004; 许召元等, 2006)。而另外一些学者却得出了相反的结论,认为中国地区经济不存在着区域收敛(马拴友等, 2003; 王志刚, 2004; 刘夏明等, 2004)。这些研究结论谁更具有代表性?谁更令人信服呢?对此问题并没有一个明确的答案。这些实证研究所得出的相矛盾结果可能原因是计量方法的问题和研究样本的选择或样本容量的问题。事实上,许多学者对由传统经济学方法所得出的关于经济增长的实证结果和一些推论持有怀疑态度。经济增长的传统实证计量方法遭到许多学者的质疑。帕克 (Park, 1994) 列举了一系列涉及经济增长回归的问题,他认为,在利用横截面数据进行经济增长回归时,所有国家或地区具有相同的生产函数假设使得对于生产函数的解释变得更糟糕。并且一些经济增长的实证分析弱化了从一些个别国家(或地区)的政策分析中所获得的经验教训。舒瓦茨 (Schultz, 1998) 认为,宏观经济增长的研究通常致力于利用教育水平、健康人力资本和其他条件变量的绝对变化或相对变化来解释国家(或地区)之间的增长差别,然

¹ 根据本文所收集的中国城市数据核算而得。

而，测量误差以及模型设定等问题使得实证分析结果的准确性令人生疑。

众多因素影响经济收敛结果的信服力，其中一个最重要的因素是，在以跨国（或地区）的横截面数据进行实证分析时，以传统索罗模型为基础的经济增长模型对回归方程的参数施加了一个过于严格的假设——参数同质性。参数同质性是指回归模型中所待估的参数不会随着国家或地区的差异而发生变化，所有国家或地区都具有相同的生产函数。无论从实证还是理论层面上，我们均毫无理由去相信某个特定变量的变化（比如教育水平、金融发展水平等）对所有国家或地区的影响力度是一样的。美国学者（Brock 和 Durlauf, 2001）指出，当所研究的客体具有较强的异质性特征时（比如以国家或地区为研究对象），参数同质性的假设就显得特别地不恰当。

参数异质性的假设可以从以下两方面得以解释。（一）理论层面。从理论层面上，以索罗模型为基础的线性增长回归模型不足之处可以从以下几个方面得以阐述与解释。1、增长过程的非线性。从增长过程的局部线性近似的角度看，非线性（多重）均衡增长理论模型明确表明线性增长模型的参数同质性假设就不再适宜了，所待估的参数将随着研究客体的变化而发生变化（Romer, 1986; Azariadis和Drazen, 1990; Galor和Zeria, 1993; Durlauf, 1993, 1996; Lucas, 1993;）。多重均衡增长理论核心是，在一个非线性系统里，系统的运动状态依赖于系统前期的状态变量（部分或者全部），在不同的状态下，经济体系有不同的均衡水平。一旦状态变量发生变化时，经济体就会转化为新均衡状态。2、遗漏了决定增长的其它相关条件变量。新古典增长理论表明，如果在标准的索罗增长模型中添加一些其它条件变量，线性索罗增长模型就有可能转化为具有多重均衡（或贫困陷阱）特征的非线性模型。Galor（1996）研究表明，当添加了收入分配、生育率等决定因素时，将会导致两极分化、低发展陷阱的非线性状态。Durlauf和Quah（1999）综合了相关研究结论，列举了可以导致非线性存在的大量相关决定变量（例如市场扭曲程度、地理位置、资源禀赋、气候以及制度等等众多因素）。3、科布道格拉斯生产函数（CD）形式的假设不合适。索罗增长模型的生产函数形式假设为CD形式，对于不同研究对象而言，这可能是不恰当的。在研究跨国（或跨地区）增长收敛问题时，一些学者的研究结论表明，采用不变替代弹性生产函数（CES生产函数）要优于传统的科布道格拉斯生产函数（CD生产函数）形式（Duffyand和Papageorgiou, 2000; Masanjala和Pagageorgiou, 2004; Kourtellos, 2003）。¹

（二）计量方法。大量的统计计量文献从方法上表明，在分析国家或地区之间的经济增长问题时，传统的线性单方程的假设是无效的。一系列统计方法的实证研究结论支持了多重均衡假设。Durlauf 和 Johnson（1995）运用回归树（regression tree）方法，利用 Summers-Heston 的跨国数据，得出跨国经济增长的行为取决于各国的初始条件，验证了多重均衡性的存在。Hansen（2000）认为回归树方法是一种事后方法，他提出了一种更为正式的统计方法（门槛模型）来检验多重均衡的存在性，得出了与 Durlauf 和 Johnson 相一致的结论。Liu 和 Stengos(1999)、Kalaitzidakis et al.（2001）运用可加性半参数偏线形模型（additive semiparametric partially linear model）验证了非线性增长方式。Kourtellos(2001)运用投影寻踪回归（Projection pursuit regression），Desdoigts（1999）运用了探测投影寻踪回归（exploratory Projection Pursuit regression），Canova（1999）利用先验密度方法（Predictive density approach）验证了经济增长非线性过程。Kourtellos（2003）运用半参数可变系数（Semiparametric varying coefficient）统计方法对跨国经济增长方式进行了研究，其结论表明跨国数据的增长方程存在着非线性和多重均衡性，忽略参数异质性将导致错误的推论。Brock 和 Durlauf（2001）针对运用索罗增长模型所面临的计量问题，提出了系统的评估模式。他们认为这些计量问题是与可交换性假设相违背的体现。

现有有关研究中国经济增长的文献都建立在线性索罗模型的基础上，假设参数具有不变性。考

¹ 科布道格拉斯生产函数形式是线形索罗增长模型的必要条件。

虑到我国地方政府之间竞争性，以及区域经济在资源禀赋、产业结构、人口增长与结构以及市场化的发展水平等诸多因素存在显著的差别，因此，在研究中国区域经济是否趋同这一问题时，我们应当放松参数同质性的假设。有必要从参数异质性这一角度去分析中国区域经济增长的情况。

本文研究所使用的数据是 1990 至 2005 年间中国 233 个城市经济体的有关宏观经济数据。现有研究文献基本上是以 31 个省市自治区为研究对象，同现有文献相比，本文研究对象的样本容量得到显著的变化，从而有可能避免由于统计样本过小而导致的系列统计问题。

中国区域经济增长具有非线性和参数异质性特征吗？非线性生产函数的形式能否解释参数异质性的特征呢？这就是本文所要研究的目的。本文试图从生产函数设定这一角度对中国区域经济增长的方式进行研究，采用非线性 CES 技术代替传统的 CD 技术函数，研究结论表明，CES 技术优于 CD 技术，中国区域经济增长具有非线性特点，中国经济增长具有多重均衡特点。¹与此同时，本文还利用了 Hansen (2000) 内生区域分组的门槛模型方法，对我国区域经济增长存在的多重均衡进行了进一步的实证检验。门槛模型的实证检验结果表明：我国部分区域经济发展存在着经济趋同现象，CES 函数的设定能够解释中国区域经济增长的参数异质性。

本文以下的结构安排是：第二部分给出了所要估计的理论模型。第三部分给出了数据的来源及实证估计的结果。第四部分利用门槛模型检验了中国区域经济可能存在的多重均衡性。最后一部分为小结及政策含义。

二、理论模型

(一) CD 技术的索罗模型

依据索罗和斯旺的新古典模型，假定一国的总量生产函数为科布-道格拉斯 (C-D) 形式。总产出水平 Y_i 是资本存量 K_i 、劳动 L_i 和技术水平 A 的函数，生产函数具有如下形式：

$$Y_i = K_i^\alpha (AL_i)^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中，参数 $\alpha \in (0,1)$ 表示不同国家或地区资本对产出的贡献比例（资本份额）， A 和 L 都为外生变量，分别以 g 和 n 速率增长。资本运动方程是 $\dot{K}_i = s_{ik} K_i - \delta K_i$ ， s_{ik} 与 δ 分别表示一国国民收入在物资资本上固定投资比例和资本折旧率。

那么，根据 Solow 模型，人均产出对数的稳态方程可以写成：

$$\ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right) = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln\left(\frac{s_{ik}}{n_i + g + \delta}\right) \quad (2)$$

曼昆、罗默和魏尔 (Mankiw, Romer and Weil, 1992) 认为索罗模型所预测的结论并不是所有的都正确。他们发现各个国家趋于其稳定状态的速度比资本份额为 1/3 的索罗模型所预测的速度要慢一些。实证中所观测到的收敛速度也意味着广义资本在产出中的比例大约为 0.7 到 0.8 之间。这使得他们扩展了索罗模型，在模型 (1) 中加入了人力资本要素 H_i ，除人力资本生产要素 H_i 外，该模型与具有科布-道格拉斯生产函数的索罗模型相像。生产函数的形式为：

$$Y_i = K_i^\alpha H_i^\beta (AL_i)^{1-\alpha-\beta} \quad (3)$$

¹ 周业安、章泉 (2008) 利用分量回归技术分析了我国区域经济增长的异质性问题。

参数 $\beta \in (0,1)$ 表示为人力资本对产出弹性,人力资本的运动方程与物资资本运动方程的形式一样,假设人力资本与物资资本具有相同的资本折旧率 δ , s_{ih} 表示一国居民收入在人力资本上固定投资比例。

此时,人均对数的稳态方程为:

$$\ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right) = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln\left(\frac{s_{ik}}{n_i+g+\delta}\right) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln\left(\frac{s_{ih}}{n_i+g+\delta}\right) \quad (4)$$

(二) CES 技术的索罗模型

为了探讨具有 CES 生产技术的索罗模型的稳态方程,下面用 CES 生产技术来替代方程(1)。该总量生产函数形式为:

$$Y_i = \left[\alpha K_i^\rho + (1-\alpha)(AL_i)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad (5)$$

参数 $\alpha \in (0,1)$ 与上CD技术函数方程中的经济学含义有所不同,在方程(5)中,它不在表示为物资资本份额,而是表示为物资资本的分布参数(distribution parameter)(Arrow et.al,1961),参数 $1/(1-\rho) \geq 0$ (或参数 σ) 为物质资本和有效劳动力资本之间的替代弹性¹。如果参数 ρ 等于 0 (或 $\sigma = 1$), 则方程(5)就退化为方程(1)。假定(5)的资本运动方程与方程(1)中一样,此时稳态条件下有效人均产出水平为:

$$\left(\frac{Y_i}{AL_i}\right)^* = \left[\frac{1}{1-\alpha} - \frac{\alpha}{1-\alpha} \left(\frac{s_{ik}}{n_i+g+\delta}\right)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad (6)$$

依据 Kmenta (1967) 的方法,对方程(6)两边取对数,在 $\rho = 0$ 处进行二阶线性泰勒级数展开,从而近似可得人均产出的稳态运动方程:

$$\ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right) = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln\left(\frac{s_{ik}}{n_i+g+\delta}\right) + 0.5\rho \frac{\alpha}{(1-\alpha)^2} \left[\ln\left(\frac{s_{ik}}{n_i+g+\delta}\right) \right]^2 \quad (7)$$

对比方程(7)与方程(2)右边的内容构成,可知方程(7)的右边构成项多了一项二次项。当参数 $\rho = 0$ 时,方程(7)就可退化为方程(2)。尤其重要的是,当参数 ρ 在统计上显著不为零时,如若采用方程(2)进行经济增长收敛分析,那么就会产生模型设定的偏误,此时估计出来的结果准确性令人怀疑。模型设定偏误的大小取决于方程(7)右边的二次项的大小,模型设定偏误的程度依赖于参数 ρ 偏离数值 0 的大小幅度。

下面,我们对方程(5)进行扩展,考虑了包括人力资本要素 H_i 在内的 CES 生产技术的索罗模型,产出方程的形式为:

¹ 令 $\rho = (\sigma - 1)/\sigma$, 此时参数 σ 的经济学含义为要素替代弹性。

$$Y_i = \left[\alpha K_i^\rho + \beta H_i^\rho + (1 - \alpha - \beta)(AL_i)^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad (8)$$

其中，参数 β 表示为 人力资本的分布参数，参数 $1/(1 - \rho) \geq 0$ 为三个要素 H_i 、 K_i 和 AL_i 中的任意两个要素之间的替代弹性。假定人力资本与物资资本的运动方程前面的假设相同，那么稳态下的有效人均产出的运动方程为：

$$\left(\frac{Y_i}{AL_i} \right)^* = \left[\frac{1}{1 - \alpha - \beta} - \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \left(\frac{s_{ik}}{n_i + g + \delta} \right)^\rho - \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \left(\frac{s_{ih}}{n_i + g + \delta} \right)^\rho \right]^{\frac{-1}{\rho}} \quad (9)$$

对方程 (9) 两边取对数，在 $\rho = 0$ 处进行二阶泰勒级数近似，有

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_i}{L_i}\right) = & \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln\left(\frac{s_{ik}}{n_i + g + \delta}\right) + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln\left(\frac{s_{ih}}{n_i + g + \delta}\right) \\ & + 0.5\rho \frac{1}{(1 - \alpha - \beta)^2} \left\{ \alpha \left[\ln\left(\frac{s_{ik}}{n_i + g + \delta}\right) \right]^2 + \beta \left[\ln\left(\frac{s_{ih}}{n_i + g + \delta}\right) \right]^2 - \alpha\beta \left[\ln\left(\frac{s_{ik}}{s_{ih}}\right) \right]^2 \right\} \end{aligned} \quad (10)$$

对比方程 (10) 与方程 (7)，可知，当参数 $\beta = 0$ 时，方程 (10) 就可退化成方程 (7)，当参数 $\rho = 0$ 时 ($\sigma = 1$)，就退化为 (4)。

方程 (2)、(4)、(7)、(10) 就是下面将要被估计的方程。

三、实证估计结果

(一) 数据来源

本文所研究的对象有别于现有有关研究中国经济增长实证分析，现有有关的文献基本上采用省级截面数据，而本文采用了中国地级市及以上级别的城市数据，从而有可能避免由于统计样本过小而导致的系列统计问题。本文数据样本来自中国 354 个地级及地级以上城市的面板数据，¹时间区间为 1990 年到 2005 年，数据源于 1990-2005 年各期《中国城市统计年鉴》，收集了我国 354 个地级市及以上城市的 90 年、2005 年的 GDP 总量，人口总量和固定资本形成总量和普通中学在校人数总量。本文排除了一些数据的异常性变化和数据的的城市，只保留全部年份数据完整的城市作为样本观察对象，最后，采用了中国 233 个地级及以上级别城市的数据。

根据国民生产总值指数，我们将 1990、2005 年名义 GDP 转化为实际 GDP。1990 年、2005 年间实际人均 GDP 分别定义为 Y_{90} 、 Y_{05} 。表示人均 GDP 的变量 Y_{90} 、 Y_{05} 分别用各年实际 GDP 与年末总人口的比例计算。衡量物质资本的变量 s_{ik} 用各个城市 1990—2005 年间每年固定资产投资总额占当年 GDP 的平均比重度量。人力资本的度量指标 s_{ih} 用各个城市 1990-2005 年间普通中学在校生占年末总

¹ 来自于中经网统计数据库查询和辅助决策系统。

人口的平均比例表示。¹变量 n 通过计算各个城市在 1990-2005 年间各年末总人口的平均增长率得到。对于技术进步的变量 g 、资本折旧率 δ 的取值, 现有的有关文献在实践中通常给以它们赋以一个常数, 我们采用 MRW (1992)、Durlauf and Johnson(1995)所采用的方法, 假定技术进步率 g 和资本折旧率 δ 均为常数, 其取值分别等于 0.02 和 0.03。

(二) 计量回归结果

为了检验上述所设定的回归方程适应性, 我们必须验证待估方程二次项的系数是否在统计上显著不为零和要素之间的替代弹性 ρ 是否显著不为零。如若能通过显著性检验, 则表明了中国区域经济增长具有非线性和参数异质性的特征。本文采用了线性 OLS 与非线性 NLS 的计量方法对所待估方程的系数进行了计量分析。表 1 和表 2 分别给出了无约束和有约束条件下方程 (2)、(7) 的回归结果。表 3 和表 4 分别给出了无约束和受约束条件下扩充的 CD 和 CES 生产函数 (含人力资本生产要素) (4)、(10) 回归结果。与此同时, 我们也列出了稳态状态下的省会城市和直辖市的物资资本份额和人力资本份额。无约束和受约束方程的系数估计方法分别采用最小二乘法估计和非线性回归估计方法。

1、不含人力资本要素的 CD 与 CES 函数的回归结果

表 1 的回归结果显示, 在回归系数没有受约束的条件下, CD 生产技术的索罗模型对于收入变异的解释力度要小于 CES 生产技术的索罗模型, CD 技术的索罗模型大约解释了 9% 左右的收入变异, 而当采用 CES 生产技术模型时, 该模型对收入变异的解释力度增加了 4 个百分点左右。从回归系数的显著性及系数的大小来看, 采用 CES 技术并没有改变 CD 技术模型的回归系数显著性, 反而显著性有所提高, 并且两种技术下相应回归系数的变动幅度也比较大。

从样本回归系数的符号看, $\ln(n_i + g + \delta)$ 的系数估计为负, $\ln(s_{ik})$ 的系数为正, 两种技术条件下的样本回归结果与新古典经济增长模型的预测一致。 $\ln(s_{ik})$ 的估计系数由 0.3653 上升为 1.2291, 并且系数的显著性水平得到了明显的改善, 犯第一类错误的概率由 0.0131 转变为 0。表 1 第 3 列的非线性项 (二次项) 的系数为 -0.3801, 显著不为 0。这表明了采用常规模弹性不变的两要素生产函数要优于规模不变的科布道格拉斯生产函数。

表 2 表明, 当回归系数受约束时, CD 模型的拟合优度为 0.088897, 小于 CES 模型的拟合优度 0.133124, 这与表 1 结果非常相像。参数 α 的拟合值由 0.2844 上升为 0.4891, 接受零假设的概率为零, 统计上非常显著。参数 ρ 回归拟合值为 0.8563 (即两要素之间的替代弹性为 6.96), 其统计上显著不为零。

2、含人力资本要素的 CD 与 CES 函数的回归结果

当所考虑的生产函数包含人力资本要素时, 模型对收入变异的解释力度要优于不包括人力资本要素模型的解释力度。回归系数不受约束的 CD 函数与 CES 函数的解释力度要优于回归系数受约束模型的解释力度。从系数估计的符号及大小看, CES 技术模型并没有改变 CD 技术模型的系数符号, 但是回归系数的大小却有显著的变化。由表 3 的结果可知, 无约束的模型所估计的系数均与新经济增长理论预测的一样。CD 函数的 $\ln(s_{ik})$ 的估计系数为 0.2434, 在 10% 显著水平下显著;

¹ MRW (1992)、Durlauf and Johnson(1995)等用某地区当年实际GDP及 15-64 岁学历为普通中学的人数除以当年工作年龄 (15-64) 人口总数来计算实际GDP和人力资本存量两个指标。囿于我国各期城市统计年鉴缺乏各个城市 15-64 岁人口数据, 故本文采用年末总人口数据来代替 15-64 岁的人口数据。

$\ln(n_i + g + \delta)$ 的系数是-0.4727,其在1%显著水平下显著,并且人力资本也有利于经济发展, $\ln(s_{it})$ 系数估计值为1.1786,在1%的显著水平下显著。但若采用CES技术时,上述三者的系数均变为不显著了。在三个二次项系数的估计中,只有 $[\ln s_{ik} - \ln(n_i + g + \delta)]^2$ 的系数在10%显著水平下显著,其余的二个二次项系数在统计上不显著。

表4显示,无论是CD技术还是CES技术生产函数,所估计的参数均在显著水平下显著。物资资本产出弹性(或资本收入份额)系数 α 在统计上显著,接受零假设的概率为5.1%,其值为0.0591。而在CES函数中,参数 α 的估计值为0.2678,在10%的显著水平下显著。参数 β 的取值由0.2878下降为0.1278,其相应的显著性水平也由0.00399下降为0.0689。特别的,参数 ρ 等于0.6386,接受零假设的概率为0,在1%显著水平下显著。这一结果与不含人力资本要素的CES模型的结果非常相像。

3、CES生产函数的资本收入份额及人力资本收入份额

由前面定义可知,参数 α 在CD函数中定义为资本收入份额,在CES函数中定义为分布参数。两要素(含资本与劳动要素)CES生产函数的资本产出弹性(或资本的收入份额)由下式所定义:

$$sha(K_i) = \alpha k_i^\rho / [\alpha k_i^\rho + (1 - \alpha)] \quad (\text{当参数 } \rho = 0 \text{ 或 } \sigma = 1 \text{ 时, CES 生产函数退化为常见的 CD 形式,}$$

$$sha(K_i) = \alpha)。其中, sha(K_i) \text{ 表示第 } i \text{ 个国家(或地区)的资本收入份额, } k_i \text{ 为人均资本存量,}$$

$\partial sha(K_i) / \partial k_i > 0, \partial sha(K_i) / \partial \rho < 0$;在三要素CES生产函数(扩充了人力资本要素)中,资本收入份额与人力资本收入份额的核算方程为:

$$sha(K_i) = \alpha k_i^\rho / [\alpha k_i^\rho + \beta h_i^\rho + (1 - \alpha - \beta)], \quad sha(H_i) = \beta h_i^\rho / [\alpha k_i^\rho + \beta h_i^\rho + (1 - \alpha - \beta)]$$

表2的回归结果显示,两要素CES生产技术函数(方程5)的分布参数和替代弹性参数的估计值分为: $\alpha = 0.4891$, $\sigma = 0.8563$,根据两要素CES资本份额的核算方程,从而我们就可核算出所估计对象(各个城市)的资本份额比例¹。从表5核算结果可知,各城市资本份额并不一致。贵阳的资本份额最低,为0.3623;最高资本份额的城市是杭州,为0.437。30个省市自治区的资本份额离差为0.019258。同理,根据表4给出的分布参数及替代弹性的估计值,我们可以计算出扩充CES函数的资本份额和人力资本份额。结果显示,相应各城市的资本份额比例要小于两要素模型的估计结果。物资资本的份额也存在着较大的区别,所估计城市资本份额的离差为0.021507,变动的幅度要大于两要素CES模型的资本份额变动幅度(0.019285)。资本份额最低的城市还是贵阳,为0.0973。而资本份额最高为杭州,为0.1831。这一结果与基本CES模型所估计的一样。从人力资本份额的估计结果看,各城市人力资本份额的标准离差为0.02968,变动的幅度要大于资本份额的变动幅度。人力资本对呼和浩特贡献率最低,为0.1299,最高的是重庆(0.254)。这些结论再次充分地显示了参数异质性的存在性。

四、多重均衡与门槛模型

¹ 本文只给出了30个省市自治区直辖市省会城市的相关核算数据。

前文的结论表明在研究中国区域经济增长问题时，CES 生产函数的设定要优于 CD 生产函数的设定。中国区域经济增长存在着非线性的增长方式。CES 生产函数的设定能否解释中国区域经济增长的参数异质性吗？能否解释城市经济体增长方式之间的差别吗？利用 Hansen（1996，2000）的门槛效应模型，本小节的结论显示了 CES 生产函数的设定能够解释中国区域经济增长的异质性，区域增长存在着多重均衡性。

门槛模型（threshold model）则为解决非参数模型最简洁的方法之一。门槛模型的核心思想是以某个变量作为门槛值，将所要回归的模型按照这门槛值区分为两个或两个以上的区间，每一个区间有着不同的回归模式（这意味着回归参数在不同区间的取值不太一样），与用传统的最小二乘法来解释此回归模型的效果相比，门槛回归模型可能会得到一个更佳的解释。门槛模型的一般化的结构如下所示：

$$Y_{i,t} = X_{i,t}'\alpha_1 I_{1,t}(r,d) + X_{i,t}'\alpha_2 I_{2,t}(r,d) + \dots + X_{i,t}'\alpha_m I_{m,t}(r,d) + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中参数 r 表示为门槛值，参数 m 为样本分割的区间，参数向量 α_m 表示为落在第 m 个区间的回归参数。此处 $I_{j,t}(r,d) = I(r_{j-1} < X_{t-d} \leq r_j)$ 为指示函数，若变量 X_{t-d} 若在第一区间，则 $I_{1,t} = 1$ ，否则 $I_{1,t} = 0$ 。以三种区间为例，将上式（11）进行简化，回归方程可以写成如下：

$$Y_{i,t} = X_{i,t}'\alpha_1 + \varepsilon_t \quad \text{如果 } X_{i,t} \leq r \quad (12)$$

$$= X_{i,t}'\alpha_2 + \varepsilon_t \quad \text{如果 } X_{i,t} > r \quad (13)$$

此模型表示，当 $X_{i,t}$ 的值小于等于门槛值 r 时，回归式为（12）式；当 $X_{i,t}$ 的值大于门槛值 r 时，回归式为（13）式。Hansen（1996）发展出以 Least Squares(LS)方法来进行门槛值 r 的估计。估计的方法是先设定在某一门槛值下，采用 LS 方法估计参数 $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2)'$ ，而

$$\hat{\alpha}(r) = \left(\sum_{t=1}^n X_t(r)X_t(r)' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n X_t(r)Y_t \right) \quad (14)$$

其中 $X_t(r) = (X_t' I(X_{t-d} \leq r), X_t' I(X_{t-d} > r))$ ，对应的回归残差项为 $\hat{\varepsilon}_t(r) = Y_t - \hat{\alpha}(r)' X_t(r)$ ，残

差的方差为 $\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=1}^n \hat{\varepsilon}_t(r)^2 / n$ 。最优的门槛估计值 \hat{r}^* 就是在不同的 r 下，让残差平方和 $\hat{\sigma}^2$ 的值最

小，即满足 $\hat{r}^* = \arg \min_{r \in [\underline{\gamma}, \bar{\gamma}]} \hat{\sigma}^2(r)$ 。

（一）非线性的检验

对于我国区域经济增长之间的关系是否存在着参数的异质性（两者之间是否存在显著的非线性关系），我们还需对其进行严格的统计计量检验。Hansen（1999）为我们提供了 F 检验，异方差一致性 LM 及 Wald 检验，来检验回归模型（7）是否存在着门槛效应。此检验的零假设“ H_0 ：

回归模型为线性的（不存在门槛效应），备择假设“ H_1 ：回归模型为非线性的（存在着门槛临界值）”。以存在着一个门槛临界值回归模型（12）、（13）为例，此时零假设为： $\alpha_1 = \alpha_2$ ；对应的备择假设为： $\alpha_1 \neq \alpha_2$ 。假设检验的渐进统计量 $F = n(S_0 - S_1(\hat{\gamma}) / S_1(\hat{\gamma}))$ 。F 统计量的极限分布近似于卡方 χ^2 分布统计量，其中 S_0 为在原假设下的普通最小二乘法（OLS）的残差平方和， $S_1(\hat{\gamma})$ 为备择假设下的残差平方和（临界值为 $\hat{\gamma}$ ）。Hansen（1996）提出了以 bootstrap 方法来获得一阶近似分布，当样本容量以及 bootstrap 的重复次数充分大时，所得到的 F 统计量的 bootstrap p 值无限接近于其真实的 p 值。如果 bootstrap p 值小于显著的临界值水平，则拒绝线性模型零假设，接受非线性模型的备择假设。

在确定及估计出真实门槛值之后，Hansen（1999）还提出了真实门槛值 $\hat{\gamma}$ 的置信区间的构造方法。其方法是：对于零假设 $H_0: \hat{\gamma} = \hat{\gamma}^0$ ，标准化的似然比检验统计量 $LR_1(\hat{\gamma}_0)$ 在大样本情况下近似服从一随机变量分布： $LR_1(\hat{\gamma}_0) \rightarrow_d \xi$ 。其中 ξ 随机变量的概率密度函数 $P(\xi \leq x) = (1 - \exp(-x/2))^2, x \geq 0$ 。

表 6 给出了以 1990 年人均 GDP 作为转移变量对回归方程（7）进行非线性检验的检验结果。当以 1990 年人均 GDP 作为门槛变量时，我们发现，回归方程（7）具有一个门槛值的 F 统计量在统计上显著性显著，相对应的 Bootstrap p 值为 0.026。同时在具有二个门槛值的假设检验中，假设检验的 F 统计量在统计上显著，其相伴的概率为 0.001。但对应于三个门槛值的检验过程中，假设检验 F 统计量不具有显著性，对应的 Bootstrap p 为 0.655。因此，我们可知，当以 1990 年人均 GDP 为转移变量时，我们接受回归方程存在着两个门槛效应的假设，回归模型（7）表现出明显的非线性，即中国区域经济增长存在着显著的参数异质性。

表 7 给出了回归模型（7）中两个门槛值的最小二乘估计量以及他们在 95%（99%）置信水平下的近似置信区间。两个门槛值的相应最小二乘估计量分别为 1653.0233 和 6730.392，这意味着初始收入水平对经济增长的影响具体可以划分为三个不同的区间，分别为小于 1653.0233 区间、在 1653.0233 到 6730.392 之间、大于 6730.392 阶段。在这三个不同区间内，以 1990 人均 GDP 衡量的初始人均收入水平对经济增长的影响表现出具有参数的异质性，中国区域（以城市经济体为研究对象）经济增长呈现出多重均衡性。

表 6 非线性的检验结果

转移变量	一个门槛		二个门槛		三个门槛	
	F_1 统计量	P 值	F_2 统计量	P 值	F_3 统计量	P 值
GDP_90	14.665447	0.026	17.849179	0.001	6.8077902	0.655

注：每一个线性检验的 Bootstrap 重复次数为 1000。零假设 H_0 ：无门槛效应（线性回归模型），对应的备择假设分

别为具有一个阈值、二个阈值与三个阈值。 P 值为接受原假设的概率

图 1 和图 2 的横轴表示阈值参数 γ ，纵轴表示为相对应的标准化似然率 $LR_n(\gamma)$ 。图 1 描述了在具有两个阈值效应时第一个阈值估计值 $\hat{\gamma}_1$ 的标准化似然率 $LR_n(\hat{\gamma}_1)$ 随阈值估计量 $\hat{\gamma}_1$ 变化的动态过程。图 2 显示了第二个阈值估计值的标准化似然率 $LR_n(\hat{\gamma}_2)$ 随临界值 $\hat{\gamma}_2$ 的变化情况。在图 1 和图 2 中，图中虚横线都表示 95% 的显著水平值 (7.352)，实线表示为标准化的似然率 $LR_n(\hat{\gamma}_1)$ 和 $LR_n(\hat{\gamma}_2)$ 。在图 1 中，第一个阈值的估计量 $\hat{\gamma}_1$ 是使 $LR_n(\hat{\gamma}_1)$ 取得最小值 0 的点，其几何特征表现为标准化似然率 $LR_n(\hat{\gamma}_1)$ 在 $\hat{\gamma}_1$ 与横轴相交，并且似然率函数 $LR_n(\hat{\gamma}_1)$ 与横轴交点的位置较偏左。另外，从图 1 和图 2 中，我们大概可以得出两个阈值估计值 $\hat{\gamma}_1$ 和 $\hat{\gamma}_2$ 的置信区间。似然率函数位于显著性水平下的那段区间就表现两个阈值的置信区间。图 1 似然率函数 $LR_n(\hat{\gamma}_1)$ 与 95% 显著水平值的虚横线的两个交点分别为 6677.046 和 7145.883，因而置信区间为 [6677.046, 7145.883]。同理， $\hat{\gamma}_2$ 的 95% 的置信区间显现为 [1250.731, 4239.948] (参见表 7)。二个阈值把整个样本空间分割成三个子样本区间：第一个区间是人均收入小于 1653.0233 的子区间，包含 61 个城市；大于 1653.0233 而小于 6730.392 为第二子区间，包含 163 个城市经济体；最后一个子区间是人均收入大于 6790.392 的区间，其包括 8 个城市样本容量。图三描述了整个样本区间的分割状态。

表 7 阈值的估计值与置信区间

阈值	估计值	95% 的置信区间	99% 的置信区间
$\hat{\gamma}_1$	6730.392	[6677.046 , 7145.883]	[3135.104 , 7145.883]
$\hat{\gamma}_2$	1653.0233	[1250.731 , 4239.948]	[1224.480 , 4486.385]

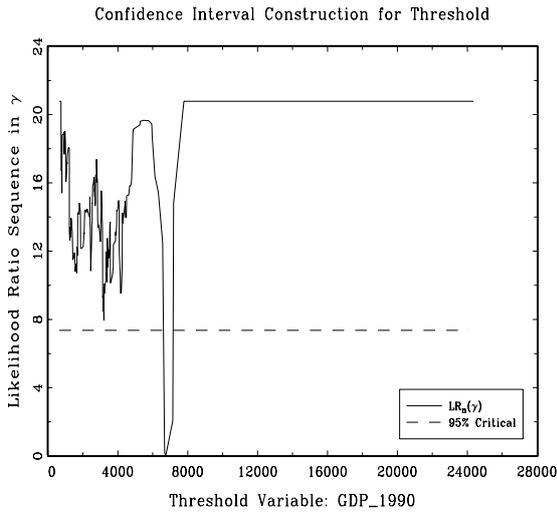


图 1 第一个门槛值的置信区间

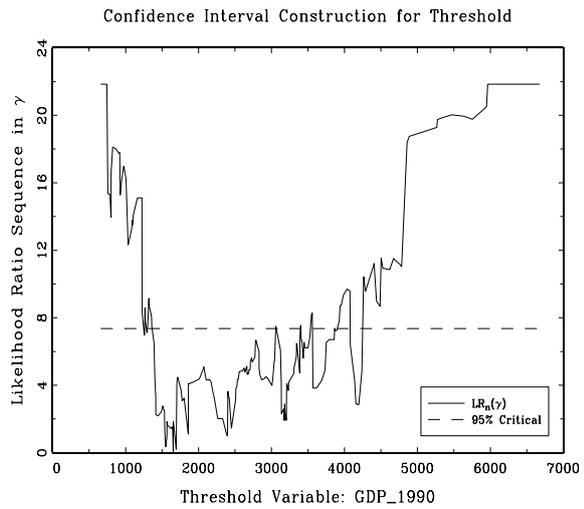
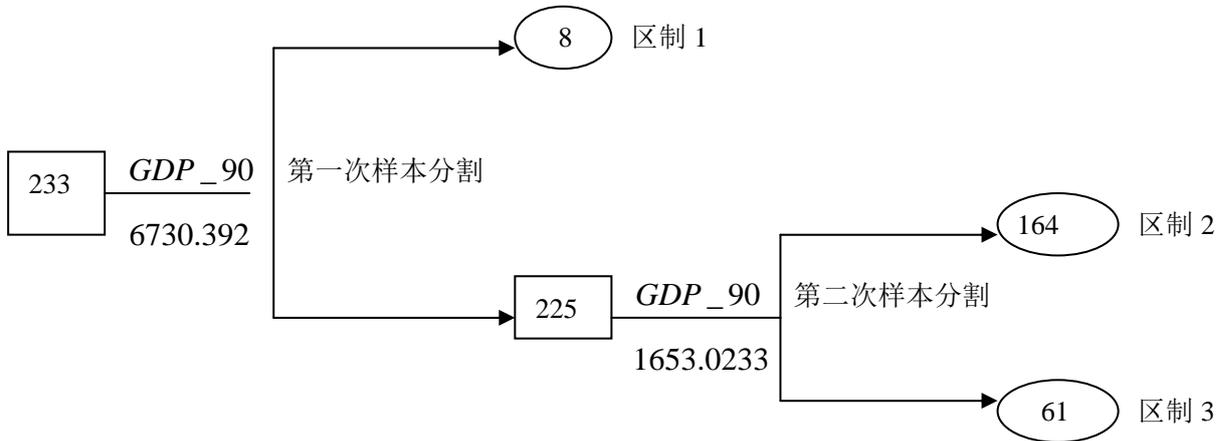


图 2 第二个门槛值的置信区间



注：方框表示样本分割的起始点，椭圆形表示为样本分割的终点。方框和椭圆形内的数据为样本容量。

图 3：样本分割情况

其中，区制 1： $GDP_90 > 6730.392$ ；区制 2： $1653.0233 < GDP_90 \leq 6730.392$ ；区制 3： $GDP_90 \leq 1653.0233$ 。

(二) 非线性模型的估计

由上述非线性的检验结果可知，中国区域经济增长具有显著的非线性关系，参数具有异质性，区域经济增长具体可以区分为三个区制。根据上面所估计转移变量 GDP_90 以及相应的两个门限值 $\hat{\gamma}_1$ 和 $\hat{\gamma}_2$ ，下面我们对回归方程 (7) 其余的参数进行估计。表 8 给出了人均 GDP 的增长率对门限值变量（1990 年的人均 GDP）的三组回归结果。第一列为回归方程的解释变量，第二列、第三列和第四列分别为区制 1、区制 2 和区制 3 的回归结果。

表 8 门槛模型的回归结果

被解释变量：人均 GDP 的增长率			
解释变量	区制 1	区制 2	区制 3
截距项	-14.7572** (5.082)	-0.1281 (0.9832)	5.4183*** (1.3559)
GDP_90	1.5894** (0.5658)	0.0565 (0.1209)	-0.6162*** (0.0128)
$\ln(s_{ik}/n_i + g + \delta)$	-2.2724* (1.2184)	0.8521*** (0.2255)	0.7188*** (0.1728)
$[\ln(s_{ik}/n_i + g + \delta)]^2$	1.5431** (0.5938)	-0.1609* (0.1050)	-0.2288*** (0.0917)
回归标注差	0.5942	0.2212	0.1654
R^2	0.6145	0.2666	0.3431
观测值的个数	8	164	61

注：***，**，*分别表示为 1%，5%，10%的显著水平。（）为标准差（异方差一致性的标准差）。

门槛模型的回归结果充分表明，解释变量系数的回归估计在三个区制中存在着显著的差别，中国区域经济增长存在着显著的参数异质性以及多重均衡的特征。基年人均国内生产总值（GDP-90）的估计系数无论是从符号还是从估计值看，在三个区制中存在着较大的差别。在高收入地区当中（区制 1），GDP-90 估计系数为 1.5894，在 5%的显著水平下显著；中等收入区制 2 中，其估计系数为正，但不显著。而在低收入区制三中，GDP-90 的系数符号转变为负，估计值为-0.6162，在 1%的显著水平下显著。这表明，中国城市经济的发展并不符合新古典经济增长模型的预测，城市经济的发展没有出现经济趋同的统一现象，而是既有经济趋同也有经济发散的现象。部分经济增长较快的 8 个城市经济发展的特点与 61 个发展较慢的城市经济存在收入差距不断扩大的趋向。这可能解释了现实中区域收入不断扩大的现象。

$\ln(s_{ik}/n_i + g + \delta)$ 系数的估计值由区制 1 的-2.2724 变化到区制 2 的 0.8521，并且所估计值在统计显著水平上都较显著。二次项 $[\ln(s_{ik}/n_i + g + \delta)]^2$ 系数的估计值在所有区制中均为统计上显著，显著性水平由区制 2 的 10%提高到区制 3 的 1%。二次项系数统计上显著表明了我国城市经济发展特点为非线性的特点，参数具有异质性特征。

五、结论

本文在放松回归参数同质性的假设下，采用了非线性 CES 生产函数，运用我国 233 个城市横截面数据，对中国城市经济发展的特点进行了研究。本文研究的结论是：在研究中国城市经济发展问题上，非线性 CES 生产函数的设定要优于传统的 CD 生产函数，非线性 CES 生产函数的设定能够解释参数异质性问题，中国城市经济发展存在着显著的非线性和参数异质性特征；同时，Hansen（2000）内生结构分组的门槛模型的结论进一步支持了 CES 生产函数的设定，中国城市经济发展存在多重均衡性。经济收敛只是局部现象，中国城市经济发展既有收入趋同的状态，也存在收入发散

的现象。这个结论也表明，在研究经济发展趋同问题时，忽略参数异质性的因素，将会导致模型设定的偏误，就不能对我们的政策实践提供明确可靠的指导。

本文的结论对于如何协调中国区域经济的发展具有重要的启示意义。我们的研究结论表明，区域经济增长方式存在着参数异质性，这意味着，中央政府在制定宏观经济政策时，应当针对地区特点制定不同措施，具体规划。

本文的结论是建立在一个 CES 生产函数模型的基础上，它有别于国内相关研究一般从传统 CD 函数角度分析的新古典经济增长模型。本文研究并没有完全探明影响中国区域经济增长参数异质性的全部因素，如何从增长过程的非线性和添加其它相关条件变量的角度去进一步深入分析参数异质性问题是我们未来研究的方向。

参考文献：

- 蔡昉、都阳，2000：《中国地区经济经济增长的趋同和差异——对西部开发战略的启示》，《经济研究》第 10 期。
- 董先安，2004：《浅析中国地区收入差距：1952-2002》，《经济研究》第 9 期。
- 林毅夫、刘培林，2003：《中国的经济发展战略和地区收入差距》，《经济研究》第 3 期。
- 刘夏明、魏英琪、李国平，2004：《收敛还是发散——中国区域经济发展争论的文献综述》，《经济研究》第 7 期。
- 马拴友、于红霞，2003：《转移支付与地区经济收敛》，《经济研究》第 3 期。
- 沈坤荣、马俊，2002：《中国经济增长的“俱乐部收敛”特征及其成因》，《经济研究》第 1 期。
- 王志刚，2004：《质疑中国经济增长的条件收敛》，《管理世界》第 3 期。
- 魏后凯，1997：《中国地区经济增长及其收敛性》，《中国工业经济》第 3 期。
- 许召元、李善同，2006：《近年来中国地区差距的变化趋势》，《经济研究》第 7 期。
- 周业安、章泉，2008：《参数异质性、经济趋同与中国区域经济发展》，《经济研究》第 1 期。
- Arrow, K.J., Chenery, H.B., Minhas, B., and Solow, 1961, "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency," *Review of Economics and Statistics* 43, pp225-250.
- Azariadis, C. and Drazen, A., 1990, "Threshold Externalities in Economic Development", *Quarterly Journal of Economics* 105, pp501-526.
- Barro, R., 1991, "Economic Growth in a Cross-Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics* 106, 407-443.
- Baumol, W., 1986, "Productivity, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show", *American Economic Review* 76, pp1072-1085.
- Bernard, A., and Durlauf, S., 1996, "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Journal of Econometrics* 71, pp.161-72.
- Brock, W., and Durlauf, S., 2000, "Growth Economics and Reality", working paper, Department of Economics, University of Wisconsin.
- Durlauf, S., 1993, "Nonergodic Economic Growth", *Review of Economic Studies* 60, pp.349-366.
- Durlauf, S., 2001, "Manifesto for a Growth Econometrics", *Journal of Econometrics* 100, pp.65-69.
- Durlauf, S. and Johnson, P., 1995, "Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behavior", *Journal of Applied Econometrics* 10, pp.365-84.
- Durlauf, S. and Quah, D., 1999, "The New Empirics of Economic Growth," *Handbook of Macroeconomics*, eds. Taylor J.B. and M. Woodford, Vol. 1, Ch.4, pp.235-308.
- Duffy, J. and Papageorgiou, C., 2000, "A Cross-Country Empirical Investigation of the Aggregate

Production Function Specification” , *Journal of Economic Growth* 5, pp.87-120.

Desdoigts, A., 1999, “Patterns of Economic Development and the Formation of Clubs”, *Journal of Economic Growth* 4(3), pp.305-330.

Galor, O., 1996, “Convergence? Inferences from Theoretical Models”, *Economic Journal* 106, pp.1056-1069.

Galor, O. and Zeira,J., 1993, “Income Distribution and Macroeconomics,” *Review of Economic Studies* 60, pp.35-52.

Hansen, B.E., 1996, “Inference when a nuisance parameter is not identified under null hypothesis”, *Econometrica* 64, pp.413-430.

Hansen, B.E., 1999, “Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference”, *Journal of Econometrics* 1999, pp.345-368.

Hansen, B.E., 2000, “Sample Splitting and Threshold Estimation”, *Econometrica* 68, pp.575-603.

Kalaitzidakis, P., Mamuneas, T.P., Savvides,A., and Stengos,T., 2001, “Measures of Human Capital and Nonlinearities in Economic Growth”, *Journal of Economic Growth* 6, pp.229-254.

Kmenta, J., 1967, “On Estimation of the CES Production Function”, *International Economic Review* 8, pp.180-189.

Kourtellos, A., 2001, “Econometric Modeling of Heterogeneity and Nonlinearity With an Application to Cross-Country Growth Data”, PhD Dissertation, University of Wisconsin.

Kourtellos,A., 2003, “Modeling Parameter Heterogeneity in Cross-Country Growth Regression Models”, working paper 0212, Department of Economics, University of Cyprus.

Liu,C.,and Stengos,T.,1999, “Non-Linearities in Cross-Country Growth Regressions: A Semiparametric Approach”, *Journal of Applied Econometrics* 14, pp.527-538.

Lucas,R.E., 1993, “Making a Miracle”, *Econometrica* 61(2), pp.251-72.

Mankiw, N.G., Romer, D., and Weil, 1992, “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics* 107, pp.407-437.

Masanjala, W. H., and Papageorgiou, C., 2004, “Parameter Heterogeneity and Nonlinearities in the Aggregate Production Function: Investigating the Solow Growth Model with CES Technology”, *Journal of Applied Econometrics* 19, pp.171-201.

Pack, H., 1994, “Endogenous Growth Theory: Intellectual Appeal and Empirical Shortcomings”, *Journal of Economic Perspectives* 8, pp.55-72.

Romer, P. M., 1986, “Increasing Returns and long run-run growth”, *Journal of Political Economy* 94, pp.1002-1037.

Schultz, T.P., 1998, “Inequality in the Distribution of Personal Income in the World: How it is Changing and Why”, *Journal of Population Economics* 11, pp.307-344.

附表

表 1 CD 与 CES 生产技术的索罗模型回归结果（无约束，线性 OLS）

	模型的设定形式	
	CD 技术的索罗模型	CES 技术的索罗模型
常数项	8.4834 (0.2798) [0.0000]	8.7768 (0.2853) [0.0000]
$\ln s_{ik}$	0.3653 (0.1460) [0.0131]	1.2262 (0.2810) [0.0000]
$\ln(n_i + g + \delta)$	-0.4120 (0.0954) [0.0000]	-0.9864 (0.1865) [0.0000]
$[\ln s_{ik} - \ln(n_i + g + \delta)]^2$	——	-0.3788 (0.1066) [0.0005]
$[\ln s_{ih} - \ln(n_i + g + \delta)]^2$	——	——
$[\ln s_{ik} - \ln s_{ih}]^2$	——	——
回归标准差	0.6395	0.6240
\bar{R}^2	0.0892	0.1330
观察值的个数	233	233

注：（ ）里的数值表示系数的标准差，[]里的数值表示接受系数为零的 P 值

表2 CD与CES生产技术的索罗模型回归结果(受约束,非线性NLS)

模型的设定形式		
	CD技术的索罗模型	CES技术的索罗模型
常数项	8.5535 (0.1076) [0.0000]	8.4411 (0.1106) [0.0000]
α	0.2844 (0.04098) [0.0000]	0.4891 (0.0484) [0.0000]
β	---	---
σ	1	0.8563 (0.0186) [0.0000]
回归标准差	0.6383	0.6701
\bar{R}^2	0.092569	0.1307
观察值的个数	233	233

注: ()里的数值表示系数的标准差, []里的数值表示接受系数为零的P值。

表3 扩充的CD与CES生产技术的索罗模型回归结果(无约束,线性OLS)

	CD技术的索罗模型	CES技术的索罗模型
常数项	11.635 (0.7813) [0.0000]	12.4828 (1.2014) [0.0000]
$\ln s_{ik}$	0.2433 (0.1436) [0.0916]	0.0502(0.9055) [0.956]
$\ln(n_i + g + \delta)$	-0.4735 (0.0931) [0.0000]	-0.5614(0.6332) [0.3761]
$\ln(s_{ih})$	1.1786(0.2741) [0.0000]	1.6792(1.1786) [0.1556]
$[\ln s_{ik} - \ln(n_i + g + \delta)]^2$	---	-0.2687(0.1674) [0.10001]
$[\ln s_{ih} - \ln(n_i + g + \delta)]^2$	---	-0.1568(0.2131) [0.4626]
$[\ln s_{ik} - \ln s_{ih}]^2$	---	0.2273(0.289) [0.4325]
回归标准差	0.6165	0.6060
\bar{R}^2	0.1535	0.1821
观察值的个数	233	233

注: ()里的数值表示系数的标准差, []里的数值表示接受系数为零的P值

表 4 扩充的 CD 与 CES 生产技术的索罗模型回归结果（受约束，非线性 NLS）

	CD 技术的索罗模型	CES 技术的索罗模型
常数项	9.1795 (0.2563) [0.0000]	8.9522 (0.3200) [0.0000]
α	0.0591 (0.0907) [0.05153]	0.2678 (0.1611) [0.0978]
β	0.2878(0.09899) [0.00399]	0.1278(0.0699) [0.0689]
σ	1	0.6386 (0.1151) [0.0000]
回归标准差	0.6299	0.6231
\bar{R}^2	0.1163	0.1355
观察值的个数	233	233

注：（ ）里的数值表示系数的标准差，[]里的数值表示接受系数为零的 P 值。

表 5 物资资本、人力资本的收入份额

	方程（5）			方程（8）			
城市	shaK	shaK	shaH	城市	shaK	shaK	shaH
北京	0.3746	0.1089	0.1686	郑州	0.3692	0.1038	0.1509
天津	0.3661	0.1008	0.1556	武汉	0.3961	0.1316	0.1813
石家庄	0.3817	0.1161	0.1529	长沙	0.3837	0.1181	0.1594
太原	0.371	0.1055	0.1498	广州	0.3965	0.1319	0.1658
呼和浩特	0.3658	0.1005	0.1299	南宁	0.4217	0.1624	0.1725
沈阳	0.3759	0.1102	0.1385	海口	0.4004	0.1364	0.2331
长春	0.3993	0.1351	0.1681	重庆	0.4265	0.1688	0.254
哈尔滨	0.382	0.1164	0.157	成都	0.3819	0.1163	0.2024
上海	0.3726	0.107	0.171	贵阳	0.3623	0.0973	0.1565
南京	0.3955	0.1308	0.1954	昆明	0.3969	0.1324	0.181
杭州	0.437	0.1831	0.2383	西安	0.3979	0.1335	0.1733
合肥	0.3842	0.1187	0.1578	兰州	0.3653	0.1001	0.1511
福州	0.3787	0.113	0.1361	西宁	0.3686	0.1032	0.1807
南昌	0.4015	0.1376	0.1512	银川	0.3628	0.0978	0.1508
济南	0.4029	0.1393	0.1585	乌鲁木齐	0.3757	0.11	0.1561

Impressum

Jingji fazhan wenlun Nr. 2/2009 vom 20. June 2008

Arbeitspapiere für Wirtschaftsentwicklung/Working Papers for Economic Development

ISSN-Nr. 1860-2207

Herausgeber: Prof. Dr. Jingbei Hu

Redaktion: Prof. Dr. Jingbei Hu

Verlag: Verlag China Translation Bonn

Druck: Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre

am Chinesisch-Deutschen Hochschulkolleg (CDHK), Shanghai, VR China

Jingji fazhan wenlun (Arbeitspapiere für Wirtschaftsentwicklung/Working Papers for Economic Development) ist das offizielle Organ des Lehrstuhls für Volkswirtschaftslehre und des Instituts für Wirtschaftsentwicklung am CDHK

Internet-Adresse: www.hujingbei.net

E-Mail-Adresse: jbeihu@mail.tongji.edu.cn

Tel.: +86 (0)21 6598 0687

文章免费使用说明/Erklaerung der Freinutzung/Declaration on free use:

本文论所发表的文章，可以由使用者在注明出处的前提下免费用于非商业性用途尤其是学术研究。

Alle Papiere, die in dieser Reihe erschienen, koennen under in Beachten auf Urheberrechte fuer eine nicht-kommerziale Nutzung und besonders fuer akademische Forschungen frei verwendet werden.

All papers appearing in this series can be used freely for non-commercial uses and particularly for academic researches in the line with the copyrights.