21世纪高等学校教材

计量经济分析

张晓峒 著

Econometric Analysis

经济科学出版社

21世纪高等学校教材

计量经济分析

张晓峒 著

经 济 科 学 出 版 社

责任编辑:王蜀伟
版式设计:代小卫
技术编辑:潘泽新

计量经济分析
张晓峒 著
经济科学出版社出版、发行 新华书店经销
社址:北京海淀区万泉河路66号 邮编:100086
总编室电话:62541886 发行部电话:62568485
网址:www.esp.com.cn
电子邮件:esp@public2.east.net.cn
北京天宇星印刷厂印刷
河北省三河市新路装订厂装订
850×1168 毫米 32开 11.75印张 280000字
2000年9月第一版 2000年9月第一次印刷
印数:0001—5000册
ISBN 7-5058-2276-4/F·1668 定价:16.80元

前　　言

客观地认识，科学地表述经济规律，并对经济变量做出正确的预测是经济学与计量经济学工作者的奋斗目标。20 世纪 70 年代以前的建模方法都是以“经济变量平稳”这一假定条件为基础，随着第二次世界大战以后各国经济变量表现出的非平稳性，使传统的建模技术遇到了前所没有的困难。1974 年格兰杰—纽博尔德（Granger-Newbold）首先提出非平稳变量的虚假回归问题。近年来对非平稳变量的研究，包括单位根检验、协整、误差修正模型等内容，越来越引起人们的重视，并取得了丰硕的研究成果。本书在介绍经典计量经济模型和时间序列模型的基础上，较全面系统地介绍了近 20 年来关于非平稳变量的主要研究成果。上述研究之所以重要，就是因为在实际中大多数经济变量都具有非平稳性。

本书共分 8 章。第 1、2 章分别介绍经典计量经济模型和时间序列分析方法。第 3、4 章介绍非平稳变量的统计特征与检验方法。第 5 章介绍“一般到特殊”建模方法及相关的若干统计检验方法。第 6 章介绍关于协整的格兰杰（Granger）定理。第 7 章介绍单一方程的协整检验以及建立单一方程误差修正模型（ECM）的步骤。第 8 章在介绍向量自回归（VAR）模型的基础上介绍向量误差修正（VEC）模型，即多方程联立的误差修正模型。

本书正文后面给出 3 个附录。附录 1 提供研究非平稳变量及

其统计量分布特征，最小二乘估计（OLS），生成时间序列，画图等所用的若干 Mathematica 程序。有兴趣的读者可以进一步进行这方面的研究。附录 2 给出数量级，依概率收敛以及泛函中心极限定理等知识。这些内容对于理解、推导非平稳变量及其统计量的极限分布非常必要。附录 3 是矩阵代数知识，供读者必要时参考。附录后还附有 13 个检验用表以及书中用到的常用符号与英文缩写，供随时查用。为方便读者进一步阅读有关的英文文献，本书中所用到的专用名词还以中英文对照的形式在书的最后给出。

本书的特点是在介绍基本理论的同时，每一章内都给出若干个分析案例，以便于读者在了解并掌握基本理论知识的同时，也能学会在实际中运用这些知识。

本书可以作为经济、工商与管理领域各专业硕士生与博士生的计量经济学教材，也可以作为上述领域内教师、研究工作者和大学生的参考读物。

本书是作者在日本大阪市立大学留学期间从事计量经济学特别是协整理论研究的基础上撰写而成的。在该课题的研究过程中曾得到导师，日本著名计量经济学家，大阪市立大学前经济学部部长大川勉教授的精心指导。研究成果获日本文部省 1997 年度科技成果公开促进奖，并以专著形式在日本用英文出版。后被日本国立国会图书馆和大阪市立大学图书与信息中心收藏。在此书出版之际，谨向大川勉先生表示衷心的感谢。

计量经济学是经济学中的一个分支，同时也是经济学内各分支学科进行理论分析与定量应用研究必不可少的工具。只有采用计量经济学的研究方法才能把经济问题分析得更精确、更深刻。计量经济学在西方已有 70 余年的历史，它是工业化大生产与经济学、数理统计理论基本形成后的必然产物。目前，计量经济学已广泛应用于西方经济的各个领域（包括宏观与微观），如工农业生产、金融、贸易、保险、投资、交通运输、社会生活、消费、

教育等各个方面。在我国，计量经济学的研究与应用始于改革开放，并越来越受到重视。毫无疑问，近年来我国国民经济运行的日渐成熟与对经济问题定量化分析研究的日益深入是分不开的。

随着中国经济市场化、全球化的发展，计量经济学将是经济工作者的必备知识与工具。

计量经济学已被教育部列为经济类专业学生的必修课程。本书的撰写列入南开大学 1998 年度重点教材出版计划，在撰写与出版过程中得到南开大学的资助，并得到南开大学经济学院和国际经济研究所的大力支持。特向南开大学、经济学院以及国际经济研究所表示感谢。

本书的内容作为经济、管理类博士生的计量经济学教材已在南开大学使用两年，此次出版前又增加了一些该领域的最新知识，使其得到进一步完善。

本书所涉及的外国人名均用汉字给出，并在随后的括号内给出其英文名。若在给出英文名字的同时还注名年份，说明这是一篇论文，该论文可以作者和年份为根据，从本书参考文献中查到出处。

唐敬修先生为本书打印了全部初稿。博士生李玉霜、朱丽、汤碧、庞瑞芝，硕士生刘庆锋以及康淑萍同志热情、认真地参与了书稿的校对工作。在此一并表示深深的谢意。

书中若有不妥之处，敬请读者批评、指正。

张晓峒

2000 年 4 月于南开园

电子信箱：xttfyt@public.tpt.tj.cn

作者简介

张晓峒，河北滦县人。1984-1986年在中加管理教育项目下以访问学者身份在加拿大蒙特利尔市康考迪亚(Concordia)大学数量方法系学习。1993-1998年以客座研究员身份在日本大阪市立大学经济学部，师从日本著名计量经济学家大川勉教授从事计量经济学的学习与研究。1997年3月获经济学博士学位。1998年2月回国，任教于南开大学经济学院。现为教授。主要研究领域是计量经济学、应用统计学和国际经济学等。

已出版专著《Cointegration and Error Correction, Theory and Application with Mathematica》和《经济计量分析》2部。合作出版著作《应用统计学》,《管理数学》和《经济计量学基础》等4部。在国内外重要学术刊物上发表论文12篇（其中英文5篇）。

内容简介

本书全面系统地介绍了近20 年来计量经济学关于非平稳变量的主要研究成果，并简略介绍了经典计量经济学理论。其中包括非平稳变量的统计特征、虚假回归、单位根检验，“一般到特殊”建模方法、协整与误差修正模型等内容。

本书在介绍基本理论的同时，每一章都给出若干个分析案例，便于读者在学习基本理论的同时，掌握实际中如何运用这些知识的方法。

计量经济学已被教育部列为经济类专业学生的必修课程，因此，本书既可作为经济、工商与管理领域各专业硕士生与博士生的计量经济学教材，也可作为上述领域内教师、工作者和经济类专业本科生及教师的参考读物。

目　　录

第1章　经典计量经济模型

本章回顾线性回归理论。先对模型给定一组假定条件，然后介绍得到最优估计量的普通最小二乘法（OLS）以及回归参数的统计推断，并进一步讨论当假定条件不成立时，给参数估计带来的影响以及相应的补救措施。

本书所称的样本均为时间序列数据样本。但本章的结论同样适用于截面数据样本。第 2 章介绍时间序列模型。以后各章集中讨论当“时间序列具有平稳性”这一假定条件不成立时，怎样利用误差修正原理与协整理论建立计量经济模型。

1.1　随机过程与时间序列

随时间按一定概率分布观测到的统计现象称作**随机过程**。它是按相同时间间隔得到的一组随机变量。随机过程用 $\{x_t\}$ 表示，其中每个元素 x_t, $t = 1, 2, \ldots T$, 称为**随机变量**。比如要记录某市日电力消耗量数值，就可把每日的电力消耗量看做一个随机变量，并构成一个随机过程 $\{x_t\}$, $t = 1, 2, \ldots 365$。

如果一个随机过程在每个时间点上都只取一个观测值，那么就把这个随机过程的结果称为**时间序列**。仍以日电力消耗量为例，当该市一年的日电力消耗量观测值被记录之后，这组数据就是一个时间序列。

时间序列一般分为两类。一类是离散型的，一类是连续型的。本书只考虑离散型时间序列，即观测值是从相同的时间间隔点上

得到的。离散型时间序列可通过两种方法获得。一种是抽样于连续变化的序列。比如某市每日中午观测到的气温值序列。另一种是计算一定时间间隔内的累集值。比如中国的年基本建设投资额序列、农作物产量序列等。

时间序列中的元素称为**观测值**。通常 $\{x_t\}$ 既表示随机过程，也表示时间序列。x_t 既表示随机过程中的元素，即随机变量，也表示时间序列中的元素，即观测值。在不致引起混淆的情况下，为方便 x_t 也直接表示随机过程和时间序列。

1.2 回归模型与时间序列模型

一般用经济时间序列数据可建立两种模型。一种是**回归模型**，一种是**时间序列模型**。建立回归模型是以经济理论为依据，得到的是变量的长期关系。同时还要考虑建立模型的假定条件是否成立。这种模型对时间序列数据的动态结构（短期参数）考虑甚少。相反，时间序列模型不考虑被研究变量以外的其他变量，而是通过研究变量本身的变化规律，应用变量本身的外推机制预测时间序列的变化。当时间序列非平稳时，首先进行足够次数的差分使其平稳，然后建立模型。

以凯恩斯（Keynes）消费理论为例，消费 y_t 与收入 x_t 之间存在比例关系。可用如下回归模型描述。

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t, \tag{1.1}$$

其中 β_1 是回归系数（或参数），表示 y_t 与 x_t 的长期关系。u_t 是随机误差项，表示 y_t 对关于 x_t 线性关系的偏离。建立与估计这种模型时，还应讨论 u_t 和 x_t 的假定条件是否成立。

关于消费的简单时间序列模型可表达为

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + v_t, \tag{1.2}$$

其中 v_t 是随机误差项，y_{t-1} 是 y_t 的滞后变量。时间序列模型不以经济理论为依据，只考虑如何利用 y_t 本身的运动规律描述其变化。

1.3　多元线性回归与最小二乘估计

本节回顾线性回归模型。先给出一组假定条件，然后介绍普通最小二乘估计法。

1.3.1 假定条件、最小二乘估计量和高斯—马尔柯夫 (Gauss-Marcov) 定理

若被解释变量（因变量，相依变量）y_t 与 $k-1$ 个解释变量（自变量，独立变量）x_{ti}, $i=1, \ldots, k-1$, 存在线性关系，当给定 T 个观测值时，可建立如下回归模型：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \ldots + \beta_{k-1} x_{t\,k-1} + u_t, \quad t = 1, 2, \ldots, T, \tag{1.3}$$

其中 u_t 是随机误差项，β_i, $i = 0, 1, \ldots, k-1$ 是未知参数（回归系数）。模型（1.3）可用矩阵形式表示为，

$$\boldsymbol{Y} = \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{u}, \tag{1.4}$$

其中

$$\boldsymbol{Y} = (y_1 \quad y_2 \ldots y_T)',$$

$$\boldsymbol{X} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \ldots & x_{1j} & \ldots & x_{1k-1} \\ 1 & x_{21} & \ldots & x_{2j} & \ldots & x_{2k-1} \\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots & \ldots & \ldots \\ 1 & x_{T1} & \ldots & x_{Tj} & \ldots & x_{Tk-1} \end{pmatrix},$$

$$\boldsymbol{\beta} = (\beta_0 \quad \beta_1 \ldots \beta_{k-1})',$$

$$\boldsymbol{u} = (u_1 \quad u_2 \ldots u_T)'.$$

$\boldsymbol{Y}$ 是 $T\times 1$ 阶观测值列向量。$\boldsymbol{X}$ 是 $T\times k$ 阶观测值矩阵。$\boldsymbol{\beta}$ 是 $k\times 1$ 阶未知参数列向量。$\boldsymbol{u}$ 是 $T\times 1$ 阶随机误差列向量。

为保证得到最优估计量，回归模型（1.4）应满足如下假定条件。

假定 (1) 随机误差项 u_t 是非自相关的，每一误差项都满足均值为零，方差 σ^2 相同且为有限值，即

$$\mathrm{E}(\boldsymbol{u}) = \boldsymbol{0},$$

$$\mathrm{Var}(\boldsymbol{u}) = \sigma^2\boldsymbol{I}.$$

假定 (2) 解释变量与误差项相互独立，即

$$\mathrm{E}(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{u}) = \boldsymbol{0}.$$

假定 (3) 解释变量之间线性无关。

$$\mathrm{rk}(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}) = \mathrm{rk}(\boldsymbol{X}) = k.$$

其中 $\mathrm{rk}(\cdot)$ 表示矩阵的秩。

假定 (4) 解释变量是非随机的，且当 $T\to\infty$ 时，

$$T^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X} \to \boldsymbol{Q},$$

其中 $\boldsymbol{Q}$ 是一个有限值的非退化矩阵。

当上述假定条件成立时，$\boldsymbol{\beta}$ 的最佳线性无偏估计量 $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ 可通过残差（误差项的估计值）平方和最小化而得到。

$$\begin{aligned}\min S &= (\boldsymbol{Y}-\boldsymbol{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})'(\boldsymbol{Y}-\boldsymbol{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})\\ &= \boldsymbol{Y}'\boldsymbol{Y}-\hat{\boldsymbol{\beta}}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y}-\boldsymbol{Y}'\boldsymbol{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}+\hat{\boldsymbol{\beta}}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}\\ &= \boldsymbol{Y}'\boldsymbol{Y}-2\hat{\boldsymbol{\beta}}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y}+\hat{\boldsymbol{\beta}}'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}.\end{aligned} \tag{1.5}$$

上式中因为 $\boldsymbol{Y}'\boldsymbol{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}$ 是一个标量，所以 $\boldsymbol{Y}'\boldsymbol{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\boldsymbol{Y}'\boldsymbol{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})' = (\boldsymbol{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})'\boldsymbol{Y} =$

$\hat{\boldsymbol{\beta}}'X'Y$。(1.5) 式的一阶条件为，

$$\frac{\partial S}{\partial \hat{\boldsymbol{\beta}}} = -2X'Y + 2X'X\hat{\boldsymbol{\beta}} = 0. \tag{1.6}$$

化简得

$$X'Y = X'X\hat{\boldsymbol{\beta}}.$$

因为 $(X'X)$ 是一个非退化矩阵（见假定(3)），所以

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (X'X)^{-1}X'Y. \tag{1.7}$$

因为（1.5）式的二阶条件

$$\frac{\partial^2 S}{\partial \hat{\boldsymbol{\beta}}\partial \hat{\boldsymbol{\beta}}'} = 2X'X \geq 0. \tag{1.8}$$

得到满足，所以 (1.7) 式是 (1.5) 式的解。这种估计方法称为**普通最小二乘 (OLS) 估计法**，简称**最小二乘法**。$\hat{\boldsymbol{\beta}}$ 是 $\boldsymbol{\beta}$ 的最小二乘估计量。

见 (1.7) 式，因为 X 的元素是非随机的（见假定(4)），$(X'X)^{-1}X$ 是一个常数矩阵，则 $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ 是 Y 的线性组合，是线性估计量。

求出 $\hat{\boldsymbol{\beta}}$，估计的回归模型写为

$$Y = \hat{Y} + \hat{u} = X\hat{\boldsymbol{\beta}} + \hat{u}$$

$$= \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{t1} + \ldots + \hat{\beta}_{k-1} x_{t\,k-1} + \hat{u}_t, \quad t = 1, 2, \ldots, T, \tag{1.9}$$

其中 $\hat{Y} = X\hat{\boldsymbol{\beta}}$ 称为**估计的回归函数**。$\hat{Y}$ 是对 Y 的估计，称为 Y 的**拟合值列向量**。$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\hat{\beta}_0 \ \ \hat{\beta}_1 \ \ldots \ \hat{\beta}_{k-1})'$ 是 $\boldsymbol{\beta}$ 的估计值列向量，$\hat{u} = (Y - X\hat{\boldsymbol{\beta}})$ 称为**残差列向量**，是对随机误差 u 的估计。因为

$$\hat{u} = Y - X\hat{\boldsymbol{\beta}} = Y - X(X'X)^{-1}X'Y$$

$$= [\boldsymbol{I} - \boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}']\boldsymbol{Y}. \tag{1.10}$$

所以$\hat{\boldsymbol{u}}$也是$\boldsymbol{Y}$的线性组合。定义

$$\boldsymbol{M} = \boldsymbol{I} - \boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}', \tag{1.11}$$

则有如下性质，

$$\boldsymbol{M} = \boldsymbol{M}', \tag{1.12}$$

$$\boldsymbol{M}^2 = \boldsymbol{M}'\boldsymbol{M} = \boldsymbol{M}'. \tag{1.13}$$

利用假定 (1)，$\mathrm{E}(\boldsymbol{u}) = 0$，可得

$$\mathrm{E}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \mathrm{E}[(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y}] = \mathrm{E}[(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'(\boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{u})].$$

$$= \boldsymbol{\beta} + (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'\mathrm{E}(\boldsymbol{u}) = \boldsymbol{\beta}. \tag{1.14}$$

$\hat{\boldsymbol{\beta}}$ 是 $\boldsymbol{\beta}$ 的线性无偏估计量。因为

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y} = \boldsymbol{\beta} + (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{u}, \tag{1.15}$$

$\hat{\boldsymbol{\beta}}$是随机向量$\boldsymbol{u}$的线性组合。

下面求$\hat{\boldsymbol{\beta}}$的方差协方差矩阵。当假定 (1)、(3)、(4) 成立时，利用（1.15）式得

$$\mathrm{Var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \mathrm{E}[(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})(\hat{\boldsymbol{\beta}} - \boldsymbol{\beta})']$$

$$= \mathrm{E}[(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{u}\boldsymbol{u}'\boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}]$$

$$= \mathrm{E}[(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'\sigma^2\boldsymbol{I}\boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}]$$

$$= \sigma^2(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}. \tag{1.16}$$

$\hat{\boldsymbol{\beta}}$具有最小方差特性。

证明：

先证明一般结果，令$\boldsymbol{C}$是一个$k \times 1$阶已知常数列向量，$\boldsymbol{C}'\hat{\boldsymbol{\beta}}$