

跨国生产函数之普适性的实证分析

Richard J. Sweeney 李志宏*

摘要 本文运用组数据同积检验法考察覆盖 22 个国家、跨度从 1971 年至 1990 年的相关宏观经济时间序列变量。实证分析显示产出与投入之间同积关系的存在与否——不论这种同积关系是由二要素还是由三要素柯布—道格拉斯生产函数来代表,关键取决于各国经济发展的独特初始特征和独特时间趋势特征是否被考虑到。我们的发现表明不存在适用于所有国家的通用生产函数,这就对那些在经济发展之国家比较研究中简单假设存在通用生产函数的做法提出了强烈质疑。

关键词 生产函数,组数据,同积检验

一、导 论

组数据在宏观经济研究中的应用实际上是比较近期的事情,卓越的范例则出自于对国际经济增长的研究。我们可以把这方面研究工作所获得的进展划分为几个阶段。在第一阶段,假设构成组数据的每单个时间序列数据都呈现稳定状态或至少呈现弱稳定状态,并且所有单个时间序列数据之间具有同质性,Barro (1991),Mankiw, Romer 和 Weil (1992) 以及 Levine 和 Renelt (1992) 得出了有关国际经济增长和经济收敛的一些有用信息。然而,批评者则认为,国与国之间的时间序列数据具有同质性这种假设是没有多少根据的,因而这些前期研究结果的可靠性值得怀疑。在第二阶段,允许国与国之间的时间序列数据存在异质性,Islam (1995) 和 Lee, Pesaran 和 Smith (1997) 的研究工作各自得出了一些有关国际经济增长和经济收敛的新的结论,提出了有别于先前观点的具竞争意义的看法。

在第三阶段,很自然地,学者们对构成组数据的每单个时间序列数据都呈现稳定状态或至少呈现弱稳定状态这样的假设提出了质疑。而这部分得益于经济学界越来越深刻地认识到,范围广泛的宏观经济变量时间序列数据事实上是以非稳定状态或单位根过程为特征的(Nelson 和 Plosser, 1982 和 King, Plosser, Stock 和 Watson, 1991)。以捕捉非稳定状态时间序列数据之间长期动

* Richard J. Sweeney 美国乔治城大学,李志宏,中国科学技术大学。通讯作者及地址 李志宏,中国科学技术大学商学院,230026;电话(0551)3607581;E-mail: liz56@ustc.edu.cn。哈佛大学经济学系 Elhanan Helpman 提供了相关珍贵数据,作者深表感激。作者感谢乔治城大学经济学系 Martin D. D. Evans 和 M. Daniel Westbrook 卓有见地的建议。姚洋和两位匿名审稿人对文章提出了极有价值的修改意见,作者深表感谢。当然,文责自负。

态关系为目的的同积检验方法,很自然地成为研究宏观经济层次上的组数据之间长期关联性的一种计量分析工具。通过运用同积检验方法对一组覆盖 22 个国家跨度为 20 年的数据进行分析, Coe 和 Helpman (1995) 证明了 R&D 在国际经济增长中所扮演的有益角色。

本文旨在国际经济增长研究领域作更进一步的探索。我们对相关宏观经济变量时间序列数据之间的关联性进行了一次彻底、深入地分析。与以往研究工作有所不同,我们不是直接关注新古典经济增长模型是否正确,或者视新古典经济增长模型的正确性为理所当然的,并据此来论证经济增长的收敛性和分化性。我们关注的是生产函数的正确样式以及是否存在适合于所有国家的通用生产函数。这些议题之所以重要是因为前期的很多研究都假设适合于所有国家的某种样式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—道格拉斯生产函数进行详细的组数据同积检验分析来阐明: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 Griliches (1979) 所倡导的由劳动、资本和 R&D 构成投入的三要素生产函数。我们的研究兴趣主要存在于三个方面。第一,预计生产函数的参数估计值以及产出与各投入要素之间同积关系的存在与否,可能会取决于固定时间因素和时间趋势因素是否在我们的计量分析中被考虑。我们想弄明白在多大程度上实证分析结果以及同积关系的存在与否会随着生产函数样式的改变而改变。第二,我们想搞清楚经济发展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时间序列数据之间存在长期稳定的关联性有至关重要的影响。第三,我们想搞清楚哪一种样式的生产函数,是二要素生产函数还是三要素生产函数,更好地概括了相关宏观经济变量之间的长期关联性。我们所采用的计量分析方法是基于 Levin 和 Lin (1992), Im, Pesaran 和 Shin (1996) 所做的研究为基础的。我们将这些经济学家所发展的组数据单位根过程检验方法扩展为基于回归分析剩余的组数据同积检验方法,并相应进行了一些蒙特卡洛大样本实验以获取相关同积检验中所必需的临界值。

我们的数据为一组覆盖 22 个国家,跨度从 1971 年至 1990 年的相关宏观经济时间序列变量。我们的实证分析结果可以简明地这样来概括。当且仅当各国经济发展初始特征的独特性、时间趋势特征的独特性被考虑到,产出与劳动和资本这两种投入要素之间才能被证明存在着长期的同积关系。强制性地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,只会破坏产出与劳动和资本这两种投入要素之间存在的长期同积关系。当 R&D 被看成是第三种投入要素时,实证分析显示 R&D 要素不能替代各国经济发展的独特初始特征或独特时间趋势特征——当且仅当各国经济发展初始特征的异质性、时

间趋势特征的异质性被考虑到，产出与劳动、资本和 R&D 这三种投入要素之间才能被证明存在着长期的同积关系。¹

本篇文章的第二部分正式描述两种样式的柯布—道格拉斯生产函数——一种是由劳动和资本两种投入要素构成；而另一种则是由劳动、资本和 R&D 三种投入要素构成，并且列出相应的回归分析方程式。第三部分简明阐述相关计量分析方法。第四部分简明分析相关数据。第五部分展示相关实证分析结果。第六部分提供总结性评论。

二、柯布—道格拉斯生产函数

自 20 世纪 20 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中以来，经济学家们提出了数目繁多、各式各样的生产函数。Douglas (1976)、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目标的两种样式的柯布—道格拉斯型生产函数。

让 Y 代表产出， K 代表资本投入， L 代表劳动投入， A 则代表技术水平。假设技术进步增长路径遵从 $A(t) = A(0) \cdot e^{b \cdot t + u}$ ，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度量因素。现在，我们假设存在以资本和劳动为两种投入要素的柯布—道格拉斯生产函数，在 t 时的产出为

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

其中 c 、 d 分别是资本和劳动的参数，其他标识符号则在前文中刚刚解释过。

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²，根据 Griliches (1979) 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，在 t 时的产出为

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

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，有

¹ 我们的发现——存在着两种类型的长期生产函数，一种为二投入要素的而另一种则为三投入要素的柯布—道格拉斯生产函数——是不应该令人们感到奇怪的。一般来讲，既然劳动和资本是产出的主要贡献要素，R&D 作为第三种生产投入要素就不应该在很大程度上定性地改变我们的实证分析结果。不过，我们的发现事实上提出了一个有关生产函数识别的问题。但是，此议题并非本文关注的焦点，有兴趣的读者则可以参阅 Griliches 和 Mairesse (1998) 的极为优异的论述。

² 经济学家们对 R&D 在生产过程中重要性的不懈探索逐渐累积成为蔚为壮观的研究文献。感兴趣的读者可参阅 Griliches (1998) 所作的关于这一研究领域的出类拔萃的文献综述。

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

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

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。不过,这些先前的研究多少都存在着一些不足。第一,时间趋势通常没有被考虑到。第二,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20年至30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。第三,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。第四,这些先前的研究所采用的通常是静态回归分析方法,而不是动态的同积检验方法。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。

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的数据汇集成组,采用组数据同积检验法来检测产出与各投入要素之间的长期相关性。除了方程式(3)和(4)所包含的资本、劳动、R&D、经济发展的初始特征和时间趋势特征等因素外,我们也将考虑固定时间因素用以捕捉先前发生的公共震动对产出的影响。在回归分析中,我们将假定各个国家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,各个国家将允许拥有自己独特的初始特征系数和独特的时间趋势特征系数。换句话说,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。

现在,我们假设有跨度为 T 年、覆盖 N 个国家的数据。将方程式(3)稍作扩展以适应组数据的要求,同时增加固定时间因素,我们得到如下的回归方程

$$\begin{aligned} \ln Y_{i,t} = & \sum_{i=1}^N \eta_i \cdot D_i + \sum_{i=1}^N \lambda_i \cdot D_i \cdot \text{Trend} \\ & + \sum_{t=1}^T \phi_t \cdot F_t + a \cdot \ln K_{i,t} + b \cdot \ln L_{i,t} + \mu_{i,t}, \end{aligned} \quad (5)$$

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;而对应于其他国家,其值为0。 F_t 是固定时间因素——在时间点 t ,其值为1;而在其他时间点,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, ϕ_t 是固定时间因素系数。 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)稍作扩展以适应组数据的要求,同时增加固定时间因素,我们可以得到如下的回归方程

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

其中，标识符号 κ_i 、 ω_i 和 φ_t 与方程式 (5) 中的 η_i 、 λ_i 和 ϕ_t 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) 是本篇文章中两个基本的实证分析方程式。我们的研究兴趣主要存在于四个方面。第一，我们想知道回归分析结果在多大程度上对时间趋势因素和固定时间因素产生敏感。如前所述，先前的很多实证研究并没有考虑到时间趋势因素或固定时间因素。第二，我们想搞清楚产出与投入要素之间长期的动态的同积关系的存在与否，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。第三，我们想弄明白哪一种样式的生产函数最恰如其分地表述了动态的生产过程。第四，我们想知道是否存在适合于所有国家的通用生产函数。我们所采用的计量分析方法是基于回归分析剩余的组数据同积检验法。

三、计量分析方法

因为本篇文章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，同积检验法是一种比较适宜的分析工具 (Engle 和 Granger, 1987)。再由于本篇文章的数据是由所有单一国家的数据汇集成组的，我们必须对标准的同积检验法加以扩展以适应组数据的要求。具体来讲，本篇文章所采用的计量分析方法是以前 Levin 和 Lin (1992)，Im, Pesaran 和 Shin (1996) 所做的研究工作为基础的。这些经济学家各自发展了组数据单位根过程检验法——Levin 和 Lin (1992) 所倡导的方法假设构成组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，³ 而 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 所倡导的方法则允许构成组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同积关系之前，我们必须首先证明相关的每一组宏观经济变量时间序列数据都呈现单位根过程——同积检验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

³ Levin 和 Lin (1993) 提供了一种新的组数据单位根过程检验方法。他们的新方法也允许构成组数据的每单个时间序列数据保留各自独特的回归分析剩余方差和自相关模式。不过，因其相对而言的简洁明快，本篇文章决定采用 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 所倡导的方法。

(Granger, 1986)。我们采用类似如 Wu (1996) 的计量分析方法来核实各组数据是否呈现非稳定状态。现在假设有覆盖 N 个国家、跨度为 T 年的一组数据 $z_{i,t}$, 其中 i 是国家标识, t 是时间标识。我们首先根据下列公式对组数据 $z_{i,t}$ 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

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

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

其中,

$$\bar{z}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_{i,t}, \quad \bar{\tilde{z}}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{z}_{i,t}.$$

然后, 我们采用一种增广型迪基—福勒单变量自回归模型单位根过程检验法来检测转换后的组数据 $\tilde{\tilde{z}}_{i,t}$ 是否呈现非稳定状态。相应的检验方程式为

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

其中, ε 是误差项, k 是增广项的数目, 假定等于 2。⁴ 相应的检验假设为 $\rho_i = 0, i = 1, 2, \dots, N$ 。Levin 和 Lin (1992) 所倡导的计量分析方法假定对于所有的 $i, \rho_i = \rho, \phi_{i,j} = \phi_j$, 即构成组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 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 则允许 $\rho_i \neq \rho, \phi_{i,j} \neq \phi_j, i = 1, 2, \dots, N$, 即构成组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。换句话说, Levin 和 Lin (1992) 的方法是运用方程式 (9) 对组数据 $\tilde{\tilde{z}}_{i,t}$ 进行一次性回归分析, 得到一个针对 ρ 的 t 检验统计数据—— t_ρ 统计值, 而 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 的方法则是运用方程式 (9) 对构成组数据 $\tilde{\tilde{z}}_{i,t}$ 的每单个时间序列数据分别进行回归分析。得到一个针对 $\rho_i, i = 1, 2, \dots, N$ 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} 统计值的临界值则可以通过蒙特卡洛大样本实验来获取。

不过, 本篇文章的主要目标并不在于检验相关组数据是否呈现非稳定状态, 而是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同积关系。同积理论说, 如果包含所有相关具有时间趋势的经济变量之回归分析所得剩余呈现稳定状态, 那么这些具有时间趋势的经济变量之间就存在着长期同积关系。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是长期同积关系, 取决于方程式 (5) 和 (6) 的回归分析剩余, 分别为 $\hat{\mu}_{i,t}$ 和 $\hat{\nu}_{i,t}$, 是否呈现稳定状态。因此, 我们可以将 Levin 和 Lin (1992),

⁴ 我们的实验显示选择其他数目的增广项不会定性地改变本篇文章的实证分析结果。

Im, Pesaran 和 Shin (1996) 所倡导的组数据单位根过程检验方法扩展为基于回归分析剩余的组数据同积检验方法。

具体来说, 当获取方程式 (5) 和 (6) 的两组回归分析剩余 $\hat{\mu}_{i,t}$ 和 $\hat{\nu}_{i,t}$ 之后, 我们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。假定转换后两组相应的回归分析剩余分别为 $\tilde{\mu}_{i,t}$ 和 $\tilde{\nu}_{i,t}$ 。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转化后的两组回归分析剩余 $\tilde{\mu}_{i,t}$ 和 $\tilde{\nu}_{i,t}$ 是否呈现稳定状态。相应的检验方程式为

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

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

其中, ξ 和 ζ 是误差项, k 是增广项的数目, 假定等于 2, 同样, 我们的实验显示选择其他数目的增广项不会定性地改变本篇文章的实证分析结果。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, Levin 和 Lin (1992) 的方法是对相关组数据进行一次回归分析, 得到一个针对 ρ 的 t 检验统计数据—— t_ρ 统计值, 而 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 的方法则是对构成相关组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 ρ_i , $i = 1, 2, \dots, N$ 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—— t_ρ 统计值和 \bar{t} 统计值的临界值可以通过蒙特卡洛大样本实验来获取。

四、简明数据分析

本篇文章中所使用的数据为覆盖 22 个经济发达国家, 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) 的研究。⁵ 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 (1995) 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, 每一国家的每一组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 简明概述了有关这 22 个国家的数据。由表可见, 从 1971 年至 1990

⁵ 有关本篇文章所使用数据的详细资料, 感兴趣的读者可以参阅 Coe 和 Helpman (1995) 的附录 A。

年间,所有相关国家的产出都有所增长,不过各国之间产出所呈现的这种上升趋势并不相同。加拿大、以色列和日本三国的产出各自增加了一倍以上,而瑞士的产出只增加大约30%。其他国家的表现介于这两种情形之间。图1绘出了相关6个国家在所考察期间的产出曲线。由图可见,就单一国家而言其产出年变化的幅度及方向也并非保持不变,即一国的产出随着时间的推移呈现相当程度的波动。

表1 相关组数据概述¹

	比率:1990年的值/1971年的值			
	产出 Y	资本投入 K	劳动投入 L	R&D投入 S
美国	1.7	1.9	1.5	2.0
日本	2.4	3.6	1.2	4.2
德国 ²	1.6	1.9	1.0	2.6
法国	1.7	1.9	1.0	1.8
意大利	1.8	1.9	1.1	2.8
英国	1.6	1.6	1.1	1.3
加拿大	2.1	2.4	1.5	2.7
澳大利亚	1.8	2.1	1.4	4.9
奥地利	1.7	2.6	1.0	3.6
比利时	1.7	1.9	1.0	2.3
丹麦	1.4	1.9	0.9	2.3
芬兰	1.9	2.0	1.1	4.5
希腊	1.7	2.5	1.1	18.7
爱尔兰	1.8	2.6	1.0	3.7
以色列	2.2	2.7	1.3	7.3
荷兰	1.6	1.8	1.0	1.5
新西兰	1.4	2.1	1.2	2.1
挪威	1.9	2.1	1.0	4.0
葡萄牙	1.9	2.3	1.2	2.0
西班牙	1.7	3.1	0.9	7.0
瑞典	1.4	1.9	1.0	3.5
瑞士	1.3	2.0	1.1	1.3

注: ¹我们所使用的数据为覆盖22个国家、跨度从1971年至1990年的组数据。本表中所有数据以及后继各表中相关数据均以Coe和Helpman(1995)的原始数据为基础。

²这里的德国是指德国统一之前的联邦德国。

对绝大多数国家而言,其资本要素投入在所考察期间内有着显著的增长。日本和西班牙的资本要素投入增长了两倍以上,而以色列的资本要素投入的增长也接近于两倍。在所有这22个国家中,英国和荷兰的资本要素投入增长比较缓慢——分别只增长了60%和80%。有趣的是,在所考察时期内所有22个国家的资本要素投入的增长幅度均大于相应的产出增长幅度。图2绘出了对应于图1的相同6个国家在所考察期间内的资本要素投入曲线。相对于产出的波动而言,单一国家的资本要素投入随时间波动的程度要相当温和。不过,各国之间资本要素投入随时间变化的趋势并不完全一样。

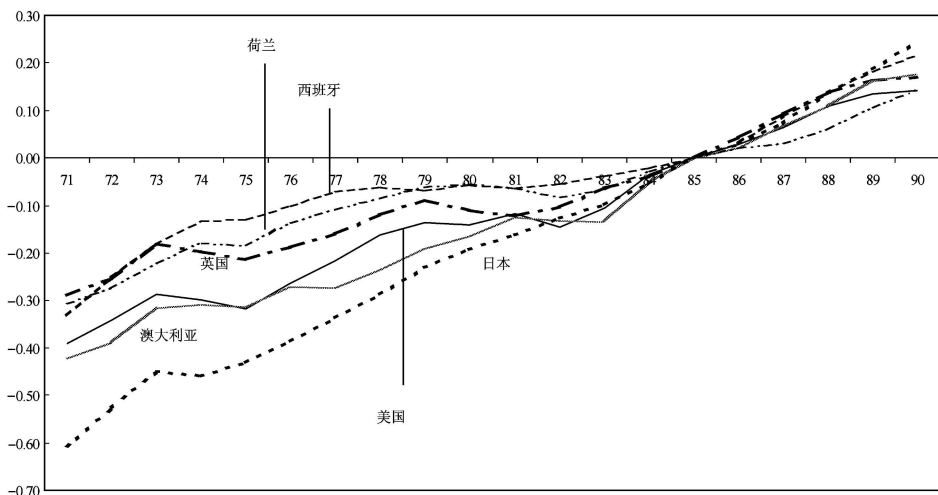


图 1 相关国家的生产产出（自然对数形式）

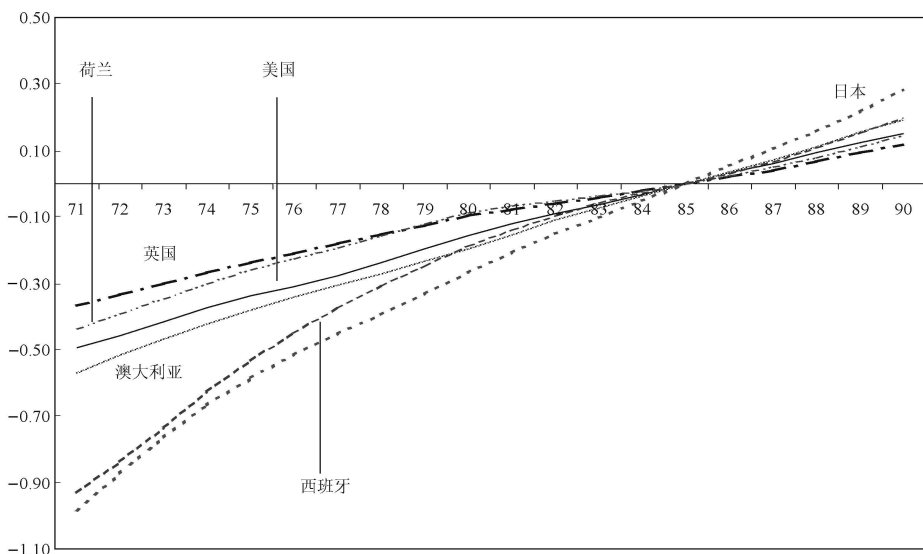


图 2 相关国家的资本投入（自然对数形式）

从表 1 中我们还可以看出，尽管增长幅度大小不一，在所考察时期内所有 22 个国家的 R&D 要素投入都有明显增加，特别是希腊、以色列和西班牙三国。另一方面，各国就业情况的表现则较为复杂。在所考察时期内，澳大利亚和美国的就业取得显著增长，丹麦和西班牙两国的就业则有所下降，而其他国家的就业表现介于这两种情形之间。图 3 和图 4 分别绘出了与图 1 和图 2 相同的一组国家在所考察时期内的就业曲线和 R&D 要素投入曲线。由图 3 可见，各国就业情况随着时间的推移而产生的波动程度是相当的大，而且各国

就业的时间趋势之间存在着相当显著的差异。相比较而言,各国 R&D 要素投入随着时间推移而产生的波动程度则小得多。不过,从图 4 中还可以看出,各国 R&D 要素投入的时间趋势之间存在着一定程度上的差异。

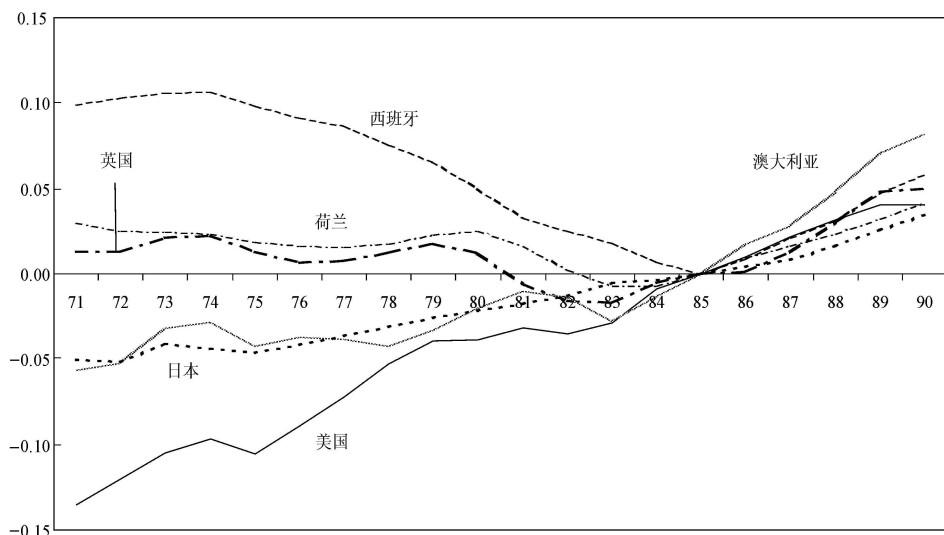


图 3 相关国家的劳动投入(自然对数形式)

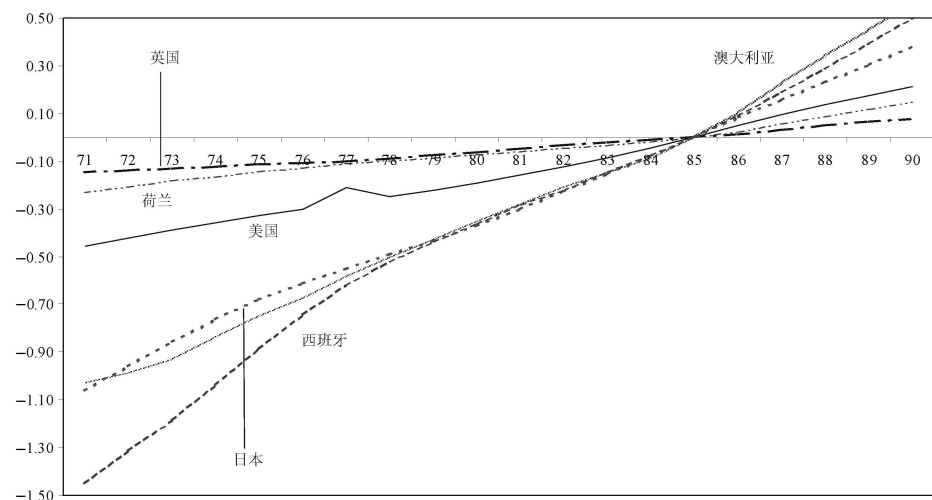


图 4 相关国家的 R&D 投入(自然对数形式)

综合表 1 和图 1 至图 4,我们可以发现相关宏观经济变量时间序列数据之间确实有着某种程度的相似性。因而,产出与投入要素之间可能真的存在某种形式的长期稳定的关联性。我们决定采用组数据同积检验方法来检测产出与投入要素之间可能存在的长期关系,部分原因亦源于此。

五、实证分析结果

在展示同积检验结果之前，让我们首先核实一下相关各组宏观经济变量时间序列数据是否呈现非稳定状态。如前所述，我们的计量分析方法——同积检验法要求所有相关经济变量必须呈现非稳定状态。遵照在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 Levin 和 Lin（1992）和 Im, Pesaran 和 Shin（1996）所倡导的组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 2

表 2 相关各组原始宏观经济变量时间序列数据的单位根过程检验

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

	\bar{t} 统计值 $\left(\begin{matrix} \rho_i \neq \rho_l, \phi_{ij} \neq \phi_j \\ i \neq l; i, l = 1, \dots, 22 \end{matrix} \right)^2$	t_ρ 统计值 $\left(\begin{matrix} \rho_i \neq \rho_l, \phi_{ij} \neq \phi_j \\ i \neq l; i, l = 1, \dots, 22 \end{matrix} \right)$
log Y ³	-1.407	-6.009
log K	-0.813	-2.647
Log L	-1.486	-5.973
Log S	-0.713	-2.116
各组数据单位根过程检验的特定临界值 ⁴		
	-2.028	-9.179
log Y	-1.860	-8.266
	-1.774	-7.811
1%	-2.442	-11.928
log K	-2.131	-10.181
5%	-1.993	-9.347
	-2.063	-9.283
10%	-1.877	-8.328
log L	-1.788	-7.840
	-2.176	-10.935
log 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，Levin 和 Lin（1992）的方法是对相关组数据进行一次回归分析，得到一个针对 ρ 的 t 检验统计数据—— t_ρ 统计值，而 Im, Pesaran 和 Shin（1996）的方法则是对构成相关组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 $\rho_i, i = 1, 2, \dots, N$ 的 t 检验统计数据的平均值—— \bar{t} 统计值。

³log Y, log K, log L 和 log S 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} 统计值之特定临界值是通过 10000 次蒙特卡罗模拟实验得到的。正如文中所提到的那样，我们的虚拟数据生成程序已经考虑到被考察下的每一组真实组数据之跨横断面的剩余方差—协方差矩阵。

给出了相关计量分析结果。由表可见,这两种组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,运用同积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同积关系是可行的。

(一)二投入要素柯布—道格拉斯生产函数

表 3a 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同积检验实证分析结果。不同回归分析方程式之间的差异在于是否考虑到固定时间因素或时间趋势因素对产出的影响。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。如前所述,我们的同积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同积关系。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 Levin 和 Lin (1992) 和 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 所倡导的组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。我们已经知道,Levin 和 Lin (1992) 的方法得出的是一个 t_{ρ} 统计值,而 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 的方法得出的是一个 \bar{t} 统计值。对应于这两个统计值—— t_{ρ} 统计值和 \bar{t} 统计值的临界值可以通过蒙特卡洛大样本实验来获取。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,那么相应的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同积关系。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 3a 中可以看出,Levin 和 Lin (1992) 的方法和 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 的方法得出了几乎完全一样的结论。对于方程式 (5c) 和 (5d) 而言,存在着足够的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。这就意味着方程式 (5c) 和 (5d) 所表述的产出与投入要素之间的关系可以被视为是一种同积关系。相反,对于忽略了各国独特时间趋势的方程式 (5a) 和 (5b) 而言,没有足够的证据可以否定相关回归分析剩余呈现非稳定状态这种假设。这就意味着方程式 (5a) 和 (5b) 所表述的产出与投入要素之间的关系就不可以被视为是一种长期稳定的同积关系。由此可见,产出与投入之间长期稳定的同积关系之存在与否关键取决于各国独特的时间趋势是否被考虑到。只有当时间趋势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。

表 3a 二要素柯布—道格拉斯生产函数同积关系检验 I

$$\ln Y_{i,t} = \sum_{i=1}^N \eta_i \cdot D_i + \sum_{i=1}^N \lambda_i \cdot D_i \cdot \text{Trend} + \sum_{t=1}^T \psi_t \cdot F_t + a \cdot \ln K_{i,t} + b \cdot \ln L_{i,t} + \mu_{i,t}^1$$

	方程式 5a	方程式 5b	方程式 5c	方程式 5d
	$\left(\begin{array}{l} \lambda_i = 0, \eta_i \neq \eta_j \neq 0 \\ i \neq j; \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \psi_t = 0, t = 1, \dots, 20 \end{array} \right)^2$	$\left(\begin{array}{l} \lambda_i = 0, \eta_i \neq \eta_j \neq 0 \\ i \neq j; \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \psi_t \neq 0, t = 1, \dots, 20 \end{array} \right)$	$\left(\begin{array}{l} \lambda_i \neq \lambda_j \neq 0, \eta_i \neq \eta_j \neq 0 \\ i \neq j; \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \psi_t = 0, t = 1, \dots, 20 \end{array} \right)$	$\left(\begin{array}{l} \lambda_i \neq \lambda_j \neq 0, \eta_i \neq \eta_j \neq 0 \\ i \neq j; \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \psi_t \neq 0, t = 1, \dots, 20 \end{array} \right)$
log K	0.572	0.311	0.258	0.229
log L	0.522	0.465	0.776	0.671
规模报酬 ³	1.094	0.776	1.034	0.900
标准差	0.045	0.040	0.026	0.023
R ²	0.926	0.946	0.978	0.982
经校正的 R ²	0.923	0.941	0.975	0.979
产出与投入要素之间的同积关系检验 ⁴				
\bar{t} 统计值	-1.531	-1.536	-2.213 ^a	-2.229 ^a
t_ρ 统计值	-6.363	-6.325	-11.042 ^b	-10.903 ^b
同积关系检验之特定临界值 ⁵				
1% 对应于 \bar{t}	-2.054	-2.047	-2.042	-2.036
1% 统计值的临界值	-1.875	-1.868	-1.871	-1.875
5% 对应于 t_ρ	-9.495	-9.555	-9.598	-9.625
5% 统计值的临界值	-8.474	-8.507	-8.558	-8.576
10% 统计值的临界值	-7.945	-7.999	-8.024	-8.049

注：¹对于同积关系检验而言，相应的检验假设为每一方程式所表述的产出与各投入之间为非同积关系。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。譬如说， $\lambda_i = 0, i = 1, \dots, 22$ 意味着相应估计方程式不包含各国独特的时间趋势，而 $\lambda_i \neq \lambda_j \neq 0, i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$ 则表明相应估计方程式包含各国独特的时间趋势。同样， $\psi_t = 0, t = 1, \dots, 20$ 意味着相应估计方程式不包含固定时间因素，而 $\psi_t \neq 0, t = 1, \dots, 20$ 则表明相应估计方程式包含固定时间因素。

³规模报酬等于所有各投入要素的参数估计之和。

⁴如文中所述，对每一组方程式，我们的同积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 Levin 和 Lin (1992) 的方法和 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 的方法对相应的回归分析剩余进行单位根过程检验所获取的一组统计值。

⁵对应于每一组 t_ρ 统计值和 \bar{t} 统计值之特定临界值是通过 10000 次蒙特卡洛模拟实验得到的。正如文中所提到的那样，我们的虚拟数据生成程序已经考虑到被考察下的每一组回归分析剩余之跨横断面的剩余方差—协方差矩阵。

从表 3a 中还可以看出，不同回归分析方程式所估计出的资本投入贡献系数和劳动投入贡献系数之间的差异相当大，意味着不同方程式所估计出的生产规模报酬——所估计出的各投入要素贡献系数之和之间的差别相当大。忽略了各国独特时间趋势的方程式，倾向于高估资本投入要素对产出的贡献而低估劳动投入要素对产出的贡献。有趣的是，用于捕捉先前发生的公共振动对产出的影响之固定时间因素，对所估计出的资本投入要素和劳动投入要素对产出的贡献大小以及生产规模报酬也有着重要影响。如果忽略固定时间因素对产出的影响，此二要素柯布—道格拉斯生产函数呈现规模报酬递增。相反，如果考虑到固定时间因素对产出的影响，此二要素柯布—道格拉斯生产函数则呈现规模报酬递减。当产出的波动可以部分地被先前所发生的公共振

表 3b 二要素柯布一道格拉斯生产函数同积关系检验 II

$$\ln Y_{i,t} = \sum_{i=1}^n \eta_i \cdot D_i + \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot D_i \cdot \text{Trend} + \sum_{i=1}^n \psi_t \cdot F_t + a \cdot \ln K_{i,t} + b \cdot \ln L_{i,t} + \mu_{i,t}$$

	方程式 5a1	方程式 5b1	方程式 5c1	方程式 5c2	方程式 5c3	方程式 5d1	方程式 5d2	方程式 5d3	
	$\left[\begin{array}{l} \lambda_i = 0, \\ \eta_i \neq \eta_j \neq 0, \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \psi_t = 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right]^2$	$\left[\begin{array}{l} \lambda_i = 0, \\ \eta_i \neq \eta_j \neq 0, \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \psi_t \neq 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right]$	$\left[\begin{array}{l} \lambda_i \neq \lambda_j = 0, \\ \eta_i \neq \eta_j \neq 0, \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \psi_t = 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right]$	$\left[\begin{array}{l} \lambda_i = \lambda_j \neq 0, \\ \eta_i \neq \eta_j \neq 0, \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \psi_t = 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right]$	$\left[\begin{array}{l} \lambda_i = \lambda_j \neq 0, \\ \eta_i \neq \eta_j \neq 0, \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \psi_t = 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right]$	$\left[\begin{array}{l} \lambda_i \neq \lambda_j \neq 0, \\ \eta_i \neq \eta_j \neq 0, \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \psi_t \neq 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right]$	$\left[\begin{array}{l} \lambda_i = \lambda_j \neq 0, \\ \eta_i \neq \eta_j \neq 0, \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \psi_t \neq 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right]$	$\left[\begin{array}{l} \lambda_i = \lambda_j \neq 0, \\ \eta_i \neq \eta_j \neq 0, \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \psi_t = 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right]$	$\left[\begin{array}{l} \lambda_i = \lambda_j \neq 0, \\ \eta_i \neq \eta_j \neq 0, \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \psi_t = 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right]$
log K	0.557	0.275	0.286	0.297	0.270	0.294	0.311	0.272	
log L	0.507	0.467	0.476	0.506	0.488	0.452	0.465	0.469	
规模报酬 ³	1.064	0.762	0.762	0.803	0.758	0.746	0.776	0.741	
标准差	0.056	0.049	0.048	0.041	0.050	0.047	0.040	0.049	
R ²	0.882	0.914	0.918	0.940	0.907	0.925	0.946	0.913	
经校正的 R ²	0.882	0.909	0.914	0.936	0.907	0.917	0.941	0.910	
产出与投入要素之间的同积关系检验 ⁴	-1.532	-1.537	-1.545	-1.523	-1.534	-1.551	-1.536	-1.537	
t ₀ 统计值	-6.382	-6.286	-6.329	-6.278	-6.265	-6.354	-6.325	-6.282	
同积关系检验之特定临界值 ⁵									
1% 对应于 t 统计值的临界值	-2.054	-2.056	-2.048	-2.039	-2.041	-2.044	-2.032	-2.030	
	-1.878	-1.871	-1.872	-1.870	-1.873	-1.865	-1.876	-1.862	
	-1.784	-1.779	-1.780	-1.777	-1.774	-1.780	-1.782	-1.773	
5% 对应于 t ₀ 统计值的临界值	-9.495	-9.568	-9.547	-9.513	-9.528	-9.453	-9.501	-9.556	
	-8.470	-8.468	-8.510	-8.535	-8.560	-8.493	-8.469	-8.464	
10% 的临界值	-7.960	-7.965	-7.980	-7.993	-8.014	-7.973	-7.921	-7.973	

注: ¹对于同积检验而言,相应的检验假设为每一方程式所表述的产出与各投入之间为非同积关系。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括弧中表明的是各组估计方程式之间的差异。譬如说, $\eta_i = \eta_j \neq 0, i, j = 1, \dots, 22$ 意味着我们假设相应估计方程式中所有国家具有同样的初始特征系数,而 $\eta_i \neq \eta_j \neq 0, i, j = 1, \dots, 22$ 则表明我们允许各国拥有独特的初始特征系数。同样道理, $\lambda_i = \lambda_j \neq 0, i, j = 1, \dots, 22$ 意味着我们假设相应估计方程式中所有国家具有同样的时间趋势特征系数,而 $\lambda_i \neq \lambda_j \neq 0, i, j = 1, \dots, 22$ 则表明我们允许各国拥有独特的时间趋势特征系数。

³规模报酬等于所有各投入要素的参数估计之和。

⁴如文中所述,对每一组方程式,我们的同积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 t₀ 统计值和 t 统计值即为分别运用 Levin 和 Lin(1992) 的方法和 Im, Pesaran 和 Shin(1996) 的方法对相应的回归分析剩余进行单位根过程检验所采取的一组统计值。

⁵对应于每一组 t₀ 统计值和 t 统计值之特定临界值是通过 10000 次蒙特卡洛模拟实验得到的。正如文中所提到的那样,我们的虚拟数据生成程序已经考虑到被考察下的每一组回归分析剩余的残差方差-协方差矩阵。

动所解释时，这种情形就有可能出现。

现在让我们对回归分析方程式做一些限制。假设各国具有相同的初始特征系数或相同的时间趋势特征系数。表 3b 给出了相关的同积检验实证分析结果。表 3b 中的回归分析方程式 (5a1), (5b1), (5c1) 和 (5d1) 对应于表 3a 中的方程式 (5a), (5b), (5c) 和 (5d), 不过现在假设各国具有相同的初始特征系数。表 3b 中的方程式 (5c2) 和 (5d2) 对应于表 3a 中的方程式 (5c) 和 (5d), 不过现在假设各国具有相同的时间趋势特征系数。表 3b 中的方程式 (5c3) 和 (5d3) 对应于表 3a 中的方程式 (5c) 和 (5d), 不过现在假设各国具有相同的初始特征系数和相同的时间趋势特征系数。令人惊奇的是, 对表 3b 中的任一方程式而言, 无论是采用 Levin 和 Lin (1992) 的方法还是采用 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 的方法, 我们都没有发现足够的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。这就意味着表 3b 中任一回归分析方程式所表述的产出与资本投入和劳动投入之间的关系都不可以被视为是一种同积关系。换句话说, 产出与资本投入和劳动投入之间不存在长期稳定的如表 3b 中任一回归分析方程式所表述的那种生产函数关系。

综合表 3a 和表 3b, 我们可以看出, 对回归分析方程式做出诸如各国具有相同的初始特征系数或者相同的时间趋势特征系数这样的限制只会使产出与资本投入和劳动投入之间可能存在的长期同积关系消失。当且仅当初始特征以及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。这就意味着没有足够的证据可以证明存在不变的、适合于所有国家的二投入要素柯布—道格拉斯生产函数。

(二) 三投入要素柯布—道格拉斯生产函数

表 4a 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同积检验实证分析结果。不同回归分析方程式之间的差异在于是否考虑到固定时间因素或时间趋势因素对产出的影响。我们假定各个国家拥有相同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。如前所述, 我们的同积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。对任一回归分析方程式, 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同积关系, 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(11),分别运用 Levin 和 Lin (1992) 和 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 所倡导的组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 Levin 和 Lin (1992) 的方法得出的 t_{ρ} 统计值和 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 的方法得出的 \bar{t} 统计值与通过蒙特卡洛大样本实验所获取的相应的临界值进行对比。如果对统计值与临界值进行比较后发

表 4a 三要素柯布—道格拉斯生产函数同积关系检验 I

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

	方程式 6a	方程式 6b	方程式 6c	方程式 6d
	$\left(\begin{array}{l} \omega_i = 0 \ \kappa_i \neq \kappa_j \neq 0 \\ i \neq j \ \ddot{i} \ \ddot{j} = 1 \ \dots \dots \ 22 \\ \varphi_t = 0 \ \dot{t} = 1 \ \dots \dots \ 20 \end{array} \right)^2$	$\left(\begin{array}{l} \omega_i = 0 \ \kappa_i \neq \kappa_j \neq 0 \\ i \neq j \ \ddot{i} \ \ddot{j} = 1 \ \dots \dots \ 22 \\ \varphi_t \neq 0 \ \dot{t} = 1 \ \dots \dots \ 20 \end{array} \right)^2$	$\left(\begin{array}{l} \omega_i \neq \omega_j \neq 0 \ \kappa_i \neq \kappa_j \neq 0 \\ i \neq j \ \ddot{i} \ \ddot{j} = 1 \ \dots \dots \ 22 \\ \varphi_t = 0 \ \dot{t} = 1 \ \dots \dots \ 20 \end{array} \right)^2$	$\left(\begin{array}{l} \omega_i \neq \omega_j \neq 0 \ \kappa_i \neq \kappa_j \neq 0 \\ i \neq j \ \ddot{i} \ \ddot{j} = 1 \ \dots \dots \ 22 \\ \varphi_t \neq 0 \ \dot{t} = 1 \ \dots \dots \ 20 \end{array} \right)^2$
log K	0.526	0.253	0.246	0.179
log L	0.523	0.466	0.767	0.681
log S	0.030	0.030	0.149	0.104
规模报酬 ³	1.079	0.749	1.162	0.964
标准差	0.045	0.039	0.025	0.023
R ²	0.927	0.947	0.979	0.983
经校正的 R ²	0.923	0.941	0.976	0.980
产出与投入要素之间的同积关系检验 ⁴				
\bar{t} 统计值	-1.482	-1.584	-2.204 ^a	-2.206 ^a
t_{ρ} 统计值	-6.277	-6.259	-11.228 ^a	-11.025 ^a
同积关系检验之特定临界值 ⁵				
对应于 \bar{t}	-2.058	-2.052	-2.039	-2.044
1% 统计值的	-1.872	-1.875	-1.865	-1.869
临界值	-1.782	-1.784	-1.780	-1.781
5% 对应于 t_{ρ}	-9.493	-9.472	-9.645	-9.651
10% 统计值的	-8.484	-8.521	-8.593	-8.625
临界值	-7.948	-7.973	-8.064	-8.029

注: ¹对于同积检验而言,相应的检验假设为每一方程式所描述的产出与各投入之间为非同积关系。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。譬如说 $\omega_i = 0, i = 1, \dots, 22$ 意味着相应估计方程式不包含各国独特的时间趋势, 而 $\omega_i \neq \omega_j \neq 0, i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$ 则表明相应估计方程式包含各国独特的时间趋势。同样, $\varphi_t = 0, t = 1, \dots, 20$ 意味着相应估计方程式不包含固定时间因素, 而 $\varphi_t \neq 0, t = 1, \dots, 20$ 则表明相应估计方程式包含固定时间因素。

³规模报酬等于所有各投入要素的参数估计之和。

⁴如文中所述,对每一组方程式,我们的同积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 Levin 和 Lin (1992) 的方法和 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 的方法对相应的回归分析剩余进行单位根过程检验所获取的一组统计值。

⁵对应于每一组 t_{ρ} 统计值和 \bar{t} 统计值之特定临界值是通过 10000 次蒙特卡洛模拟实验得到的。正如文中所提到的那样,我们的虚拟数据生成程序已经考虑到被考察下的每一组回归分析剩余的跨横断面的剩余方差—协方差矩阵。

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同积关系。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 4a 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。Levin 和 Lin (1992) 的方法和 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 的方法得出了几乎完全一样的结论。对于方程式 (6c) 和 (6d) 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。这就意味着方程式 (6c) 和 (6d) 所表述的产出与投入要素之间的关系可以被视为是一种同积关系。相反，对于忽略了各国独特时间趋势的方程式 (6a) 和 (6b) 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。这就意味着方程式 (6a) 和 (6b) 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同积关系。由此可见，产出与各投入要素之间长期稳定的同积关系之存在与否关键取决于各国独特的时间趋势是否被考虑到。换句话说，只有当时间趋势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。

从表 4a 中还可以看出，不同回归分析方程式所估计出的资本投入贡献系数、劳动投入贡献系数和 R&D 投入贡献系数之间的差异相当的大，意味着不同方程式之间所估计出的生产规模报酬——所估计出的各投入要素贡献系数之和之间的差别相当大。忽略了各国独特时间趋势的方程式倾向于高估资本投入对产出的贡献而低估劳动投入和 R&D 投入对产出的贡献。同样，用于捕捉先前发生的公共振动对产出的影响之固定时间因素，对所估计出的资本、劳动和 R&D 投入要素对产出的贡献大小以及生产规模报酬也有着重要影响。如果忽略固定时间因素，此三要素柯布—道格拉斯生产函数呈现规模报酬递增。相反，如果考虑到固定时间因素，此三要素柯布—道格拉斯生产函数则呈现规模报酬递减。如前所述，当产出的波动可以部分地被先前所发生的公共振动所解释时，这种情形就有可能出现。

正如我们针对二要素生产函数回归分析方程式所做的那样，现在假设各国具有相同的初始特征系数或相同的时间趋势特征系数。表 4b 给出了相关的同积检验实证分析结果。表 4b 中的回归分析方程式 (6a1), (6b1), (6c1) 和 (6d1) 对应于表 4a 中的方程式 (6a), (6b), (6c) 和 (6d)，现在假设各国具

表 4b 三要素柯布一道格拉斯生产函数同积关系检验 II

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

	方程式 6a1	方程式 6b1	方程式 6c1	方程式 6c2	方程式 6c3	方程式 6d1	方程式 6d2	方程式 6d3	
	$\left\{ \begin{array}{l} \omega_i = 0, \\ \kappa_i = \kappa_j \neq 0 \\ i \neq j; \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \varphi_i = 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right\}^2$	$\left\{ \begin{array}{l} \omega_i = 0, \\ \kappa_i = \kappa_j \neq 0 \\ i \neq j; \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \varphi_i \neq 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right\}$	$\left\{ \begin{array}{l} \omega_i \neq \omega_j \neq 0, \\ \kappa_i = \kappa_j \neq 0 \\ i \neq j; \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \varphi_i = 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right\}$	$\left\{ \begin{array}{l} \omega_i = \omega_j \neq 0, \\ \kappa_i = \kappa_j \neq 0 \\ i \neq j; \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \varphi_i = 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right\}$	$\left\{ \begin{array}{l} \omega_i \neq \omega_j \neq 0, \\ \kappa_i = \kappa_j \neq 0 \\ i \neq j; \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \varphi_i \neq 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right\}$	$\left\{ \begin{array}{l} \omega_i \neq \omega_j \neq 0, \\ \kappa_i = \kappa_j \neq 0 \\ i \neq j; \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \varphi_i \neq 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right\}$	$\left\{ \begin{array}{l} \omega_i \neq \omega_j \neq 0, \\ \kappa_i \neq \kappa_j \neq 0 \\ i \neq j; \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \varphi_i = 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right\}$	$\left\{ \begin{array}{l} \omega_i = \omega_j \neq 0, \\ \kappa_i \neq \kappa_j \neq 0 \\ i \neq j; \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \varphi_i = 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right\}$	$\left\{ \begin{array}{l} \omega_i = \omega_j \neq 0, \\ \kappa_i = \kappa_j \neq 0 \\ i \neq j; \\ i, j = 1, \dots, 22 \\ \varphi_i = 0, \\ t = 1, \dots, 20 \end{array} \right\}$
log K	0.523	0.213	0.230	0.244	0.211	0.232	0.256	0.207	
log L	0.505	0.468	0.474	0.503	0.485	0.454	0.467	0.469	
log S	0.023	0.033	0.033	0.033	0.033	0.031	0.030	0.034	
规模报酬 ³	1.051	0.714	0.737	0.781	0.731	0.717	0.753	0.710	
标准差	0.056	0.049	0.047	0.041	0.049	0.046	0.039	0.048	
R ²	0.883	0.915	0.920	0.941	0.909	0.926	0.947	0.915	
经校正的 R ²	0.882	0.911	0.915	0.937	0.908	0.919	0.941	0.911	
产出与投入要素之间的同积关系检验 ⁴	-1.504	-1.590	-1.572	-1.574	-1.590	-1.578	-1.583	-1.592	
t 统计值	-6.328	-6.215	-6.233	-6.207	-6.194	-6.256	-6.261	-6.205	
t ₀ 统计值	-2.042	-2.052	-2.035	-2.038	-2.042	-2.057	-2.051	-2.037	
1% 对应于 t 统计值的 临界值	-1.867	-1.873	-1.865	-1.868	-1.876	-1.870	-1.874	-1.875	
5%	-1.778	-1.783	-1.785	-1.780	-1.784	-1.785	-1.785	-1.778	
对应于 t ₀ 统计值的 临界值	-9.512	-9.462	-9.494	-9.506	-9.392	-9.532	-9.495	-9.475	
10%	-8.456	-8.491	-8.523	-8.511	-8.495	-8.484	-8.498	-8.461	
	-7.948	-7.966	-7.994	-7.977	-7.973	-7.942	-7.992	-7.976	

注：¹对于同积检验而言，相应的检验假设为每一方程式所表述的产出与各投入之间为非同积关系。否定这一假定的 1%、5% 和 10% 的显著性水平分别由 a¹、b¹ 和 c¹ 来标识。
²括号中标明的是各组估计方程式之间的差异。譬如说， $\kappa_i = \kappa_j \neq 0, i, j = 1, \dots, 22$ 意味着我们假设相应估计方程式中所有国家具有同样的初始特征系数，而 $\kappa_i \neq \kappa_j \neq 0, i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$ 则表明我们允许各国拥有独特的初始特征系数。同样道理， $\omega_i = \omega_j \neq 0, i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$ 意味着我们假设相应估计方程式中所有国家具有同样的时间趋势特征系数，而 $\omega_i \neq \omega_j \neq 0, i \neq j, i, j = 1, \dots, 22$ 则表明我们允许各国拥有独特的时间趋势特征系数。
³规模报酬等于所有各投入要素的参数估计之和。
⁴如文中所述，对每一组方程式，我们的同积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 t₀ 统计值和 t 统计值即为分别运用 Levin 和 Lin(1992) 的方法和 Im, Pesaran 和 Shin(1996) 的方法对相应的回归分析剩余进行单位根过程检验所获取的一组统计值。
⁵对应于每一组 t₀ 统计值和 t 统计值之特定临界值是通过 10000 次蒙特卡罗模拟实验得到的。正如文中所提到的那样，我们的虚拟数据生成程序已经考虑到被考察下的每一组回归分析剩余的残差方差—协方差矩阵。

有相同的初始特征系数。表 4b 中的方程式 (6c2) 和 (6d2) 对应于表 4a 中的方程式 (6c) 和 (6d), 现在假设各国具有相同的时间趋势特征系数。表 4b 中的方程式 (6c3) 和 (6d3) 对应于表 4a 中的方程式 (6c) 和 (6d), 现在假设各国具有相同的初始特征系数和相同的时间趋势特征系数。可以看出, 对表 4b 中的任一方程式而言, 无论是采用 Levin 和 Lin (1992) 的方法还是 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 的方法, 我们都没有发现足够的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。这就意味着表 4b 中任一回归分析方程式所表述的产出与投入要素之间的关系都不可以被视为是一种同积关系。换句话说, 产出与资本投入、劳动投入和 R&D 投入之间不存在长期稳定的如表 4b 中任一回归分析方程式所表述的那种生产函数关系。

综合表 4a 和表 4b, 我们可以看出, 对回归分析方程式做出诸如各国具有相同的初始特征系数或者相同的时间趋势特征系数这样的限制只会使产出与资本投入、劳动投入和 R&D 投入之间可能存在的长期同积关系消失。当且仅当初始特征以及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。而这则意味着没有足够的证据可以证明存在着不变的、适合于所有国家的三投入要素的柯布—道格拉斯生产函数。

(三) 相关组数据检验的临界值

如前所述, 与 Levin 和 Lin (1992) 的方法所得出的 t_{ρ} 统计值和 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 的方法所得出的 \bar{t} 统计值相对应的临界值可以通过蒙特卡洛大样本实验来获取。基于 Levin 和 Lin (1992), Im, Pesaran 和 Shin (1996) 的研究, 我们的虚拟数据生成程序遵从一个简单的随机游走过程, $z_{i,t} = z_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$, $i = 1, 2, \dots, 22$, $t = 1, 2, \dots, 20$, 其中 $z_{i,0} = 0$, $\varepsilon_{i,t}$ 服从 $N(0, 1)$ 分布。一旦一组覆盖 22 个国家、跨度为 20 年的虚拟数据生成完成, 首先依据方程式 (7) 和 (8) 对其进行转换, 以分离掉虚拟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), 分别将 Levin 和 Lin (1992) 和 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 所倡导的分析方法运用到转换后的数据, 得到一个虚拟 t_{ρ} 统计值和一个虚拟 \bar{t} 统计值。重复从虚拟数据生成到虚拟 t_{ρ} 统计值和虚拟 \bar{t} 统计值的获取这一整个过程 10000 或更多次, 我们可以得到关于虚拟 t_{ρ} 统计值和虚拟 \bar{t} 统计值的模拟分布, 而对应于真实世界中各组数据的真实 t_{ρ} 统计值和真实 \bar{t} 统计值的一组临界值则可以从模拟分布中获取。我们重复了上述蒙特卡洛实验过程 10000 次, 得出了虚

拟 t_ρ 统计值和虚拟 \bar{t} 统计值的模拟分布。表 5 给出了从相关模拟分布中所获取的对应于真实 t_ρ 统计值和真实 \bar{t} 统计值的临界值。

表 5 相关组数据检验的通用临界值

	针对 \bar{t} 统计值的通用临界值	针对 t_ρ 统计值的通用临界值
1%	-1.881	-7.968
5%	-1.751	-7.358
10%	-1.686	-7.026

注：本表中的临界值是针对覆盖 22 个横断面、跨 20 个时间单位的组数据而言的。这些临界值是通过 10000 次的蒙特卡洛模拟实验获取的。如文章所述，我们假设构成相关组数据的每个时间序列数据的扰动项之间具有同质性并且不存在相互关联性。如若现实世界中的相关组数据能够满足这种理想假设，本表中所给出的临界值既可以运用于相关组数据单位根过程检验，也适用于基于回归分析剩余的组数据之间的同积关系检验。

因其被假设为可以用来度量所有相关组数据单位根过程检验的真实 t_ρ 统计值和真实 \bar{t} 统计值，表 5 中所给出的临界值可以比较贴切的称之为通用临界值。也就是说，表 5 中所给出的临界值被假定为适合于针对任意覆盖 22 个横断面，跨度为 20 个时间单位的组数据单位根过程检验。这就有可能出现问题——因为同样覆盖 22 个横断面，跨度为 20 个时间单位的不同组数据之间极可能具有迥然不同的性质。一组由不同横断面上的时间序列数据聚合而成的组数据可能具有多种多样的特征，其中跨横断面的剩余方差—协方差矩阵尤其具有统计学上的意义。我们前文中所倡导的用于获取通用临界值的虚拟数据生成程序决定了所生成的虚拟组数据之跨横断面的剩余方差—协方差矩阵形式为 $\sigma_0 \cdot I_{N \times N}$ ，其中 $I_{N \times N}$ 是 N 阶单位矩阵， σ_0 是一个有限大的常数项，其大小与 T 相关。如果所有相关被考察的组数据之跨横断面的剩余方差—协方差矩阵形式均为 $\sigma_0 \cdot I_{N \times N}$ ，表 5 中所给出的通用临界值应该说是足够了。然而，实际情况通常不是这样。对于真实世界中的组数据而言，不同横断面上的时间序列数据之随机扰动项之间的异质性和相互关联性是普遍存在的现象 (O'Connell, 1998 和 Sweeney, 2000)。也就是说，真实世界中相关被考察的组数据之跨横断面的剩余方差—协方差矩阵形式很多情况下不为 $\sigma_0 \cdot I_{N \times N}$ 。

因此，相对于通用临界值，我们需要计算出特定临界值——将相关被考察的组数据的独特性质考虑在内而获取的临界值。顾名思义，特定临界值只适用于与之相关的被考察的组数据，对其他任何组数据，即使对与被考察的具体组数据有着同样数目的横断面与同样时间跨度的组数据都不适用。为获取有关组数据单位根过程检验的特定临界值，我们只需要将前述获取组数据单位根过程检验通用临界值的蒙特卡洛实验程序作一些变动。现在，我们的虚拟数据生成程序必须能够保证所生成的虚拟组数据之跨横断面的剩余方差

—协方差矩阵与被考察下的真实世界中的组数据之跨横断面的剩余方差—协方差矩阵完全相同。同样，一旦一组覆盖 22 个国家、跨度为 20 年的与被考察下的真实世界中的组数据具有相同的跨横断面的剩余方差—协方差矩阵的虚拟数据生成完成，首先依据方程式 (7) 和 (8) 对其进行转换，以分离掉虚拟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)，分别将 Levin 和 Lin (1992) 和 Im, Pesaran 和 Shin (1996) 所倡导的分析方法运用到转换后的数据，得到一个虚拟 t_ρ 统计值和一个虚拟 \bar{t} 统计值。同样，重复从虚拟数据生成到虚拟 t_ρ 统计值和虚拟 \bar{t} 统计值的获取这一整个过程 10000 或更多次，我们可以得到关于虚拟 t_ρ 统计值和虚拟 \bar{t} 统计值的模拟分布，而对应于各组真实 t_ρ 统计值和真实 \bar{t} 统计值的特定临界值则可以从相关模拟分布中获取。

遵照上述修改过的蒙特卡洛实验程序，对应于每一组被考察的组数据——不论其是相关宏观经济变量时间序列数据还是相关回归分析剩余——的每一组真实 t_ρ 统计值和 \bar{t} 统计值，我们重复了相关的实验过程 10000 次并得出相应的一组特定临界值。这些特定临界值在表 2 至表 4b 的下半部分给出。将这些特定临界值与表 5 中给出的通用临界值进行比较后我们可以发现，特定临界值的绝对值要大于通用临界值的绝对值。这就意味着通用临界值的使用可能会导致组数据单位根过程或非稳定状态假设被不恰当地否定。换句话说，由于通用临界值的使用，一组非稳定状态的数据可能被错误地认为是稳定的，而一组本质上毫不相干的宏观经济变量时间序列数据可能被错误地认为存在着长期稳定的同积关系。幸运的是，无论是使用通用临界值还是特定临界值，本篇文章的主要实证分析结论不发生改变。

六、结论性评论

在本篇文章中，我们证明了不同表述形式的生产函数估计方程所得出的参数估计和同积关系性质具有很大的差异。各国独特的初始特征和各国独特的时间趋势特征，可以被认为分别代表各国独特的经济发展起始状况和各国独特的技术进步路径，对由某些类型的生产函数所表述的产出和投入之间是否存在长期稳定的内在关联性起着决定性的作用。我们的实证分析结果本质上说明不存在适合于所有国家的通用生产函数。这一发现对那些在经济发展之国家比较研究中简单地假设存在通用生产函数的做法提出了强烈质疑。

一般来讲，各国在经济发展起始点具有不同水准的人均收入、不同水准的技术存量、不同水准的人力资本存量，等等。因此，正如我们所发现的那

样,承认并在实证分析中考虑到各国经济发展起始点之间的异质性关系重大。那么,何种原因导致各国技术进步路径也如我们所发现的那样呈现出差异性呢?从最广泛的意义上来说,在每一时间点上一个国家的技术能力受到诸如现存制度背景、国民受教育水平、法律的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直接导致各国在技术能力从而技术进步路径上的差异,也会导致各国在社会能力(social capability)上的差异。随着时间的推移,面临来自国内外各种各样的影响与震动,具有不同技术能力和社会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差异性。

参 考 文 献

- [1] Abramovitz, Moses, "Catching Up, Forging Ahead, and Falling Behind", *Journal of Economic History*, June 1986, 46, 385—406.
- [2] Barro, Robert J., "Economic Growth in a Cross-section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, May 1991, 106, 407—443.
- [3] Canzoneri, Matthew B., Robert E. Cumby, and Diba Behzad, "Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a Panel of OECD Countries", *Journal of International Economics*, April 1999, 47, 245—266.
- [4] Coe, David T. and Elhanan Helpman, "International R&D Spillovers", *European Economic Review*, May 1995, 39, 859—887.
- [5] Douglas, Paul H., "The Cobb-Douglas Production Function Once Again: Its History, Its Testing and Some New Empirical Values", *Journal of Political Economy*, October 1976, 84, 903—915.
- [6] Engle, Robert F. and Clive W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, March 1987, 55, 251—276.
- [7] Granger, Clive W. J., "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, August 1986, 48, 213—233.
- [8] Granger, Clive W. J. and Paul Newbold, "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, May 1974, 2, 111—120.
- [9] Griliches, Zvi, *R&D and Productivity: The Econometric Evidence*. Chicago: The University of Chicago Press, 1998.
- [10] Griliches, Zvi, "Issues in assessing the contribution of R&D to productivity growth", *Bell Journal of Economics*, Spring 1979, 10, 141—154.
- [11] Griliches, Zvi, and Jacques Mairesse, "Production Functions: The Search For Identification", in Steinar Strom, ed., *The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Economic Society Monograph*, Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

⁶ 社会能力这一概念在 Abramovitz(1986)的著名文章中有较为详细的阐述。

- [12] Im , Kyung So , M. Hashem Pesaran and Yongcheol Shin , " Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels " , Working Paper , Department of Applied Economics , University of Cambridge , 1996 .
- [13] Islam , Nazrul , " Growth Empirics : A Panel Data Approach " , *Quarterly Journal of Economics* , November 1995 , 110 , 1127—1170 .
- [14] King , Robert G. , Charles I. Plosser , James H. Stock and Mark W. Watson , " Stochastic Trends and Economic Fluctuations " , *American Economic Review* , September 1991 , 81 , 819—840 .
- [15] Lee , Kevin , M. Hashem Pesaran and Smith Ron , " Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model " , *Journal of Applied Econometrics* , July/August 1997 , 12 , 357—392 .
- [16] Levin , Andrew and Lin Chien-Fu , " Unit Root Tests in Panel Data : New Results " , Discussion Paper 93—56 , University of California , San Diego , 1993 .
- [17] Levin , Andrew and Lin Chien-Fu , " Unit Root Tests in Panel Data : Asymptotic and Finite-Sample Properties " , Discussion Paper 92—23 , University of California , San Diego , 1992 .
- [18] Levine , Ross and Renelt David , " A Sensitivity Analysis of Cross-country Regressions " , *American Economic Review* , September 1992 , 82 , 942—963 .
- [19] Mankiw , Gregory N. , David Romer , and David Weil , " A Contribution to the Empirics of Economic Growth " , *Quarterly Journal of Economics* , May 1992 , 107 , 407—437 .
- [20] Nelson , Charles and Plosser Charles , " Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series " , *Journal of Monetary Economics* , September 1982 , 10 , 139—162 .
- [21] O'Connell , Paul G. J. , " The Overvaluation of Purchasing Power Parity " , *Journal of International Economics* , February 1998 , 44 , 1—19 .
- [22] Sweeney , Richard J. , " Mean Reversion in G-10 Nominal Exchange Rates " , Working Paper , Georgetown University , July 2000 .
- [23] Wu , Yangru , " Are Real Exchange Rates Nonstationary ? Evidence from a Panel-Data Test " , *Journal of Money , Credit , and Banking* , February 1996 , 28 , 54—63 .

An Empirical Inquiry on the Presence of Uniform Production Functions across Countries

RICHARD J. SWEENEY
(*Georgetown University*)

ZHIHONG LI
(*University of Science and Technology of China*)

Abstract This paper uses panel cointegration methodology to examine alternative cross-country production function specifications for a panel of 22 developed countries over the period 1971 to 1990. The presence of

a cointegrating relationship between output and inputs, represented by either a two-factor Cobb-Douglas production function or a three-factor Cobb-Douglas type, depends crucially on whether country-specific intercepts and country-specific time trends are accounted for. Our findings basically imply that there does not exist any uniform production function across countries, which provides strong warning on the easy adoption of any uniform production function in cross-country growth studies.

JEL Classification C23, O32, O50