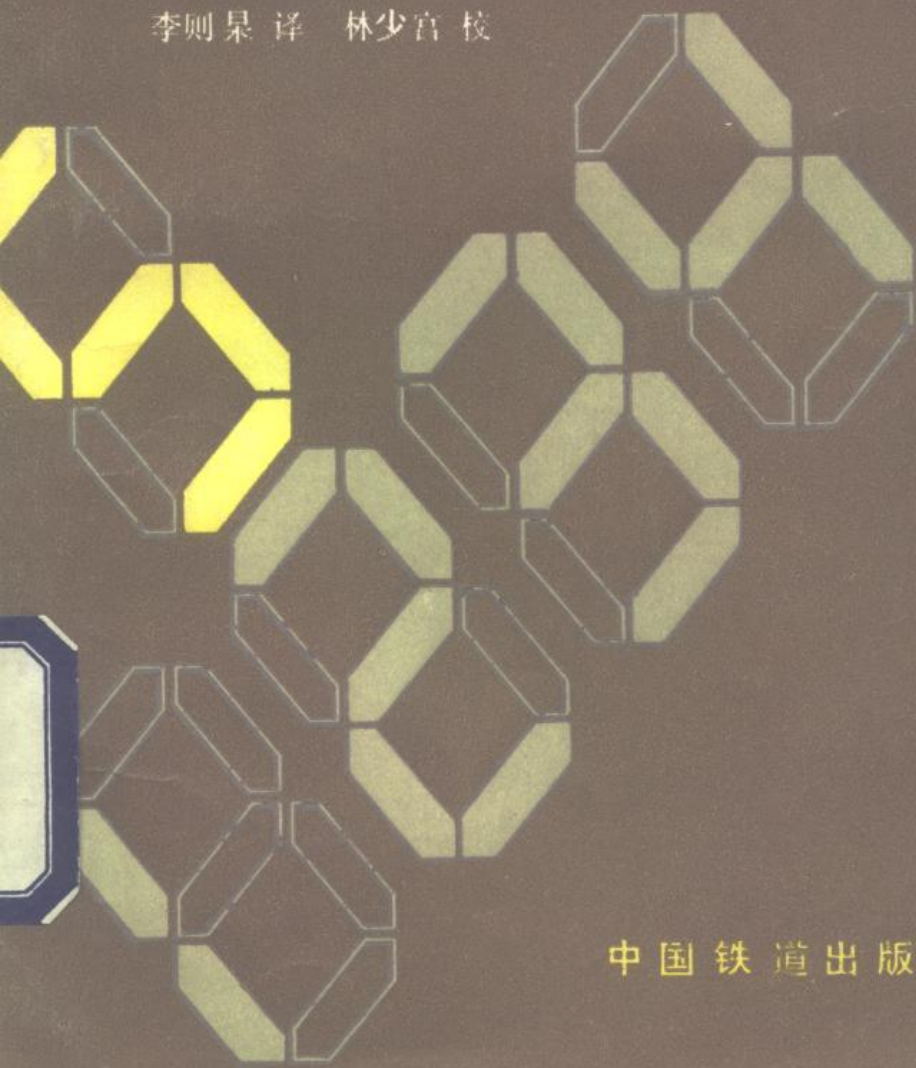


经济计量学引论

[美] K·F·沃利斯 著

李则杲 译 林少宫 校



中国铁道出版社

经济计量学引论

[美] K.F.沃利斯 著

李则果 译 林少宫 校



中国铁道出版社

1985年·北京

内 容 简 介

本书是介绍经济计量学的一本中级读物，具有线性代数和数理统计初步知识的读者都可阅读。本书从静态、非随机、线性方程组入手，阐明结构、诱导（预测）方程、内生和外生变量等基本知识，然后转入随机、动态模型和方法。对时间序列、横断面、选定和集总数据的利用，以及识别和估计问题，都有详细的剖析和叙述，并对预测提出了检验标准。

本书可供大专院校经济、管理、统计、应用数学等专业的师生、科学工作者，以及工矿、企业从事经济管理人员学习参考。

31136/108

Introductory Econometric

K.F.Wallis

U.S.A. Halsted Publishing House 1981

经济计量学引论

〔美〕K.F.沃利斯 著

李则果 译 林少官 校

中国铁道出版社出版

责任编辑 张显善 封面设计 宝克孝

新华书店北京发行所发行

各地新华书店经售

中国铁道出版社印刷厂印

开本 787×1092毫米 1/32 印张：4.25 字数：97 千

1985年12月 第1版 第1次印刷

印数：0001—7,000 册 定价：0.89 元

目 录

第一章	引 言	1
第二章	基本概念、术语及符号	3
	一、经济结构及模型	3
	二、结构式、简约式及预测	4
	三、可分段性	6
	四、时间序列和横断面模型、集总	7
	五、线性模型的通用符号	10
	六、变量和参数的线性	16
	七、随机系统	18
习 题		24
第三章	动态系统	25
	一、平衡、前定变量、最终形式	25
	二、一阶差分方程的解	28
	三、动态模型进一步举例	31
	四、分布滞后原理	35
	Koyck 简化法	36
	五、适应期望和局部调节	38
	适应期望假设	39
	局部调节假设或总量调节假设	41
	六、动态随机理论	43
习 题		48
第四章	识别问题	50
	一、引 言	50
	二、供求实例	52

三、一般的概念：阶条件和秩条件	59
恒等式和识别	66
一个等价的阶条件	66
四、简约式	68
五、通过对系数的齐次线性限制进行识别	70
习 题	72
第五章 估 计	74
一、引 言	74
二、简约式的 OLS 估计；简单回归	75
最小二乘方估计的性质	78
拟合优度	86
系数的显著性	87
三、多元回归	90
最小二乘方估计	91
回归系数的检验	95
$\hat{\beta}$ 矩阵的性质：多重共线性	97
四、自相关	100
自相关的后果	103
自相关的检验	103
处理自相关的方法	106
五、最小二乘方和结构方程	108
六、结构方程的一致估计：间接最小二乘方	112
七、工具变量的方法	115
八、递归系统	117
九、过识别结构方程的估计	120
二段最小二乘方 (2SLS)	122
十、估计的标准，预测检验	127
习 题	130

第一章 引 言

与其从给经济计量学下一定义开始，倒不如简单地但却有用地从经济计量学和它的一些邻近关系——数理经济学及经济统计学之间的区别讲起。数理经济学是用数学方法、数学符号和数学语言去研究经济理论并对它进行公式化的描述。它主要研究经济系统的数学性质，并不专门考虑对命题的量和实际验证。而在另一方面，经济统计学家的工作是收集和提供经济数据。由于对得到的统计资料进行分析，经常是非常复杂的工作，包括编制指数或构造随季节调节的经济时间序列的精细方法，通常经济统计学家一次只能做一个序列或变量的分析。假如他的工作比这再进一步的话，那么我愿意说，他已经开始从事经济计量学的工作了。

与数理经济学和经济统计学所不同的是，经济计量学是以度量和假设的经验检验为基础的。我们用经济统计学家得到的结果来建立变量之间的数量关系，借以解释他们所观察到的行为，并且还可以对其未来进行预测。我们采用的多变量法，不同于经济统计学家所用的单变量法。我们借助数理经济学来建立假设。因为通过理论家的推理，可导出以代数式表示的经济变量之间的关系，故对于系统中某些变量对特定变化的响应通常是作定性的叙述，比如描述响应的方向或符号，这些叙述很少是定量的，即响应的大小是不涉及的。总是用假定的系数值来做数值说明。我们想要通过对经济变量的观察来得到这些系数值和测量响应的大小来弥补这一缺陷，因此经济计量的基本方法是估计。尽管我们开始不准备

讨论估计方法，但本书前边的大部分内容却旨在熟悉变量间相互关系的度量和经验检验，熟悉这些关系对分析和预测的使用。

第二章 基本概念、术语及符号

一、经济结构及模型

我们用一个简单静态、精确的例子介绍一些基本概念。下面是一个两方程凯恩斯 (Keynesian) 型的国民收入确定系统, 我们将其推广到不同的方面去。第一个方程是一个计算恒等式, 或国民收入的定义, 在这里国民收入由消费和独立支出两部分组成 ($y = c + i$)。该式并没有以唯一可能的方式与其所含的变量相关, 因为还有一个把消费表示作收入函数 [$c = f(y)$] 的消费函数, 同时在理论上, 假定 f 为一递增函数。

为了对系统求解, 假定一特定的函数形式, 为方便起见, 假定函数是线性的 ($c = \alpha + \beta y$)。若常数项 α 为正值 ($\alpha > 0$), 斜率在 0 和 1 之间 ($0 < \beta < 1$) 时, 该函数将具有 Keynesian 消费函数所特有的性质。在经济计量领域把一般函数写为线性函数, 也许是很荒谬的。但是我们可将线性函数看作一般函数在其特定变化范围内的一种近似, 而这一特定范围恰是我们所用到的, 这就是说, y 在一个很小的范围内变化 (参见基础数学中有关曲线的线性近似)。

将方程

$$y = c + i$$

$$c = \alpha + \beta y$$

称做结构方程。第一式为一恒等式, 第二式为一行为方程, 即描述经济代理人的行为关系, 而不是平衡表中那种简单的关系。这一行为关系由于它的因果关系是从右至左的, 故可

看作是不对称的。

经济结构在一特定研究时期（观测时期）是保持不变的一系列特征。包括方程的形式及常数 α 和 β 的数值（叫做结构参数或结构系数）。当 α 和 β 取不同的值时，结构的集合即称做模型。因此，模型包含了经验检验或度量之前的所有（先验的）信息，即包含具有未指定参数值的许多方程。由于理论方面的原因，我们想进一步对这些系数加以限制（如 $0 < \beta < 1$ ），而不具体指定它们的数值。这样理论可以定性地说明系统的响应性（如变化方向），但却很少有可能说出任何具体数值。关于在动态系统（以后讨论）中如变化的大小或振荡频率这种特征信息只能从估计中产生。

将由系统解释的变量——内生变量——和在系统以外确定的变量——外生变量予以区别是有用的。我们并不把模型看做完全由方程组或结构集合所确定，而需要说明哪些是内生变量，哪些是外生变量。在我们的简单的例子中， c 和 y 是由变量 i 表示的内生变量，而变量 t 是外生变量，它不依赖于 c 或 y （因此它通常叫做独立支出）。

现在假定消费为可支配收入（disposable income）的函数，写作

$$c = \alpha + \beta(y - t)$$

式中 t 为税金。 t 看做外生变量还是结构参数，取决于在观测期间它是否有变化。若 t 无变化，则为结构参数。

对相容方程组（即具有一确定的解，该解给出以结构参数和外生变量表示的内生变量的唯一值），要求模型中的方程数目与内生变量数目相同。

二、结构式、简约式及预测

为了说明如何求解，从两方程模型的结构式开始：

$$y = c + i$$

$$c = \alpha + \beta(y - t)$$

内生变量: y, c

外生变量: i, t

将 c 代入到第一式中得

$$y = \alpha + \beta(y - t) + i$$

将上式整理得

$$y = \frac{1}{1 - \beta}(\alpha - \beta t + i)$$

于是

$$c = \frac{1}{1 - \beta}(\alpha - \beta t + \beta i)$$

上两式称为简约式（或诱导式），说明内生变量随外生变量变化而变化，或仅由外生变量决定。简约式虽然不能直接描述经济代理人的行为，但却说明每次考虑一个内生变量时，这种行为对内生变量的作用结果。

为使用方便起见，通常将简约式写成以下更为一般的形式：

$$y = \pi_1 + \pi_2 t + \pi_3 i$$

$$c = \pi_4 + \pi_5 t + \pi_6 i$$

其中 π ($\pi_i, i = 1, \dots, 6$) 为简约式参数，或简约式系数，是结构参数的函数，通常为非线性的（ $\pi_1 = \frac{\alpha}{1 - \beta}, \pi_2 = \frac{-\beta}{1 - \beta}$ 等等）。

注意先验信息或模型的形式对简约式参数施加的约束，有 6 个 π_i ，但结构形式却只含有两个结构参数 α 和 β （假定 i 和 t 在整个观测时期中变化），并要求：

$$\pi_2 = \pi_5 = -\pi_6, \pi_1 = \pi_4, \pi_3 - \pi_6 = 1$$

若感兴趣的是对给定的 i 和 t 值求 y 和 c 值，则只需要知道

简约式系数即可。若政府希望通过制定外生变量 i 和 t 的值（以 i 和 t 作为政策手段）来达到内生变量 y 的特定目标水平，那么只需要知道第一个简约式方程中的 π_1 、 π_2 和 π_3 的特定值（指定或估计）就够了。不过这需要假定在观测和预报期间经济结构不发生变化。若结构发生变化，简约式中的信息是不充分的，这时，应回到结构参数，并考虑发生的变化来重新建立模型。既然把结构定义为具有特定结构参数值的结构，结构变化的一个简单例子就是这些值中的某一个值的变化，譬如说 β 由 0.8 增加到 0.9。那么从原来的结构参数加上已知的结构变化的方式，可推导出新的简约式，并且可以用这新的简约式对变化后的结构进行预测。因此，只有愿意假定结构不发生变化时，估计的简约式方程才可以用来预测。

三、可分段性

现在对例子作一变更，把公共投资和私人投资区分开，把公共投资（ g ）作为外生变量，使私人投资（ i ）与熟悉的投资的边际效率观点联系起来。那么 i 就变成了内生变量，并且是利率（ r ）的一般函数，该函数有一先验的负的一阶导数。在某个有关的变化范围内，我们再一次将它表达为线性函数

$$i = \gamma + \delta r$$

（为表达方便，仍以希腊字母表示结构参数）。

于是得到三方程模型

$$y = c + i + g$$

$$c = \alpha + \beta(y - t) \quad \text{内生变量: } y, c, i$$

$$i = \gamma + \delta r \quad \text{外生变量: } g, t, \gamma$$

同前，方程数与内生变量数相等，这样可以对系统求解

得到简约式。求解时，我们可以看到私人投资（ i ）的简约式方程与第三个结构方程完全相同。前边我们介绍过结构方程和简约式方程的区别，而现在我们看到在一些场合两者在代数上是无区别的。这也是可分段模型的一个例子。

一般说来，可分段模型是可以分成若干段子模型，每段由其自身确定一组本段内的内生变量，而不必参照后面各段中的其它内生变量。所谓“后者”既可以用因果链的概念来解释，也可以按照序贯解予以说明。在上述模型中，第三个方程表示一段。我们首先由利率确定投资，然后当我们对其余两个方程确定 y 和 c 时，在一定意义上可将投资看作给定；并且在收入（或消费）和投资之间无反馈。

我们的举例说明中，一个可分段模型具有这样的特性，即一段有相同的结构方程和简约式方程，但不一定能推广到一般。该例是这种情况，因为该段中只包含一个方程，它在逻辑上先于所有其他段。假如是这样的情况，我们的模型还要由其它外生变量和投资来决定利率而不再由 c 或 y 来决定利率，那么，将有一个两方程段，并且即使在这一段里行为（结构）方程和简约式方程将会不一致。

四、时间序列和横断面模型、集总

已经谈到，在观测期间结构保持不变，意味着已经是时间序列模型的结构。为清楚起见，我们可以对每一个变量加一时间下标（ t ），可写出消费函数如 $c_t = \alpha + \beta y_t$ ，定义 t 的取值范围为 $t=1, \dots, T$ 。这样，观测期间可用这 T 个时间观测值（可以用周、月、季、年等为间隔）清楚地定义出来。数据呈现时间序列形式，如果它们是集总数据，并假定在 T 观测期间内 α 和 β 保持不变，则有一个集总消费函数的时间序列模型，预报或预测则指对在时间 $t = T + 1, T +$

2. ...的变量的估计值。

在一横断面模型中，消费函数的种类可以相同，但现在的数据与在某时间给定点的观测单位有关。假定从某种家庭消费调查中，有一 N 个家庭的横断面样本，可写作

$$c_i = \alpha + \beta y_i, \quad i = 1, \dots, N$$

并假定所有 N 个家庭的行为都可用这一方程描述，其中 α 和 β 不变。虽然对观测值（ $i=1, \dots, N$ ）样本可继续使用观测时期这一术语，但此处该术语已完全没有时间的涵义了。预报的概念仍然具有很明显的对应内容，因为在横断面模型情况下的预测是指对总体中未被观测元素（没有取样的家庭）的行为的估计。

显然，一个模型、一个方程式或简单的数据可以既在时间序列中，又在横断面形式中。假定贯穿在 T 个周期（比如说数年）的一时间序列中，有一 N 个个体家庭的横断面。在时间 t ，第 i 个家庭的消费和收入可写做 c_{it} ， y_{it} （ $i=1, \dots, N$ ， $t=1, \dots, T$ ），这些观测值称为选定数据（假设 N 个相同的家庭各观测 T 年，而不是每年引进一个容量为 N 的新样本）。

关于这种类型的研究，一个有意义的问题是，人们惯于对一个集总模型中的系统加以先验的约束（例如 $0 < \beta < 1$ ），但在大多数情况下，这些约束是以对各个微观单位的行为论证为基础的，虽然有可能将每个消费者的行为合理化，从而导致对集总函数的参数加以约束，但这里要经过一系列步骤但常常被忽视。在从一微观模型过渡到一集总关系的过程中，须把变量的集总与方程的集总区别开。我们可以相当容易地把集总变量 C_t ， Y_t 定义做

$$C_t = \sum_{i=1}^N c_{it}, \quad Y_t = \sum_{i=1}^N y_{it} \quad t=1, \dots, T$$

现假定每个家庭有自己的消费函数

$$c_{it} = \alpha_i + \beta_i y_{it} \quad t=1, \dots, T$$

这是一个第 i 个家庭的时间序列方程，在观测时期 T 内 α_i 和 β_i 为常数，但每个家庭之间可能存在着差别。在什么条件下能得到其集总变量有同样关系（线性，常系数）的集总消费函数呢？在集总方程

$$c_{1t} = \alpha_1 + \beta_1 y_{1t}$$

$$c_{2t} = \alpha_2 + \beta_2 y_{2t}$$

$$\vdots$$

$$c_{Nt} = \alpha_N + \beta_N y_{Nt}$$

中，左边给出 C_t ，右边第一项是没有什么问题的，因为我们定义了 α_i 的总和就是集总截距 α ：

$$\alpha = \sum_{i=1}^N \alpha_i$$

但仅当所有 β_i 都相同时，即 $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = \beta$ 时，右边的第二项才给出 βY_t （ β 是常数），即

$$\sum \beta_i y_{it} = \beta \sum y_{it} = \beta Y_t$$

因此，若所有微观水平上的边际消费倾向均为常数且相等，则有

$$C_t = \alpha + \beta Y_t \quad t=1, \dots, T$$

有时从微观函数导出线性集总关系式的过程中还可得到进一步的结果。下述例子表明关于外部信息的重要性。假定已知收入是独立分布。那么可以知道每个家庭在集总收入中所占的（不变）份额，并且把在每个时间点的第 i 个家庭在总收入中占的份额代替各个家庭收入变量，即 $y_{it} = \lambda_i Y_t$ ， $t=1, \dots, T$ ，其中常数 $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_N$ 满足 $\sum \lambda_i = 1$ ，是由外部给出的。那么可以得出合理的容易解释其参数的集总

方程。这时微系统为

$$\begin{aligned}c_{1t} &= \alpha_1 + \beta_1 \lambda_1 Y_t \\c_{2t} &= \alpha_2 + \beta_2 \lambda_2 Y_t \\&\vdots \\c_{Nt} &= \alpha_N + \beta_N \lambda_N Y_t\end{aligned}$$

集总后得到常系数的线性关系式

$$C_t = \alpha + \beta Y_t$$

其中 α 同上, β 由

$$\beta = \sum_{i=1}^N \lambda_i \beta_i$$

定义, 这是一个以每一个微元的(给定)收入份额为权的边际消费倾向的加权平均。

注意, 若取以前的微系统, 对每个时期写出

$$\sum_{i=1}^N \beta_i y_{it} = \beta^* Y_t$$

并将“集总 mpc ”定义为加权平均

$$\beta^* = \sum_{i=1}^N \frac{y_{it}}{Y_t} \beta_i = \frac{\sum y_{it} \beta_i}{\sum y_{it}}$$

则条件还不充分, 因为权随时间变化, $\beta^* Y_t$ 就不是带有常系数的集总收入线性函数了。

五、线性模型的通用符号

在说明经济计量方法时, 为了避免造成越来越复杂的国民收入模型, 介绍一下线性模型的一般记号是有益的。现在介绍一些标准的习惯用法。

内生变量以 y 表示; 外生变量用 z 表示; 内生变量的个数(及结构方程数)用 G 表示, 且有 K 个外生变量, 那么

$y_1, y_2, \dots, y_G$ 为系统的内生变量, $z_1, z_2, \dots, z_k$ 为外生变量。内生变量的参数记为 β , 它有两个下标, 第一下标, 或行下标, 为问题中的方程标数; 第二下标, 或列下标, 针对某变量的系数。外生变量的参数记为 γ (再次把方程标数作为第一下标, 问题中的外生变量的标数作为第二下标)。

以几种方式写出线性模型的标准形式。把所有项集中到左边, 可得到 G 个结构方程

$$\begin{aligned} & \beta_{11}y_1 + \beta_{12}y_2 + \dots + \beta_{1G}y_G + \gamma_{11}z_1 \\ & \quad + \gamma_{12}z_2 + \dots + \gamma_{1k}z_k = 0 \\ & \beta_{21}y_1 + \beta_{22}y_2 + \dots + \beta_{2G}y_G + \gamma_{21}z_1 \\ & \quad + \gamma_{22}z_2 + \dots + \gamma_{2k}z_k = 0 \\ & \quad \vdots \\ & \beta_{G1}y_1 + \beta_{G2}y_2 + \dots + \beta_{GG}y_G + \gamma_{G1}z_1 \\ & \quad + \gamma_{G2}z_2 + \dots + \gamma_{Gk}z_k = 0 \end{aligned}$$

参数的约束将由所提出的问题决定。例如, 第一个方程是一般的国民收入模型中的消费函数, 在该方程中消费 (譬如说, 用 y_1 表示) 和收入 (y_2) 为唯一的两个内生变量, 并且不出现外生变量, 那么可通过限制 $\beta_{13}, \beta_{14}, \dots, \beta_{1G}$ 和 γ_{1K} ,

($K = 1, \dots, K$) 为零来表示。这表明, 用这种方法, 即通过对适当参数施加零约束, 可将一般结构系统表示作一特殊的行为方程。若某方程为一恒等式, 可限定变量的系数 (譬如说) 等于 1 或 -1。在任一方程中, 常数项 (截距) 很容易通过指定特殊的外生变量等于 1 来处理, 例如, $z_k = 1$, 那么不同方程中的系数 (γ_{gk} , $g = 1, \dots, G$) 即为截距项。因为每个方程用一常数去乘它仍然成立, 故产生一个问题, 即出现不确定的参数值。可利用规范化规则将不确定性除去, 这样参数就有唯一的数值。常用的方法是令第 i 个方程中第 i 个内生变量的系数等于 1 ($\beta_{ii} = 1$)。于是, 若

方程是一个行为方程，可将该方程看做主要是研究第 i 个内生变量 (y_i) 的结构方程。

如果我们的目的只是为了讨论一般概念而建立一套记号，而不是为了建立越来越复杂的模型的话，那么到目前为止我们还没有取得很多的进展。有两种方法可减少记号上的混乱，使之易于处理。第一种方法是使用标准求和记号；第二种方法是用矩阵代数。那么，第 G 个方程可写作

$$\sum_{i=1}^G \beta_{gi} y_i + \sum_{K=1}^K \gamma_{gK} z_K = 0$$

并且 $g = 1, \dots, G$ ，一般模型也可写成矩阵形式。

$$\begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \cdots & \beta_{1G} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \cdots & \beta_{2G} \\ \vdots & & & \vdots \\ \beta_{G1} & \beta_{G2} & \cdots & \beta_{GG} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_G \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \cdots & \gamma_{1K} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \cdots & \gamma_{2K} \\ \vdots & & & \vdots \\ \gamma_{G1} & \gamma_{G2} & \cdots & \gamma_{GK} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} z_1 \\ z_2 \\ \vdots \\ z_K \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

定义 B 与 Γ 为以上结构参数的矩阵， y 和 z 分别为以上内生变量和外生变量的列向量，则

$$B_y + \Gamma_z = 0$$

由于方程数等于内生变量数，故 B 总是方阵 ($G \times G$)，但无法说 T ($G \times K$) 是不是方阵。外生变量数可多于或少于方程数 (内生变量数)。

现用一般记号对前边的例子说明几点。对三方程模型先写出投资方程 (可分段)，重新排列各项得

$$i \quad \quad \quad -\delta y \quad \quad \quad -\gamma = 0$$