

跨国经济增长异质性实证分析

李志宏

(中国科学技术大学商学院, 安徽 合肥 230026)

摘要: 运用面板数据协整检验方法, 本文考察了相关跨国宏观经济时间序列变量之间各种可能的总量生产函数关系。实证分析显示产出与投入之间生产函数型协整关联的存在与否关键取决于各国经济增长的独特时间趋势特征而非独特初始特征。这一发现意味着长期内不存在通用于各国的总量生产函数。由此而来, 各国经济增长会呈现永恒的异质性, 且这种异质性并非源于各国在初始特征诸如地理位置、初始财富与技术存量等方面的差异, 而是源于各国在长期岁月中应付多种多样与时共生的事件与震动中所表现出来的社会能力与技术能力差异。

关键词: 面板数据; 协整检验; 跨国增长; 异质性; 与时共生; 社会能力; 技术能力

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

1 引言

面板数据(Panel Data)在相关跨国经济增长与收敛的研究中得到广泛的应用并形成了蔚为大观、极具争议性的学术文献。假设跨国相关宏观时间序列数据具有同质性, Baumol(1986), Barro(1991), Barro 和 Sala-i-Martin(1992)和 Mankiw, Romer 和 Weil(1992)发现了长期内跨国经济增长呈现收敛态势的一些证据。然而, 考虑到跨国相关宏观时间序列数据的异质性, Islam(1995)和 Lee, Pesaran 和 Smith(1997)的研究则表明收敛态势并非长期跨国经济增长特征。经济学家们还远远没有能够就跨国经济增长的长期态势达成共识。

本文旨在跨国经济增长研究领域作更进一步的探索。与以往研究工作有所不同, 我们不是直接来考证跨国经济增长收敛与否。我们关注的是长期内是否存在适合于所有国家的总量意义上的生产函数。这一议题之所以重要是因为先前很多研究都假设适合于所有国家的通用生产函数是存在的。我们的主要观点是通过对两种样式的柯布-道格拉斯生产函数(Cobb-Douglas Production Function)进行详细计量分析来阐明的: 一种是经典的由劳动和资本构成投入的二要素生产函数, 而另一种则是由劳动、资本和 R&D 构成投入的三要素生产函数。我们想知道经济增长的国与国之间初始特征的异质性和时间趋势特征的异质性是否对相关宏观经济变量之间存在长期稳定的生产函数型关联性有着至关重要的影响。

本文组织如下。第二部分给出两种样式的柯布-道格拉斯生产函数并列出相应回归分析方程式。第三部分阐述相关计量分析方法。第四部分介绍相关数据并给出实证分析结果。第五部分提供总结性评论。

2 柯布-道格拉斯生产函数

自二十世纪二十年代末期柯布-道格拉斯生产函数这一概念被导入经济学文献以来, 经济学家们提出了各式各样类型的生产函数。Griliches 和 Mairesse(1998)提供了极为优异的关于这一研究领域的文献综述。在这里我们决定采用有助于达成我们当前研究目标的两种样式的柯布-道格拉斯生产函数。

让 Y 代表产出, K 代表资本投入, L 代表劳动投入, A 则代表广义上的反映一国社会能力与技

术能力大小的技术水平。假设技术进步增长路径遵循 $A(t) = A(0) \cdot e^{bt+u}$ ，其中 $A(0)$ 是一常数项， t 是时间标识， b 是技术进步增长率，而 u 是一随机变量，代表影响技术进步的不可测度因素。现在，我们假设存在以资本和劳动为二种投入要素的柯布-道格拉斯生产函数，其 t 时的产出为

$$Y(t) = A(0) \cdot e^{bt+u} \cdot K(t)^c \cdot L(t)^d, \quad c > 0, \quad d > 0 \quad (1)$$

式中 c ， d 分别是资本和劳动的参数。

因其忽略了 R&D 投入对产出的贡献，方程式 (1) 可能并不足以充分地概括生产过程。根据 Griliches(1979, 1992) 的倡导，我们假设存在以资本、劳动和 R&D 为三种投入要素的柯布-道格拉斯生产函数，其 t 时的产出为

$$Y(t) = E(0) \cdot e^{f+vt} \cdot K(t)^\alpha \cdot L(t)^\beta \cdot S(t)^\gamma, \quad \alpha > 0, \beta > 0, \gamma > 0 \quad (2)$$

其中标识符号 $E(0)$ ， f 和 v 与方程式 (1) 中的 $A(0)$ ， b 和 u 相对应， S 代表 R&D 投入，而 α ， β 和 γ 则分别是资本、劳动和 R&D 的参数。

现在，对方程式 (1) 和 (2) 等号两边分别求自然对数，我们有

$$\ln Y(t) = \ln A(0) + b \cdot t + c \cdot \ln K(t) + d \cdot \ln L(t) + u \quad (3)$$

$$\ln Y(t) = \ln E(0) + f \cdot t + \alpha \cdot \ln K(t) + \beta \cdot \ln L(t) + \gamma \cdot \ln S(t) + v \quad (4)$$

类似如方程式 (3) 和 (4) 的表述已经在先前的很多实证研究中被详细地分析过了。不过，这些先前的研究多少都存在着一些不足。第一，很多研究工作所关注的是对单一国家的经济数据进行实证分析。然而，单一国家可用数据的典型时间跨度一般在 30 年至 40 年之间。这样时间跨度的数据不足以用来可靠地检测宏观经济变量之间的长期关系。第二，在经济增长之国家比较研究中，通常都假设各国经济发展的初始特征或时间趋势特征具有同质性。第三，这些先前的研究所采用的通常是静态回归分析方法。受可能的伪回归效应 (Granger 和 Newbold, 1974) 的影响，使用静态回归分析方法所估计出来的宏观经济变量之间的关系可能并不可靠。为此，基于新发展起来的计量经济学分析方法，我们将所有单一国家数据汇集成面板数据，并采用协整检验法 (Cointegration Test) 来检测产出与各投入要素之间的长期相关性 (Engle 和 Granger, 1987)。

现在，假设有跨度为 T 年、覆盖 N 个国家的数据，将方程式 (3) 稍作扩展以适应面板数据的要求，可以得到如下的回归分析方程式

$$\ln Y_{i,t} = \sum_{i=1}^N \eta_i \cdot D_i + \sum_{i=1}^N \lambda_i \cdot D_i \cdot Trend + a \cdot \ln K_{i,t} + b \cdot \ln L_{i,t} + u_{i,t} \quad (5)$$

其中， i 是国家标识， t 是时间标识， D_i 是一组虚拟数据---对应于第 i 个国家其值为 1，而对应于其它国家其值为 0， $Trend$ 为一扩展的时间趋势序列---是将一简单时间趋势序列 $1, 2, \dots, T$ 重复 N 次得到的。 η_i 是各国初始特征系数， λ_i 是各国时间趋势特征系数。 a 和 b 分别是资本系数和劳动系数---假定各国的资本系数和劳动系数都相等。

同理，将方程式 (4) 稍作扩展以适应面板数据的要求，可以得到如下的回归分析方程式

$$\ln Y_{i,t} = \sum_{i=1}^N \kappa_i \cdot D_i + \sum_{i=1}^N \omega_i \cdot D_i \cdot Trend + \alpha \cdot \ln K_{i,t} + \beta \cdot \ln L_{i,t} + \gamma \cdot \ln S_{i,t} + v_{i,t} \quad (6)$$

其中,标识符号 κ_i 、 ω_i 与方程式(5)中的 η_i 、 λ_i 相对应。 α 、 β 和 γ 分别是资本系数、劳动系数和R&D系数---假定各国的资本系数、劳动系数和R&D系数都相等。

方程式(5)和(6)是本文两个基本的经验分析方程式。在回归分析中,我们将假定各国具有同样的资本系数、同样的劳动系数和同样的R&D系数,但是允许各国拥有独特初始特征系数和独特时间趋势特征系数。国家之间的同质性表现为同样的资本系数、同样的劳动系数和同样的R&D系数,而国家之间的异质性则表现为不同的初始特征系数和不同的时间趋势特征系数。我们的研究兴趣主要存在于三个方面。第一,我们想搞清楚产出与各投入要素之间的长期动态的协整关系之存在与否在多大程度上与各国经济发展之初始特征的异质性和时间趋势特征的异质性相关联。第二,我们想弄明白哪一种样式的生产函数更能恰如其分地表述了动态的生产过程。第三,我们想知道是否存在适合于所有国家的通用生产函数。

3 计量分析方法

因为本文的目标是估计与度量如方程式(5)和(6)所表述的产出与各投入要素之间的长期动态关系,协整检验法是一种比较适宜的分析工具(Granger,1986)。再由于本文的数据是由所有单一国家的数据汇集而成的,我们必须对标准的协整检验法加以扩展以适应面板数据的要求。具体来讲,本文所采用的计量分析方法是以Levin,Lin和Chu(2002)(此后简称LLC,2002)和Im,Pesaran和Shin(2003)(此后简称IPS,2003)所做的研究工作为基础的。这些经济学家各自发展了面板数据单位根过程检验(Unit Root Test)方法---LLC(2002)所倡导的方法假设构成面板数据的每单个时间序列数据具有相同的回归分析剩余方差和自相关模式,而IPS(2003)所倡导的方法则允许构成面板数据的每单个时间序列数据拥有各自独特的回归分析剩余方差和自相关模式。

在检验产出与各投入要素之间是否存在协整关系之前,我们必须首先证明相关的每一组宏观经济变量都呈现单位根过程---协整检验方法要求所有被考察的相关时间序列数据都必须呈现单位根过程或非稳定状态(Granger,1986)。假设有覆盖 N 个国家、时间跨度为 T 年的一组面板数据 $z_{i,t}$,其中 i 是国家标识, t 是时间标识,根据Wu(1996),我们首先依据下列方程式对面板数据 $z_{i,t}$ 进行转换以分离掉其中的初始特征平均值和时间趋势特征平均值

$$\hat{z}_{i,t} = z_{i,t} - \bar{z}_i \quad (7)$$

$$\tilde{z}_{i,t} = \hat{z}_{i,t} - \hat{z}_t \quad (8)$$

其中, $\bar{z}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_{i,t}$, $\hat{z}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{z}_{i,t}$ 。

然后,我们采用一种增广型迪基-福勒(Augmented Dickey-Fuller)单变量自回归模型单位根过程检验方法来检测转换后得到的面板数据 $\tilde{z}_{i,t}$ 是否呈现非稳定状态。相应的检验方程式为

$$\Delta \tilde{z}_{i,t} = \rho_i \cdot \tilde{z}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_{i,j} \cdot \Delta \tilde{z}_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

其中, ε 是误差项, k 是增广项的数目,假定等于2。我们的实验显示选择其它数目的增广项不会定性地改变本文的经验分析结果。对应的检验假设为 $\rho_i = 0$, $i=1,2,\dots,N$ 。LLC(2002)所倡导的计量分析方法假定对于所有的 i , $\rho_i = \rho$, $\phi_{i,j} = \phi_j$,即构成面板数据的每单个时间序列数据具有相同的回归分析剩余方差和自相关模式,而IPS(2003)则允许 $\rho_i \neq \rho$, $\phi_{i,j} \neq \phi_j$,即构成面板数据的每单个

时间序列数据可以保留各自独特的回归分析剩余方差和自相关模式。LLC(2002)方法是运用方程式(9)对面板数据 $\tilde{z}_{i,t}$ 进行一次性回归分析，得到一个针对 $\rho=0$ 的 t 检验统计数据--- t_ρ 统计值，而 IPS(2003)方法则是运用方程式(9)对构成面板数据 $\tilde{z}_{i,t}$ 的每个时间序列数据分别进行回归分析，得到针对 $\rho_i=0, i=1,2,\dots,N$ 的所有 t 检验统计数据的平均值--- \bar{t} 统计值。对应于这两个统计值--- t_ρ 统计值和 \bar{t} 统计值的临界值、也即对应相关面板数据单位根过程检验的临界值可以通过蒙特卡洛大样本实验来获取。

不过，本文的主要目标是要确定是否存在如方程式(5)和(6)所表述的那种产出与各投入要素之间的长期动态的生产函数关系。换句话说，我们所真正关注的是方程式(5)和(6)所表述的产出与各投入要素之间的关系可否视为是长期稳定的协整关系。协整理论说，若相关非稳态经济变量之间的回归分析剩余呈现稳定状态，那么就可以说这些经济变量之间存在着长期协整关系(Granger,1986)。由此可见，方程式(5)和(6)所表述的产出与各投入要素之间的关系可否视为长期协整关系，取决于方程式(5)和(6)的回归分析剩余 $\hat{u}_{i,t}$ 和 $\hat{v}_{i,t}$ 是否呈现稳定状态。因此，我们可以将 LLC(2002)和 IPS(2003)所倡导的面板数据单位根过程检验方法扩展为基于回归分析剩余的面板数据协整检验方法。

具体来说，当获取方程式(5)和(6)的两组回归分析剩余 $\hat{u}_{i,t}$ 和 $\hat{v}_{i,t}$ 之后，首先根据前述方程式(7)和(8)对其进行转换，以分离掉其中可能包含的初始特征平均值和时间趋势特征平均值。假定转换后获得的两组面板数据分别为 $\tilde{u}_{i,t}$ 和 $\tilde{v}_{i,t}$ ，我们可以采用类似如方程式(9)的增广型迪基-福勒单变量自回归模型单位根过程检验方法来检测 $\tilde{u}_{i,t}$ 和 $\tilde{v}_{i,t}$ 是否呈现稳定状态。相应的检验方程式为

$$\Delta \tilde{u}_{i,t} = \rho_i \cdot \tilde{u}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_{i,j} \cdot \Delta \tilde{u}_{i,t-j} + \zeta_{i,t} \quad (10)$$

$$\Delta \tilde{v}_{i,t} = \rho_i \cdot \tilde{v}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_{i,j} \cdot \Delta \tilde{v}_{i,t-j} + \varsigma_{i,t} \quad (11)$$

其中， ζ 和 ς 是误差项， k 是增广项的数目，设定为 2。同样，我们的实验显示选择其它数目的增广项不会定性地改变本文的实证分析结果。类似如方程式(9)，对方程式(10)和(11)而言，相应的检验假设均为 $\rho_i=0, i=1,2,\dots,N$ 。如前所述，对应于每一增广型迪基-福勒单变量自回归检验模型，LLC(2002)方法是对相关面板数据进行一次回归分析，得到一个针对 $\rho=0$ 的 t 检验统计数据--- t_ρ 统计值，而 IPS(2003)方法则是对构成相关面板数据的每个横截面时间序列数据分别进行回归分析，得到一个针对 $\rho_i=0, i=1,2,\dots,N$ 的所有 t 检验统计数据的平均值--- \bar{t} 统计值。同样，对应于这两个统计值的临界值、也即对应方程式(5)和(6)的协整关系检验的临界值可以通过蒙特卡洛大样本实验来获取。

4 数据和经验分析结果

本文所考察的数据为覆盖 22 个国家、跨度从 1971 年至 1990 年的一组相关宏观经济时间序列变量。所有数据均来自于 Coe 和 Helpman(1995)。产出 Y 是各国工业领域每年生产总值,资本投入 K 是各国工业领域每年资本存量总值,劳动投入 L 是各国工业领域每年总就业人数---以色列、日本和美国除外,这三个国家的劳动投入 L 是用各自工业领域每年总工作时数来衡量的,R&D 投入 S 是各国工业领域每年 R&D 资本存量总值,是 Coe 和 Helpman 通过对各国工业领域每年 R&D 实际经费支出的计算而得到的。以 1985 年为基准,各国相关宏观经济时间序列变量均被换算成为各年份实际值与 1985 年实际值的比率。

表 1 相关面板数据的单位根过程检验

$$\Delta \tilde{z}_{i,t} = \rho_i \cdot \tilde{z}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \phi_{i,j} \cdot \Delta \tilde{z}_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad 1$$

	\bar{t} 统计值	t_ρ 统计值
	$\left(\rho_i \neq \rho_i, \phi_{i,j} \neq \phi_j \right)_{i \neq i; i, l=1, \dots, 22}$ ²	$\left(\rho_i = \rho_i, \phi_{i,j} = \phi_j \right)_{i \neq i; i, l=1, \dots, 22}$
ln Y ³	-1.407	-6.009
ln K	-0.813	-2.647
ln L	-1.486	-5.973
ln S	-0.713	-2.116
各面板数据单位根过程检验的临界值 ⁴		
	-2.028	-9.179
ln Y	-1.860	-8.266
	-1.774	-7.811
1%	-2.442	-11.928
ln K	-2.131	-10.181
5%	-1.993	-9.347
	-2.063	-9.283
10%	-1.877	-8.328
ln L	-1.788	-7.840
	-2.176	-10.935
ln S	-1.954	-9.460
	-1.846	-8.809

注: ¹ 相关检验假设为 $\rho_i=0$,即每一组被考察的面板数据都被假设为存在单位根过程。否定这一假设的 1%, 5%和 10%的显著性水平分别由 ^a, ^b 和 ^c 来标识。

² 括弧中标明的是 t_ρ 统计值和 \bar{t} 统计值之获取方法的不同。如文中所述,LLC(2002)方法是对相关面板数据进行一次性回归分析,得到一个针对 $\rho=0$ 的 t 检验统计数据--- t_ρ 统计值,而 IPS(2003)方法则是对构成相关面板数据的每单个时间序列数据分别进行回归分析,得到一个针对所有 $\rho=0, i=1,2, \dots, N$ 的 t 检验统计数据的平均值--- \bar{t} 统计值。

³ lnY,lnK,lnL 和 lnS 分别代表产出 Y、资本投入 K、劳动投入 L 和 R&D 投入 S 的自然对数。后继各表中相同标识的含义与本表中的完全一样。

⁴ 对应于每一组 t_ρ 统计值和 \bar{t} 统计值之临界值是通过 10,000 次蒙特卡洛模拟实验得到的。相关虚拟数据生成程序已经考虑到被考察中的每一组真实面板数据之跨横截面性质(Cross-Sectional Properties)。相关 GAUSS 程序可向作者索取。

在展示协整检验结果之前,让我们首先考察一下相关各组宏观经济变量时间序列数据是否如要求的那样呈现非稳定状态。如前所述,我们采用的计量分析方法---协整检验法要求所有相关经济变

量必须呈现非稳定状态。遵循前面第三部分的叙述，我们首先根据方程式（7）和（8）对相关各组数据进行转换以分离掉各组数据中的初始特征平均值和时间趋势特征平均值。然后，根据方程式（9），分别运用 LLC(2002) 和 IPS(2003)所倡导的面板数据单位根过程检验法来检测转换后的各组数据是否呈现非稳定状态。表 1 给出了相关计量分析结果。由表可见，这两种面板数据单位根过程检验法得出了完全一样的结论---没有足够的证据能够否定相关各组数据均呈现非稳定状态这种假设。因此，运用协整检验法来检测产出与各投入要素之间可能存在的长期稳定的协整关系是可行的。

(1) 二要素柯布-道格拉斯生产函数

表 2 给出了根据方程式（5）所得出的有关二要素柯布-道格拉斯生产函数的协整检验实证分析结果。对应于方程式(5),考虑到是否包含时间趋势以及是否允许各国拥有不同的初始特征系数或时间趋势特征系数,我们共考察了 6 种不同样式的回归分析方程式。

其中，方程式(5a)不包含时间趋势且假定各国拥有相同的初始特征系数，方程式(5b)不包含时间趋势但允许各国初始特征系数存在差异,方程式(5c)包含时间趋势并假定各国拥有相同的初始特征系数和时间趋势特征系数,方程式(5d)包含时间趋势并假定各国时间趋势特征系数相同但允许各国初始特征系数存在差异，方程式(5e)包含时间趋势并允许各国时间趋势特征系数存在差异但假定各国初始特征系数相同，方程式(5f)包含时间趋势并允许各国时间趋势特征系数和各国初始特征系数均存在差异。如上所述，我们假定各个国家拥有同样的资本投入要素系数和劳动投入要素系数，并且此假设不随回归分析方程式的变化而改变。

我们的协整检验是基于对相应的回归分析剩余进行单位根过程检验来展开的。对每一种样式的回归分析方程，相应的检验假设是该方程所表述的产出与投入要素之间的关系不是一种协整关系,也就是说相应的回归分析剩余被假设为呈现非稳定状态。我们首先根据方程式（7）和（8）对所得回归分析剩余进行转换以分离掉其中的初始特征平均值和时间趋势特征平均值。然后，根据方程式（10），分别运用 LLC(2002)和 IPS(2003)所倡导的面板数据单位根过程检验法来检测转换后的回归分析剩余是否呈现非稳定状态。如前所述，LLC(2002)方法得出的是一个 t_{ρ} 统计值，而 IPS(2003)方法得出的是一个 \bar{t} 统计值。对应于这两个统计值的临界值是通过蒙特卡洛大样本实验获取的。如果经过对统计值与临界值进行比较后发现存在足够的证据能够否定相关回归分析剩余呈现非稳定状态这种假设，那么相应回归分析方程所表述的产出与投入要素之间的关系就可以被视为是一种协整关系。换句话说，产出与投入要素之间存在着长期稳定的如相应的回归分析方程式所表述的那种生产函数关系。

从表 2 中可以看出，LLC(2002)方法和 IPS(2003)方法得出了完全一样的结论。第一，对于没有包含时间趋势的分析方程式（5a）和（5b）而言，无论是否允许各国初始特征系数存在差异，没有证据表明相应的回归分析剩余呈现稳定状态，从而相关宏观经济变量之间不存在协整关系，意味着方程式（5a）和(5b)所表述的产出与投入要素之间的关系不可以被视为是一种长期稳定的生产函数关系。第二，对于包含有时间趋势但限定各国具有相同时间趋势特征系数的分析方程式(5c)和(5d)而言，无论是否允许各国初始特征系数存在差异，没有证据表明相应的回归分析剩余呈现稳定状态，从而相关宏观经济变量之间不存在协整关系，意味着方程式（5c）和(5d)所表述的产出与投入要素之间的关系也不可以被视为是一种长期稳定的生产函数关系。第三，对于包含有时间趋势且允许各国时间趋势特征系数存在差异并假定各国初始特征系数相同的方程式(5e)而言，有足够证据表明相应的回归分析剩余呈现稳定状态，从而相关宏观经济变量之间存在协整关系，意味着方程式（5e）所表述的产出与投入要素之间的关系可以被视为是一种长期稳定的生产函数关系。最后，对于包含有时间趋势且允许各国时间趋势特征系数和各国初始特征系数均存在差异的方程式(5f)而言，没有证据表明相应的回归分析剩余呈现稳定状态，即相关宏观经济变量之间不存在协整关系，意味着方程式（5f）所表述的产出与投入要素之间的关系不可以被视为是一种长期稳定的生产函数关系。

表 2 二要素柯布-道格拉斯生产函数协整关系检验

$$\ln Y_{i,t} = \sum_{i=1}^N \eta_i \cdot D_i + \sum_{i=1}^N \lambda_i \cdot D_i \cdot Trend + a \cdot \ln K_{i,t} + b \cdot \ln L_{i,t} + u_{i,t} \quad 1$$

	方程式 5a	方程式 5b	方程式 5c	方程式 5d	方程式 5e	方程式 5f
	$(\eta_i \neq 0, \lambda_i = \lambda_j = 0)^2$ ($i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$)	$(\eta_i \neq 0, \lambda_i = \lambda_j = 0)$ ($i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$)	$(\eta_i \neq 0, \lambda_i = \lambda_j \neq 0)$ ($i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$)	$(\eta_i \neq 0, \lambda_i = \lambda_j \neq 0)$ ($i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$)	$(\eta_i \neq 0, \lambda_i \neq \lambda_j \neq 0)$ ($i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$)	$(\eta_i \neq 0, \lambda_i \neq \lambda_j \neq 0)$ ($i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$)
ln K	0.557	0.572	0.270	0.297	0.286	0.258
ln L	0.507	0.522	0.488	0.506	0.476	0.776
标准差	0.056	0.045	0.050	0.041	0.048	0.026
\bar{R}^2	0.882	0.923	0.907	0.936	0.914	0.975
产出与投入要素之间的协整关系检验 ³						
\bar{i} 统计值	-1.532	-1.531	-1.534	-1.523	-1.545 ^a	-2.213
t_{ρ} 统计值	-6.382	-6.363	-6.265	-6.278	-6.329 ^a	-11.042
协整关系检验之临界值 ⁴						
对应于 \bar{i}	-2.037	-2.025	-2.040	-2.068	-0.653	-2.679
1% 统计值的	-1.861	-1.853	-1.866	-1.893	-0.543	-2.515
5% 临界值	-1.775	-1.766	-1.776	-1.802	-0.488	-2.430
10% 对应于 t_{ρ}	-9.335	-9.262	-9.364	-9.545	-1.974	-12.842
统计值的	-8.448	-8.375	-8.442	-8.628	-1.538	-11.889
10% 临界值	-7.939	-7.838	-7.939	-8.135	-1.306	-11.427

注：¹ 对于协整检验而言，相应的检验假设为每一方程式所表述的产出与各投入要素之间为非协整关系。否定这一假设的 1%，5%和 10%的显著性水平分别由^a、^b和^c来标识。

² 括弧中标明的是各组估计方程式之间的差异。例如， $\eta_i = \eta_j \neq 0, \lambda_i = \lambda_j = 0, i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$ 意味着相

应估计方程式包含初始特征因素且各国初始特征系数相同，但不包含时间趋势特征因素；而

$\eta_i \neq \eta_j \neq 0, \lambda_i \neq \lambda_j \neq 0, i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$ 则表明相应估计方程式包含初始特征因素和时间趋势特征因素，且

各国初始特征系数和时间趋势特征系数均不相同。其它限制条件以此类推。

³ 如文中所述，对每一方程式，我们的协整检验是通过对其回归分析剩余进行单位根过程检验来完成的。相应的 t_{ρ} 统计值和 \bar{i} 统计值即为分别运用 LLC(2002)方法和 IPS(2003)方法对相应回归分析剩余进行单位根过程检验所获取的一组统计值。

⁴ 对应于每一组 t_{ρ} 统计值和 \bar{i} 统计值之临界值是通过 10,000 次蒙特卡洛模拟实验得到的。我们的蒙特卡洛程序已考虑到相关面板数据之跨横断面性质(Cross-Sectional Properties)并体现出处于考察中的诸宏观经济变量之间的样本关联性(Sample Variable-Correlation)。相关 GAUSS 程序可向作者索取。

我们的发现表明产出与资本和劳动二投入要素之间长期稳定的协整关系之存在与否关键取决于各国独特的时间趋势特征而非各国独特的初始特征。当且仅当时间趋势特征的国与国之间的异质性被考虑到，各国才会具有相同的并且长期保持不变的资本投入对产出的贡献系数和劳动投入对产出的贡献系数。在此前提下，我们才可以说产出与资本投入和劳动投入之间存在着长期稳定的生产函数关系---而这则意味着不存在长期不变的、适合于所有国家的二投入要素柯布-道格拉斯生产函数。由此而来，各国经济增长存在着永恒的差异，且这种差异不能由各国在初始特征诸如地理位置、初始

财富与技术存量等方面的差异来解释。各国长期经济增长之异质性完全取决于各国在长期岁月中应付各种各样与时共生的事件与震动中所表现出来的行为与能力差异。

(2) 三要素柯布-道格拉斯生产函数

表 3 给出了根据方程式 (6) 所得出的有关以资本、劳动和 R&D 作为投入要素的三要素柯布-道格拉斯生产函数的协整检验实证分析结果。同样,对应于方程式(6),考虑到是否包含时间趋势以及是否允许各国拥有不同的初始特征系数和时间趋势特征系数,我们也考察了 6 种不同样式的回归分析方程式。除增加了一项 R&D 投入要素外,表 3 中所列各回归分析方程式 (6a)、(6b)、(6c)、(6d)、(6e)、(6f)与表 2 中的回归分析方程式 (5a)、(5b)、(5c)、(5d)、(5e)、(5f)完全一一对应。同样,我们假定各个国家拥有同样的资本投入要素系数、劳动投入要素系数和 R&D 投入要素系数,并且此假设不随回归分析方程式的变化而改变。

表 3 三要素柯布-道格拉斯生产函数协整关系检验

$$\ln Y_{i,t} = \sum_{i=1}^N \kappa_i \cdot D_i + \sum_{i=1}^N \omega_i \cdot D_i \cdot Trend + \alpha \cdot \ln K_{i,t} + \beta \cdot \ln L_{i,t} + \gamma \cdot \ln S_{i,t} + v_{i,t} \quad 1$$

	方程式 6a $\left(\begin{matrix} \kappa_i \neq \kappa_j \neq 0, \omega_i = \omega_j = 0 \\ i \neq j, i, j = 1, \dots, 22 \end{matrix} \right)^2$	方程式 6b $\left(\begin{matrix} \kappa_i \neq \kappa_j \neq 0, \omega_i = \omega_j = 0 \\ i \neq j, i, j = 1, \dots, 22 \end{matrix} \right)$	方程式 6c $\left(\begin{matrix} \kappa_i = \kappa_j \neq 0, \omega_i = \omega_j \neq 0 \\ i \neq j, i, j = 1, \dots, 22 \end{matrix} \right)$	方程式 6d $\left(\begin{matrix} \kappa_i \neq \kappa_j \neq 0, \omega_i = \omega_j \neq 0 \\ i \neq j, i, j = 1, \dots, 22 \end{matrix} \right)$	方程式 6e $\left(\begin{matrix} \kappa_i = \kappa_j \neq 0, \omega_i \neq \omega_j \neq 0 \\ i \neq j, i, j = 1, \dots, 22 \end{matrix} \right)$	方程式 6f $\left(\begin{matrix} \kappa_i \neq \kappa_j \neq 0, \omega_i \neq \omega_j \neq 0 \\ i \neq j, i, j = 1, \dots, 22 \end{matrix} \right)$
ln K	0.523	0.526	0.211	0.244	0.230	0.246
ln L	0.505	0.523	0.485	0.503	0.474	0.767
ln S	0.023	0.030	0.035	0.034	0.033	0.149
标准差	0.056	0.045	0.049	0.041	0.047	0.025
\bar{R}^2	0.882	0.923	0.908	0.937	0.915	0.976
产出与投入要素之间的协整关系检验 ³						
\bar{t} 统计值	-1.504	-1.482	-1.590	-1.574	-1.572 ^a	-2.204
t_ρ 统计值	-6.328	-6.277	-6.194	-6.207	-6.233 ^a	-11.228
协整关系检验之临界值 ⁴						
对应于 \bar{t}	-2.013	-2.033	-2.013	-2.075	-0.682	-2.563
1% 统计值的	-1.863	-1.858	-1.857	-1.903	-0.557	-2.399
5% 临界值	-1.775	-1.773	-1.773	-1.811	-0.497	-2.319
10% 对应于 t_ρ	-9.244	-9.402	-9.249	-9.692	-2.021	-12.432
统计值的	-8.392	-8.376	-8.374	-8.701	-1.587	-11.646
10% 临界值	-7.893	-7.901	-7.881	-8.181	-1.357	-11.312

注:¹ 对于协整检验而言,相应的检验假设为每一方程式所表述的产出与各投入要素之间为非协整关系。否定这一假设的 1%, 5%和 10%的显著性水平分别由^a, ^b和^c来标识。

² 括弧中标明的是各组估计方程式之间的差异。例如, $\kappa_i = \kappa_j \neq 0, \omega_i = \omega_j = 0, i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$ 意味着相应估计方程式包含初始特征因素且各国初始特征系数相同,但不包含时间趋势特征因素,而 $\kappa_i \neq \kappa_j \neq 0, \omega_i \neq \omega_j \neq 0, i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$ 则表明相应估计方程式包含初始特征因素和时间趋势特征因素,且各国初始特征系数和时间趋势特征系数均不相同。其它限制条件以此类推。

³ 如文中所述,对每一组方程式,我们的协整检验是通过对其回归分析剩余进行单位根过程检验来完成的。相应的 t_ρ 统计值和 \bar{t} 统计值即为分别运用 LLC(2002)方法和 IPS(2003)方法对相应回归分析剩余进行单位根过程检验所获取的一组统计值。

⁴ 对应于每一组 t_ρ 统计值和 \bar{t} 统计值之临界值是通过 10,000 次蒙特卡洛模拟实验得到的。我们的蒙特卡洛程序已考虑相关面板数据之跨横断面性质(Cross-Sectional Properties)并体现出处于考察中的诸宏观经济变量之间的样本关联性(Sample Variable-Correlation)。相关 GAUSS 程序可向作者索取。

如前所述,我们的协整检验是基于对相应的回归分析剩余进行单位根过程检测来展开的。对每一种样式的回归分析方程式,检验假设为相应的回归分析剩余呈现非稳定状态,也就是说该方程式所表述的产出与投入要素之间的关系不是一种协整关系。我们首先根据方程式(7)和(8)对所得回归分析剩余进行转换以分离掉其中的初始特征平均值和时间趋势特征平均值。然后,根据方程式(11),分别运用 LLC(2002)和 IPS(2003)所倡导的面板数据单位根过程检验方法来检测转换后的回归分析剩余是否呈现非稳定状态。我们可以将 LLC(2002)方法所得出的 t_{ρ} 统计值和 IPS(2003)方法所得出的 \bar{t} 统计值与通过蒙特卡洛大样本实验所获取的对应临界值进行对比。如果对统计值与临界值进行比较后发现存在足够证据能够否定相关回归分析剩余呈现非稳定状态这种假设,那么相应回归分析方程式所表述的产出与投入要素之间的关系就可以被视为是一种协整关系。换句话说,产出与投入要素之间存在着长期稳定的如相应回归分析方程式所表述的那种生产函数关系。

从表3中可以看出,增加 R&D 作为第三种投入要素没有从根本上改变我们从对二投入要素的柯布-道格拉斯生产函数进行实证分析所得出的结论。LLC(2002)方法和 IPS(2003)方法给出了完全一样的结论。对于方程式(6e)而言,存在着足够证据可以否定相关的回归分析剩余呈现非稳定状态这种假设,即有足够证据表明相关宏观经济变量之间存在协整关系,意味着方程式(6e)所表述的产出与投入要素之间的关系可以被视为是一种长期稳定的生产函数关系。相反,对于忽略了各国独特时间趋势特征的方程式(6a)、(6b)、(6c)、(6d)和过于强调各国初始特征之差异性的方程式(6f)而言,没有足够证据可以否定相关的回归分析剩余呈现非稳定状态这种假设,从而表明相关宏观经济变量之间不存在协整关系,意味着这些方程式所表述的产出与投入要素之间的关系不可以被视为是一种长期稳定的生产函数关系。

我们的发现再一次表明产出与资本、劳动和 R&D 诸投入要素之间长期稳定的协整关系之存在与否关键取决于各国独特的时间趋势特征而非各国独特的初始特征。当且仅当时间趋势特征的国与国之间的异质性被考虑到,各国才会具有相同的并且长期保持不变的资本投入对产出的贡献系数、劳动投入对产出的贡献系数和 R&D 投入对产出的贡献系数。在此前提下,我们才可以说产出与资本投入、劳动投入和 R&D 投入之间存在着长期稳定的生产函数关系---而这则意味着不存在长期不变的、适合于所有国家的三投入要素柯布-道格拉斯生产函数。这再一次表明,各国经济增长存在着永恒的差异,而且这种差异不能由各国在初始特征诸如地理位置、初始财富与技术存量等方面的差异来解释。各国长期经济增长之异质性完全取决于各国在长期岁月中应付各种各样与时共生的事件与震动中所表现出来的行为与能力差异。

5 结 论

在本文中,我们证明了不同表述形式的生产函数估计方程式所蕴涵的协整关系性质存在着很大差异。经验分析结果表明产出与诸投入要素之间长期稳定的协整关系之存在与否关键取决于各国独特的时间趋势特征。当且仅当时间趋势特征的国与国之间的异质性被考虑到,各国才会具有相同的并且长期保持不变的诸投入要素对产出的贡献系数,而这则意味着不存在长期不变的、适合于所有国家的通用生产函数。这一发现对那些在经济增长之跨国比较研究中简单假设存在通用生产函数的做法提出了强有力的质疑。

更进一步,各国经济增长存在着永恒的差异,且这种差异并非源于各国在初始特征方面的差异而是源于各国在时间趋势特征方面的差异。与一般学者认为的不同,我们的研究表明地理位置的不同、初期技术存量差异、初期财富存量差异等对解释各国长期经济增长的不同表现并不具有实质意义。各国独特的时间趋势特征,可以被认为代表各国独特的社会能力进步路径与技术能力进步路径,充分而必要地解释了长期经济增长之跨国异质性。

那么,何种因素导致各国社会能力进步路径与技术能力进步路径如我们所发现的那样呈现出跨国差异呢?从最广泛的意义上来讲,在每一时间点上一国的社会能力与技术能力受到诸如现存制度背景、国民教育水准、法律完备性与公民的法律意识、文化与社会习俗、社会创新能力、对外开放

的深度与广度等多种社会因素的影响与制约。各国在这些社会因素上的差异不仅会导致各国技术能力及其进步路径的差异，而且会导致各国国民、企业和政府应付多种多样与时共生的事件与震动的社会能力及其进步路径的差异。由此而来，随着时间的推移，具有不同社会能力与技术能力的国家会表现得不尽相同，从而导致经济增长之国与国之间的异质性。

参考文献：

- [1] Barro, Robert J.. Economic Growth in a Cross-section of Countries[J]. Quarterly Journal of Economics, May 1991(106): 407~443.
- [2] Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin. Convergence[J]. Journal of Political Economy, April 1992(100): 223~251.
- [3] Baumol, William J. Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show?[J]. American Economic Review, December 1986(76):1072~1085.
- [4] Coe, David T. and Elhanan Helpman. International R&D Spillovers[J]. European Economic Review, May 1995(39):859~887.
- [5] Engle, Robert F. and Granger Clive W. J.. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing[J]. Econometrica, March 1987(55):251~276.
- [6] Granger, Clive W. J.. Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables.[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, August 1986(48):213~233.
- [7] Granger, Clive W. J. and Paul Newbold. Spurious regressions in econometrics.[J]. Journal of Econometrics, May 1974(2):111~120.
- [8] Griliches, Zvi. Issues in assessing the contribution of R&D to productivity growth[J]. Bell Journal of Economics, Spring 1979(10):141~154.
- [9] Griliches, Zvi. The Search for R&D Spillovers[J]. Scandinavian Journal of Economics, Supplement 1992(94):S29~S47.
- [10] Griliches Zvi and Jacques Mairesse. Production Functions: The Search For Identification[P]. in Steinar Strom, eds., The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- [11] Im, Kyung So, M Hashem Pesaran and Yongcheol Shin. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels.[J]. Journal of Econometrics, July 2003(115):53~74.
- [12] Islam, Nazrul. Growth Empirics: A Panel Data Approach.[J]. Quarterly Journal of Economics, November 1995(110):1127~1170.
- [13] Lee, Kevin, M. Hashem Pesaran and Ron Smith. Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model.[J]. Journal of Applied Econometrics, July/August 1997(12):357~392.
- [14] Levin, Andrew, Chien-Fu Lin and Chu C. J.. Unit Roots in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties.[J]. Journal of Econometrics, May 2002(108):1~24.
- [15] Mankiw, Gregory N., David Romer and Weil David. A Contribution to the Empirics of Economic Growth.[J]. Quarterly Journal of Economics, May 1992(107):407~437.
- [16] Wu, Yangru. Are Real Exchange Rates Nonstationary? Evidence from a Panel-Data Test.[J]. Journal of

An Empirical Inquiry on Heterogeneous Cross-Country Growth

LI Zhi-hong

(Business School of University of Science and Technology of China, Hefei Anhui, 230026)

Abstract: This paper uses panel cointegration methodology to examine alternative aggregate cross-country production function specifications. It is found that the presence of production function type cointegrating relationships between output and inputs depends crucially on country-specific time trends but not country-specific intercepts. The finding implies that in the long run there does not exist any uniform aggregate production function across countries. Accordingly, there is persistent difference in cross-country growth performance, which arises not from country-specific starting characters such as geographic location, initial wealth and technology but from countries' heterogeneous social and technological capability when they are faced with events and shocks Born with Time.

Key Words: Panel Data; Cointegration Test; Cross-country Growth; Heterogeneity; Born with Time; Social Capability; Technological Capability

收稿日期 : 2005-3-1

作者简介 : 李志宏 , 中国科学技术大学商学院教授。

