

# 基于半参数改进型 Cobb-Douglas 生产函数的实证应用

董洁<sup>a</sup>, 黄付杰<sup>b</sup>

(江苏大学 a.工商管理学院; b.财经学院, 江苏镇江 212013)

**摘要:**传统的 Cobb-Douglas 生产函数中以中, 每种投入要素的产出弹性对不同的决策单元都是不变的常量, 用半参数方法对它进行改进后, 可以使不同的决策单元的各种投入要素的产出弹性由于受环境变量的影响而存在异质性。用半参数改进的 Cobb-Douglas 生产函数测量中国各省市的 R&D 效率, 可以找出地区间的效率差异及其影响因素。

**关键词:**半参数; 局部线性回归; Cobb-Douglas 生产函数; R&D 效率

**中图分类号:**F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-6487(2013)01-0092-03

## 0 引言

国内对 R&D 效率的测度方法主要有参数法和非参数法两大类: 非参数方法以 Charnes 等提出的数据包络分析 (简称 DEA) 方法为代表, 该方法无需设定函数形式, 从而避免了主观设定函数的影响, 且在处理多投入多产出的效率度量上具有优势。但 DEA 只能测量各决策单元的相对效率, 此外随着目标函数个数的增多, 它的 Pareto 有效解集合也会扩大, 因此, 当有过多的输入和输出数目时, 如果用 DEA 模型进行效率评价, 往往会出现绝大多数的决策单元都是有 DEA 有效。参数方法以 Aigner 等提出的随机前沿分析 (简称 SFA) 方法为代表, 该方法采用计量手段对前沿生产函数进行估计, 可以对得出的参数进行统计检验, 有更为坚实的经济理论基础, 而且在测算过程中可以控制个体冲击的影响, 从而在一定程度上克服了由于个体差异而造成的技术非效率, 但是 SFA 方法可能由于设定了错误的生产函数而得出错误的结论<sup>[1]</sup>。2011 年四川大学的张瑞和美国宾汉姆顿大学的 Michael S. Delgado 等将半参数方法引入到 Cobb-Douglas 生产函数对 R&D 效率进行测度, 利用该方法不仅可以测度 R&D 效率, 同时还可以测度各种投入对产出的弹性以及规模效率, 该方法的优势在于不同决策单元的各种标准投入的系数受环境因素的影响因而存在异质性, 这样可以找出地区间的 R&D 效率差异及其影响因素。此外, 由于半参数方法无需设定函数形式, 因而在估计参数时具有很大的灵活性。半参数改进的 Cobb-Douglas 生产函数的提出为效率分析提供了新的途径。

## 1 基本模型

**作者简介:**董洁(1964-), 女, 辽宁沈阳人, 博士, 研究员, 硕士生导师, 研究方向: 经济系统分析与与管理。

### 1.1 模型的提出

半参数改进的 Cobb-Douglas 生产函数由非线性时间序列的理论发展而来<sup>[2]</sup>, Chen 和 Tsay(1993) 提出函数系数自回归模型 (FAR), 以弥补传统的 ARMA 方法的不足, 并且提出了估计函数系数自回归模型 (FAR) 系数函数的迭代算法, 该模型的表达式为:

$$x_t = a_1(X_{t-1}^*)x_{t-1} + \cdots + a_p(X_{t-1}^*)x_{t-p} + \epsilon_t \quad (1)$$

式中  $X_t^*$  为  $x_t$  的滞后变量,  $\{\epsilon_t\}$  为独立同分布的随机变量, 并且与  $x_t$  相互独立。

Z.Cai, J.Fan 和 Q.Yao(2000) 对 FAR 模型进行了扩展, 提出了函数系数回归模型:

$$y_i = \sum_{j=1}^p a_j(u)x_{i,j} + \epsilon_i \quad (2)$$

函数系数回归模型不再假定自变量的系数为自身滞后值的函数而是假定为外生变量的函数, 并且用局部线性回归法 (local linear regression) 对该模型进行了系数估计。

R.Zhang(2011) 将函数系数回归模型引入到 Cobb-Douglas 生产函数中, 将 Cobb-Douglas 生产函数扩展为如下形式:

$$\ln Y_{it} = \beta_0(Z_{it}) + \beta_1(Z_{it}) \ln L_{it} + \beta_2(Z_{it}) \ln K_{it} + u_{it} \quad (3)$$

式中  $Y_{it}$  为第  $i$  个决策单元第  $t$  年的产出,  $Z_{it}$  为第  $i$  个决策单元第  $t$  年的 R&D 活动情况,  $K_{it}$  为第  $i$  个决策单元第  $t$  年的资本投入,  $L_{it}$  为第  $i$  个决策单元第  $t$  年的劳动投入。这与传统的 Cobb-Douglas 生产函数有了显著不同: 在传统的 Cobb-Douglas 生产函数中没有区分劳动、资本和 R&D 活动, 并且每种要素投入的产出弹性对不同的决策单元都是不变的常量, 而 R.Zhang 通过对传统的 Cobb-Douglas 生产函数进行改进, 把劳动、资本看作影响产出的标准投入, 而把 R&D 活动看作影响生产率的因素, 在此处将其定义为环境因素, 环境因素通过影响标准投入

的效率(生产函数)来影响产出。该方法的优势在于不同决策单元的各种标准投入的系数受环境因素的影响因而在存在异质性,这样可以找出地区间的效率差异及其影响因素。此外,由于 $\beta_k(Z_{it})$ 没有特定的函数形式,因而在估计参数时具有很大的灵活性。该模型结合了参数模型和非参数模型,因而称为半参数模型。

## 1.2 模型的解法

对半参数回归模型的估计方法有很多种,例如,最小二乘核估计、最小二乘近邻估计、最小二乘局部线性估计、最小二乘正交序列估计和最小二乘样条估计。其中最小二乘局部线性估计由于不存在边界效应(即边界处的收敛速度和内点的一样)、具有较小的偏差(它的偏差比核估计小,而且其偏差与解释变量的密度函数无关),此外,局部线性估计在估计出回归函数的同时还能估计出回归函数的导函数,这正好符合经济学的乘数分析和弹性分析等需要<sup>[9]</sup>。因此本文选用局部线性估计来求解半参数改进的Cobb-Douglas生产函数模型。该模型的具体求解过程如下:

(1)将方程(3)转化成标准的函数系数回归模型,并用向量形式表示为

$$Y_{it} = X'_{it}\Phi(Z_{it}) + u_{it} \quad (4)$$

(2)通过局部线性最小二乘法估计出 $\Phi(Z_{it})$ 及其一阶导数 $(\partial\Phi(Z)/\partial Z_i)$ 的值,记 $\gamma(z)=(\Phi(z), \partial\Phi(z)/\partial z)$ ,则 $(z)$ 的估计量

$$\hat{\gamma}(z) = [\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T S_{it} S'_{it} K_h(Z_{it}, z)]^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T S_{it} Y_{it} K_h(Z_{it}, z) \quad (5)$$

式中 $S_{it}=(X_{it}, X_{it} \otimes Z_{it})'$ , $\otimes$ 为克罗内克积, $K_h(Z_{it}, z)$ 为核函数,通常取为高斯核。 $h$ 为最优窗宽,可以通过交叉验证法、两阶段插入法等方法求出<sup>[10]</sup>。

## 2 实证研究

### 2.1 数据的选取

本文以高技术产业当年价总产值为产出变量,以高技术产业从业人员、固定资产存量为标准投入变量,以R&D活动情况为环境变量,由于R&D经费内部支出包括了人员劳务费,因此可以看作R&D活动人员对技术效率的影响包含在了R&D经费内部支出中,因此以R&D经费内部支出代表R&D活动情况。选取数据时,考虑到部分省市数据不全,因此所选的研究对象为中国内地30个省级行政地区,选择2005~2009年这30个省市高技术产业当年价总产值( $Y$ ),从业人员平均人数( $X_1$ )、固定资产存量( $X_2$ )以及R&D经费内部支出( $Z$ )。本文数据来自《中国高技术产业统计年鉴》。

### 2.2 模型的构建与求解

#### 2.2.1 模型的构建

首先对各变量求对数,为了表示方便,以 $Z$ 代替 $\ln(Z)$ ,构建半参数的Cobb-Douglas生产函数,构建的模型

为:

$$\ln Y_{it} = \beta_0(Z_{it}) + \beta_1(Z_{it}) \ln X_{it} + \beta_2(Z_{it}) \ln X_{it} + u_{it} \quad (6)$$

#### 2.2.2 核函数和窗宽的选择

本文中选用高斯核为核函数,其形式为 $K_h = \frac{1}{h} \times \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{1}{2}(\frac{Z_{it}-z}{h})^2)$ ,式中 $h$ 为环境变量 $Z$ 对应的最优窗宽。对于窗宽的选择有不变窗宽和变窗宽两种情况:当变量的分布比较均匀时可以选取不变窗宽,当变量的分布不均匀时选取变窗宽 $h_i = h/f(\cdot)$ ( $h$ 为某一常数, $f(\cdot)$ 为变量的密度函数)。在本文中由于变量 $Z$ 的分布比较均匀,因此选择不变窗宽,使用R软件KernSmooth程序包中的dpik函数,使用两阶段插入法求得最优窗宽为 $h=0.5085$ 。

#### 2.2.3 模型求解

用局部线性最小二乘回归法,按照方程式(5),使用MATLAB编程对方程式(6)求解,对每一组变量求出相应的系数 $[\beta_0, \beta_1, \beta_2, \frac{\partial\beta_0}{\partial z}, \frac{\partial\beta_1}{\partial z}, \frac{\partial\beta_2}{\partial z}]$ ,这样,R&D对产出的弹性即R&D效率可以表示为 $rd = \frac{\partial y}{\partial z} \times \frac{z}{y} = \frac{\partial \ln y}{\partial \ln z}$ ,由于此处为了表示方便,以 $Z$ 代替了 $\ln(Z)$ ,因此R&D效率可以表示为 $rd = \frac{\partial \ln y}{\partial z} = \frac{\partial\beta_0}{\partial z} + \frac{\partial\beta_1}{\partial z} \times \ln(X_1) + \frac{\partial\beta_2}{\partial z} \times \ln(X_2)$ ,它表示每增加1%的R&D支出所能引起的高技术产业总产值增加的百分比<sup>[5]</sup>。通过图1的比较可以发现半参数改进的Cobb-Douglas生产函数所计算的拟合值与实际值非常接近,偏差非常小,因此该方法是反映R&D效率的一种合适方法。各省市的R&D效率计算结果见表1,分地区的R&D效率走势图见图2。

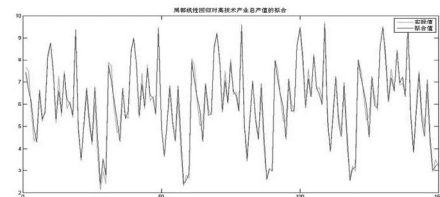


图1 局部线性回归法对总产值的拟合

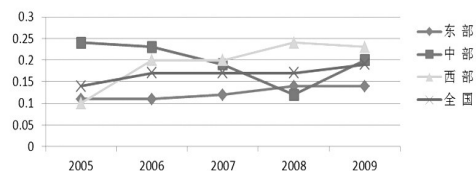


图2 中国及东、中、西部高技术产业R&D效率走势图

## 3 结果分析

本文中的R&D效率代表每增加1%的R&D经费支出所能引起的高技术产业总产值增加的百分比。表1显示了2005~2009年中国内地除西藏以外的其余30个省市的R&D效率。总体来看,我国R&D效率为正的省市占到了总数的77%,说明我国R&D活动的作用还没有完全发挥,

表 1 中国分地区的R&amp;D效率

	R&D效率						R&D效率				
	2005	2006	2007	2008	2009		2005	2006	2007	2008	2009
北京	0.41	0.39	0.33	0.29	0.21	湖南	0.27	0.20	0.12	0.00	0.20
天津	0.30	0.44	0.32	0.37	0.38	广东	-0.25	-0.25	-0.21	-0.17	-0.12
河北	0.25	0.22	0.22	0.23	0.28	广西	-0.03	0.02	0.07	0.29	0.30
山西	0.19	0.31	0.28	0.19	0.15	海南	-0.48	-0.52	-0.22	-0.22	-0.01
内蒙古	-0.03	0.05	0.20	0.22	0.03	重庆	0.28	0.29	0.23	0.13	0.06
辽宁	0.19	0.21	0.23	0.34	0.33	四川	0.13	0.15	0.12	0.17	0.23
吉林	0.29	0.28	0.21	0.24	0.07	贵州	-0.07	0.11	0.10	0.23	0.28
黑龙江	0.27	0.19	0.14	0.14	0.22	云南	0.04	0.05	0.15	0.24	0.21
上海	0.37	0.34	0.29	0.25	0.20	陕西	0.20	0.23	0.25	0.30	0.32
江苏	0.00	-0.02	-0.05	-0.13	-0.22	甘肃	0.15	0.16	0.21	0.24	0.21
浙江	-0.03	-0.02	0.05	0.15	0.18	青海	0.12	0.29	0.32	0.34	0.38
安徽	0.27	0.14	0.06	0.02	0.10	宁夏	-0.05	0.49	0.29	0.28	0.27
福建	0.39	0.30	0.21	0.17	0.16	新疆	0.40	0.34	0.28	0.18	0.19
江西	0.26	0.38	0.35	0.24	0.21	东部	0.11	0.11	0.12	0.14	0.14
山东	0.05	0.10	0.15	0.22	0.18	中部	0.24	0.23	0.19	0.12	0.20
河南	0.30	0.18	0.18	0.16	0.23	西部	0.10	0.20	0.20	0.24	0.23
湖北	0.08	0.17	0.19	0.01	0.40	全国	0.14	0.17	0.17	0.17	0.19

继续向这些省市增加R&D投入可以带来产出的增加。

(1)从时间看,我国各省市的R&D效率有升有降,说明我国各省市对R&D资源的利用率不断在发生变化。这种变化既有R&D投入规模的因素,也有R&D资源配置的因素。

(2)东部地区的北京、上海汇集了大量优质的资金和人才从而具有较高的R&D效率,但是这两地的R&D效率近两年呈下降趋势,说明它们的R&D投入已经达到相当的规模,并且随着土地和劳动力成本的提高,使部分资源流向了成本较低的周边省市,这表现为天津、河北、辽宁、山东、浙江等地R&D效率的提高。处于我国东南的省市如江苏、广东这两个省市的R&D效率一直较低,这意味着较好的基础设施、较先进的科学技术水平、和熟练地劳动力并不一定会带来较高的R&D效率<sup>[6]</sup>,这可能是由于这两个省的外资企业较多,它们的技术创新主要直接通过国外引进,而相对缺乏自主创新,也可能是由于R&D投入达到一定规模后边际效率递减的缘故。海南省由于其特殊的地理位置,大部分的科技和人力资源都被周围省市所吸收,因而R&D效率也比较低。

(3)中部地区的R&D效率显著为正,这意味着中部地区的R&D投入规模不足,在现有的产出和科技水平下,进

一步增大对中部地区的R&D投入可以大大提高高技术产业的产出。通过对中部地区各省市的对比发现各省市的R&D效率比较接近,中部地区各省市之间的R&D效率具有同质性。

(4)西部地区的R&D投入和高技术产值都很小,同时,西部地区的工业基础薄弱,缺少先进的科学技术和熟练劳动力,因而对R&D资源不能合理配置和利用,导致R&D效率也普遍较低。

#### 4 结论

本文使用半参数改进的Cobb-Douglas生产函数对我国各省市高技术产业的R&D效率进行了测度。研究表明,我国高技术产业的R&D效率在逐步提高,说明我国高技术产业的发展势头较好,我国研发环境正在改善,R&D资源的配置正在逐步优化。

通过以上对我国各省市R&D效率的的分析,为加快我国高技术产业的发展,西部地区应该继续加强基础设施建设,为吸引优质资金、技术和人才创造条件;中部地区应进一步加大R&D投入、增加固定资产投资,提高从业人员数量和素质;东部地区具有较高的技术水平,劳动力素质较高,R&D投入也较大,但地区内部R&D效率差别明显,因此东部地区应通过优化R&D资源的配置以提高R&D效率。

#### 参考文献:

- [1]李向东,李南.高技术产业研发创新效率分析[J].中国软科学,2011,(2).
- [2]Z. Cai, J. Fan, Q. Yao. Functional-coefficient Regression Models for Nonlinear Time Series[J]. Journal of the American Statistical Association, 2000, 95(451).
- [3]叶阿忠.非参数计量经济学[M].天津:南开大学出版社,2003.
- [4]叶阿忠.非参数和半参数计量经济模型理论[M].北京:科学出版社,2008.
- [5]Rui Zhang, Kai Sun, Michael S. Delgado. Productivity in China's high Technology Industry: Regional Heterogeneity and R&D[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2011,(8).

(责任编辑/浩 天)