


需要全本请访问 www.ertongbook.com

# 香港宏观经济运行的实证分析：1960～2005

郝　雁　著

经济科学出版社

责任编辑：吕　萍　段小青
责任校对：王肖楠
版式设计：代小卫
技术编辑：邱　天

**图书在版编目（CIP）数据**

香港宏观经济运行的实证分析：1960～2005／郝雁著．
北京：经济科学出版社，2009.3
ISBN 978-7-5058-7898-3

Ⅰ.香…　Ⅱ.郝…　Ⅲ.宏观经济-经济分析-香港-1960～2005　Ⅳ.F127.658

中国版本图书馆 CIP 数据核字（2009）第 009877 号

**香港宏观经济运行的实证分析：1960～2005**
郝　雁　著
经济科学出版社出版、发行　新华书店经销
社址：北京市海淀区阜成路甲 28 号　邮编：100142
总编室电话：88191217　发行部电话：88191540
网址：www.esp.com.cn
电子邮件：esp@esp.com.cn
汉德鼎印刷厂印刷
永胜装订厂装订
880×1230　32 开　7.75 印张　200000 字
2009 年 3 月第 1 版　2009 年 3 月第 1 次印刷
ISBN 978-7-5058-7898-3　定价：15.00 元
（图书出现印装问题，本社负责调换）
（版权所有　翻印必究）

# 序　言

素有“东方明珠”之称的香港位于我国广东省东南海岸，珠江口的东岸，总面积（包括香港岛、新界、九龙和离岛）仅为1103平方公里。除了海港之外，香港是一个自然资源极度匮乏的地区。然而作为一个小型的开放经济，香港是世界上少数的几个自由贸易港、对外开放程度极高的地区之一。自20世纪60年代开始发展至今，香港经济在较短的时间内经历了转口贸易时期、工业化时期以及完成了“经济多元化”的“三级跳”的过程，其发展能量之大、增长速度之快，令世界瞩目。香港凭借着特殊的地理位置和特殊文化，已成为世界与中国内地交往的必不可少的联结纽带之一。伴随着中国内地的改革开放，香港与内地之间的经济合作日益加强，香港经济与内地经济的联系与相关度也越来越高，然而随着《内地与香港关于建立更紧密经贸关系的安排》（CEPA）实施，在新的经济运行背景下，香港的优势在哪里？如何发挥它的优势以便调整其产业发展战略及制度安排？广东省又如何凭借着与香港地区的地理优势和文化优势更好地借鉴其经济发展成功的经验，并进一步地加强与香港地区的经济合作等问题的研究日益凸现出重要性。而对这一系列问题的研究需要建立在对香港宏观经济运行规律的较为准确把握的基础之上，因此研究香港的宏观经济运行的基本规律，即香港宏观经济中各变量之间的相互关系显得尤为必要。

从近些年对香港经济研究的文献来看，各家学者从不同的角度对香港经济运行做了较为全面的研究，但是，许多观点缺乏证明和

证实。总的来说，一方面，这些研究大多是对香港经济发展过程的描述性的分析，缺乏经济学程式化的证明；另一方面，在实证工作方面留下了很大的遗憾——分析大都是定性的，即使有的学者对一些问题做了实证研究，也只是对数据进行简单的线性回归，这不可避免地会出现“伪回归”现象，进而较难对香港的经济现象做出较为合理的解释。这种研究状况为本书的研究留下了较大的空间，本书试图运用实证分析方法，将香港宏观经济运行的基本规律展示出来。本书在考察香港宏观经济运行过程中，试图回答“是什么”、“为什么是这样”、“是多少”的问题，而“应该是什么”和“应该是多少”一类的规范研究留待今后讨论。

由于本人学术修养所限，书中难免出现这样或那样的缺点和错误，祈请同行专家给予批评指正。

郝　雁

2008 年 7 月 5 日于广州白云山麓

# 目　　录


第一章　计量经济学理论和应用方法简介 …… 1

第二章　香港私人消费研究 …… 13

第一节　消费函数理论综述 …… 13
第二节　香港私人消费需求变动状况分析 …… 22
第三节　香港私人消费的影响因素分析 …… 32

第三章　香港私人投资需求分析 …… 44

第一节　香港私人投资支出变动状况分析 …… 44
第二节　香港私人投资的实证分析 …… 50
第三节　香港产业结构的变迁 …… 57

第四章　香港的对外贸易 …… 66

第一节　香港的对外贸易发展概况 …… 66
第二节　香港对外贸易的商品结构 …… 85
第三节　香港对外贸易的地区结构 …… 105
第四节　香港的进出口模型 …… 120

第五章　香港的财政收支 …… 134

第一节　香港财政管理体制 …… 134

第二节　香港财政收入的实证分析 …… 141
第三节　香港财政支出的实证分析 …… 154

**第六章　香港的货币供求** …… 164

第一节　香港的货币供给量的变动 …… 164
第二节　货币需求理论 …… 168
第三节　香港货币需求的实证分析 …… 178
第四节　内生货币供给理论 …… 187
第五节　香港的货币供给机制 …… 193

**第七章　香港的就业** …… 203

第一节　价格与就业——菲利普斯曲线 …… 203
第二节　香港失业率与物价水平变动之间关系的实证分析 …… 208
第三节　香港价格水平变动的实证分析 …… 213

**第八章　香港的内外部均衡** …… 221

第一节　蒙代尔—弗莱明模型 …… 221
第二节　香港经济的内外均衡——蒙代尔—弗莱明模型 …… 233

**参考文献** …… 237

# 第一章

# 计量经济学理论和应用方法简介*

经典计量经济学理论是建立在时间序列平稳的基础上，所假设的变量间的相关系数服从的是正态分布。现代计量经济学研究表明，大部分经济变量是非平稳的，用蒙特卡罗模拟方法分析非平稳时间序列的相关系数的分布情况，研究结果表明当时间序列非平稳时，相关系数实际上服从的是倒 U 和 U 字型分布，因此增加了拒绝解释变量系数为零假设的概率，并且随着样本容量和时间序列单整阶数的增加，拒绝概率随着增加。这样，就降低了检验的功效，增加了纳伪的可能性。也就是说，在大样本和较高单整阶数的条件下，随意检验本来独立的两个变量的相关系数的显著性，结论都是变得非常显著，直接结果是导致不相关的两个非平稳变量在相关系数的分布呈现倒 U 和 U 字型的情况下，得出两者具有相关关系的结论。因此，用非平稳变量进行回归分析，尤其在大样本和较高单整阶数的情况下，结论全部都是变量之间具有相关关系，将实际上不相关的两个非平稳变量用来回归分析，是一种虚假回归（伪回归）。这样，对非平稳变量间进行回归分析，首先应该考虑和检验变量的平稳性。

实际经济生活中多数经济时间序列都是非平稳的，所以在建立模型之前要对其平稳性进行检验，称之为单位根检验。如果确定是单位根过程，则应对其进行差分处理或与其他单整变量进行协整分析。

---

* 根据张晓峒《计量经济分析》整理，经济科学出版社 2000 年版。

# 一、单位根检验方法

## 1. ADF 检验法

我们设变量为 $y_t$，其数据生成过程为以下三种形式之一：

$$y_t = \beta y_{t-1} + u_t,\ y_0 = 0,\ u_t \sim \mathrm{IID}(0,\ \sigma^2) \qquad (1.1)$$

$$y_t = \mu + \beta y_{t-1} + u_t,\ y_0 = 0,\ u_t \sim \mathrm{IID}(0,\ \sigma^2) \qquad (1.2)$$

$$y_t = \mu + \alpha t + \beta y_{t-1} + u_t,\ y_0 = 0,\ u_t \sim \mathrm{IID}(0,\ \sigma^2) \qquad (1.3)$$

其中，$\mu$ 称作位移项，$\alpha t$ 称为时间趋势项。

对于上述模型中的时间序列 $y_t$ 的单位根检验，零假设和备择假设分别是：

$H_0: \beta = 1$，　　（$y_t$ 为非平稳）

$H_1: \beta < 1$，　　（$y_t$ 为平稳）

检验原则是：

DF≥临界值，则接受 $H_0$，说明 $y_t$ 为非平稳；

DF＜临界值，则拒绝 $H_0$，说明 $y_t$ 是平稳的。

（其中 DF 值可以由 Eviews 软件计算得出，临界值由 Eviews 软件给出）

上述 DF 检验还可用另一种形式表达。上述三个方程式两侧同减 $y_{t-1}$，得

$$\Delta y_t = (\beta - 1) y_{t-1} + u_t,\ y_0 = 0,\ u_t \sim \mathrm{IID}(0,\ \sigma^2)$$

$$\Delta y_t = \mu + (\beta - 1) y_{t-1} + u_t,\ y_0 = 0,\ u_t \sim \mathrm{IID}(0,\ \sigma^2)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha t + (\beta - 1) y_{t-1} + u_t,\ y_0 = 0,\ u_t \sim \mathrm{IID}(0,\ \sigma^2)$$

令 $\rho = \beta - 1$，代入上面的式子，得

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + u_t,\ y_0 = 0,\ u_t \sim \mathrm{IID}(0,\ \sigma^2) \qquad (1.4)$$

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + u_t,\ y_0 = 0,\ u_t \sim \mathrm{IID}(0,\ \sigma^2) \qquad (1.5)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha t + \rho y_{t-1} + u_t,\ y_0 = 0,\ u_t \sim \mathrm{IID}(0,\ \sigma^2) \qquad (1.6)$$

与上述零假设和备择假设相对应，用于模型（1.4）、（1.5）和（1.6）的零假设和备择假设是

$H_0: \rho = 0$，　　（$y_t$ 为非平稳）

$H_1: \rho < 0$，　　（$y_t$ 为平稳）

这种变化并不影响 DF 统计量的值，所以检验规则仍然是

若 DF≥临界值，则说明 $y_t$ 是非平稳的；

若 DF < 临界值，则说明 $y_t$ 是平稳的。

这种检验方法是计量经济学软件 Eviews 的实现过程，因此是使用 Eviews 软件进行单位根检验的常用方法。

在实际检验中，若 $H_0$ 不能被拒绝，说明 $y_t$ 是非平稳序列（至少为一阶非平稳序列）。接下来应该继续检验 $\Delta y_t$ 的平稳性。即检验模型的形式为：

$$\Delta^2 y_t = \rho \Delta y_{t-1} + u_t,\ y_0 = 0,\ u_t \sim \mathrm{IID}(0,\ \sigma^2) \tag{1.7}$$

$$\Delta^2 y_t = \mu + \rho \Delta y_{t-1} + u_t,\ y_0 = 0,\ u_t \sim \mathrm{IID}(0,\ \sigma^2) \tag{1.8}$$

$$\Delta^2 y_t = \mu + \alpha t + \rho \Delta y_{t-1} + u_t,\ y_0 = 0,\ u_t \sim \mathrm{IID}(0,\ \sigma^2) \tag{1.9}$$

直至检验结论表明几次差分后的序列平稳为止，从而确定 $y_t$ 为几阶单整序列（几阶差分后的序列平稳则表明被检验序列 $y_t$ 为几阶单整序列）。

以上方法只适用于 AR(1) 过程的单位根检验。当时间序列为 AR($p$) 形式，或者由以上形式检验得到的残差序列存在自相关时，应采用如下形式检验单位根：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \hat{\gamma}_i \Delta y_{t-i} + \hat{v}_t, y_0 = 0, \hat{v}_t \sim \mathrm{IID}(0, \sigma^2) \tag{1.10}$$

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \hat{\gamma}_i \Delta y_{t-i} + \hat{v}_t, y_0 = 0, \hat{v}_t \sim \mathrm{IID}(0, \sigma^2) \tag{1.11}$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \hat{\gamma}_i \Delta y_{t-i} + \hat{v}_t, y_0 = 0, \hat{v}_t \sim \mathrm{IID}(0, \sigma^2) \tag{1.12}$$

因为上式中含有 $\Delta y_t$ 的滞后项，所以对于 $\rho = 0$（$y_t$ 非平稳）的检验称为增项（增广）DF 检验或 ADF 检验（$\Delta y_t$ 滞后项个数 $k$ 的选择准则是消除 $\hat{v}_t$ 内的自相关为止，当 $k$ 为零，则 ADF 检验退化为 DF

检验）。实际生活中的经济时间序列一般不会是一个 AR(1) 过程，所以最常用的单位根检验方法是 ADF 检验。

实际检验中并不会先验知道被检验序列的数据生成过程属于哪一种形式，是（1.10）式、（1.11）式还是（1.12）式。一般方法是检验（1.12）式中的位移项和时间趋势项是否通过显著性检验，如果通过则保留，否则予以剔除，方程则简化为（1.10）或者（1.11）式的形式。

在进行 ADF 检验时，可以利用赤池（Akaike）信息准则（AIC）和施瓦茨（Schwart）准则（SC）确定滞后差分项 $\Delta y_{t-i}$ 的个数 $k$，使得 $k$ 不是太大而又足够消除误差项中存在的自相关。AIC 和 SC 的计算公式分别如下：

$$\mathrm{AIC} = \log\left(\frac{\sum_{t=1}^{T}\hat{u}_t^2}{T}\right) + \frac{2k}{T} \tag{1.13}$$

$$\mathrm{SC} = \log\left(\frac{\sum_{t=1}^{T}\hat{u}_t^2}{T}\right) + \frac{k\log T}{T} \tag{1.14}$$

其中，$\hat{u}_t$ 是残差。两式右侧第一项随着 $k$ 的增加而减小，第二项则随着 $k$ 的增加而增加。所以随着 $k$ 的变化，AIC 与 SC 会有极小值存在。故我们通过连续增加 $k$ 的值，直到 AIC 与 SC 取得极小值，从而确定最优的 $k$。

近年来跨越不同行业、不同地区甚至不同国家的数据分析——时间序列分析与截面数据分析的综合体——面板数据分析越来越普遍的情况下，为单位根检验 ADF 方法提供了新的发展方向，许多学者纷纷开始研究单位根检验的 ADF 方法在面板数据模型中的应用。使用面板数据模型进行单位根检验在一定程度上改进了单一时间序列单位根 ADF 检验中小样本情况下的不足之处。另外，很多研究发现，多数面板单位根检验统计量的渐近分布都是标准正态分布，而使用标准正态分布的临界值可以避免临界值模拟过程中所带

来的误差。同时，相同的渐近分布使得各统计量之间更容易进行比较分析。对于面板数据单位根检验方法问题，列文和林（Levin and Lin，2002）发展并完善了 ADF 检验法，并将之应用到面板数据的单位根检验中，称之为面板数据单位根的 LL 检验法。艾姆，皮萨然和斯林（Im，Pesaran and Shin，1997，2002）将 ADF 检验法扩展到面板数据中，称之为 IPS 检验法。虽然面板数据单位根检验的方法在国外发展较快，但是仍然面临着如何更好地处理截面个体之间的关系。增加截面个体在扩大了样本容量的同时也带来了个体间的差异性，在世界经济联系日益紧密的今天，面板数据中的截面个体往往是互相关联的，这与上述两种检验方法都假定截面个体是相互独立的假设是背道而驰的。因此，如何处理截面个体之间的相关性已经成为面板单位根检验进一步发展研究的方向。

此外，在单位根检验理论逐步完善的过程中，现代计量经济学理论发现：第一，当自回归系数接近 1 时，在小样本条件下 DF、ADF 检验的功效很低。即 DF、ADF 检验能正确检出序列平稳（拒绝单位根假设）的概率很低。第二，经济时间序列在变化的同时常常伴有结构上的变化，其中包括均值突变、趋势突变以及均值和趋势的双突变。结构上的突变常常会使单位根检验的功效降低，即容易把带有结构突变的趋势平稳过程误判为单位根过程。

上述情况的存在为单位根检验理论又开辟出两个新领域：一是为解决 DF、ADF 检验功效低的问题，提出退势单位根检验；二是为解决序列结构突变给单位根检验带来的影响，提出结构突变的单位根检验。

上述理论和检验方法均是 20 世纪 90 年代以后直到 21 世纪近几年的最新研究成果，这些理论研究有待于实践应用的检验和验证。

### 2. PP 检验法

尽管 ADF 检验已在较大程度上校正了残差自相关对检验的影响，但从理论上说，残差自相关的问题并没有完全解决，这使得

ADF 检验仍可能犯取伪的错误，而在应用中导致的常见的现象就是不同的方程设定导致结论冲突，这种现象是残差的自相关没有完全被校正的结果。解决这个问题的另一种途径就是非参数检验，下面考虑最常见的 PP 检验，它首先是由菲利普斯（Philips）和佩龙（Perron）提出来的，并因此得名。它处理的是具有一般形式的单位根过程，其中误差项服从一稳定过程。

对如下检验方程：

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{1.15}$$

进行 OLS 估计可以得到 $\hat{\rho}$ 和 $\hat{\varepsilon}_t$。检验 $\rho = 1$ 的非参数单位根检验统计量为：

$$Z(\hat{\rho}) = T(\hat{\rho} - 1) - \frac{1}{2}(S_{Tl}^2 - S_\varepsilon^2)\left(T^{-2}\sum y_{t-1}^2\right)^{-1} \tag{1.16}$$

$$Z(t(\hat{\rho})) = \left(\frac{S_\varepsilon}{S_{Tl}}\right)t(\hat{\rho}) - \frac{1}{2}(S_{Tl}^2 - S_\varepsilon^2)\left[S_{Tl}\left(T^{-2}\sum y_{t-1}^2\right)^{\frac{1}{2}}\right]^{-1} \tag{1.17}$$

其中，$t(\hat{\rho})$ 为 DF 检验，$S_\varepsilon^2 = T^{-1}\sum \hat{\varepsilon}_t^2$，$S_{Tl}^2 = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\varepsilon_t^2 + 2T^{-1}\sum_{j=1}^{l}\omega_e(j)\sum_{t=j+1}^{T}\hat{\varepsilon}_t\hat{\varepsilon}_{t-j}$，[①] 且 $\omega_e(j) = 1 - j(l+1)^{-1}$ 为核权数，在实证中对于固定的样本 $T$，选取滞后截断 $l = O(T^{\frac{1}{4}})$。

至于含有截距项和趋势项的检验方程的具体的检验统计量形式如下：

对于检验方程 $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$，其检验统计量的具体形式为

$$Z(\hat{\rho}) = T(\hat{\rho} - 1) - \frac{1}{2}(S_{Tl}^2 - S_\varepsilon^2)\left(T^{-2}\sum (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2\right)^{-1} \tag{1.18}$$

① 是根据纽威（Newey）和韦斯特（West）的核权估计得到的，是长期方差 $\lim_{T\to\infty} E(T^{-1}S_T^2)$ 其中 $S_T = \sum_{i-1}^{T}\varepsilon_i$ 的一致估计。详细内容请参见王少平《宏观计量的若干前言理论与应用》一书中的第 50 页。

$$Z(t(\hat{\rho})) = \left(\frac{S_\varepsilon}{S_\pi}\right)t(\hat{\rho}) - \frac{1}{2}(S_\pi^2 - S_\varepsilon^2)\left[S_\pi\left(T^{-2}\sum(y_{t-1} - y_{-1})^2\right)^{\frac{1}{2}}\right]^{-1} \tag{1.19}$$

对于检验方程 $y_t = \alpha + \beta\left(t - \frac{T}{2}\right) + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$，其检验统计量的具体形式为

$$Z(\hat{\rho}) = T(\hat{\rho} - 1) - \left(\frac{T^6}{24}\right)(D_x^{-1})(S_{T\pi}^2 - S_\varepsilon^2) \tag{1.20}$$

$$Z(t(\hat{\rho})) = \left(\frac{S_\varepsilon}{S_\pi}\right)t(\hat{\rho}) - \left(\frac{T^3}{4\sqrt{3}}\right)(D_x^{-\frac{1}{2}}S_\pi^{-1})(S_{T\pi}^2 - S_\varepsilon^2) \tag{1.21}$$

其中，$D_x = \det(x'x)$，$\det(\,)$ 表示行列式，$x$ 为观测数据矩阵。所以不难推导

$$D_x = [T^2(T^2 - 1)/12]\sum y_{t-1}^2 - T\left(\sum t y_{t-1}\right)^2 + T(T+1)\sum t y_{t-1}\sum y_{t-1} - [T(T+1)(2T+1)/6]\left(\sum y_{t-1}\right)^2 \tag{1.22}$$

由上述式子不难看出，该非参数检验实质上是对 DF 检验法的修正，以减少残差自相关和异方差对检验的影响。这就是 PP 检验法，它最大限度的校正了残差自相关和可能的异方差对检验的影响。

我们知道，DF 检验是在 $\varepsilon_t$ 为 iid 假设之下导出的，而 $\varepsilon_t$ 存在自相关和可能的异方差时，应使用动态设定来检验单位根，大多数情况下可设 $\varepsilon_t \sim \mathrm{ARMA(p, q)}$。在这种设定下，若数据生成过程为（3.18）式，则 DF 统计量的分布函数为：

$$T(\hat{\rho} - 1) \Rightarrow \left(\int_0^1 (W(r))^2 \mathrm{d}r\right)^{-1}\left[\frac{1}{2}((W(r))^2 - 1) + \lambda\sigma^{-2}\right] \tag{1.23}$$

$$t(\hat{\rho}) \Rightarrow \sigma\sigma_\varepsilon^{-1}\left[\frac{1}{2}((W(r))^2 - 1) + \lambda\sigma^{-2}\right]\left[\int_0^1 (W(r))^2 \mathrm{d}r\right]^{-\frac{1}{2}} \tag{1.24}$$

其中，$\lambda = (\sigma^2 - \sigma_\varepsilon^2)/2$，$\sigma^2 = \lim_{T\to\infty} E(T^{-1}S_T^2)$，$\sigma_\varepsilon^2 = \lim_{T\to\infty} T^{-1}\sum E(\varepsilon_t^2)$，

$S_T = \sum_{i=1}^{T} \varepsilon_i$。由上式可知当 $\varepsilon_t$ 含有自相关和可能存在的异方差时，DF 统计量的分布与 $\varepsilon_t$ 为 iid 时 DF 统计量的分布相比发生了变化，多出了 $\lambda\sigma^{-2}$这一项，正是它反映了自相关和异方差对分布的影响。

而非参数 PP 检验正好校正了这种影响。为了证明这一点，我们经过计算整理得到 $Z(\hat{\rho})$ 和 $Z(t(\hat{\rho}))$的分布函数如下：①

$$Z(\hat{\rho}) \Rightarrow \left(\int_0^1 (W(r))^2 \mathrm{d}r\right)^{-1} \left[\frac{1}{2}((W(r))^2 - 1)\right] \quad (1.25)$$

$$Z(t(\hat{\rho})) \Rightarrow \left[\frac{1}{2}((W(r))^2 - 1)\right] \left[\int_0^1 (W(r))^2 \mathrm{d}r\right]^{-\frac{1}{2}} \quad (1.26)$$

将它们与残差为 iid 时 DF 统计量的分布函数相比可知二者完全一样，由此说明非参数检验校正了自相关和可能存在的异方差，其临界值与 DF 检验的临界值相同。当根据观测值得到的检验统计量的值大于临界值时接受单位根假设，序列是非平稳的；小于临界值时则拒绝单位根假设，说明序列是平稳的。

总之，当残差为 iid 时 $\sigma = \sigma_\varepsilon$，由于 $S_{\eta l}^2$和 $S_\varepsilon^2$ 分别是 $\sigma^2$ 和 $\sigma_\varepsilon^2$ 的一致估计，故此时 PP 检验退化为 DF 检验；当残差为一般稳定过程时，PP 检验的统计量分布函数与残差 iid 时的 DF 统计量的分布函数相同，因此这说明了 PP 检验在理论上校正了自相关和异方差。

## 二、协整理论分析

当各宏观经济变量为平稳经济序列时，可用最小二乘法和格兰杰因果关系来判断它们之间的数量关系。但当无法判断各变量是否为平稳序列时，则需使用 ADF 或者 PP 检验法检验，若存在单位根，必须应用协整理论判断各变量之间的数量关系。

在对时间经济序列进行经济学分析时，往往会遇到非平稳的经

① 具体的计算过程参见王少平《宏观计量的若干前言理论和应用》一书中第 52～53 页和陆懋祖《高等时间序列经济计量学》第 81～87 页。

济时间序列，而它们的线性组合又是平稳的，协整是处理这种序列的最有力工具。协整的定义是：若 $x_t=(x_{1t}, x_{2t}, \cdots, x_{Nt})'$ 为 $N\times1$ 阶列向量，其中每一个元素表示一个时间序列。如果（1）$x_t$ 每个分量的单整阶数部是 $d$，$x_{jt}\sim I(d)$，$j=1, 2, \cdots, N$，（2）存在一个 $N\times1$ 阶列向量 $\beta=(\beta_1, \beta_2, \cdots, \beta_n)'$，$(\beta\neq0)$，使得 $\beta' x_t\sim I(d-b)$，则称 $x_{1t}$，$x_{2t}$，$\cdots$，$x_{Nt}$ 存在（$d$，$b$）阶协整关系，用 $x_t\sim CI(d, b)$ 表示。$\beta$ 称为协整向量，$\beta$ 的元素称为协整参数。如果 $x_t$ 所含元素大于 2，即 $N>2$，则协整向量个数有可能多于一个。如果存在 $r$，$(r\leqslant N-1)$ 个相互独立的协整向量，于是组成一个 $N\times r$ 阶矩阵，$\beta$ 的秩是 $r$，则称 $\beta$ 为协整矩阵。$r$ 是协整矩阵的秩。最令人关注的一种协整关系是 $y_t$，$x_t\sim CI(1, 1)$。当三个以上变量存在协整关系时，情况要比两个变量的情形复杂。变量的单整阶数有可能不同，在这种情况下，单整阶数高的变量子集的协整阶数应该与单整阶数低的变量的阶数相同。以三变量为例，

$$y_t=\beta_1 x_{1t}+\beta_2 x_{2t}+u_t$$

假如，$y_t\sim I(0)$，$x_{1t}$，$x_{2t}\sim I(1)$，则 $x_{1t}$，$x_{2t}$ 的协整阶数必须为零，即 $(\beta_1 x_{1t}+\beta_2 x_{2t})\sim I(0)$，协整向量为 $\beta=(\beta_1 \quad \beta_2)'$。考虑 $x_t$ 是否为协整的问题就是检验协整回归的残差 $u_t$，零假设是残差有一个单位根，备择假设是残差序列是平稳的，即零假设是非协整，备择假设是协整。此方法对于平稳序列与非平稳序列、非平稳序列与非平稳序列的线性组合同样适用。

按照非经典计量经济学理论，在对数据进行回归分析之前，首先需要考虑数据的平稳性与非平稳性问题，如果所用数据都为平稳变量，则可以直接进行回归分析；否则，如果变量为非平稳的，将出现下列两种情况：

第一，三个变量都是非平稳的且单整阶数不同，又分为两种情况：（1）解释变量单整阶数不同且都高于被解释变量，则需要将高阶单整的解释变量进行差分，使解释变量的单整阶数相同，如果差分后的解释变量与被解释变量之间具有协整关系，则可以对差分后

的同阶单整解释变量与被解释变量进行回归分析；如果差分后的解释变量与被解释变量不具有协整关系，则需要将所有的非平稳变量差分到平稳，然后对平稳变量进行回归分析；（2）解释变量的单整阶数不同，其中一个解释变量的单整阶数高于被解释变量，另一个解释变量的单整阶数低于被解释变量，则需要将所有高阶变量差分到与低阶变量同阶，这样，如果这些差分后的同阶变量有协整关系则可以进行回归分析，否则，如果不具有协整关系，则所有变量都要继续差分到平稳，用平稳变量进行回归分析；

第二，三个变量都是非平稳的且单整阶数有相同的，又分为三种情况：（1）解释变量的单整阶数相同且低于被解释变量，则需要将被解释变量差分到与解释变量同阶，如果有协整关系则可以对同阶变量回归分析，如果没有协整关系则需要对所有变量继续差分到平稳，用平稳变量回归分析；解释变量的单整阶数相同且高于被解释变量，首先可以直接进行协整检验，如果有协整关系则可以进行回归分析，否则，如果没有协整关系，则需要所有变量都要差分到平稳，用平稳变量进行回归分析。（2）一个解释变量与被解释变量的单整阶数相同，另一个解释变量为低阶或者高阶，则需要将所有高阶的变量差分到同阶然后依照是否有协整关系而定［参考 1(2)］。（3）所有变量都是同阶的，如果有协整关系则可以对变量直接进行回归分析，否则，如果不具有协整关系，则所有变量都要分别差分到平稳，用平稳变量进行回归分析。

## 三、计量经济学的其他应用理论分析

### 1. 格兰杰因果关系

因果关系检验由美国经济学家格兰杰（C. W. Granger）于 1969 年提出，后经亨德里（Hendry）和理查德（Richard）进一步发展而成。这种方法为从统计角度确定变量间的因果关系提供了一种实