

# 测定农业技术进步的 变速模型

高鸿楨

**内容提要** 在较长的时段内,农业生产的技术进步具有不均匀性。现有利用生产函数测算技术进步的方法都隐含着“技术进步是匀速的”这一假定。为解决这个问题,本文提出了变速模型,论述其理论根据及应用前景,同时介绍了该模型在测算“福建省1950~1988年农业技术进步对农业总产值的贡献”中的成功应用。

目前,用生产函数法测定技术进步对经济增长的贡献时,经常使用产出增长型的函数。生产函数的具体形式为:

$$Y(t) = A_t [K(t)]^\alpha [L(t)]^\beta \quad (1)$$

其中,  $Y(t)$  是  $t$  时期的产出量,  $A_t$  为  $t$  时期的技术水平,  $K(t)$  是  $t$  时期投入的资金,  $L(t)$  是  $t$  时期投入的劳动力,  $\alpha$ 、 $\beta$  分别是资金产出弹性和劳动力产出弹性<sup>①</sup>。利用这一模型测定工业(或国民收入)增长中技术进步的贡献可得到较好的结果。然而,影响农业生产的因素很多,不仅仅是资金和劳动力。例如土地、气候、农产品价格以及各种政策因素的影响都是不可忽视的。如果我们直接采用(1)式来测定农业技术进步,则可能为资金和劳动力以外的诸因素的贡献统统计算在“余值”中而看作是技术进步的贡献,这样测得的结果就与实际不符。为解决这个问题,有的同志提出如下模型<sup>②</sup>:

$$Y(t) = A_t [X_1(t)]^{\alpha_1} [X_2(t)]^{\alpha_2} \dots [X_s(t)]^{\alpha_s} \quad (2)$$

其中  $X_i(t)$  是第  $i$  种生产要素(或虚拟变量)在  $t$  时期的值,  $X_i$  则是它的产出弹性 ( $i=1, 2, \dots, s$ )。模型(2)是模型(1)的推广,考虑了多种因素,反映了农业生产的特殊性。文献<sup>②</sup>利用模型(2)测算了我国1972—1980年的农业技术进步的贡献,取得较好的结果。但是,目前文献中都有

$$A_t = A_0 e^{\delta t} \quad (3)$$

的假定。其中  $\delta$  是常数,称为技术进步系数。这个假定意味着:在所考察的期间,技术进步的速度是均匀的。事实上,如以年作为  $t$  的单位,由(3)可得

$$A_{t+1} / A_t = A_t / A_{t-1} = \dots = e^\delta \quad (4)$$

$$A_t = A_0 (1+a)^t \quad (5)$$

其中,  $a$  是技术进步的速度,  $a = e^\delta - 1$  也是一个常数。

作者系厦门大学计统系副教授。著有《经济管理中的决策方法》,译有《马克思的经济学》、《经济数学》等书。目前从事科技进步与产业结构等方面研究。

①李京文、郑友敬主编《技术进步与产业结构》,经济科学出版社,1988,北京。

②朱希刚《我国农业技术进步作用测定方法的研究和实践》载《农业技术经济》月刊,1984,6。

这种技术进步是“匀速”的假定，在所考察的时段较短（如②）或技术进步变化很小（如①）时是允许的，在此假定下作出的结果也是符合实际的。然而，当所考察的时间较长，而技术进步变化较大时就可能产生与实际不符的结果。有时在利用实际数据进行测算时甚至得不到具有统计意义的参数值。我们在研究福建省1950—1988年农业技术进步对全省农业总产值的贡献时，就遇到这种情况。为解决这个问题，我们用“技术进步是变速的”这个假定来代替“匀速”的假定。即用更一般的

$$A_t = e^{\phi(t)} \quad (6)$$

来取代(3)式，其中 $\phi(t)$ 是 $t$ 的连续函数。此时

$$A_{t+1}/A_t = \exp[\phi(t+1) - \phi(t)] \quad (7)$$

$$\text{于是有 } A_{t+1} = A_t [1 + a(t)] \quad (8)$$

$$\text{其中, } a(t) = \exp[\phi(t+1) - \phi(t)] - 1 \quad (9)$$

这里 $a(t)$ 是 $t$ 年的技术进步速度，在一般情况下它不是一个常数，而是 $t$ 的函数。把(6)式代入(2)式得

$$\bar{y}(t) = e^{\phi(t)} \prod_{i=1}^t [X_i(t)]^{\alpha_i} \quad (10)$$

取对数得

$$\ln \bar{y}(t) = \phi(t) + \sum_{i=1}^t [\alpha_i \ln X_i(t)] \quad (11)$$

可以按实际情况选取 $\phi(t)$ 的适当形式，通过(11)式进行回归求得参数的值。一般可取 $\phi(t)$ 为 $t$ 的多项式而用回归的方法确定多项式的系数。下面假定：“在所考察的时间间隔内，农业的技术进步不是匀速的，而是以一个很小的变化率加速进步。”即

$$A_{t+1} = A_t (1 + \delta + \beta t) \quad (12)$$

其中， $\delta, \beta$ 都是正的常数，且 $\beta$ 远小于1。在这个假定下， $\phi(t)$ 可取为 $t$ 的二次函数。事实上，比较(7)式与(12)式可得

$$\phi(t+1) - \phi(t) = \ln(1 + \delta + \beta t) \quad (13)$$

(13)式的右边可写为

$$\ln(1 + \delta) + \ln\left(1 + \frac{\beta t}{1 + \delta}\right)$$

由于 $\beta$ 很小，因此 $\beta t / (1 + \delta)$ 也很小，在略去 $\beta t / (1 + \delta)$ 高阶项的情况下有

$$\ln\left(1 + \frac{\beta t}{1 + \delta}\right) \approx \frac{\beta t}{1 + \delta}$$

因此(13)式可改写为

$$\phi(t+1) - \phi(t) = \ln(1 + \delta) + \beta t / (1 + \delta) \quad (14)$$

由差分方程(14)可知，它的解 $\phi(t)$ 是 $t$ 的二次函数。即 $\phi(t) = pt^2 + rt + g$ ，且 $p$ 很小。

我们这个假定是有事实根据的。农业生产中的“良种效应”使得农业技术水平加速提高。例如1921年美国杂交玉米新品种培育成功大大提高了玉米产量，同时也促进了以玉米为饲料的畜牧业的发展；1961年墨西哥小麦新品种和1965年菲律宾水稻新品种使世界谷物产量大增，被称为“绿色革命”；我国杂交水稻在1973年实现三系（不育系、保持系、恢复系）的配套，选配强优组合使平均亩产增加了50多公斤；福建省从50年代就开始评选农家良种，

使平均亩产从88公斤增加到150多公斤，60年代末开始推广矮秆良种又使亩产平均增加50余公斤，70年代中期推广杂交水稻使亩产超过300公斤，象这样的效应必须在技术进步中得到反映。另外，农业机械和农药、化肥使用量的递增也可看出农业技术水平的加速提高。

为测算出技术进步对农业总产值增长的贡献，我们采用分段平均的方法。因为农业技术进步对总产值的贡献是一种持续作用的结果，它是一种时段效应而不是时点效应，所以不采用每一年的时点数据分别计算，而用一定时段的平均值进行计算。我们采用水平法计算时段农业总产值增长速度的平均值以及技术进步速度的平均值，即

$$\bar{v}_{ts} = \left[ \frac{y(t)}{y(s-1)} \right]^{\frac{1}{t-s+1}} - 1 \quad (15)$$

$$\bar{a}_{ts} = \left[ \prod_{i=s}^t (1+a(i)) \right]^{\frac{1}{t-s+1}} - 1 \quad (16)$$

这里， $v_{ts}$ 是从S年到t年农业总产值的平均增长率， $a_{ts}$ 是从S年到t年的农业技术平均进步率。从而得S年到t年间技术进步对农业总产值的增长的贡献为

$$E_{ts} = \bar{v}_{ts} / \bar{a}_{ts} \quad (17)$$

以上模型考虑了技术进步速度 $a(t)$ 随时间 $t$ 而变的情况，故称它为“变速模型”。

在上述理论框架下，用福建省1950—1988年的数据进行试算，选取了对全省农业生产有实质影响的因素作为自变量，为消除单位取法的影响及价格因素的干扰，将数据进行变换，全部以1952年的不变价格为准并把所有的量都化为指数的形式（以1950年为100），得到如下模型

$$\bar{Y}(t) = \exp(pt^2 + rt + q) X_1^{\alpha_1}(t) \cdot X_2^{\alpha_2}(t) \cdot X_3^{\alpha_3}(t) \cdot X_4^{\alpha_4}(t) \quad (18)$$

其中， $Y(t)$ 是t年农业总产值指数， $X_1(t)$ 是t年农业生产费用指数， $X_2(t)$ 是t年农业劳动力指数， $X_3(t)$ 是t年耕地面积指数， $X_4(t)$ 是虚拟变量，反映农产品收购价格的提高对农业产值增长的影响，即

$$X_4(t) = \begin{cases} e, & t \geq 30 \\ 1, & \text{其他} \end{cases}$$

t的取法是：1950年取 $t=1$ ，余类推。

对(16)式取对数进行线性回归（利用TSP软件包）得到各参数值如下（括号内是相应参数的t统计值）：

$P = 0.0003240$  (2.1213)， $r = 0.007185$  (2.0991)， $g = -13.374$  (-10.266)， $\alpha_1 = 0.5640$  (8.4004)， $\alpha_2 = -0.4063$  (-2.8648)， $\alpha_3 = 3.7513$  (8.8804)， $\alpha_4 = 0.0685$  (2.2286)。  
 $R^2 = 0.9969$ ， $SE = 0.02857$ ， $DW = 1.5414$ ， $F = 1587.3$ 。

从以上统计量看，这个模型的拟合结果较好，且P的值很小，与我们的假定相符。利用(8)、(9)式可以算出福建省历年的技术进步速度和技术水平。重要年份的数值见下表所示：

年份	1950	1960	1970	1980	1988
技术进步速度 $a(t)$	0.0075	0.0141	0.0207	0.027	0.033
技术水平 $At$	1.00	1.110	1.314	1.661	2.098

按(15)、(16)式算出若干时段的农业总产值均增长率 $v_{ts}$ 、年均技术进步率 $a_{ts}$ ，再按(17)算出该时段技术进步对总产值增长的贡献 $E_{ts}$ 。数值见下表。

时段	$V_{t_0}$	$a_{t_0}$	$E_{t_0}$
1951~65	0.0428	0.0121	23.65%
1951~78	0.0388	0.0164	26.20%
1977~88	0.0773	0.0283	36.61%

由(18)式中的参数值可知 $\alpha_3 > \alpha_1 > \alpha_2$ 。这说明福建省农业总产值对耕地的弹性最大,对农业费用的弹性次之,而对劳动力的弹性最小(为负值)。这意味着,从较长时段的生产效应看,农业对耕地的依赖性最强,按偏弹性的定义可知,当其他投入因素保持不变时,每增加1%的耕地,农业总产值将增加3.75%;每增加1%的农业费用,农业总产值将增加0.56%;劳动力的偏弹性是负值并不是说明劳动力的增加反而使农业总产值减少,而是说明农村劳动力已经过剩,农业劳动力的增加对农业总产值影响甚微。偏弹性表达的只是在“其他生产要素不变”的假定下自变量的变化对函数的影响,而在我们这个特定问题中,劳动力的增减必然引起其他生产要素(例如,生产费用等)的变化。所以劳动力偏弹性为负值这一事实可以解释为:在劳动力过剩的情况下,投入过多的劳动力所产生的效益很低,产值的增加尚不足以补偿因劳动力过剩所产生的负效应。

以上研究了变速模型及一个应用实例。当然,变速模型在福建省农业技术进步测算中的成功应用,并不能说明它普遍适用于其它地区或其它行业。然而,从考虑技术进步的匀速变化到考虑非匀速变化,无疑扩展了我们的思路,因而它具有潜在的应用前景。本文在(12)式中仅考虑 $\delta > 0, \beta > 0$ ,因此可以认为是“匀加速”的情况,其实也可以考虑 $\beta < 0$ 的“匀减速”的情况。对于某些具有周期性的变动,还可以考虑

$$A_{t+1} = A_t [1 + \delta + \beta \cos(\frac{2\pi}{T}t + \theta)] \quad (19)$$

的情况,其中 $T$ 是周期, $\delta, \beta, T, \theta$ ,都是常数。所以当实际数据表明技术进步不是匀速的,即用匀速模型得不到有统计意义的结果时,不妨用变速模型一试。

由于技术进步速度的变化率很小,(12)、(13)式中的 $\beta$ 的绝对值都很小,含 $\beta$ 高次方的项可略去不计;当 $\beta = 0$ 时,就成为匀速模型。可见我们这个模型是匀速模型的一个推广。值得提出的是:我们如果把(13)式的右边变换后,把 $\ln[1 + \beta t / (1 + \delta)]$ 作幂级数展开,若略去高于 $n$ 阶的项则可得到 $t$ 的 $n$ 次多项式,代入(13)式可解得 $\phi(t)$ 是 $t$ 的 $n+1$ 次多项式。这样看来,似乎取的 $n$ 越大,结果就越精确,但是在实际上只要取 $n=1$ 就够了。这是因为 $\beta$ 的绝对值很小,高次项的影响甚微,而且我们对经济现象所作的定量分析实际上都只是一种经验的总结,模型与现实的差距客观存在。过分追求数字的“精确”取较大的 $n$ ,只会增加运算量而对揭示经济运动的规律并无多大帮助。

## 本刊讯

**中国技术经济研究会**第二次会员代表大会于1990年10月23—25日在北京召开。代表大会选举吴明瑜为第二届理事长、副理事长有李京文、张磐、徐寿波、刘与任、马建章、许庆斌、何桂庭、任伊。马阳任秘书长。

**中国农业经济学会**第四次代表大会于1990年11月26日—29日在北京市大兴县召开,会议选举何康为理事长,刘志澄为常务副理事长,副理事长还有万建中、马恩成、牛若峰、王庭栋、白友光、安希俊、朱道华、刘堪、刘崧生、陈吉元、严瑞珍、段应碧、唐洪潜。