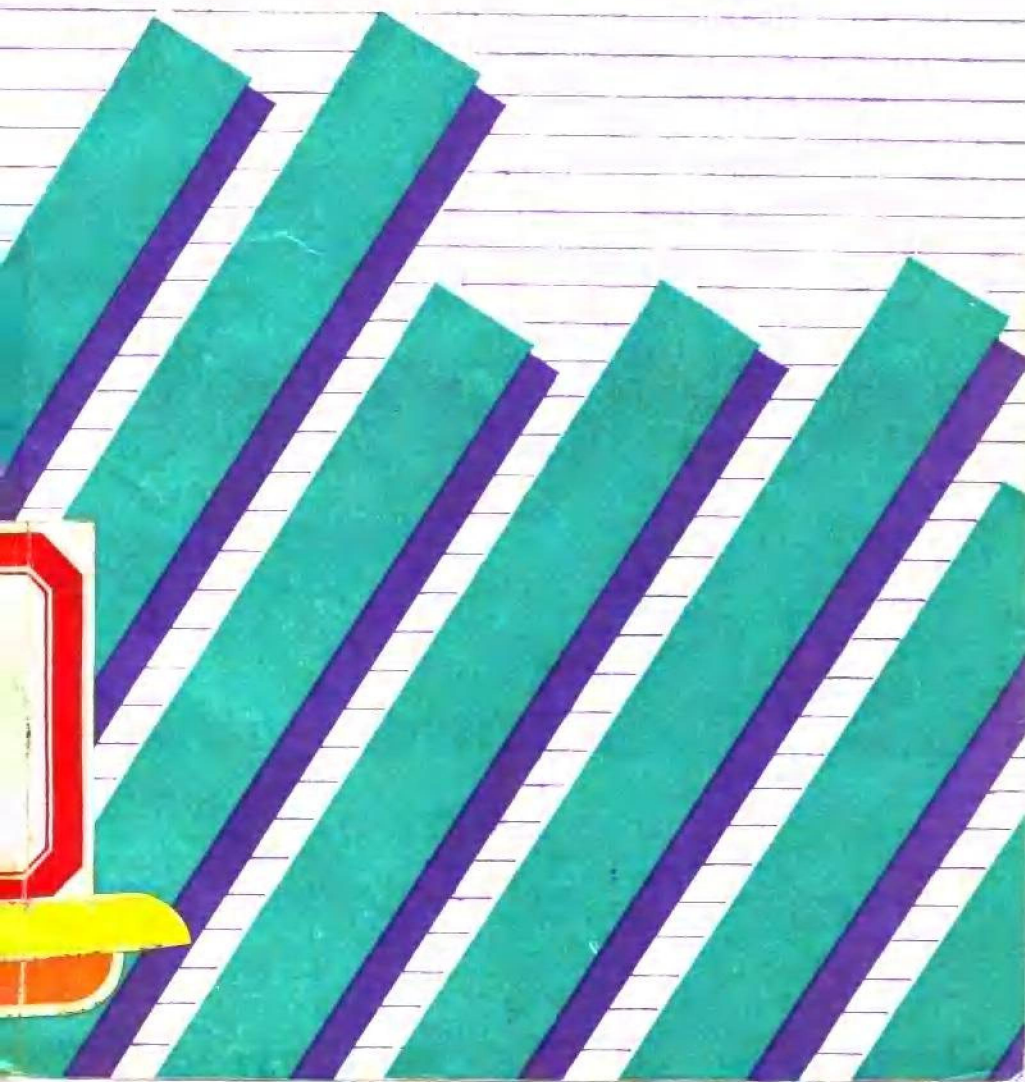


易丹辉 编著

统计预测

——方法与应用



统计预测

——方法与应用

易丹辉 编著

中国人民大学出版社

统计预测——方法与应用

易丹辉 编著

*

中国人民大学出版社出版发行

(北京西郊海淀路39号)

中国人民大学出版社印刷厂印刷

(北京鼓楼西大石桥胡同61号)

新华书店经销

*

开本: 850×1168毫米32开 印张: 10.25

1990年11月第1版 1990年11月第1次印刷

字数: 257 000 册数: 1-3 500

*

ISBN 7-300-00870-4

F·257 定价: 4.60元

前 言

在社会经济活动中，无论从宏观的角度还是从微观的角度，都存在着许多未知的因素，影响着各级的管理决策。为了克服未知因素可能带来的消极后果，必须进行有科学根据的预测。所谓预测，是人们在观察和分析客观事物发展过程的历史及现状的基础上，通过对客观事物发展规律的认识，进而推断其未来状况的过程。为了收到预期的预测效果，对于预测对象最好提出几种不同的预测方案，在各种方案中，充分衡量预测对象变化的条件以及可能变化的幅度，相应地采取有关措施，以便保持最佳的管理过程。换句话说，预测是在制定切实可行的计划时，为了避免可能产生的缺点和失误，而对事物的未来发展预先进行的多种方案的设计和研究。

预测可以按不同的标准进行分类。预测方法基本上分为两大类，即定性分析法和定量分析法。本书比较详尽地介绍了用于预测的定量分析方法：因果回归分析法和时间序列分析法。为了将每种具体方法与我国的社会经济实际相结合，在每一方法介绍之后，都配有实例说明其应用，书中所有计算均应用电子计算机完成。为帮助读者掌握和运用各种方法，特别是无法进行手工计算的方法，书后附有TSP软件的使用说明，它适用于IBM—PC机以及与之兼容的微型机，如长城0520。介绍方法时，涉及到的比较复杂的数学公式推导和证明，均列入各章附录中，供读者参考。

本书编写的过程中，得到中国人民大学计划统计学院计算机

室刘延军、陈虹同志,计划经济学系成晓梅同志以及校信息中心的同志们的帮助与支持。书中采用的某些实例,是我系卫袁同志在硕士研究生学习期间收集的资料,他为编写此书提出了不少建议。在此一并表示衷心的感谢。

本书试图将各种预测方法与我国的实际结合运用,由于水平有限,编写时间又较仓促,一定存在不少缺点,殷切期望读者们随时给予批评指教。

1988年2月

目 录

第一章	简单回归分析法	1
第一节	模型和参数估计	2
第二节	模型的检验	6
第三节	预测精度的测定	20
第四节	预测实例	24
附录1-A	预测模型 $\hat{Y} = a + bX$ 中参数 a 、 b 的确定	32
1-B	模型的F检验	33
1-C	总变差的分解	35
1-D	D.W检验	36
第二章	多重回归分析法	38
第一节	模型和参数估计	38
第二节	模型的检验	43
第三节	自变量的选择	50
第四节	多重共线性	56
第五节	预测实例	63
附录2-A	多元线性回归的最小二乘法	67
2-B	回归系数的 t 值	68
2-C	矩阵的逆	69
2-D	多重共线性对估计回归系数标准差的影响	69
2-E	变量 X_i 的偏回归平方和	71
第三章	非线性回归分析法	73

第一节	非线性回归模型	73
第二节	模型参数的估计	78
第三节	预测实例	85
第四章	时间序列平滑法	95
第一节	概述	95
第二节	移动平均法	96
第三节	指数平滑法	102
第四节	方法的比较	123
附录4-A	平滑常数的选择	128
4-B	指数平滑的初始值	130
第五章	趋势外推法	133
第一节	概述	133
第二节	趋势模型	134
第三节	模型选择	139
第四节	参数的确定	145
第五节	模型分析	151
第六节	预测实例	157
第七节	平滑预测与回归预测	164
第六章	季节变动预测法	168
第一节	季节性水平模型	169
第二节	季节性交乘趋向模型	173
第三节	季节性交乘趋向模型的另一形式	178
第四节	季节性迭加趋向模型	182
第七章	马尔可夫法	188
第一节	基本概念	188

第二节	马尔可夫预测法	192
第三节	马氏链的稳定状态及其应用	206
第八章	博克斯—詹金斯法	212
第一节	概述	212
第二节	方法性的工具	215
第三节	时序特性的分析	220
第四节	ARMA模型及其改进	234
第五节	随机时序模型的建立	245
第六节	时序模型预测	264
第七节	预测实例	268
附录8-A	时序自相关系数的公式	278
8-B	偏自相关函数	279
附录	TSP软件的使用说明	281
附表1	t分布表	302
附表2	F分布表	303
附表3	D.W检验表	313
附表4	χ^2 分布表	316
参考书目		318

第一章 简单回归分析法

客观事物之间常存在着某种因果关系，如工业产品成本的降低常导致利润的上升；某种消费品价格的提高往往造成销售量的下降，等等。这种因果关系往往无法用精确的数学表达式来描述，只有通过对大量观察数据的统计处理，才能找到它们之间的关系和规律。回归分析就是通过对观察数据的统计分析和处理，研究与确定事物间相关关系和联系形式的方法。运用回归分析法寻找预测对象与影响因素之间的因果关系，建立回归模型进行预测的方法，称为因果回归分析法。其特点是，将影响预测对象的因素分解，在考察各个因素的变动中，估计预测对象未来的数量状况。它建立的是预测对象与影响因素之间的单一方程，因此也被称为单方程模型分析。按方程中影响预测对象因素的多少。分为简单回归分析法和多重回归分析法。

回归分析法在预测中主要用以解决下面的问题：

（1）分析所获得的统计数据，确定几个特定变量之间的数学关系形式，即建立回归模型。

（2）对回归模型的参数进行估计和统计检验，分析影响因素对预测对象的影响程度，确定预测模型。

（3）利用确定的回归模型和自变量的未来可能值，估计预测对象的未来可能值，并分析研究预测结果的误差范围及精度。

第一节 模型和参数估计

如果影响预测对象的主要因素只有一个，并且它们之间呈线性关系，那么可以采用简单回归分析法预测。由于这种方法只涉及一个自变量，也称为一元线性回归分析法。

1.1.1. 理论回归模型

将预测对象作为因变量 Y ，主要影响因素为自变量 X ，它们之间的线性关系，从理论上说，能够表述为下面的形式

$$Y = \alpha + \beta X + e \quad (1.1)$$

式中： α 和 β 是固定的但未知的参数，它们反映了变量 X 与 Y 之间应该有的一种线性关系； α 是常数项， β 是理论回归系数； e 是那些除 X 以外，被忽略和（或）无法考虑到的因素，被称为随机项。对于每一组可以观察到的因变量、自变量数值 Y_i 、 X_i ，

(1.1) 式可以写成

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + e_i \quad (1.2)$$

式中： e_i 满足

$$\begin{aligned} E(e_i) &= 0 \\ \text{Cov}(e_i, e_j) &= \begin{cases} \sigma^2 & i = j \\ 0 & i \neq j \end{cases} \end{aligned} \quad (1.3)$$

1.1.2. 实际回归模型

要得到 (1.1) 式中参数 α 和 β 的精确值几乎不可能，因为通常只有有限的样本数据和情报。利用有限的资料，只能得到参数 α 和 β 的估计值 a 和 b 。实际上，因变量 Y 和自变量 X 之间的简单线性关系能够表述为

$$Y = a + bX + e \quad (1.4)$$

这里， a 、 b 不是象 α 、 β 那样固定的数值，而是能够取多个数值的统计估计值； e 是残差项，也被称为回归余项，它是由于

用 $a + bX$ 估计因变量 Y 的数值所造成的,是估计值与实际数值之间的离差。

相对于(1.2)式,实际回归模型也可以写成

$$Y_i = a + bX_i + e_i \quad (1.5)$$

这里, e_i 是 $a + bX_i$ 的估计值 $\hat{Y}_i$ 与实际观察值 Y_i 的离差,即 $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$ 。

1.1.3. 预测模型

实际预测时,残差项 e_i 是无法预测的,我们的目的是借助 $a + bX$ 得到预测对象 Y 的估计值,所以预测模型为

$$\hat{Y} = a + bX \quad (1.6)$$

式中: a 为回归常数,是回归直线的高度。其实际含义为,若在某一刻不考虑自变量时,因变量所能达到的数值。 b 为回归系数,是回归直线的斜率。其实际含义为,当自变量 X 每变动一个单位时,因变量 Y 的平均变动量。

可以看出,(1.6)式 $\hat{Y} = a + bX$ 实际上是(1.1)式 $Y = \alpha + \beta X + e$ 的系统部分 $Y = \alpha + \beta X$ 的一个估计,也是(1.4)式 $Y = a + bX + e$ 的主体部分。相对于(1.5)式,(1.6)式也可以写成

$$\hat{Y}_i = a + bX_i \quad (1.7)$$

1.1.4. 参数估计

对(1.1)式中 α 、 β 进行估计,依照不同的准则,采用不同的统计方法,可以得到不同的数值,因而(1.4)式中的 a 、 b 不是唯一确定的。预测中,通常采用最小平方法[Least Squares],亦称最小二乘法。其准则是,选择的参数 a 、 b 要使因变量 Y 的观察值 Y_i 与估计值 $\hat{Y}_i$ 之间的离差平方和最小,即 $\min \sum (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = \min \sum e_i^2$ 。①

采用最小二乘法得到 a 、 b 的计算公式为

① 有关参数 a 、 b 的确定参见本章附录1—A。

$$\left\{ \begin{aligned} b &= \frac{n \sum_{i=1}^n X_i Y_i - \sum_{i=1}^n X_i \sum_{i=1}^n Y_i}{n \sum_{i=1}^n X_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n X_i \right)^2} \\ a &= \bar{Y} - b \bar{X} \end{aligned} \right. \quad (1.8)$$

式中： X_i 为自变量 X 的第 i 个观察值； Y_i 为因变量 Y 的第 i 个观察值； n 为观察值的个数亦称样本数据个数； $\bar{X}$ 为 n 个自变量观察值的平均数； $\bar{Y}$ 为 n 个因变量观察值的平均数。

(1.8) 式还可以写成

$$\left\{ \begin{aligned} b &= \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \\ a &= \bar{Y} - b \bar{X} \end{aligned} \right. \quad (1.9)$$

【例1.1】根据表1.1的数据，分析可能建立的预测国民收入中消费额的模型。

分析：设国民收入总额与国民收入中消费额分别作为自变量 X 和因变量 Y 。将表1.1中有关数据绘制成图(见图1.1)。从图中可以看出，国民收入与消费之间大致是线性关系，计算它们之间的简单相关系数 $r_{xy} = 0.9954$ 这说明， X 与 Y 之间，可以建立线性回归模型

$$\hat{Y} = a + bX$$

根据表1.1中的数据，采用(1.9)式，得到

$$b = 0.6835 \quad a = 31.5327$$

我国国民收入中消费额的预测模型可以是

$$\hat{Y} = 31.5327 + 0.6835X$$

表1.1 国民收入总额与消费额

单位：亿元

年份	国民收入总额 (X)	国民收入消费额 (Y)	年份	国民收入总额 (X)	国民收入消费额 (Y)
1952	589	477	1969	1 617	180
1953	709	559	1970	1 926	1 258
1954	748	570	1971	2 077	1 324
1955	788	622	1972	2 136	1 404
1956	882	671	1973	2 318	1 511
1957	908	702	1974	2 348	1 550
1958	1 118	738	1975	2 503	1 621
1959	1 222	716	1976	2 427	1 676
1960	1 220	763	1977	2 644	1 741
1961	996	818	1978	3 010	1 888
1962	924	849	1979	3 350	2 195
1963	1 000	864	1980	3 688	2 531
1964	1 166	921	1981	3 940	2 799
1965	1 387	982	1982	4 261	3 054
1966	1 586	1 065	1983	4 73	3 358
1967	1 487	1 124	1984	5 630	3 895
1968	1 415	1 111	1985	6 822	4 820

资料来源：《中国统计年鉴（1986）》，中国统计出版社1986年版。

这个模型表明，在1952—1981年30年间，我国每增加1元的国民收入，平均就有0.68元用于消费。这就是回归系数 b 在这里所提供的经济意义。

模型中的参数，对不同的预测对象有不同的含义。参数估计值的符号和大小，要符合它的实际意义。例1.1中当国民收入增加时，消费额一般也有增加，因此 b 必须大于0，若得到的估计值 b 小于0，则模型应否定。 b 的变动范围是否适当，主要根据预测人员的经验确定。参数估计值的符号和大小不符合其实际含

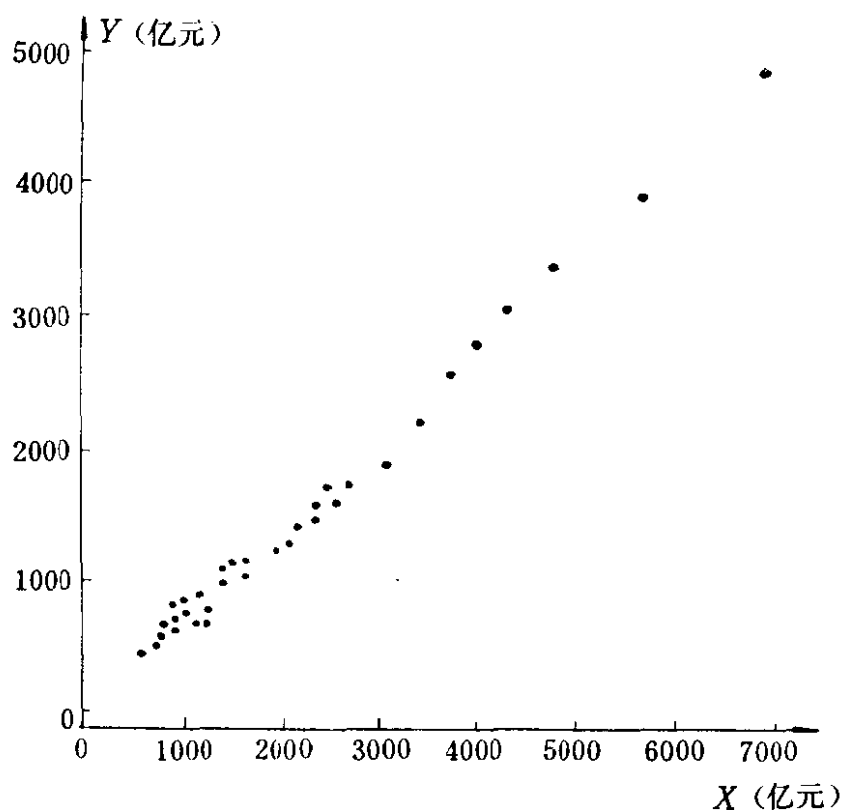


图1.1 国民收入总额与消费额

义，其主要原因可能是：所选用的模型不能代表变量之间的关系；统计数据不足或口径不一致；违反了最小二乘法的某些假定。

预测模型中的回归系数 b ，反映了因变量 Y 和自变量 X 之间的一种变动结构关系。这种变动结构对未来是否合适，决定着模型能否用于预测。这一点是预测时应该予以考虑的。

第二节 模型的检验

数理统计理论证明，采用最小二乘法得到的估计值 a 、 b 是 α 、 β 的最小方差无偏估计^①，它们是较为理想和实用的估计

^① 有关证明参看参考书目[10]。

$$\text{Var}(b) = \frac{\sigma^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$$

$$S^2(\sigma^2) = \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-2}$$

值。在这一过程中，实际上我们是承认了几点假设：

- (1) 变量 X 与 Y 之间为线性关系；
- (2) 回归余项线性独立，即 $E(e_i e_j) = 0 \quad (i \neq j)$ ；
- (3) 回归余项服从正态分布，即 $e_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。

当利用变量的样本数据（实际观察值）建立起预测模型后，需要判断我们所做的各种假设的合理性以及模型的优劣。模型检验就是利用各种统计检验来判别模型的适用性。

1.2.1. 回归系数的显著性检验

对于预测模型 $\hat{Y} = a + bX$ ，变量 X 、 Y 之间的线性假设是否合理，可以通过回归系数的显著性检验得到判别。回归系数的显著性检验由于要用参数的 t 值，因而也称为参数的 t 检验。

检验假设

$$H_0: b = 0 \quad ①$$

计算参数 b 的 t 值

$$t_b = \frac{b}{S_b} \quad (1.10)$$

式中： S_b 是参数 b 的标准差， $S_b = S_e / \sqrt{\sum (x - \bar{x})^2}$ ②，这样，(1.10) 式可以写成

$$t_b = (b \cdot \sqrt{\sum (x - \bar{x})^2}) / S_e \quad (1.11)$$

式中： S_e 为回归标准差， $S_e^2 = \sum (Y - \hat{Y})^2 / n - 2$ ， n 是样本数据个数，2 是参数个数。

$t_b = b / S_b$ 服从 t 分布，即 $t_b \sim t(n-2)$ ，因此，可以通过 t 分布

① 检验回归常数 a 是否为 0 的意义不大，故通常只检验参数 b 。

② 为方便，本书中凡有求和符号 $\sum$ 若无注明均表示 $\sum_{i=1}^n$ 。

表查得显著性水平为 α ^①，自由度为 $n-2$ 的数值 t_c 。将 t_b 与 t_c 比较，可决定是接受还是否定 H_0 假设。

若 $|t_b| > t_c$

可以否定 H_0 。它表明回归系数显著不为0，参数的 t 检验通过。回归系数显著，说明变量 X 与 Y 之间的线性假设合理，这意味着，所选择的自变量能比较有效地解释预测对象的变化。

若 $|t_b| \leq t_c$

则接受 H_0 ，它表明回归系数为0的可能性较大，参数的 t 检验未通过。回归系数不显著，说明对于变量 X 与 Y 之间的线性假设不合理，意味着模型中的自变量无法较好地解释预测对象的变化，应重新考虑。

【例1.2】 国民收入中消费额的预测模型的 t 检验（续〔例1.1〕）。

分析：例1.1中建立的回归模型为

$$\hat{Y} = 31.5327 + 0.6835X$$

对这个模型的回归系数进行显著性检验。

$$t_b = 59.0858$$

查 t 分布表， $\alpha = 0.05$ ，自由度 $df = 34 - 2 = 32$ ，得

$$t_c = 2.0369$$

显然 $t_b = 59.0858 > t_c = 2.0369$

因此，参数的 t 检验通过。这说明国民收入总额对消费额有显著影响。

① 预测时，只需检验 b 是否为0，故为双侧假设检验。查 t 分布表时，则应以显著水平为 $\frac{\alpha}{2}$ 查找。有时 t_c 也写成 $t_{\alpha}(n-2)$ ，或 $t_{\frac{\alpha}{2}}(n-2)$ 。

1.2.2. 回归方程的显著性检验

参数的 t 检验,考察的是自变量 X 与因变量 Y 之间线性假设的合理性。但预测模型 $\hat{Y} = a + bX$ 作为一个整体,在一定程度上也反映了变量 X 与 Y 之间的统计线性关系,其是否适用于预测,仍需检验。回归方程的显著性检验,是利用方差分析所提供的 F 统计量,检验预测模型的总体线性关系的显著性,也被称为方程的 F 检验。

检验假设

$$H_0: b = 0$$

计算回归方程的 F 值①

$$F(1, n-2) = \frac{\sum(\hat{Y} - \bar{Y})^2/1}{\sum(Y - \hat{Y})^2/n-2} \quad (1.12)$$

$F(1, n-2)$ 服从 F 分布,即 $F(1, n-2) \sim F_\alpha(1, n-2)$ 。在 F 分布表中,查找显著性水平为 α ,自由度 $n_1 = 1, n_2 = n-2$ 的 F 值 $F_\alpha(1, n-2)$ 。将 $F(1, n-2)$ 与 $F_\alpha(1, n-2)$ 比较,能够判定接受 H_0 还是否定 H_0 。

若 $F(1, n-2) > F_\alpha(1, n-2)$

否定 H_0 , 回归方程较好地反映了变量 X 与 Y 之间的线性关系,回归效果显著,方程的 F 检验通过。这意味着,预测模型从整体上看适用。若

$$F(1, n-2) \leq F_\alpha(1, n-2)$$

接受 H_0 , 回归方程不能很好地反映变量 X 与 Y 之间的关系,回归效果不显著,方程的 F 检验未通过。这意味着,预测模型不能被采用。

【例1.3】 国民收入中消费额的预测模型的 F 检验(续〔例1.1〕)。

① 有关 F 检验的详细内容参见本章附录1—B。