

科研机构效率评价的计量模型： 对经济效率理论的借鉴

吴 栋, 李西新

(清华大学 经济管理学院, 北京 100084)

摘要: 科研机构的效率评价可以借鉴机构效率计量模型, 对效率计量理论中的随机边界函数法做了一个较为全面、系统的评述, 扼要介绍了效率理论思想以及衡量效率的概念, 系统梳理、评价了基于随机边界函数的效率计量理论和方法, 以期对于开展科研机构效率评价有所启发。

关键词: 效率; 技术效率; 配置效率; 随机边界模型

中图分类号: G311:F224 文献标识码: A 文章编号: 1002-0241(2006)07-0027-07

目前, 对我国科研机构经济效率的研究文章还不多, 主要是国内学界缺少这方面的方法论。实际上, 科研机构的效率评价完全可以借鉴对机构的经济效率评价方法。国外学者从 20 世纪 50 年代初就从经济学意义上提出了机构经济效率的概念, 并发展了一系列的计量模型, 主要分为确定性边界和随机边界函数模型。本文主要介绍并评述机构效率及其随机边界函数计量模型, 以期对于开展科研机构的效率评价有所借鉴。

一、经济效率: 概念与基本模型

经济效率最早由 Farrell(1957)提出并加以研究, 他认为, 机构的经济效率主要由两部分构成, 即技术效率和资源配置效率。Farrell 在 1957 发表的论文成为后来研究经济效率理论与方法问题的基础性文献。

技术效率的概念与新古典生产函数的概念几乎是在同一个年代提出来的, 但人们对技术效率的研究相对没有对新古典生产函数的热情高, 原因在于新古典生产函数假设了技术具有完全的效率。但为什么要研究技术效率? 原因有两点: ①在于假设的技术效率与实际生产中的技术效率存在差异; ②实际存在的技术

无效率会对资源配置效率产生负面影响, 进一步会对经济效率产生累加性的负面影响。

与技术效率紧密相连的基本概念是对生产技术进行刻画的经济概念: 等产量线、生产函数、成本函数或者利润函数。这四种模型为技术效率的刻画提供了不同的工具。但实际上, 其基本方法是相同的, 结果也是收敛的, 因为对偶理论告诉我们, 这四种方法具有内在的一致性。

分析技术效率最为普通的工具是生产函数。在新古典生产理论中, 生产函数定义为给定技术和投入组合机构所能生产的最大可能产出, 即为边界生产函数。因为新古典生产函数假定了机构对于所拥有的技术能够进行最好的实践(the best practice)。

第 i 个机构用多种要素生产一种产品的边界函数可以表示为:

$$Y_i^* = f(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im}) | T \quad (1)$$

T 为样本中所有机构共同拥有的生产技术。

由于非价格的或者是社会经济机构等的原因, 第

收稿日期: 2006-01-23

第一作者简介: 吴栋(1944-), 男, 广东湛江人, 清华大学经济管理学院教授、博士生导师, 曾任经济管理学院党委书记, 研究方向: 机构战略、地区经济发展、公有制理论与实践、比较经济制度等。

i 个机构的实际生产函数为:

$$Y_i = f(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{im}) \exp(u_i) \quad (2)$$

u_i 代表非价格的或者是社会经济机构等给机构在生产上带来的影响; $\exp(u_i)$ 为第 i 个机构的技术效率。

$$\exp(u_i) = \frac{Y_i}{Y_i^*} = \frac{\text{实际产出}}{\text{最大可能产出}} \quad (3)$$

(3) 式中分子是可以观测到的, 但分母却无法获取, 因此, 就有各种各样的方法来估计分母: 线性规划方法、随机边界函数方法以及贝叶斯方法。

Farrell(1957)最早使用了确定性边界方法分析技术效率, 并成为研究机构效率的经典之作。Aigner, Lovell and Schmidt(1977)和 Meeusen, Van den Broeck(1957)率先同时独立地提出了随机边界生产函数的完整估计。

二、测度技术效率的随机边界函数法

(一) 固定系数随机边界生产函数法

1. 所有样本平均技术效率的估计

Timmer(1971)指出线性规划的方法没有考虑诸如测量误差等的统计误差, 并提供了一个简单的方法来处理这类误差。他假定了 3% 的观测数据受随机误差的影响, 并从样本中删掉, 利用剩余的观测数据进行估计。他把可能性(probability)引进了确定性边界中, 但是, 他所删除的数据却是随意的, 缺乏经济学和统计学上的依据。

Afriat(1972)提出了一种明晰的产出分布函数:

$$Y = (X_i; \beta) \exp(u_i)$$

其对数形式为: $y_i = \beta_0 + \sum \beta_j x_{ij} - u_i$

Afriat(1972)研究了 u_i 服从 γ 的情况, 密度函数为:

$$G(u, n) = \frac{1}{\Gamma(n)} u^{n-1} \exp(-u), 0 < u < \infty$$

Afriat 假定随机变量 $\exp(-u_i)$ 服从 β -分布。以乘积的形式给出 Cobb-Douglas 生产函数, Afriat 以 $E[\exp(-u_i)]$ 表示行业内机构的平均技术效率:

$$E(\exp(-u_i)) = \int_0^{\infty} \exp(-u) G(u, n) du$$

给定这样明确的分布假设, 针对模型参数可以构造似然函数, 并可利用样本数据估计。

Richmond(1974)考虑了 Cobb-Douglas 生产函数形式, 并引进了具有 0 均值的误差项, 即 $e_i = n - u_i$, 其中 $n = E(u_i)$ 。

综上, 模型可以表示为: $y_i = \beta_0 + \sum \beta_j x_{ij} - (u_i - e_i); i = 1, 2, \dots, n, \beta_0 = \beta_0 - n$ 其中, $u_i - e_i$ 除了不服从正态分布外, 满足所有标准 OLS 的假设。

Richmond(1974)应用 OLS(普通最小二乘法)估计上面模型的参数, 除了常数项外, 所有参数均为无偏估计; 同时, Richmond(1974)用误差项分布(由 OLS 残差所估计)的矩来校正模型的截断项。Richmond 认为, ①乘积形式的 Cobb-Douglas 函数的残差服从 β -分布, ②其线性对数形式服从 γ -分布的假设缺乏依据, ③从偏斜分布得出的实证结果的可靠性在很大程度上依赖于参数的个数。值得注意的是, Richmond 提出的矫正方法并不总能保证 $(u_i - e_i)$ 为非负, 这样就不能满足效率的边界假设。

Greene(1980)提出了另一种校正方法: 把经 OLS 估计得到的截断项向上平移, 直至所有残差为非负。Schmidt(1976)对 u_i 做了明确的分布假设, 并推导了参数的 ML(最大似然法)估计法。这种做法的优点在于: ①误差项服从指数分布, 未知参数的 ML 估计可以由线性规划得到, ②误差参数服从 $N^+(0, \delta)$ (经过对 $N(0, \delta_u^2)$ 在 0 点截断得到), 未知参数的 ML 估计可以由二次线性规划得到。因此, Aigner and Chu(1968)估计可以被看作是特殊误差的 ML 估计, 但这些最大似然估计值的渐进性是未知的。因为, 由 $Y_i \leq f(X_i, \beta)$ 给出的限制依赖于被估计的参数, 这违背了最大似然估计方差的条件。

Schmidt(1976)发现, 如果给出诸如误差服从 i.i.d (μ, σ^2) 的假设, u_i 's 和 x 's 不相关, 除了截断项, OLS 得到的参数估计值是无偏的和一致的。

另外一种估计方法明确考虑了随机误差项, 模型如下:

$$y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j x_{ij} + v_i + u_i \quad i=1,2,\dots,n \quad (4)$$

$u \leq 0$ 为单个机构的生产技术与最优生产技术之间的差异, v 为统计误差和其他不受机构控制的影响生产的随机因素。由(4)可知, 如果一个机构使用了最优生产技术($u=0$), 没有统计误差和其他随机因素的影响($v=0$), 则机构的边界函数为: $y_i = \beta_0 + \sum \beta_j x_{ij}$ 。

如果 $u=0$, 但 $v \neq 0$, 则机构的边界函数, $y_i = \beta_0 + \sum \beta_j x_{ij} + v$, v 意味着边界函数随着不同机构、同一机构的不同时间段而不同。用 ML 估计上述边界的优点在于可以识别机构偏离最大产出的原因主要在 u 还是 v , 从而判断这种偏离是偶然发生还是必然要发生。

基于 u 的非正假设, Aigner, Lovell & Schmidt (1977)(ALS, 1977) 在使用上述方法时, 假定了 $u \sim N^+(u, \sigma_u^2)$, $v \sim N(0, \sigma_v^2)$; Meeusen and Van de Broeck (MVB, 1977) 假定了 u 服从指数分布, Greene(1980) 假定 u 服从 γ -分布。

2. 样本中单个机构的技术效率的估计

尽管上述估计得到的样本平均的技术效率非常有用, 但从政策角度看, 估计单个机构的技术效率显得更为重要。Jondrow, Lovell, Materov and Schmidt (1982) and Kalirajan and Flinn(1983)各自独立的考虑了如何使用 ALS(1977)和 MVB(1977)模型去预测 ($v_i + u_i$) 已知条件下的随机变量 (u_i)。Kalirajan and Flinn(1983)假定 $u_i \sim N^+(u, \sigma_u^2)$, 并提出了如下模型:

$$E[u_i | v_i + u_i] = -\frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma} \left[\frac{f(\cdot)}{1-F(\cdot)} - \frac{v_i + u_i}{\sigma} \sqrt{\frac{r}{1-r}} \right] \quad (5)$$

其中, $f(\cdot) = f\left(\frac{v_i + u_i}{\sigma} \sqrt{\frac{r}{1-r}}\right)$, $r = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$ 和 $\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$

Waldman(1984)分析了 Jondrow, Lovell, Materov and Schmidt(1982)and Kalirajan and Flinn(1983)估计方法以及线性无偏估计、最优线性估计的特性, 认为这些估计不具有一致性。

一个部门内部机构的随机边界生产函数的估计需要有明确的统计误差分布形式以及无效率变量项,

无效率变量项最常用的分布形式为截断正态分布和指数分布。在这个问题上存在的争议主要是: 对于分布形式的假设过于强烈, 因为无从判断它们到底服从什么分布或者是否服从某一分布。

使用 panel data 研究机构效率时, 对于分布就没有太强的假设。Schmidt and Sickles(1984)总结了用 panel data 估计边界生产函数的好处: ①无须为了参数估计的一致性要求效率误差项 u 具有明确的分布形式, ②放松了无效率项 u 与要素投入变量相独立的假定, ③panel data 能更精确的把单个机构技术无效率的构成部分从统计误差中识别出来。使用面板数据不仅能够很好的估计单个机构的技术无效率, 而且能够克服参数估计的不一致性问题。

使用 panel data 的随机边界模型为:

$$y_{it} = \beta + x_{it} \beta + v_{it} - u_{it}; i=1, 2, \dots, n, t=1, 2, \dots, T. \quad (6)$$

考虑第一种情况, (6)式可以表示为:

$$y_{it} = \beta_{0i} + x_{it} \beta + v_{it}, \beta_{0i} = \beta_0 - u_i \quad (7)$$

对(7)的估计方法一般有两种。第一种, 假定 u_i 为固定值的随机生产边界参数的估计, 这类模型被称为固定效应模型(fixed effect model), 这类估计方法被称为内部估计法(within estimator); 第二种, 对单个机构的 u 进行估计, 这类模型被称为随机效应模型, 估计方法可采用 GLS(广义最小二乘法)或者 ML(最大似然法)。OLS 方法可以得到参数 β 的内部估计, 模型为: $(y_{it} - \bar{y}_i) = \beta (x_{it} - \bar{x}_i) + v_{it}$, 技术效率的测度公式: $TE = \exp(\hat{u}_i)$ 。

尽管固定效应模型有如下优点: ①考虑了无效率项与独立变量的相关性, ②没要求效率项具有明确的分布形式, 但是对于实证结果需要认真识别, 因为无法排除下面这种可能性: 具体某个机构的无效率可能受随机构变化但不随时间变化的变量影响。Simar(1992)指出固定效应模型不是估计截断项、边界系数的好方法, 进而得到的效率估计也是没有道理的。

如果回归因子 x_{it} 和无效率项 u_{it} 是不相关的, 使用 GLS 估计随机效应模型, 得到的参数估计具有无

偏性和一致性。如果回归因子 x_{it} 和无效率项 u_{it} 是相关的, Hausman 和 Taylor(1981)给出了一个检验程序和估计方法, 这种检验基于内部估计法和 GLS, 对所有的 x_{it} 和 0 个 x_{it} 与单个机构的无效率相关两种极端情况给出判断。若零检验被拒绝, 使用 IV(工具变量法)估计。

在固定效应模型中, 不随时间变化(有可能随不同机构而变化)的回归因子的系数无法被估计, 因为这些因子在变形中将被消去。在这种情况下, 单个机构的技术效率将包括所有在机构水平上不随时间变化的变量影响。

给定某个具体机构无效率项的密度函数, 可以用 ML 估计(6)的参数。Pitt 和 Lee(1981)根据具体某机构无效率项的不同分布假设考虑了下面三个模型:

Mode I: $u_{it}=u_i, t=1, 2, \dots, T$, 即 u_{it} 不随时间变化。

Model II: $\text{cov}(u_{it}, u_{it'})=0$ 适用所有 i 和 $t \neq t'$; $\text{cov}(u_{it}, u_{jt})=0$ 适用所有 $i \neq j$, 即 u_{it} 间不相关

Model III: $\text{cov}(u_{it}, u_{it'})=\sigma_u^2$ 和 $\text{cov}(u_{it}, u_{jt'})=0$, 对于所有 $i \neq j$, 即 u_{it} 对于给定企业是不随时间相关的。

假定 $u_{it} \sim N^+(u, \sigma_u^2)$, Pitt and Lee 使用最大似然法估计 Model II 和 Model III。对于 Model III 的估计, 通常使用 Zellner's(1962)提出的表面不相关回归估计法(seemingly unrelated regression), 约束条件为: 回归因子的系数在不同时间段是相等的, 因为在多元变量正态分布截断的假设下, 所得到的似然函数在数学上难以进行处理。Schmidt and Sickles(1984)重新考虑了 Pitt&Lee 提出的 Model 中不随时间变化的具体某个机构的无效率项, 讨论了边界函数(6)中参数的 GLS 和 ML 估计的特性。Battese and Coelli(1988)考虑了不随时间变化、非负、服从截断正态分布的单个机构的无效率项, 并使用 ML 法进行估计。

上面的模型可以进一步扩展成为非均衡样本模型(unbalanced sample), 即样本中并不是每一机构观测值的个数都是相等的。Battese, Coelli & Colby(1989)修改了 Battese and Coelli(1988)模型, 他们用 ML 法和

非均衡样本数据估计了 u_{it} 服从半正态分布的情况。

上面估计的单个机构的技术效率是假定不随时间变化的, 这个假设在较长的时间序列中是不能被接受的。Sickles, Good and Johnson(1986)第一次提出了单个机构的技术效率项随时间而变化的模型, 为了估计技术效率和随机变化的资源配置效率, SGJ 模型包括了利润函数、产出供给和要素投入需求函数, 因而是一个高度参数化的非线性模型, 使用的方法为 ML。

Kumbhakar (1990) 使用 ML 法估计了下面的模型:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum \beta_j x_{ijt} + v_{it} + u_{it}; u_{it} = g(t)u_i, i=1, 2, \dots, n; g(t) = \frac{1}{1 + \exp(\gamma t + \delta t^2)}, t=1, 2, \dots, T$$

u_{it} 的增减性、凸凹性依赖于参数 γ 和 δ 。

Battese & Coelli(1992)提出了基于非均衡面板数据的无效率项随时间变化的模型:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum \beta_j x_{ijt} + v_{it} - u_{it}; u_{it} = \eta_i u_i = \{\exp(-\eta(t-T))\} u_i, t \in \phi(i), i=1, 2, \dots, n$$

其中, $u_{it} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(u, \sigma_u^2)$ 是非负截断; η 是未知参数, ϕ_i 是机构 i 的观测数据所跨的时间, 估计方法采用 ML。该模型的优点在于并不要求观测时间内的所有数据(即非均衡面板数据); 主要缺点在于 u_{it} 的参数化, 这种参数化很僵硬: 当 $\eta > 0$, u_{it} 随着 η 的递减而递减; 当 $\eta < 0$, u_{it} 随着 η 的递减而递增; 当 $\eta = 0$, u_{it} 不随时间变化。

Cornwell, Schmidt and Sickles(1990)放松了上述的假设, 使用 GLS 和 IV 方法估计了一种新的从机构层面上考虑随时间变化的无效率项的模型:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum \beta_j x_{ijt} + v_{it} + u_{it}$$

$$\beta_{0it} = \beta_0 + u_{it}, i=1, 2, \dots, n, \beta_{0it} = \delta_{i0} + \delta_{i1}t + \delta_{i2}t^2$$

估计 u_{it} 步骤为: ①为了确定使用固定效应模型还是随机效应模型, 首先使用 Hausman's(1978)检验零假设, 即 v_{it} 和 x_{ijt} 不相关; ②根据零假设被拒绝与否, 决定使用 GLS 还是 IV; 如果拒绝零假设, 使用 IV 法; ③对第 i 个机构的残差 $(y_{it} - \sum x_{ijt}\beta_j)$ 进行回归; ④获

得 β_{0it} 的估计。最后,使用下式估计机构的技术效率: $\hat{u}_i = \hat{\beta}_{0i} - \hat{\beta}_{0it}$, $\hat{\beta}_{0i} = \max\{\hat{\beta}_{0it}\}$ 。该模型的优点在于没有设定 u_{it} 的密度函数。

尽管 Cornwell, Schmidt & Sickles 的理论模型考虑了回归因子的系数可以随着时间、不同的部门而变化,但他们的实证模型仅仅允许截断项在不同部门间发生变化,而不允许斜率系数的变化。但实际上,他们所采用的 IV 估计法是可以允许截断项和斜率同时发生变化的。

上面所有模型的一个潜在假设是,无论估计是基于跨部门、不随时间变化的面板数据还是跨部门、随时间变化的面板数据,边界生产函数都是中立性的偏离实际生产函数。即平均生产函数和边界生产函数的系数,除了截断项外,都是固定不变的。

边界生产函数与平均生产函数的区别在于前者不仅考虑了传统的生产性投入(比如,劳动、资本等),还考虑了机构自身的生产特性(比如,薪酬制度、劳动力受教育水平、产权结构等),因此,硬性假定基于不同机构观测值估计得到相同的系数是不合乎逻辑的。

更为一般的情况是边界生产函数的系数是变化的。无论机构的经济规模多大,技术的完全效率性来源于对投入要素的正确使用,而投入要素的正确使用与否主要受非价格因素和机构组织因素的影响,对非价格因素和组织因素产生影响的是社会文化和政府政策。可见,使用投入要素的方法不同所得到的产出也就不同,也就是说机构不同,边界生产函数的系数也就不同。因此,需要寻找一种把机构自身的生产特性模型化以及估计该模型的技术,从而把好机构和差机构区分开来;下面讨论的就是这部分内容。

(二)可变系数的随机边界函数法

实证研究结果表明,同一行业内机构规模相同、生产技术相同、投入水平相同,但产出水平不同的主要原因在于机构对相同技术的使用方法不同。每个机构的生产特性差异导致了截断项以及生产系数的可变性,这种可变性不仅随着机构的不同而不同,而且

在同一个机构内随着时间的流逝而发生变化。

Swamy(1970)给出了这类模型的一般形式,

$$y_{it} = \sum_j \beta_{ijt} x_{ijt} + \varepsilon_{it}; i=1,2,\dots,n; t=1,2,\dots,T \quad (8)$$

x_{ijt} 为第 i 个企业在 t 时期投入第 $j(j \neq 1)$ 类要素的对数值($j=1$ 时,模型包含了截断项);

β_{1it} 为企业 i 在时期 t 的截断项, y_{it} 为第 i 个企业在 t 时期的产出对数值;

$\beta_{ijt}(j \neq 1)$ 为企业 i 在时期 t 对第 j 类要素投入的斜率系数, ε 为误差项。

但是,模型(8)的参数个数超出了观测值的个数,无法估计模型。使用方差分析法可以减少参数的个数,对模型(8)增加了如下限制条件,

$$\beta_{ijt} = \hat{\beta}_{jt} + u_{ij} + v_{jt}; j=1,2,\dots,m; \sum_t v_{jt} = 0, \sum_i u_{ij} = 0$$

假定 u_{ij} 、 v_{jt} 是随机变量,那么模型(8)即成为可变系数的随机边界函数,该函数既减少了参数的个数,同时又允许系数随时间、不同机构而变化。Griffiths(1972)、Hsiao(1986)给出了上述模型的估计步骤, Kalirajan and Obwona(1994)对模型(82)作了下述的总结: ①技术效率的获得是因为采用了最优生产技术,即正确使用了投入要素,效率的来源由两部分构成:一是对每一种要素的正确使用,其程度可以通过 β_{ijt} 体现,二是具体每一个机构的内在特性可能会对一种要素产生影响或对多种要素产生综合影响,这些影响全部包含在截断项中; ②对 β_{ijt} 估计值的最大值即为随机边界函数对应的系数:

$$\beta_{jt}^* = \max_i \{\beta_{ijt}\}; i=1,2,\dots,n, j=1,2,\dots,m; t=1,2,\dots,T$$

单个机构最大可能产出边界的计算方法如下:

$$y_{jt}^* = \sum_j \beta_{jt}^* x_{ijt} + \varepsilon_{it}; i=1,2,\dots,n; t=1,2,\dots,T$$

时期 t 机构 i 的技术效率计算如下: $(TE)_{it} =$

$$\frac{\exp(y_{it})}{\exp(y_{jt}^*)}$$

其中 y_{it} 为时期 t 企业 i 的产出观测值的对数值, y_{jt}^* 为时期 t 企业 i 的估计边界产出的对数值。

上述方法的优点在于即使使用跨部门的数据也

能进行每个机构的技术效率分析。

三、测度资源配置效率的随机边界函数法

测度资源配置效率主要依赖于边际成本函数,研究的主要问题是随机技术无效率项与随机资源配置效率项的相关性问题。Fan(2000)使用了影子成本边界函数来估计江苏各地区水稻生产的技术与资源配置的无效率性,之所以能够使用同一个函数估计两种无效率,主要源自于一个假定: e_i, ε_i 相互独立。

Fan(2000)使用的模型为影子成本函数:

$$\ln C^s = A_0 + a_t T + \frac{1}{2} a_u T^2 + a_y \ln Y + \frac{1}{2} a_{yy} \ln Y \ln Y + a_{yt} T \times \ln Y + \sum_{i=1}^4 a_i \ln p_i^s + \sum_{i=1}^4 a_{iy} \ln Y \ln p_i^s + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 a_{ij} \ln p_i^s \ln p_j^s + \sum_{j=1}^4 a_u T \times \ln p_i^s + e$$

线性同类技术要求参数必须满足下列关系式:

$$\text{要素投入函数: } \partial \ln C^s / \partial \ln p_i^s = a_i + \sum_{j=1}^4 a_{ij} \ln p_j^s + a_{iy} \ln Y + a_u T + \varepsilon_i$$

影子价格与实际价格的比值 $\xi = p_i^s / p_i$ 是变量 ALR、GMR、PD 的函数

$$\ln \xi_i = \xi_{i0} + \xi_{i1} \ln \text{ALR} + \xi_{i2} \ln \text{GMR} + \xi_{i3} \text{PD}$$

$$\text{实际成本函数: } \ln C = \ln C^s + \ln \left(\sum_{i=1}^4 s_i^s / \xi_i \right) + e$$

$$\text{实际要素投入函数: } \partial \ln C / \partial \ln p_i^s = s_i^s / \xi_i \left(\sum_{k=1}^4 s_k^s / \xi_k \right)^{-1} + \varepsilon_i$$

$$\text{配置效率: } \eta^A = \tilde{C}^s / \tilde{C}$$

而 e_i, ε_i 被 Kumbhakar(1997)用 translog 证明为是不独立的,这一证明过程非常复杂。严格的讲,这就从根本上动摇了 Fan 文的理论基础。凡是使用影子成本边界函数来同时估计 TE 和 AE 的文献,都是作了这样的理论假定,不再赘述其他文献。

C.A.Knox(2004)讨论了影子成本边界函数无法同时识别 TE 和 AE 的问题,提出了使用影子距离边界函数。其之所以能很好的同时解决两个问题,是因为

距离函数的误差项与投入要素数量函数的随机项相互独立。

为了克服上述所使用函数的线性齐次性,更加逼真的模拟现实,EFTHY(2002)使用具有随机系数的随机边界模型研究如何把技术无效率从不同机构所使用的技术有差异中分离出来。这样就大大放松了所有机构使用同样生产技术的严格假定。

四、两种误差项的相关性研究

本节所讲的是关于使用一组随机边界函数同时有效研究技术效率和配置效率的理论问题,研究进展不大。主要研究的问题是:①假定机构的技术无效率误差项和配置无效率误差项不相关,如何使用一组随机边界函数同时估计技术效率和配置效率;②假定机构的技术无效率误差项和配置无效率误差项相关,如何使用一组随机边界函数同时估计技术效率和配置效率,Kumbhakar(1997)用 translog 函数形式证明二者是相关的,但没有给出实证;进行这方面研究的学者还有 Schmidt&Lovell (1979,1980)、Atkinson&Halvorsen (1984)等。

五、简短的说明

上文较为系统的介绍和评述了机构经济效率随机边界模型发展的理论成果,技术效率和资源配置效率是 Farrell(1957)提出的机构经济效率的两个有机组成部分,三者的关系是技术效率与配置效率的乘积等于机构经济效率。

随着我国科研机构微观数据的逐步公开透明,使用科研机构技术效率,包括配置效率计量模型来广泛而深入的研究机构的微观效率,对于正确认识我国各类科研机构的投入产出水平,正确识别导致科研机构高效率的因素对于介绍推广科研机构管理经验、大面积提高科研机构经济绩效具有十分重要的现实意义。同时,利用该类模型识别导致科研机构低效率的因素对于建立适合中国的科研机构管理理论体系具有十分重要的理论意义。

参考文献

[1] Aigner, D.J. and Chu, S.F. On estimating the industry prod-

- uction function[J], American Economic Review, 1968, 58: 826-839
- [2] Afriat, S. Efficiency estimation of production functions [J]. International Economic Review, 1972, 13: 568-598
- [3] Aigner, D.J., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P., Formulation and estimation of stochastic frontier production models[J]. Journal of Economics, 1977, 6: 21-37
- [4] Breusch, T.S. and Pagan, A. R., A simple test of heteroscedasticity and random coefficient variation[J]. Econometrica, 1979, 47: 1287-1294
- [5] Charnes, A., Cooper, W.W. and Rhodes, E., Measuring the efficiency of decision making units[J]. European Journal of Operations Research, 1978, 2: 429-449
- [6] Cornwell, C., P. Schmidt and Sickles, R.C., Production frontiers with cross-sectional and time-series variation in efficiency levels[J]. Journal of econometrics, 1990, 46: 185-200
- [7] Debreu, G., The coefficient of resource utilisation[J]. Econometrica, 1951, 19: 273-292
- [8] David K. Guilkey, C.A. Knox Lovell and Robin C. Sickles, "A comparison of the performance of three flexible functional forms[J]. International Economic Review, 1983, 24: 591-616
- [9] Elliott Parker, "Shadow factor price convergence and the response of Chinese State-Owned Construction Enterprise to Reform[J]. Journal of Comparative Economics, 1995, 21: 54-81
- [10] Fan Sheng gen, Technology Change, Technical and Allocative Efficiency In Chinese Agriculture: The Case of Rice Production In Jiangsu[J]. Journal of International Development, 2000, 12: 1-12
- [11] Farrell, M.J., The Measurement of productive efficiency [J]. Journal of the Royal Statistical Society, Series A, 1957, 120: 253-281
- [12] Forsund, F.R., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P., A Survey of frontier production functions and their relationships to efficiency[J]. Journal of Econometrics, 1980, 13: 5-25
- [13] Fare, R., Grosskopf, S. and Lovell, C.A.K., The Measurement of Efficiency of Production[M]. 1985, Boston: Kluwer-Nijhoff.
- [14] Greene, On the estimation of a flexible frontier production model[J]. Journal of Econometrics, 1980, 13: 101-115
- [15] Greene, W., A gamma-distributed stochastic frontier model [J]. Journal of Econometrics, 1990, 46: 141-163
- [16] Hausman, J.A., Specification tests in econometrics. Econometrica, 1978, 46(6)
- [17] Hausman, J.A. and Taylor, W.E., Panel data and unobservable individual effects[J]. Econometrica, 1981, 49: 1377-1399
- [18] Kalaitzandonakes, N.G., Shunxiang W. and Jian-Chun, M., The relationship between technical efficiency and farm size revisited[J]. Canadian Journal of Agriculture Economics, 1992, 40: 427-442
- [19] Kumbhakar, S.C., Production frontier and panel data: an application to U.S. class I railroads[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 1987, 5: 249-255
- [20] Lee, L.F., On maximum likelihood estimation of stochastic frontier production models[J]. Journal of econometrics, 1983, 23: 269-274

(责任编辑 徐 惠)

Econometric Model of Evaluating Scientific Institution's Efficiency: Study from Enterprise Efficiency

WU Dong, LI Xixin

(School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing, 100084, China)

Abstract: At present, there are few researches on econometric model of scientific institution's efficiency in our academic field. But the evaluating of scientific institution's efficiency may be studied from the model of enterprise efficiency. The paper is a total and systematic review on stochastic frontier models of theory of enterprise efficiency. It simply introduces both idea and concept about enterprise efficiency and remarks on the econometric theory and methods for stochastic frontier model.

Key Words: Enterprise Efficiency; Technical Efficiency; Allocative Efficiency; Stochastic Frontier Model