

# 我国高校效率研究

成刚 孙志军\*

**摘要** 本文同时应用参数法和非参数法分析我国高校1998—2005年的效率状况:总体来说,我国高校的平均技术效率较高,西部地区高校、理工院校和财经政法大学效率最为明显;我国高校存在规模经济和范围经济,总体规模经济程度不断上升,但总体范围经济程度逐步下降,具体来看,硕士生的规模经济程度较为明显,而硕士生和博士生存在范围不经济现象;DEA和SFA的效率值相关但不显著,效率排序10%显著相关;学校的外部因素和大部分内部因素显著影响学校效率。

**关键词** 高校效率,随机边界法,数据包络分析法

## 一、引言

1998年以来,扩招、速度、规模、毛入学率一直是高等教育发展的主题词,高等教育的规模扩张取得令世人瞩目的成绩。与此同时,高校学费高涨、巨额负债、教育质量等问题也成为人们关心的问题。在我国实施高等教育大众化战略后,在对高等教育的财政支持中,高等教育效率究竟如何这一重大问题并未系统、规范地分析过。这主要是因为高等教育效率是一个模糊的概念,人们从各自知识背景和个人感受出发获得的效率结论多为主观看法和经验判断,缺少基于数据的实证分析。

教育效率是经济学的效率原则在教育领域的应用,主要是指教育资源的有效配置和使用,即从“一个给定的投入量中获得最大的产出”(奥肯,1999),教育资源的配置达到最优状态,教育资源的利用不存在任何浪费。效率反映在高等教育领域,是指投入到高等教育事业中的各种资源与产出成果之比。高等教育领域的效率研究既可从宏观角度分析国家高等教育资源的投入与产出关系,也可从微观角度观察高等教育机构使用一定教育资源的效果。

从高等教育机构来看,虽然它们多为非营利机构,理论上没有提高效率

\* 成刚,北京师范大学首都基础教育研究院,100875;电话:(010)58802144;E-mail:jjchenggang@bnu.edu.cn;孙志军,北京师范大学经济与工商管理学院,100875;电话:(010)58802167;E-mail:szhijun@bnu.edu.cn。本文的部分内容在2006年全国教育经济学会年会报告过。作者深深感谢 Geraint Johnes、王善迈、袁连生、杜育红、刘泽云在本文构思和写作过程中给予的指导和帮助。同时本研究得到全国教育科学“十一五”规划2006年度国家青年基金项目(项目编号:CFA060065)、北京市教育科学“十一五”规划2007年度重大课题(项目编号:AAA07001)、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(项目编号:05JZD00033)的资助。作者对匿名审稿人和姚洋的修改意见深表谢意。

的内在动力和外在压力,但高等教育资源的稀缺、公共管理与公共财政改革以及多渠道投资主体对责任与效率的追求使得高等教育机构不得不越来越关注资源的利用效率。

本文的研究框架为:以经济学的效率内涵和研究方法为依据,从微观角度,以高等教育机构为研究对象,采用参数法(LS和SFA)和非参数法(DEA)分析我国高校的成本效率、技术效率、规模以及范围经济,回答以下问题:(1)我国高校是否存在各种效率?效率的影响因素有哪些?(2)不同地区、不同类型的高校效率是否存在差异?差异如何?(3)1999年扩招以来,我国高校是否存在规模经济?(4)我国高校内部资源配置是否存在范围经济?(5)不同方法获得的效率值和效率排序是什么关系?

本文结构如下:第二部分是国内外相关研究评述;第三部分是研究方法和模型的介绍以及数据的描述分析;第四部分是实证过程与各种实证结果的比较讨论;第五部分是结论与建议。

## 二、文献评述

目前高校效率分析主要利用生产函数(成本)函数,分析在投入与配置既定的前提下,实际产出与最大可能产出(实际成本与理论最小成本)之间的关系。<sup>1</sup>依据是否要估算函数中的参数,可将这种方法划分为参数法和非参数法。从国际经验来看,非参数法(DEA)的使用更为广泛。近年来,不同方法的比较(Johnes and Johnes, 1996; Johnes, 1999)和面板数据的参数法逐渐成为研究热点(Johnes and Johnes, 2005)。

由于函数的形式并非理论确定,需要经验判断,因此,函数形式的分析和选择成为效率参数法研究的一大重点。在高等教育效率研究中多用二次函数与CES形式(Stevens, 2005),比较而言,学者们对方法的探讨多于对函数形式的分析。

在测量方法和函数形式确定后,高校投入和产出变量的选择成为学者讨论不休,尚无一致结论的问题(Cohn and Cooper, 2004),但研究者常尽可能细化产出,如把教学产出按学科和层次分类(Johnes and Johnes, 1996)。

大部分的研究认为高校基本存在规模经济与范围经济,不同类型的高校(公立或私立)成本结构不同,效率存在与否及其影响因素视具体情况而定,尤其需要注意的是,DEA结果对于不同的投入或产出变量设定比较敏感(Johnes and Johnes, 1992)。

与国外研究相比,国内学界的实证研究为数不多,这些为数不多的实证研究基本上采用的是非参数法(见表1),并且研究对象多为科研效率,缺乏

<sup>1</sup> 生产函数与成本函数理论上存在对偶关系,本质上应该一致,但由于生产函数难以分析高校的多产出,因此本文的函数特指多产出成本函数。

表1 国内高校效率研究

作者	样本	方法	函数形式	产出变量	投入变量	简要结论
陈嵩 (1999)	原机械工业部所属规模相当的9所高校	DEA	无	合格毕业生数、大学英语四级通过率、获部级科技进步奖项目数	教室面积、46—55岁副教授专任教师数、固定资产原值、科研经费(到账数)	主要探讨科研效率
Ng and Li (2000)	1993—1995年84所重点大学	DEA	无	文章数量、合同数量、获奖情况、被承认科研产出数量	研究人员数量、研究辅助人员数量、预算资金	高校在研究期间科研效率有所提高,但总体无科研效率,东部地区科研效率高于其他地区
侯启博 (2005)	20所研究型高校	DEA	无	经过加权评分的科学研究得分数	建筑面积、图书馆藏数、专任教师与科研以及博导人数	主要探讨科研效率
刘亚荣 (2001)	55所综合大学,257所工科高等院校	DEA	无	专科生、本科生、研究生	学校年经常费投入、高级职称教学人员、副教授职称教学人员、初级职称教学人员、科研人员、行政人员、工勤人员、教学仪器设备总值、图书册数、教学用房面积、实验室面积、宿舍面积、食堂面积	主要探讨科研效率
陆根书等 (2005)	教育部直属58所高校	DEA	无	学术论文数(篇)、著作(千字)、鉴定成果数、技术转让当年实际收入	高级科研人数、其他科研人员数、科研经费中政府投入资金和科研经费中企事业单位委托及其他自筹资金	主要探讨科研效率
田东平和苗玉凤 (2005)	2003年我国510所高校	DEA	无	专著数、国外论文数、其他全国性刊物论文数、鉴定成果数、技术转让收入和专利出售收入	科技活动人员、当年科研支出经费	主要探讨科研效率
田东平等 (2005)	全国75所重点高校	DEA	无	专著数、学术论文总数、国外及全国性刊物论文所占比重、鉴定成果数、技术转让收入	科技活动人员、高级职称所占比重、研发人员折合全时人数所占比重、当年科研支出经费、项目投入经费	主要探讨科研效率

(续表)

作者	样本	方法	函数形式	产出变量	投入变量	简要结论
陆根书和刘蕾 (2006)	2000—2002 年 54 所教育部直属 高校	DEA	无	R&D 课题数、R&D 成果应用和 科技服务课题数、专著、国外学术 刊物发表数、国内学术刊物 发表数、专利授权数、鉴定成 果数、专利授权数和技术转让 年实际收入	高校科研人员、高校科研辅助人 员、财政性科研投入和其他科研 投入	有 46.3% 的高校的科研效率有待进一 步提高;东部、中部和西部地区高校的 科研效率呈现递减趋势
田东平和苗玉凤 (2006)	2001—2003 年我 国 53 所重点高 校	DEA	无	量生、就业率、专著数、 国际期刊、其他期刊、专利收入和 技术转让收入	高级职称教师、其他职称教师、辅 助人员、固定资产、事业经费收入	2002 年华东、华中和西北地区平均效 率较高,而华南地区高校效率较低;高 校的效率在这三年中存在波动性, 2002 年平均效率低于 2001 年,而 2003 年又出现效率递增现象
Johnes and Li (2006)	2003—2004 年 100 所大学	DEA	无	人均科研产出指标、科研产出教 师中的比例、高校声誉指标	师生比、副教授以上教师在专任 教师中的比例、研究生比例、科研 支出、图书、建筑面积	科研效率结果取决于产出变量是否包 括主观指标。但效率排名与主观指标 无关。西部地区科研效率低于东部和 中部地区高校;综合高校效率高于专业 高校
成刚和吴克明 (2007)	2001—2004 年 68 所教育部直属 高校	GLS	二次函数	人文社会科学本科生数、自然科 学本科生数、硕士生、博士生、科 研支出、社会服务、质量因素	总支出	我国高校提供教育和科研产出时未充 分共享资源,其中研究生的培养较为 孤立,范围不经济程度最高;在考虑我 国高校的教学和科研质量后,高校产 出间的资源不共享程度更为加大

对高校整体活动效率的分析。

纵观国内外研究，笔者认为有以下几方面的启示：

(1) 须重视不同研究方法的比较和分析。参数法和非参数法各有其优缺点，完全使用一种方法不仅无法获得某些信息（非参数法无法获得范围经济信息），更可能导致结论片面化。

(2) 虽然函数形式的选择具有一定的主观性，但应看到函数形式的选择具有一定的计量先验要求，在不同的条件下，可考虑使用不同的函数形式。

(3) 现有研究中投入和产出界定上存在一些不足：一是忽视质量。二是未充分考虑教学产出之间的层级和学科差异。我们发现很多研究并未把教学产出按层级和学科进行分类。即使从直观的经验来判断，我们也能认定不同层级（本科、硕士和博士）、不同学科（人文学科、自然科学等）的学生培养成本不同。缺乏此类信息将导致效率分析作用有限。三是没有包含高校的社会服务产出。几乎所有研究都只考察了高等教育的教学和研究产出，而完全省略了公共服务和拓展外联活动。如果不考虑院系和学校之间公共服务的差异，那么将难以了解高校活动的整体效率。

(4) 多数研究未考虑高校所在地区的物价水平，尤其像我国这样的大国，各地经济社会发展水平和物价大相径庭，相关变量未剔除当地物价影响将使研究结果大打折扣。

(5) 多数研究未考虑效率的动态变化，即未考虑时间变化对效率的影响。

本文的创新具体表现在：方法上，笔者同时应用参数法和非参数法分析我国高校的效率状况，其中在国内首次使用随机边界法（SFA）；内容上，全面完整分析了我国高校的规模经济、范围经济、效率及其影响因素，不再限于科研效率；变量选取上，作者把高校产出变量按学科和层次分类，这类研究国内为数较少，此外，作者还对各种方法的实证结果进行比较分析，克服了同类研究依赖单一方法（国内此前的研究仅使用非参数法）的缺陷，加强了本文的说服力。因此，无论从研究方法还是内容来看，本文的创新价值较为明显。

### 三、方法、模型与数据

#### （一）方法

##### 1. 参数法

传统的参数法确定成本函数形式后，使用最小二乘法（LS）估计函数。最小二乘法得出的成本函数反映了“平均”意义上的成本与产出关系。而理论上的成本函数是给定要素价格不变的条件下最小成本和产出水平的关系。最小二乘法的“最佳拟合”性质与随机边界法的“边界”性质差异明显。

随机边界方法(SFA)估计成本函数是由 Aigner *et al.* (1977) 以及 Meeusen and Broeck (1977) 分别独立发展而成。随机边界方法(SFA)允许误差项中包括无效率因素。他们认为误差项分为两部分:一为具对称分配的随机误差,代表厂商或高校无法控制的外在干扰因素,如政治局势、天灾等;另一部分为单边分配的随机变量,代表厂商或高校无效率因素。此二项误差彼此独立。因此,每个厂商或高校皆面对不同的生产边界,因此称为随机边界法。

Battese and Coelli (1995) 还将模型进一步扩充为面板数据的形式,将所有可能影响效率的因素和厂商的成本边界同时估计。本研究的参数法即采用 Battese and Coelli (1995) 的面板数据模型,将可能影响高校效率的因素和高校的成本边界同时估计。

在这里,我们定义  $\gamma$  为成本无效率的方差在组合方差中的比重。 $\gamma$  的取值为 0 到 1,当  $\gamma$  趋近于 1 时,说明成本偏差主要由成本无效率项决定;当  $\gamma$  趋近于 0 时,说明成本偏差主要由随机误差决定。

在 SFA 方法中,变差率  $\gamma$  的零假设统计检验是判断边界成本函数是否有效的根本依据。如果变差率  $\gamma$  的零假设被接受,则意味着成本无效率项不存在,边界成本函数无效。对变差率  $\gamma$  的零假设检验可通过对成本函数的单边似然比检验统计量 LR 的显著性检验实现。

在边界成本函数被正确估计出来后,高校的成本效率可用理论最小成本与实际成本的比值表示,该值在 0 到 1 之间,取值越接近于 1 表示实际成本越接近理论最小成本,成本效率越高。

## 2. 非参数法

Farrell (1957) 提出了不预设函数形式的“非参数边界分析”(non-parametric frontier) 观念。随后由 Charnes *et al.* (1978) 发展出的 CCR 模型,将 Farrell 单产出的效率衡量模型扩充为多产出型式,并将此种以数学线性规划技巧架构生产函数来衡量效率的方式命名为“数据包络分析”(data envelopment analysis, DEA)。接着 Banker *et al.* (1984) 的 BCC 模型,则更进一步地将 CCR 模型中固定规模报酬的假设放宽,考虑非固定生产规模的情形。DEA 最大的优点,是在进行分析时不必事先预设函数形式,避免了模型设定的问题。同时,DEA 可以处理多产出与多投入的效率评估问题,并且在投入产出之间,无须决定其相对的重要性,解决了比值分析法主观权数的决定与加总问题。但非参数法也存在着几大缺陷:一是忽略随机误差的存在,直接将所有偏离效率边界的状况均视为无效率,可能会导致效率程度的高估或低估;二是该方法没有直接考虑价格因素,仅限于测度机构的技术效率而忽略了测度配置效率(Berger and Mester, 1997);三是缺乏统计特性。

在应用数据包络分析法时,首先必须选取适当的投入变量和产出变量。

在高等教育领域，一般常认为投入包括人、财、物的投入，结合相关研究，本文把投入变量设置为专任教师、教职工总数、总支出和科研仪器设备值；高校的产出包括教学、科研和社会服务，本文的产出变量定义为人文社会科学本科生数、自然科学本科生数、硕士生、博士生、科研支出和社会服务。由于我国高校在1999年后大幅度扩招，已有学者使用数据证明我国高校存在规模经济（成刚，2006），因此，本文采用BCC模型进行分析。

## （二）本文参数法所用模型

### 1. 函数形式

高等教育成本函数多采用二次成本函数以及超越对数函数形式。如果使用流行的超越对数形式，无法解决部分高校某些产出为零的问题。虽然存在解决零产出的方法<sup>2</sup>，但由于本文样本缺少投入价格信息以及数据限制而无法获得有效估计。在高等教育成本函数的研究中，二次成本函数更受研究者的偏爱，尽管并没有明确的理论基础说明二次成本函数要优于其他成本函数形式（Baumol *et al.*，1982）。

因此，本文考虑成本函数形式为二次形式（Baumol *et al.*，1982；Cohn *et al.*，1989；Johnes and Johnes，1996；Koshal and Koshal，1999），基本模型如下：

$$C = \beta_0 + \sum_{i=1}^s \beta_i y_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^s \beta_{ij} y_i y_j + \sum_{i=1}^s \delta_i F_i + V + U, \quad (1)$$

其中， $C$ 表示生产 $s$ 种产出的总成本， $\beta_0$ 是常数项， $\beta_i$ 和 $\beta_{ij}$ 是产出变量的系数， $y_i$ 是第 $i$ 种产出的量， $F_i$ 是一个二值变量，当第 $i$ 种产出大于0时， $F_i$ 为1，其他情况为0。 $V$ 代表影响总成本的非可控因素，它既可能提高也可能降低成本，因此服从正态分布， $U$ 为非负的成本无效率项。

### 2. 变量设定

本文考察的成本 $C$ ，指的是高等教育机构的总成本。在我国高校的支出中主要表现为事业支出（包括教育和科研事业支出），本文也以高校的事业支出度量总成本。

高等教育机构最为常见的产出是教学和科研。但是，定义并度量高等教育产出的数量和质量至今尚未得到令人满意的解决（Cohn and Cooper，2004）。

较为普遍的度量教学产出的方法是使用在校学生数（Koshal and Koshal，1999）、学生的学时数（Nelson and Hevert，1992）或毕业生数（Verry and

<sup>2</sup> 一般采用三种方法解决零产出问题：删除包含零的资料；以一个任意微小正数取代零；使用Box-Cox转换所有变量。

Davies, 1975) 作为教学产出。由于我国大部分高校没有学时数的统计数据, 同时采用毕业生数度量教学产出存在缺陷<sup>3</sup>, 笔者将使用在校学生数作为教学产出变量。学科不同、教育层级不同, 教学方法、教学规律、课程设计、资源配置等方面也大相径庭, 学生的培养方式也有所不同。因此, 不同学科和不同层级的教学产出成本应当不同。本文将我国高等教育机构的教学产出看作为三种学科、三种层次的在校学生数 (Stevens, 2005): 全日制的人文社会科学本专科学学生数 (QUA)、全日制的自然科学本专科学学生数 (QUS)、全日制的医学科学本专科学学生数 (QUM)、全日制的硕士研究生学生数 (QPM) 和全日制的博士研究生学生数 (QPD)。QUA 包括哲学、经济学、法学、教育学、文学、历史学、管理学等七个学科的所有在校学生数, QUS 包括理学、工学、农学等三个学科的所有在校学生数, QUM 包括医学学科的所有在校学生数, QPM 包括在校硕士研究生人数, QPD 包括在校博士研究生人数。

发表论文和出版专著的数量 (de Groot *et al.*, 1991)、大学获得研究基金和合同 (Cohn *et al.*, 1989)、科研支出 (Koshal and Koshal, 1999) 是常用的三种关于研究产出的变量。由于本文样本高校类型众多、科研活动差异较大, 使用科研的实物产出存在一定困难, 从可行性和可比性来看, 使用学校科研事业支出 (QR) 较为合理, 因此本文将采用这一做法。

模型中使用虚拟变量 (二值变量)  $F_i$  主要是出于技术原因, 为了保证成本函数的灵活性。<sup>4</sup>

如何充分考虑教学和科研质量的因素都是一个很难让人满意的问题 (Koshal and Koshal, 1999)。目前国内衡量高等学校教学和科研质量的指标在我国还没有公认的标准。王善迈 (1996) 曾提出在教育产出质量尚不能量化的条件下, 以直接影响产出质量的投入质量替代产出的质量。例如教师质量是影响教学和科研质量的重要因素之一, 教师的职称结构可以在很大程度上反映教师质量。本文用正高级教师占专任教师总数的比例和生师比来考虑教学和科研的质量。

国内外的高校除了生产众所周知的教学和科研产品以外, 大部分学校还生产公共服务和拓展外联 (Outreach) 等领域的产品 (de Groot *et al.*, 1991)。几乎所有现有研究都只考察了高等教育的教学和研究产出, 而完全省略了公共服务和拓展外联活动。本文试图选择表示高校社会服务产出的代理变量。选取的变量为高校收入中的经营收入。经营收入被定义为高等学校在教学、科研及其辅助活动之外, 开展非独立核算经营活动取得的收入。在市场经济条件下, 大部分活动的进行包括学校提供社会服务都会产生成本和收

<sup>3</sup> 毕业生表示的是耗费几年(本科四年、研究生二至四年)教学资源的教学成果, 无法与成本函数的年支出对应, 不符合成本与产出的关系, 而且使用毕业生作为教学产出变量忽视了肄业生耗费的教学资源。

<sup>4</sup> 具体推导过程见 Baumol *et al.* (1982, 第 454—455 页)。



入，即使活动是非营利的，也会存在着资金的流动，经营收入可近似认为高校提供社会服务产出而获得的收入。

### (三) 数据

本文所用数据为1998—2005年的教育部直属高校基本情况统计资料汇编<sup>5</sup>，数据为跨时8年、个体数为68个的面板数据。本文出现的以货币度量的变量以1998年为基期按各地价格进行了调整。<sup>6</sup>需要指出的是，本文样本中的一些高校进行过一定的合并，本文统计是以最后合并完成的学校作为计数单位。1992年以来，我国高等学校发生了大规模的合并现象，高校合并的分析完全可以作为一个独立的专题进行研究(Lloyd *et al.*, 1993)，为简便起见，本文将不对合并高校的效率进行分析。但为了判断高校的合并是否会影响整体样本的稳定性，我们将发生合并的高校作为虚拟变量 $M$ 引入估计模型，考察合并对研究结果是否存在影响(回归结果见后文)。各变量的描述统计量见表2。

表2 各变量的描述统计量

变量	变量描述	观察值个数	均值	标准差	最小值	最大值
C	事业支出(万元)	484	55 435.59	50 294.97	2 449.54	385 335.80
QR	研究产出(万元)	484	10 067.53	13 277.64	0.00	113 695.40
QUA	人文社会科学本科生(人)	484	5 114.53	3 339.33	0.00	18 582.00
QUS	自然科学本科生(人)	484	8 336.10	6 516.02	0.00	27 386.00
QUM	医学本科生(人)	484	764.02	1 569.91	0.00	6 162.00
QPM	硕士研究生(人)	484	3 219.38	2 793.30	34.00	14 713.00
QPD	博士研究生(人)	484	1 057.85	1 152.01	0.00	6 050.00
CSIZE	生师比	484	12.62	3.89	1.35	44.66
SERVICE	经营收入(万元)	484	280.23	744.51	0.00	6 260.30
QUALITY	正高级教师/专任教师数	484	0.19	0.07	0.04	0.56
STAASSPRO	副高级教师/专任教师	484	0.34	0.05	0.03	0.47
STA51	50岁以上教师/专任教师	484	0.19	0.21	0.06	0.53
STADOC	有博士学位教师/专任教师	484	0.20	0.12	0.00	0.67
STAMINOR	专任教师中的少数民族(人)	484	1 079.75	17 214.83	0.00	345 904.00

<sup>5</sup> 由于部分数据的缺失和两地办学问题，本文在计算时未包括中国地质大学、中国石油大学、华北电力大学和中国矿业大学，实际为68所教育部直属高校。

<sup>6</sup> 本文以商品零售价格指数为依据进行计算，因为和居民消费价格指数相比，商品零售价格指数所包含的商品范围更为广泛一些，其代表性更强一些，不过，在条件成熟和统计资料完备的情况下，更理想的价格调整应采用教育成本指数，因为这种指数的调查内容和数据更加符合教育机构的实际情况。

(续表)

变量	变量描述	观察值个数	均值	标准差	最小值	最大值
STATEACH	专任教师/教职工	484	0.51	0.08	0.29	0.91
STUMINOR	本专科生中的少数民族(人)	484	2 432.03	30 932.51	0.00	648 905.00
STUMINOR2	研究生中的少数民族(人)	484	257.56	2 003.11	0.00	37 738.00
HOUSE	校舍面积(建筑面积平方米)	484	761 715.30	505 484.50	12 112.00	3 081 591.00
AREA	占地面积(建筑面积平方米)	484	1 631 655.00	1 373 170.00	68.00	6 305 866.00
EQUIPMENT	教学科研仪器设备(万元)	484	28 223.34	29 201.10	0.00	170 153.80
IXY	变量 XY 的交叉乘积项					
XSQ	变量 X 的平方项					

## 四、实证分析

此部分的实证分析先从面板数据经验模型的选择开始,确定适合的面板模型后,使用恰当的 LS 估计模型,并验证其稳健性,在此基础上,我们在使用 SFA 方法估计面板数据模型,并讨论其估计效果,接着使用非参数法 DEA 估计效率。

在讨论参数法估计结果后,我们将利用参数法 LS 和 SFA 的估计结果分析高校的规模经济和范围经济,同时将非参数法获得的 DEA 效率与 SFA 效率结论加以比较,并对效率的影响因素加以讨论,最后利用已有结论和方法探讨不同地区不同类型高校的效率差异原因。

### (一) 成本函数的面板数据模型和 SFA 分析

#### 1. 面板数据模型选择与 LS 结果<sup>7</sup>

面板数据包含了时间和截面两个维度,如果面板数据模型设定不正确,将产生较大的偏差,所以如何避免模型设定的偏差,正确建立面板数据模型就显得非常重要。本文将从混合回归模型或变截距模型中进行选择。

混合回归模型与固定效果模型选择判断可使用  $F$ -test,在变系数模型的基础上假设所有的截距项在时序上有相同的性质,即相等(可变形为皆等于零),原假设为适用 OLS。

混合回归模型与固定效果模型的检验依据个体随机效应是否显著进行判断,如果没有个体效应,即  $\text{Var}(u)=0$ ,那么 OLS 是 BLUE,否则随机效果

<sup>7</sup> 该部分计量使用的是 STATA 9.0 软件。

模型较好，具体形式采用拉格朗日乘数检验，原假设为适用 OLS。

Hausman Test 是常用的检验固定效果和随机效果模型的方法，但是这种检验在误差项有异方差和自相关时无效。Mundlak (1978) 提出了一种  $F$  检验方法，相当于稳健的 Hausman test。由于本文使用的截面数据较多，在正式检验异方差之前，为保证估计的稳健性，笔者选用 Mundlak (1978) 方法即稳健豪斯曼检验 (Robust Hausman Test) 判别随机效果模型和固定效果模型，原假设是随机结果更好。<sup>8</sup> 判定结果见表 3。

表 3 Panel 回归最适模型检定结果

	检验统计量	适用模型
OLS 回归模型与 固定效果模型之比较	$F$ test that all $u_i=0$ ; $F(67, 381)=4.98$ $\text{Prob}>F=0.0000^{***}$	固定效果模型
OLS 回归模型与 随机效果模型之比较	Breusch and Pagan Lagrange multiplier test for random effects; Test: $\text{Var}(u)=0$ $\text{chi}2(1)=156.32$ $\text{Prob} > \text{chi}2 = 0.0000^{***}$	随机效果模型
固定效果模型与 随机效果模型之比较	$F(35,67)=3.66$ $\text{Prob}>F=0.0000^{***}$	固定效果模型

注：\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平。

因此，计量结果应该基于固定效果模型来分析，回归结果见表 4 中的模型 1。由于样本数据时间维度比较短，截面上的学校数目又很多，样本数据偏重截面数据，因此主要考虑集中于横截面的变化，即要注重异方差带来的问题，因为截面数据存在异方差的概率比较大。

首先，笔者运用 Modified Wald Test 检测组间异方差，结果为  $\text{chi}2(68) = 56906.27$ ,  $\text{Prob}>\text{chi}2 = 0.0000$ ，因此拒绝组间同方差的假设。接着用利用 Wooldridge(2002) 检验自相关的方法，拒绝没有序列相关的假设。检验结果说明截面间存在异方差同时误差项存在序列相关。笔者将使用可行的广义最小二乘法(FGLS)的方法来消除异方差性和序列相关性的影响，用这种方法估计成本函数将能提高估计系数的精确性。回归结果见表 4 的模型 2。

表 4 模型 2 中的显著变量个数更多，大部分关键产出变量显著。函数中的六种产出项系数大部分为正，而一部分二次项为负，说明了增加这些产出直接增加办学成本，但增加成本的效果在递减。

经检验，模型中所有的交叉乘积项和二次项的系数都联合显著。<sup>9</sup> 说明学科对成本存在着显著影响。

<sup>8</sup> 具体推导过程见 Wooldridge (2002, 第 290—291 页)。

<sup>9</sup>  $\text{chi}2(21) = 186.41$ 。

表4 回归结果

自变量	模型 1	模型 2	模型 3
	固定效果	固定效果	模型 SFA 估计
	模型估计(LSDV)	模型估计(FGLS) <sup>10</sup>	(Battese and Coelli, 1995)
QR	2.7953*** (0.2764)	2.5479*** (0.1851)	2.1703*** (0.2069)
QUA	1.3014(1.1629)	2.6458*** (0.6165)	3.3182*** (0.3092)
QUS	0.2511(0.8787)	0.1867(0.4612)	0.9087*** (0.2303)
QUM	4.9502* (2.7956)	2.2171(1.812)	-0.6259(1.4008)
QPM	2.2331(2.3403)	2.5269* (1.3583)	-0.0029(1.6669)
QPD	-2.6048(6.4862)	-3.4979(4.4144)	-0.1019(5.0268)
CSIZE	-247.9324(272.4776)	-381.8881*** (111.3795)	-122.5968** (44.3269)
IQUAQUS	-0.0001(0.0001)	-0.0001*** (0)	0* (0)
IQUAQUM	0.0002(0.0003)	0.0005*** (0.0002)	0.0005** (0.0002)
IQUAQPM	0(0.0003)	0.0002(0.0002)	0.0005** (0.0002)
IQUAQPD	0.0021** (0.0008)	0.0012** (0.0006)	-0.0006(0.0006)
IQUAQR	0(0)	0(0)	0(0)
IQUSQUM	0.0001(0.0001)	0.0001(0.0001)	0(0.0001)
IQUSQPM	0.0004*** (0.0001)	0.0002** (0.0001)	0.0004*** (0.0001)
IQUSQPD	-0.0017*** (0.0004)	-0.001*** (0.0003)	-0.0014*** (0.0003)
IQUSQR	0(0)	0(0)	0(0)
IQPMQPD	0.004** (0.002)	0.0024(0.0015)	0.0056*** (0.002)
IQPMQR	-0.0002*** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)
IQPDQR	0.0011*** (0.0002)	0.0008*** (0.0002)	0.001*** (0.0002)
IQPMQUM	-0.0009*** (0.0005)	-0.0012*** (0.0004)	-0.0007(0.0005)
IQPDQUM	0.0036*** (0.0013)	0.0023* (0.0011)	0.0011(0.0013)
IQRQUM	-0.0002*** (0.0001)	-0.0001(0.0001)	0(0.0001)
QUASQ	-0.0001(0.0001)	-0.0001*** (0)	-0.0002*** (0)
QUSSQ	0.0001* (0)	0.0001** (0)	0(0)
QUMSQ	-0.00000032	-0.0002(0.0002)	0.0004(0.0002)
QPMSQ	-0.00000032	-0.00000015	-0.0011** (0.0004)
QPDSQ	-0.0079*** (0.0027)	-0.0033(0.0023)	-0.0096*** (0.0027)
QRSQ	0*** (0)	0*** (0)	0** (0)
SERVICE	-0.3034(0.6426)	670.9943(3052.955)	-6006.519*** (12.0434)
QUALITY	14876.67(19928.2)	-1051.421(796.1954)	-2391.98*** (3.0245)
F2	-484.1715(9881.642)	1615.08(1240.339)	-1513.3076*** (8.5474)
F3	-2324.93(3500.694)	-436.0411(2021.113)	-4831.3758*** (12.0338)
F4	2798.855(2235.492)	0.3717(0.3574)	1.1877*** (0.2954)
F6	-1126.734(8927.631)	22313.96** (7997.38)	1981.8849*** (3.7505)
T	2329.632*** (596.4447)	1709.213*** (237.4326)	1537.0306*** (19.6923)
_cons	977.7993(14285.84)	2124.727(9224.343)	5033.7336*** (12.7912)
R <sup>2</sup>	0.9522		

注:括号内数据为标准差,cons表示常数,\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著水平。

<sup>10</sup> 未报告 FGLS 回归结果的 R<sup>2</sup> 原因可见 <http://www.stata.com/support/faqs/stat/xtgls2.html>。

同时在模型2和3代入大学合并虚拟变量 $M$ 后，该变量并不显著，一定程度上说明高校合并与否对高校成本截距没有影响。

表5 我国教育部直属高校 DEA 效率情况<sup>11</sup>

学校代号	总技术效率	纯技术效率	规模效率	学校代号	总技术效率	纯技术效率	规模效率
1	0.95	1	0.95	35	1	1	1
2	1	1	1	36	1	1	1
3	0.87	0.87	0.99	37	0.85	1	0.85
4	0.92	0.96	0.96	38	0.88	0.91	0.97
5	1	1	1	39	0.99	1	0.99
6	0.88	0.91	0.96	40	0.92	0.95	0.97
7	0.66	0.79	0.82	41	0.91	0.96	0.94
8	1	1	1	42	0.99	1	0.99
9	0.49	0.75	0.62	43	0.98	0.99	0.99
10	1	1	1	44	0.93	0.99	0.94
11	0.98	0.99	0.99	45	0.96	1	0.96
12	1	1	1	46	0.99	1	0.99
13	0.99	0.99	1	47	1	1	1
14	1	1	1	48	1	1	1
15	0.97	0.99	0.99	49	0.99	1	1
16	0.87	0.89	0.98	50	1	1	1
17	0.84	0.85	0.99	51	1	1	1
18	0.99	1	1	52	0.92	0.93	0.99
19	0.95	0.97	0.98	53	0.92	0.94	0.99
20	0.97	0.99	0.97	54	1	1	1
21	1	1	1	55	0.81	0.86	0.94
22	1	1	1	56	0.94	0.97	0.97
23	0.91	0.96	0.95	57	1	1	1
24	0.86	0.88	0.97	58	1	1	1
25	0.78	0.79	0.99	59	1	1	1
26	0.88	0.89	0.98	60	0.98	1	0.98
27	0.94	0.95	0.98	61	0.99	1	0.99
28	0.95	0.98	0.97	62	0.97	1	0.97
29	0.84	0.85	0.99	63	0.89	0.94	0.95
30	0.89	1	0.89	64	0.76	0.96	0.79
31	0.97	0.98	0.99	65	0.46	0.97	0.47
32	0.89	0.92	0.97	66	0.46	1	0.46
33	0.99	0.99	1	67	0.43	0.91	0.46
34	0.95	0.97	0.98	68	0.97	0.98	0.99

<sup>11</sup> 此处效率值是根据每所高校1998—2005年的每年效率值平均计算获得。

## 2. SFA 结果<sup>12</sup>

上述面板数据模型是确定性面板模型,反映了“平均”意义上的成本与产出关系,为了更符合成本函数的理论要求,我们用 SFA 方法对函数进行分析。

从表 4 模型 3 一栏。我们发现:

(1) 成本无效率项客观存在,使用随机边界成本函数法合理。正如上文所述,变差率  $\gamma$  的零假设统计检验是判断边界成本函数是否有效的根本依据。 $\gamma$  的估计值是 0.93,说明高校间成本差别主要由成本无效率造成的,只有 7% 是由于随机因素造成的。 $\gamma$  的单边似然比检验统计量 253.50 远大于约束条件为 1,显著性概率为 0.01 的 mixed  $\chi^2$  分布临界值 (Kodde and Palm, 1986)。于是  $\gamma$  的零假设被拒绝,即成本无效率项是存在的,所以我国高校存在成本无效率情况。

(2) 在不包括截距项的 35 个系数的  $t$  检验中,有 17 个在 1% 水平显著,5 个在 5% 水平显著,1 个在 10% 水平显著。剩余系数  $t$  检验不太显著。有些重要变量不显著的原因在于模型形式导致的多重共线性,而多重共线性的存在并不影响系数的一致性 (Wooldridge, 2003)。更为重要的是,由于变差率  $\gamma$  的零假设已被拒绝,因此可确定在本假设下的随机边界成本函数仍然是有效的。

(3) 3 个模型都显著的变量共有 7 个,进一步说明了这些系数的稳健性。这几个变量中尤其要关注交叉乘积项,因为这是判断两种产出之间成本互补性的重要依据。如果系数为负且显著,那么联合生产这两种产出更合理。否则互为成本替代,成本互补原因在于不同产出间共享资源或共用投入要素。我们发现自然科学本科生与硕士研究生替代显著、自然科学本科生与博士研究生互补显著、硕士研究生与科研互补显著、博士研究生与科研替代显著。值得注意的是科研与博士生之间不存在成本互补,这与其他研究结果不太一致。Cohn *et al.* (1989) 和 de Groot *et al.* (1991) 发现科研与博士生之间存在成本互补,原因在于美国大学普遍使用博士生作为助研,使用博士生作为助研价格相对较低,从而节省成本。我国高校的这种现象与文后讨论的我国研究生培养方式有关 (详见后文)。

## (二) DEA 结果<sup>13</sup>

依据本文的投入和产出变量以及 VRS 模型,按学校计算的效率结果见表 5。

从运算结果来看,1998—2005 年我国高校的平均技术效率为 0.91,纯技术效率为 0.96,而规模效率是 0.96,这与田东平和苗玉凤 (2006) 计算的

<sup>12</sup> 该部分计量使用的是 FRONTIER 4.1 软件。

<sup>13</sup> 该部分计量使用的是 DEAP 2.1 软件。

2002年53所高校效率结果(0.936)相近。因此,总体来说,我国高校DEA效率较高,无效的原因既有技术原因又有规模原因。

按学校地区<sup>14</sup>和类型计算的结果见表6。

表6 不同地区和类型高校的DEA效率

学校分类(地区和类型)	技术效率	纯技术效率	规模效率
东部地区高校	0.89	0.95	0.93
中部地区高校	0.94	0.97	0.97
西部地区高校	0.96	0.97	0.99
医科大学	1	1	1
农林大学	0.98	0.99	0.99
理工院校	0.96	0.97	0.99
财经政法大学	0.95	0.99	0.96
综合性大学	0.94	0.98	0.96
师范院校	0.87	0.88	0.98
外语院校	0.68	0.83	0.79
艺术院校	0.54	0.94	0.58

从表6中可知,西部地区高校DEA效率高于其他地区,这可以从两个方面进行分析:(1)规模优势,表6中西部地区高校规模效率明显,这与西部地区高校学生增速较快有较大关系(见表7);(2)纯技术效率,西部地区高校的生产能力和管理水平相对较高,除西安交大外,其他高校业务活动的绝对规模(教学和科研)和复杂程度显著低于其他地区高校,高校内部的组织管理机构 and 体系层次相对简单,管理成本相对较低,在其他条件相似情况下,其效率自然较高。同时还须指出的是本文西部地区样本高校分布在成都、西安、兰州、重庆这几个大城市,并非通常意义的西部欠发达地区,这些高校管理水平和能力并不落后。此外,我们还将在文后进一步分析西部地区高校效率较高的原因。

表7 1998—2005年不同地区高校各类学生的环比增长速度

学生类型	东部地区	中部地区	西部地区
QUA	16%	25%	51%
QUS	15%	29%	30%
QUM	568%	43%	14%
QPM	28%	42%	56%
QPD	27%	39%	57%

<sup>14</sup> 本文按照新三分法划分的经济区域确定教育部直属高校的地区,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南等11个省市;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南等8省;西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古等12个省、市、自治区。

从表6中可知,医科大学为DEA有效学校,农林大学、理工院校和财经政法大学效率较高,SFA方法得出的结论是理工院校和财经政法大学效率较高。不同类型学校效率的结果有些不同,笔者认为一方面DEA计算结果对投入产出变量的选择较为敏感(Johnes and Johnes, 1992),不同的变量选择导致不同的结果;另一方面,效率的结果受到多因素影响(详见本文第五部分第三节),学校类型的效率差异原因还需要进一步多加比较分析。

从动态的角度来看(图1),三种DEA效率在1998—2005年波动较大,尤为明显的是2001年为效率从下降转为上升的拐点。这恰好与1999—2001年大学扩招相反,图1中我们还可以发现SFA方法计算出的效率值低于DEA效率,并且该成本效率基本处于下降趋势。这种效率变化趋势与本文的样本有一定的关系,本文分析对象均为教育部直属高校,基本包括了我国最著名的高校,并且,几乎所有的样本院校都进入了“211”工程,这些学校在扩招前的规模和办学资源已处于有序偏紧状态,1999年大学扩招的硬性命令使得本已偏紧的资源配置更加雪上加霜,尤其体现在基础设施和办学条件,不堪重负的资源配置使得效率不断降低,直到大学扩招结束,同时各校新增的教育资源逐渐发挥效益,效率因此慢慢提高,但新增教育资源多为高校贷款建设,实为效率提高的机会成本,高校债务由于会计制度等原因,难以获得相关信息,更加难以在效率中加以研究。

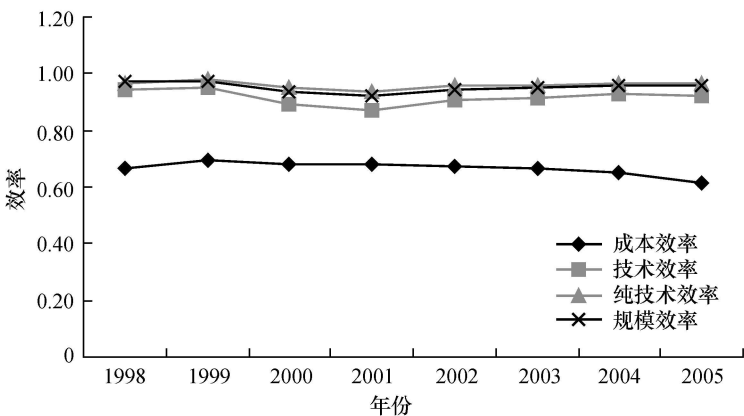


图1 1998—2005年我国高校效率变化

### (三) 规模经济与范围经济

根据Baumol *et al.* (1982)关于多产出的相关计算公式和表4中的模型2和3的估计结果,我们计算出相应的规模经济和范围经济指标,结果见表8。

从表8中我们发现,无论是哪种方法,我国高校均存在规模经济,在SFA的方法下,总体规模经济和各项产出的规模经济程度有一定的下降,说明在考虑效率因素后,规模的效益未必有那么大。值得注意的是,两种方法均显示硕士生的规模经济程度比较明显。



表8 我国高校规模经济和范围经济

规模经济		LS	SFA	范围经济		LS	SFA
总体规模经济		1.16	1.11	总体范围经济		0.59	1.25
特定产出 规模经济	QUA	1.31	0.8	特定产出 范围经济	QUA	0.03	0.23
	QUS	5.56	0.39		QUS	0.3	0.45
	QUM	2.49	7.15		QUM	0.16	0.33
	QPM	2.64	3.66		QPM	0	-0.25
	QPD	1.52	0.03		QPD	-0.13	-0.06
	QR	1.09	1.04		QR	0.15	0.38

同时，无论是哪种方法，我国高校均存在范围经济，在 SFA 的方法下，总体范围经济和各项产出的范围经济程度有一定的上升，说明我国效率因素能促进范围经济的测度。在两种方法下，博士生均不存在范围经济，如果考虑效率因素，则硕士生也不存在范围经济。

笔者认为以上现象可能是由于我国研究生培养方式造成的。首先，除少数试点高校外，大部分高校研究生教育基本还是免费的，对高校而言，培养研究生的经费完全来自于政府所拨的经费，培养研究生的价格相对较高（本科生缴纳的学费分担了一部分培养成本）；其次，很多高校培养研究生的活动未与其他活动（科研、本科生培养）进行有效的资源共享，比如很多高校中研究生像本科生一样上几十人的大班专业课，研究生不搞研究却总是排得满满的课，很多研究生几年未做过一个课题，与欧美高校相比，很多高校只有极少数研究生能从事助教工作等。

从动态变化来看（图2），SFA方法的总体规模经济较好地呈现出随着我国高校的扩招，我国高校的总体规模经济程度不断上升，但LS方法却显示出我国高校虽然达到规模经济，但却小幅度上下波动；与此同时，我国高校一直存在总体范围经济，而且两种方法都证明我国高校的总体范围经济自1999年后不断下降。范围经济下降与学校内部资源配置不科学有关，与近年来分

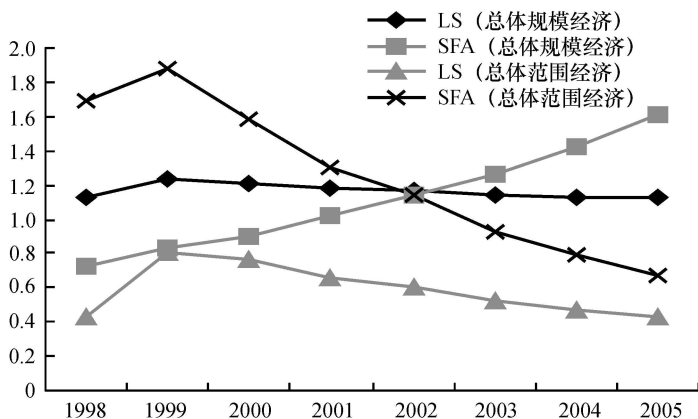


图2 1998—2005年我国高校的规模经济与范围经济变化

校区办学、合并后高校机构庞大存在一定关系。此外,我国高校内部学术、行政和党政三重机构职能有一定的重叠,造成资源浪费。尤其需要注意的是,即使在纯粹的学术部门,高校内部的独立和非独立科研教学单位发展也过于迅速,笔者认为这些单位必然互相争夺资源,造成资源一定程度的配置无效,难以有效共享资源。<sup>15</sup>

#### (四) 效率影响因素及效率差异的原因

##### 1. 效率值与排名

我们利用相关系数检验 SFA 效率值和 DEA 效率值之间的关系,相关系数为 0.1850,具有一定的关系,但配对样本的 T 检验结果显示 SFA 效率值和 DEA 效率值之间具有显著的差异性。

接着我们用 Spearman 系数来检验两种方法下的效率排序是否存在一致性。SFA 效率排序与 DEA 效率排序的 Spearman 系数为 0.0760,在 10% 的显著水平下拒绝原假设,即两种方法对高校效率的排序存在一定的一致性。

##### 2. 效率影响因素

为了对无效率项作更深入的探讨, Pitt and Lee (1981) 利用估计出的无效率值(第一阶段)与影响效率的外生变量回归(第二阶段),希望能用这些外生变量来解释效率的变动。但是, Kumbhakar *et al.* (1991) 指出这样的估计步骤会产生一些计量方法上的问题,因此他们都提出一阶段模型以避免此问题的出现。

无效率函数如下:

$$m_{it} = z_{it}\delta, \quad (2)$$

其中,  $m_{it}$  是高校  $i$  第  $t$  期的无效率值,  $z_{it}$  是影响高校  $i$  第  $t$  期效率的外生变量向量,而  $\delta$  则为变量的待估参数向量。

高校作为典型的多投入多产出机构,有其特殊的运营环境,其效率表现在一定程度上就是运营环境中所有要素综合作用的结果,因此要提高高校效率,必须深入了解哪些因素显著影响高校的效率。

任何组织的运营无外乎外部和内部环境,高校的外部环境主要指的是高等教育的宏观和行业环境,在数据的限制下,本文主要分析高校类型、办学地点、重点与否这几个外部因素。

研究高校教学科研的内部环境较为复杂,因为高校不同于一般的经济组织,在高校内部存在着行政管理与学术活动交错的结构。根据高校内部行为的具体特征,我们认为高校的内部环境主要涉及教学人员、教职员工、学生

<sup>15</sup> 有兴趣的读者可以观察我国高校与欧美高校校内学术机构数量的对比,我国某些著名高校内部的学术机构数量往往是国外名校的几倍,如果考虑到质量,我国高校的校内学术机构可能以极低的效率运行。

以及办学条件。教学人员方面包括专任教师的年龄结构、职称结构、学历结构和民族特征；教职员工方面包括专任教师在教职工中的比例和师生比；学生方面则包括本、专科生和研究生的民族特征；办学条件则包括高校的校舍面积、占地面积、固定资产、教学科研仪器设备情况。

由于数据的限制，我们选取的外部因素和内部因素并不是很完全，在条件允许的情况下，教职员工的性别比例和工龄、学生的入学成绩、家庭背景等因素怎样影响效率也是值得关注的。

为了解高校类型怎样影响效率，笔者引入表示学校类型的虚拟变量  $TYPEG_k$ ，当学校为第  $k$  种类型时，值为 1，否则为 0。 $k$  为 1—8 时分别表示为综合性大学、理工院校、师范院校、外语院校、农林大学、财经政法大学、艺术院校、医科大学。此处把综合性大学作为虚拟变量的基组；为了考察办学地点与效率的关系，引入表示学校办学地点的虚拟变量  $LOCATIONG_l$ ，当学校地区为第  $l$  种地区时，值为 1，否则为 0。 $l$  为 1、2、3 时分别表示东部、中部、西部地区。此处把东部地区作为虚拟变量的基组；为了重点支持部分高校创建世界一流大学和高水平大学，教育部从 1999 年开始实施“985 工程”。笔者引入表示“985”高校的虚拟变量（P985）以了解政府的这项工程是否显著影响了我国高校的效率。估计结果见表 9。

表 9 影响成本无效率因素的估计结果

自变量	估计结果
STAPRO	-17.6944*** (4.1378)
STAASSPRO	-26.98*** (6.2173)
STA51	-8.2767*** (2.1232)
STADOC	-8.9072*** (2.1818)
STAMINOR	-3.4506*** (1.1241)
STUMINOR	0.7697*** (0.36)
STATEACH	-60.2172*** (13.8702)
STUMINOR2	18.9057*** (4.6618)
HOUSE	-0.0103** (0.0043)
AREA	-0.0022*** (0.0009)
EQUIPMENT	0.504*** (0.0679)
T	-547.944*** (123.0868)
P985	66.0448*** (15.2425)
TYPEG2	-6.3566*** (1.8981)
TYPEG3	16.6879*** (3.9602)
TYPEG4	11.1843*** (2.9863)
TYPEG5	8.7143*** (2.5087)
TYPEG6	-16.6398*** (3.7783)
TYPEG7	-49.9083*** (11.5687)
TYPEG8	-1.2129(1.032)

(续表)

自变量	估计结果
LOCATION2	35.5729*** (8.5097)
LOCATION3	-100.8458*** (24.1061)
CSIZE	-1260.8884*** (283.5582)
QU	-0.3035(0.4572)
QP	7.4918*** (1.218)
_cons	-102.3741*** (23.445)

注:括号内数据为标准差,cons表示常数,\*、\*\*和\*\*\*表示在10%、5%、1%显著性水平下显著。

结果发现高校的所有外部因素都显著影响成本无效率。理工院校、财经政法大学、艺术院校、医科大学都与成本无效率是负的显著关系,也就是说,这些院校的成本效率在截距上优于综合性大学,尤其是艺术院校的成本效率最为明显,而师范院校、外语院校、农林大学与成本无效率是正的显著关系,说明这些院校的成本效率在截距上低于综合性大学;西部地区高校与成本无效率是负的显著关系,其成本效率在截距上优于东部大学,而中部地区高校与成本无效率是正的显著关系,其成本效率在截距上低于东部大学;“985”高校与成本无效率是正的显著关系,说明其成本效率在截距上低于其他高校。单独引入虚拟变量仅能表示两类活动在截距上的差异而无法了解斜率上的变化,因此,完整、理想地分析学校类型和地区影响的方法是同时考察截距和斜率的变化,但由于学校的办学地点和办学类型的组合过于复杂,<sup>16</sup>本文将不再考虑同时包含学校类型和地区的效率分析,但会结合其他因素单独分析西部地区高校、理工院校和财经政法大学的效率问题。

从我们的实际调研情况来看,“985”工程缺乏效率考量,该项工程的巨额投入是以各级财政能力为依据,而不是以建设世界一流大学的实际需要为标准,因此,“985”高校普遍存在着“拿钱找项目”的问题,很多项目在未经过科学论证的情况下匆忙上马,可能非学校所需,甚至个别高校某些单位为如何花钱而烦恼,这必然会造成资源的浪费和成本无效率。

教学人员的基本特征因素均显著影响效率。副高教师、50岁以上教师、具有博士学位的教师以及专任教师中的少数民族人数都与成本效率显著正相关,也就是说,这些教师的增加会提高成本效率,可见高水平的教师能有效控制教学科研成本或提升教学科研质量,从而促使成本效率提高。

专任教师数与生师比与成本效率显著正相关。这与教育界的一般看法相一致。专任教师越多,每一个教师面对的学生越多,越容易控制成本,而学校中的非教学科研人员越多,学校的无关支出越多,从而成本越高。

<sup>16</sup> 每个地区的高校都可以分为八种类型的高校,三个地区共有二十四种高校需要分析,基本分析过程与前文也无本质区别。

学生的基本特征因素并非都与成本效率显著相关。本科生和研究生中的少数民族越多，成本越无效率。此外，本科生人数与成本效率正相关，研究生人数与成本效率显著负相关，说明研究生人数越多，成本效率越低，主要原因在于高校教学产出结构已经失衡，研究生培养过多，尤其是硕士生的数量过大。

办学条件中，校舍面积、占地面积与成本效率显著正相关。校舍面积直接决定了学校教学能力的大小，校舍越大，教学活动规模能够越大，成本越低。占地面积也是如此，但这两项办学条件在当前的背景下，难以有所突破。

而科研仪器设备与成本效率显著负相关，这项投入越大，成本越无效率，有学者认为目前我国大型科研设备的利用率仅为25%（张严锋等，2006），这主要是与我国大学现行的科研仪器设备管理制度有关，说明饱受诟病的科研仪器设备的配置、管理、使用必须进行改革，其中，科研仪器设备的封闭使用是较为突出的问题。

时间与成本效率显著正相关。也就是说，技术进步不断提高成本效率。高校即是推动技术进步的主要动力，又是技术进步的受益者。科技进步对教学条件、教学原则、教学过程、教学形式、教学手段、教学方法、教育与教学目标及教育体制等教育系统的诸方面发生广泛影响。

### 3. 效率差异原因

下面我们首先从规模经济和范围经济的角度分析西部地区高校、理工院校和财经政法大学效率较高的原因：从规模经济角度看，这三类高校不仅都实现了总体规模经济，并且均不低于平均水平；从范围经济角度看，这三类高校的优势明显。笔者认为扩招之后的高校效率更多地不是受规模因素影响，而是受学校内部资源配置状况、共享程度以及管理水平和能力的决定。范围经济在目前的作用更加明显。

除规模经济和范围经济外，各地区高校目前的内部资源配置状况分布见表10。不同地区高校在师资配置上并没有明显区别，教师的数量、质量和结构相差不大，但西部地区在研究生数量和教学仪器设备上明显小于其他地区，而这两个变量恰恰反向影响成本效率；不同类型的高校在师资配置上有一定差异，但主要区别还是在研究生数量和办学条件上，综合来看，理工院校和财经政法大学的配置更为合理。此外，理工院校的教师获得科研项目经费的机会比较多，教师之间团队合作情况比较普遍，学生也有较多的机会参与课题项目，资源在院系内部共享较为明显。财经政法类大学的学科应用性特征较为明显，从社会获得资源的机会也较为容易。

表10 分地区分类型高校效率差异因素表

项目	效果	东部 高校	中部 高校	西部 高校	综合性 大学	理工 院校	师范 院校	外语 院校	农林 大学	财经政法 大学	艺术 院校	医科 大学
总体规模经济		1.12	1.17	1.11	1.38	1.20	1.12	0.88	1.12	1.44	0.84	0.45
总体范围经济		1.18	0.67	1.29	-0.13	0.95	1.84	6.62	1.99	2.55	10.38	9.52
STAPRO	+	0.20	0.17	0.14	0.24	0.17	0.18	0.11	0.17	0.16	0.22	0.24
STAASSPRO	+	0.35	0.33	0.31	0.35	0.33	0.36	0.30	0.32	0.35	0.32	0.35
STA51	+	0.22	0.16	0.14	0.24	0.18	0.19	0.20	0.11	0.15	0.31	0.23
STADOC	+	0.23	0.15	0.14	0.26	0.19	0.19	0.10	0.22	0.17	0.07	0.13
STAMINOR	+	1.638.79	79.89	32.25	3.278.82	41.02	51.13	17.67	26.81	18.06	6.480.54	31.50
STATEACH	+	0.51	0.51	0.53	0.50	0.52	0.51	0.50	0.54	0.50	0.53	0.40
HOUSE	+	659405.80	1047494.00	846954.80	1133865.00	852658.40	571669.00	254222.40	615045.50	390825.80	128279.30	230303.30
AREA	+	1412758.00	2272267.00	1783819.00	2668180.00	1600477.00	1130222.00	427367.10	2289992.00	715589.20	139984.90	250666.70
CSIZE	+	12.13	13.79	13.24	11.68	13.18	11.34	7.68	15.52	16.17	9.97	12.40
STUMINOR	-	3240.11	1160.82	737.57	6839.81	653.61	770.69	129.83	797.35	646.75	8846.63	302.33
STUMINOR2	-	317.62	174.85	119.46	578.29	138.14	109.21	17.71	76.62	65.58	975.21	28.50
EQUIPMENT	-	29575.48	29008.96	22371.34	48406.96	33528.35	13453.53	3212.43	16387.16	4974.80	6298.95	5581.66
QP	-	4107.43	5097.70	4060.17	7456.37	4684.94	2762.52	527.29	2107.73	2267.75	526.33	951.00
C	-	57172.16	60875.06	43331.06	86233.93	62490.96	37876.12	20009.78	36125.63	25154.58	12883.23	17863.33
QR	-	11198.71	9040.46	6916.31	14508.74	13769.18	4322.55	965.68	7180.34	780.25	177.32	1576.57
QU	-	11518.76	21226.54	16997.73	18396.85	16720.13	11277.71	3396.83	13032.30	9215.44	2805.96	4689.00

注:效果一栏中的“+”表示显著提高效率因素,“-”表示显著降低效率。

## 五、结论与建议

通过多种方法对我国高校效率研究后，本文获得以下基本结论：

(1) 我国高校存在规模经济和范围经济，自1999年扩招以后，总体规模经济程度不断上升，但总体范围经济程度逐步下降，具体来看，硕士生的规模经济程度较为明显，而硕士生和博士生存在范围不经济现象。

(2) 1998—2005年我国高校的平均技术效率为0.91，纯技术效率为0.96，而规模效率是0.96，总体来说，我国高校DEA效率较高，无效的原因既有技术原因又有规模原因。DEA方法证实西部地区效率高于其他地区，这与本文通过SFA获得的西部地区高校成本效率高于其他地区的结论一致。此外，两种方法均认为理工院校和财经政法大学的效率较高。DEA和SFA的效率值相关但不显著，DEA和SFA效率排序在10%显著水平上相关。

(3) 效率的影响因素包括了学校的外部因素和内部因素。外部因素由于组合过于复杂，仅能考察截距上的差异，内部因素证明了质量与效率并非矛盾，如教师质量越高，教学科研质量应会提高，但同时成本效率也显著上升。具体来看，副教授、50岁以上教师、具有博士学位的教师以及专任教师中的少数民族人数都与成本效率显著正相关，专任教师以及师生比与成本效率显著正相关；本科生和研究生中少数民族越多，成本越无效率，本科生人数与成本效率正相关，研究生人数与成本效率显著负相关；办学条件中，校舍面积、占地面积与成本效率显著正相关，而科研仪器设备与成本效率显著负相关。

虽然方法不同，结论有些差异，但是至少我们可以提出以下提高效率的政策建议：

(1) 深化高校人事制度和内部分配体制改革，制定合理的教学科研激励政策。积极引进高水平的师资，提高教师素质，合理调整各类人员的比例结构，加强一线，压缩二线，提高教学科研人员的比例，削减和压缩一般人员的比重。数量足、素质高的师资队伍不仅对提高教学科研质量意义重大，也对提高资源使用效率效果明显。

(2) 适当控制研究生的扩招，改进研究生培养方式。从高校的产出组合来看，近几年我国高校研究生的规模提高过快，而培养方式明显滞后。因此，政府一方面应停止以延缓就业压力为目的的研究生扩招；另一方面应改进研究生培养方式，明确定位硕士生、博士生的培养目标，对于一些研究型大学来说，应提供研究生更多的科研机会和教学机会。

(3) 合理调配教学科研仪器设备，实行教学科研仪器设备的统一管理和宏观调控，建立多学科共享的仪器设备共享平台。仪器设备共享不仅可以确保使用和管理好所有教学科研仪器设，而且可以增进学术交流和学科交叉，充分发挥资源的应有效益。

(4) 在教学和科研中加强新技术的应用。随着科学技术日新月异的进步,教师和学生都必须不断学习。学习的重要方式之一就是在教学和科研中大量使用新技术、新手段,这样才不会落到时代的后面。这不仅关系到高校的科研学术水平,还关系到学生培养的质量,从而也关系到高校的资源利用效率。

(5) 改革学校内部管理体制,走内涵发展之路。规范高校内部机构设置,精简和调整学校内部党政管理机构,提高管理效率和办学质量,能合并的要合并,职能相近尽可能合并。

此外,我们还提出如下研究建议:

(1) 加强效率研究,谨慎提出以高校绩效和效率为依据的政策建议。从本文的研究中可以发现,不同的方法获得的效率结果是存在一定差异的,这种差异既有方法本身的原因,也有数据或其他方面的原因,依赖某种方法提出建议,将会导致政策的片面化。

(2) 由于本文数据的限制,文章所用模型并未包含投入价格的信息,但无论从成本函数定义本身还是高校产出实际来看,都应考虑到投入价格的问题,这是本项研究的缺憾。

(3) 质量问题还须更加重视。本文所提供的质量衡量指标还是不能完全令人满意,应尽可能发展出专业、客观、统一的教学和科研质量衡量指标。

(4) 多层面分析高校效率。本文的分析是以学校为单位进行的,由于高校的复杂和规模较大,存在数据的“加总”(Aggregate Data)问题,在数据可得背景下,应考虑以院系和学生个体为单位的效率分析。

## 参考文献

- [1] 阿瑟·奥肯,《平等与效率》,王奔洲等译。北京:华夏出版社,1999年。
- [2] Aigner, D., C. Lovell, and P. Schmidt, "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, 1977, 6(1), 21—37.
- [3] Banker, R., A. Charnes, and W. Cooper, "Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis", *Management Science*, 1984, 30(9), 1078—1092.
- [4] Battese, G., and T. Coelli, "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics*, 1995, 20(2), 325—332.
- [5] Baumol, W., J. Panzar, and R. Willig, *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure*. San Diego: Harcourt Brace Jovanovich, 1982.
- [6] Berger, A., and L. Mester, "Inside the Black Box: What Explains Differences in the Efficiencies of Financial Institutions?" *Journal of Banking and Finance*, 1997, 21(7), 895—947.
- [7] Charnes, A., W. Cooper and E. Rhodes, "Measuring the Efficiency of Decision Making Units", *European Journal of Operational Research*, 1978, 2(6), 429—444.
- [8] 陈嵩,“用DEA法评价高校办学效益的研究”,《预测》,2001年第1期,第77—79页。
- [9] 成刚,“中国高等教育规模经济的经验分析”,《世界经济》,2006年第12期,第53—62页。
- [10] 成刚、吴克明,“我国高校的内部效率研究——基于范围经济的分析”,《北京师范大学学报(社会科学版)》,2007年第2期,第81—91页。



- [11] Coelli, T., D. Rao, and G. Battese, *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1998.
- [12] Cohn, E., S. Rhine and M. Santos, "Institutions of Higher Education as Multi-Product Firms: Economies of Scale and Scope", *Review of Economics and Statistics*, 1989, 71(2), 284—290.
- [13] Cohn, E., and S. Cooper, "Multiproduct Cost Functions for Universities: Economies of Scale and Scope", in Johnes, G., and J. Johnes (eds.), *The International Handbook on the Economics of Education*. Cheltenham; Edward Elgar, 2004.
- [14] De Groot, H., W. McMahon and J. Volkwein, "The Cost Structure of American Research Universities", *Review of Economics and Statistics*, 1991, 73(3), 424—431.
- [15] Farrell, M., "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of Royal Statistical Society, Series A, General*, 1957, 120, 253—281.
- [16] 侯启娉, "基于 DEA 的研究型高校科研绩效评价应用研究", 《研究与发展管理》, 2005 年第 1 期, 第 118—124 页。
- [17] Johnes, G., "The Management of Universities: Scottish Economic Society / Royal Bank of Scotland Annual Lecture", *Scottish Journal of Political Economy*, 1999, 46(5), 505—522.
- [18] Johnes, G. and J. Johnes, "Multi-Product Cost Functions and the Funding of Tuition in UK Universities", *Applied Economics Letters*, 1996, 3(9), 557—561.
- [19] Johnes, G., and J. Johnes, "Apples and Oranges: The Aggregation Problem in Publications Analysis", *Scientometrics*, 1992, 25(2), 353—365.
- [20] Johnes, G., and J. Johnes, "Higher Education Institutions' Costs and Efficiency: Taking the Decomposition a Further Step", Lancaster University Management School Working Paper 2005/064, 2005.
- [21] Johnes, J., and Y. Li, "Measuring the Research Performance of Chinese Higher Education Institutions Using Data Envelopment Analysis", Lancaster University Management School Working Paper 2006/025, 2006.
- [22] Kodde, D., and F. Palm, "Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions", *Econometrica*, 1986, 54(5), 1243—1248.
- [23] Koshal, R., and M. Koshal, "Economies of Scale and Scope in Higher Education: A Case of Comprehensive Universities", *Economics of Education Review*, 1999, 18(2), 269—277.
- [24] Kumbhakar, S., S. Ghosh, and J. McGuckin, "A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U. S. Dairy Farms", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1991, 9(3), 279—286.
- [25] 刘亚荣, "我国高等学校办学效率评价分析", 《教育与经济》, 2001 年第 4 期, 第 31—36 页。
- [26] Lloyd, P., M. Morgan, and R. Williams, "Amalgamation of Universities: Are There Economies of Scale or Scope", *Applied Economics*, 1993, 25, 1081—1092.
- [27] 陆根书、刘蕾, "不同地区教育部直属高校科研效率比较研究", 《复旦教育论坛》, 2006 年第 2 期, 第 55—59 页。
- [28] 陆根书、刘蕾、孙静春、顾丽娜, "教育部直属高校科研效率评价研究", 《西安交通大学学报(社会科学版)》, 2005 年第 2 期, 第 75—79 页。
- [29] Meeusen, W., and J. van den Broeck, "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error", *International Economic Review*, 1977, 18(2), 435—444.
- [30] Mundlak, Y., "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data", *Econometrica*, 1978, 46(1), 69—85.

- [31] Nelson, R., and K. Hevert, "Effect of Class Size on Economies of Scale and Marginal Costs in Higher Education", *Applied Economics*, 1992, 24(5), 473—482.
- [32] Ng, Y., and S. Li, "Measuring the Research Performance of Chinese Higher Education Institutions: An Application of Data Envelopment Analysis", *Education Economics*, 2000, 8(2), 139—156.
- [33] Pitt, M., and L. Lee, "Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry", *Journal of Development Economics*, 1981, 9(1), 43—64.
- [34] Stevens, P., "A Stochastic Frontier Analysis of English and Welsh Universities", *Education Economics*, 2005, 13(4), 355—374.
- [35] 田东平、苗玉凤, "基于 DEA 的我国高校科研效率评价", 《理工高教研究》, 2005 年第 4 期, 第 6—8 页。
- [36] 田东平、苗玉凤, "2001—2003 年我国重点学校效率研究", 《高等工程教育研究》, 2006 年第 4 期, 第 83—86 页。
- [37] 田东风、苗玉凤、崔瑞峰, "我国重点高校科研效率的 DEA 分析", 《科技管理研究》, 2005 年第 8 期, 第 42—44 页。
- [38] Verry, D., and P. Layard, "Cost Functions for University Teaching and Research", *Economic Journal*, 1975, 85(337), 55—74.
- [39] 王善迈, 《教育投入与产出研究》。石家庄: 河北教育出版社, 1996 年。
- [40] Wooldridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press, 2002.

## A Study on the Efficiency of Chinese Universities

GANG CHENG ZHIJUN SUN

(Beijing Normal University)

**Abstract** This paper uses both parametric and non-parametric methods to analyze the efficiency of Chinese universities during 1998—2005. We find that the average technical efficiency of Chinese universities is high, especially for universities of technology, economics and law in the western region. There are global economies of scale and scope in Chinese universities. The degree of economies of scale increases while that of economies of scope decreases over time. The degree of product-specific economies of scale is particularly high for master education, but the degree of product-specific economies of scope is low for master and Ph. D. education. The efficiency scores between our two methods are insignificantly correlated, but the correlation between the efficiency rankings of the two methods is significant at the 10% significance level. External factors and most internal factors significantly affect efficiency.

**JEL Classification** C23, I21, I22