

PUBLIC ECONOMICS RESEARCH

2012

# 公共经济研究

厦门大学财政系

厦门大学公共财政研究中心 主编

厦门大学财政科学研究所

2012

# 公共经济研究

厦门大学财政系

厦门大学公共财政研究中心 主编

厦门大学财政科学研究所

图书在版编目 (CIP) 数据

公共经济研究. 2012/厦门大学财政系, 厦门大学公共财政研究中心, 厦门大学财政科学研究所主编. —北京: 中国财政经济出版社, 2013. 1

ISBN 978-7-5095-4240-8

I. ①公… II. ①厦… ②厦… ③厦… III. ①公共经济学-文集 IV. ①F062.6-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2013) 第 005930 号

责任编辑: 杨 静

责任校对: 胡永立

封面设计: 天女来

中国财政经济出版社出版

URL: <http://www.cfeph.cn>

E-mail: [cfeph@cfeph.cn](mailto:cfeph@cfeph.cn)

(版权所有 翻印必究)

社址: 北京市海淀区阜成路甲 28 号 邮政编码: 100142

发行处电话: 88190406 财经书店电话: 64033436

北京富生印刷厂印刷 各地新华书店经销

787×1092 毫米 16 开 8 印张 198 000 字

2013 年 2 月第 1 版 2013 年 2 月北京第 1 次印刷

印数: 1—1500 定价: 25.00 元

ISBN 978-7-5095-4240-8/F·3449

(图书出现印装问题, 本社负责调换)

本社质量投诉电话: 010-88190744

# 卷 首 语

中国改革的实践、中国经济的快速稳定增长、东西方思想的碰撞，使得中国经济学的发展正面临一次难得的机遇。

财政学研究在中国已得到了很好的发展，而新型的公共经济学研究尚处于起步阶段。以厦门大学财政学国家重点学科点为依托，由厦门大学财政系和公共财政研究中心主办的《公共经济研究》旨在给各界交流提供一个平台，推动中国公共经济学科的发展。《公共经济研究》倡导严谨、规范的学风和自由、平等的学术交流，以发表公共经济学及其相关问题研究的学术成果为主，特别鼓励发表针对中国公共部门制度转轨和发展研究的原创论文。

我们诚挚地期待学界同仁共襄盛举，共同为中国公共经济学的发展贡献力量！

厦 门 大 学 财 政 系  
厦门大学公共财政研究中心  
厦门大学财政科学研究所

# 《公共经济研究》 学术委员会

(以汉语拼音为序)

陈 共 (中国人民大学)  
丛树海 (上海财经大学)  
邓力平 (厦门国家会计学院)  
邓子基 (厦门大学)  
樊丽明 (上海财经大学)  
高培勇 (中国社会科学院财经战略研究院)  
郭庆旺 (中国人民大学)  
何盛明 (财政部财政科学研究所)  
胡鞍钢 (清华大学)  
贾 康 (财政部财政科学研究所)  
李俊生 (中央财经大学)  
马国强 (东北财经大学)  
王国清 (西南财经大学)  
王绍光 (香港中文大学)  
吴俊培 (武汉大学)  
杨 斌 (厦门大学)  
杨灿明 (中南财经政法大学)  
叶振鹏 (财政部财政科学研究所)  
张 通 (湖北省人民政府)

# 《公共经济研究》

## 编 委 会

编辑委员会主任：张 馨

编辑委员会副主任：雷根强 陈 工

编辑委员会委员（以汉语拼音为序）：

纪益成 梁若冰 林致远 童锦治 王艺明  
吴碧英 杨志勇 张铭洪

编辑部主任：童锦治

编辑部副主任：王艺明

编辑部地址：福建省厦门市 厦门大学财政系（邮编：361005）

电 话：0592 - 2186090

电 子 邮 件：[wym@xmu.edu.cn](mailto:wym@xmu.edu.cn)

网 址：<http://czx.xmu.edu.cn/pe/>

# 目 录

政府公共教育支出与社会教育支出的产出效应比较

——基于扩展菲德模型的空间计量研究 ..... 邓 明 ( 1 )

Financial Defined Contribution or Non – financial Defined Contribution?

——A Case Study of Individual Account Pension System in China

..... Lin Guo, Jianding Ding ( 14 )

股市财富效应、经济波动和货币政策选择

——基于 DSGE 模型的分析 ..... 谢绵陞 ( 28 )

要素市场扭曲抑制了我国碳排放效率的提升吗?

..... 杜克锐 邹楚沅 谢 璇 ( 45 )

装备采办真实成本显示机制研究 ..... 孟斌斌 ( 59 )

两极趋势下的“浮动恐惧”

——汇率制度的研究进展及对中国汇率问题的思考

..... 黄大柯 何 川 王艺明 ( 73 )

所有权、竞争、公司治理与中国国有企业改制绩效

——一个荟萃回归分析 ..... 谢贞发 陈 玲 ( 86 )

江西省普通本科高校科研效率的动态分析 ..... 阚大学 吕连菊 ( 100 )

土地经济学视角下居住社区体育用地划拨再思考 ..... 刘 伟 宋 杨 ( 109 )

征稿启事 ..... ( 117 )

# 政府公共教育支出与社会教育 支出的产出效应比较<sup>①</sup>

## ——基于扩展菲德模型的空间计量研究

邓 明<sup>②</sup>

**摘 要** 与传统研究不同, 本文将教育部门划分成政府教育部门和社会教育部门, 并将空间 Panel Data 模型和 Feder 多部门模型结合起来比较研究我国不同教育部门的教育支出的产出效应。基于 1997 ~ 2008 年的省际面板数据, 本文研究结果表明: (1) 教育支出, 不论是政府教育部门还是社会教育部门, 其直接产出效应为负, 但其总效应为正; (2) 教育支出的主要受益者是非教育部门; (3) 政府教育部门的教育支出的总产出效应和直接产出效应没有社会教育部门的产出效应大, 但其间接产出效应大于社会教育部门的产出效应。

**关键词** 教育支出 产出效应 空间面板数据模型 多部门外溢模型

① 基金项目: 中央高校基本科研业务经费项目: “动态时变特征的空间计量模型及其在中国地方政府财税策略互动中的应用”; 国家社科基金青年项目 “非参数空间计量经济模型及应用研究” (10CTJ002)。

② 厦门大学经济学院财政系, 福建厦门, 361005; 中国社会科学院城市发展与环境研究所, 北京, 100836; deng-ming906@hotmail.com。

## 一、引言

教育支出,可分为狭义的概念和广义的概念。从狭义来说,教育支出是指国家和地方在财政总支出中,拨给教育事业的经费。从广义来说,教育支出是指在一个国家中,根据教育事业发展的需要,向教育领域中投入的人力、物力、财力的整个教育资源,具体而言,是指投入到教育领域中用于培养不同熟练程度的后备劳动力和各种专门人才以及提高人的劳动能力的人力 and 物力的货币表现<sup>①</sup>。

教育与经济增长或者产出之间关系的研究,一直是社会学家与经济学家所关注的热点问题。Schultz (1961) 利用余值法计算出了美国 1929 年到 1957 年的经济增长有 33% 归因于教育的发展,这可以认为这是定量分析教育支出的经济增长贡献度的最早文献。Denison (1962) 利用因素分析法对美国 1927 ~ 1957 年经济增长的因素进行了分析,计算了教育因素在经济增长中的作用。而在我国,研究者也从不同角度采用不同的计量模型对教育支出的产出贡献或产出弹性进行了定量分析。厉以宁 (1984) 在其《教育经济学》一书中最早提出了“教育的社会经济功能”;史清琪、秦宝庭 (1994) 计算了 1952 ~ 1987 年我国教育对我国国民经济增长的贡献为 12.9%;胡永远、刘智勇 (2004) 利用面板数据模型分析了 1996 ~ 2001 年 28 个省、直辖市以及自治区的高等教育对经济增长的贡献,估计出东部、中部、西部地区的平均值分别为 1.47%、1.17% 和 0.68%;李玲 (2000) 分析了教育投入对经济增长的滞后影响,并讨论了智力资本对经济增长的贡献;陆秋君、艾克凤 (2007) 利用误差修正模型分析了 1957 ~ 2003 年中国教育投资与经济增长之间的关系,发现两者存在双向因果关系。

上述的一些研究通常是直接分析教育支出与产出之间的关系,但无法解释教育支出通过何种方式来影响产出。事实上,“教育作为一个产业,明显地与其他产业不同:它具有多种外溢(部)利益。正是这种外溢利益提高了生产要素的品质,大大改善了经济活动赖以存在的社会环境,从而使经济活动具有更高效率,加快了经济增长的速度”(蔡增正,1999)。因此,教育支出对经济增长的作用,除了其直接作用外,更重要的是其间接的外溢作用, Lucas (1988) 最早将教育的外溢作用模型化并对其进行估计。在度量教育支出的外溢作用时,研究者通常使用的是由菲德 (Feder, 1983) 所提出的两部门模型,该模型最初用于估计出口对经济增长的作用,菲德模型使用一个纳入出口与非出口部门的两部门模型来分析出口的两个方面的作用:一是出口对于非出口部门的溢出作用;二是出口与非出口部门之间要素生产率的差异。鉴于菲德两部门模型的构造原理,许多研究者将菲德两部门模型引入了教育支出与经济增长的计量分析领域,用以分析教育支出的外溢作用以及教育支出与非教育支出的生产率的差异,例如蔡增正 (1999)、王文博 (2001) 等运用菲德模型 (Feder Model) 对教育投资的外溢作用进行了实证分析;袁国敏 (2003) 利用菲德模型对中国 1990 ~ 2000 年间的教育投入对经济增长的作用及其外溢作用进行了测算;解垚 (2005) 利用两部门模

<sup>①</sup> 教育经济学研究会筹备组编:《教育经济学论文集》,教育科学出版社 1982 年版,第 53 页。

型分析了我国高等教育对经济增长的贡献,研究发现其贡献率只有 0.13%,且国家高等教育投资的溢出效果并不显著,同时东、中、西部地区高等教育产出弹性和对经济增长的贡献率依次递减。

如果说利用非德模型能够解决教育支出的部门溢出问题,那么教育支出的空间溢出效应同样值得研究者关注。虽然利用基于面板数据的非德模型考虑了“时空”两个维度,但面板数据模型在分析空间特性时主要是考虑空间个体的差异性,比如利用变截距模型来描述个体的空间特性,而往往忽略了空间个体之间的空间相关性。然而,由于要素的流动性,地区之间的经济增长、教育支出之间必然存在相互联系,比如 Griliches (1992) 就指出有大量的实证研究可以说明知识溢出有很强的地理相关性,且这种相关性会随空间距离加大而退化,而知识是生产中的一个重要生产要素,因此区域教育支出对临近区域的产出必然存在影响。所以,如果仅仅使用普通的截面模型或者普通的空间计量模型来估计教育支出对经济增长的贡献或教育支出的产出弹性,往往存在模型的设定偏差问题。而空间计量经济学理论则比较好地处理了个体的空间相关性问题,根据空间计量经济学理论 (Anselin, 1988),一个地区空间单元上的某种经济地理现象或某一属性值与邻近地区空间单元上同一现象或属性值是相关的,几乎所有的空间数据都具有空间依赖性 or 空间自相关性的特征,空间相关性的存在打破了大多数经典计量分析中相互独立的基本假设。空间计量经济方法将经典计量方法应用于与地理位置及空间交互作用相关的地理空间数据,通过地理位置与空间联系建立统计与计量关系,以统计和计量方法识别和度量空间变动的规律与空间模式的决定因素。因此,在普通的面板数据模型中引入空间影响 (可以在误差项或因变量上引入空间影响),构造空间面板数据模型,可以更好地从“时空”两个维度分析经济现象。陈建宝、戴平生 (2007) 和顾佳峰 (2007) 等人将空间计量模型引入到教育的产出效应分析中;而钱争鸣等人 (2008) 的研究则是更进一步的研究,他们将空间面板数据模型与非德模型结合起来分析教育支出的产出效应,考察了产出效应中的部门溢出与空间溢出。

如同钱争鸣等人 (2008) 的研究,本文同样关注教育支出的空间溢出与部门溢出,但是,本文侧重讨论不同类型教育支出的产出效应是否有所不同。本文将教育支出划分成政府教育支出与社会教育支出,前者是指国家教育经费支出,主要由国家财政教育经费和事业收入构成;后者则由社会团体和公民办学经费以及社会捐赠经费构成。为了达到上述目标,本文将传统的非德模型扩展成多部门的外溢模型,并将其与空间面板数据模型相结合,用以比较分析不同类型教育支出的产出效应。本文余下内容安排如下:第二部分构建本文的理论模型——多部门外溢模型;第三部分对本文的实证技术即空间 Panel Data 模型进行说明;第四部分为指标选取和数据来源的说明;第五部分为实证结果及其经济意义的分析;最后为本文的总结。

## 二、理论模型

本文将非德两部门模型扩展成多部门模型,假设教育部门可以细分为  $m$  个不同的部门:

$$E = E_1 + E_2 + \cdots + E_m \quad (1)$$

根据 Feder (1983), 整个经济系统为:

$$E_j = E(L_{E,j}, K_{E,j}), j = 1, 2, \dots, m \quad (2)$$

$$N = N(L_N, K_N, E_1, E_2, \dots, E_m) \quad (3)$$

$$Y = E_1 + E_2 + \dots + E_m + N \quad (4)$$

其中,  $E$  和  $N$  分别代表教育和非教育部门的产出量,  $Y$  为社会总产出,  $L$  和  $K$  分别代表劳动力和资本要素, 在 (2) 式中, 我们假设任意第  $j$  个教育部门的产出水平  $E_j$  都会影响经济中非教育部门的产出量  $N$ ,  $L$  和  $K$  的下标  $E$  和  $N$  分别代表要素在教育部门和非教育部门之间的分配。令  $\delta_j$  为第  $j$  个教育部门与非教育部门之间的要素边际生产率的差异, 则:

$$\frac{\partial E_j / \partial K_{E,j}}{\partial N / \partial K_N} = \frac{\partial E_j / \partial L_{E,j}}{\partial N / \partial L_N} = 1 + \delta_j \quad (5)$$

理论上  $\delta_j$  可以等于、大于和小于零。负的  $\delta_j$  意味着教育部门的相对边际生产力低于非教育部门。对 (4) 式全微分, 并将 (5) 式代入可得:

$$\begin{aligned} dY = dN + \sum_{j=1}^m dE_j = & \left( \frac{\partial N}{\partial K_N} \cdot dK_N + \frac{\partial N}{\partial L_N} \cdot dL_N + \frac{\partial N}{\partial E} \cdot dE \right) \\ & + \sum_{j=1}^m \left[ (1 + \delta_j) \cdot \frac{\partial N}{\partial L_N} \cdot dL_{E,j} + (1 + \delta_j) \cdot \frac{\partial N}{\partial K_N} \cdot dK_{E,j} \right] \end{aligned} \quad (6)$$

因为总资产增长量恒等于总投资, 即:

$$I = I_N + \sum_{j=1}^m I_{E,j} = dK_N + \sum_{j=1}^m dK_{E,j} \quad (7)$$

$$\text{而且总劳动增量 } dL = dL_N + \sum_{j=1}^m dL_{E,j} \quad (8)$$

将式 (7)、(8) 代入到式 (6) 可得到:

$$dY = \frac{\partial N}{\partial K_N} \cdot I + \frac{\partial N}{\partial L_N} \cdot dL + \sum_{j=1}^m \left( \frac{\delta_j}{1 + \delta_j} + \frac{\partial N}{\partial E_j} \right) \cdot dE_j \quad (9)$$

对式 (9) 两边同时除以总产出水平, 可得到总产出增长率:

$$\frac{dY}{Y} = \frac{\partial N}{\partial K_N} \cdot \frac{I}{Y} + \frac{\partial N}{\partial L_N} \cdot \frac{dL}{Y} + \sum_{j=1}^m \left( \frac{\delta_j}{1 + \delta_j} + \frac{\partial N}{\partial E_j} \right) \cdot \frac{dE_j}{Y} \quad (10)$$

根据 Bruno (1968), Feder (1983) 的假设, 劳动力边际产出率与整个经济的人均产出之间成正比, 即  $\partial N / \partial L = \beta Y / L$ , 并令  $N / K = \alpha$ , 则:

$$\frac{dY}{Y} = \alpha \cdot \frac{I}{Y} + \beta \cdot \frac{dL}{L} + \sum_{j=1}^m \left( \frac{\delta_j}{1 + \delta_j} + \frac{\partial N}{\partial E_j} \right) \cdot \frac{dE_j}{E_j} \cdot \frac{E_j}{Y} \quad (11)$$

因此  $\alpha$  表示非教育部门资本的边际产品,  $\beta$  为非教育部门劳动力的弹性系数,  $\gamma = \sum_{j=1}^m [\delta_j / (1 + \delta_j) + \partial N / \partial E_j]$  表示教育对经济增长的全部作用,  $\gamma$  衡量了教育部门对经济增长的两种不同渠道的影响: 一是教育投资对经济增长的直接影响; 二是教育投资对非教育部门的外部影响, 从而间接对经济增长产生影响。假设教育部门对非教育部门产出的影响具有不变弹性, 令  $\theta_j$  为  $N$  关于  $E_j$  的弹性,  $\theta_j = (\partial N / \partial E_j) / (N / E_j)$ ,  $\theta_j$  是反映教育部门的外部性的一个重要指标, 由  $\theta_j$  定义可得:

$$\frac{\partial N}{\partial E_j} = \theta_j \cdot \frac{N}{E_j} = \theta_j \cdot \frac{N/Y}{E_j/Y} = \frac{\theta_j}{E_j/Y} - \theta_j \quad (12)$$

从而可以推导得到总产出增长率为：

$$\frac{dY}{Y} = \alpha \cdot \frac{I}{Y} + \beta \cdot \frac{dL}{L} + \sum_{j=1}^m \left( \frac{\delta_j}{1 + \delta_j} - \theta_j \right) \cdot \frac{dE_j}{E_j} \cdot \frac{E_j}{Y} + \sum_{j=1}^m \theta_j \cdot \frac{dE_j}{E_j} \cdot \left( 1 - \frac{\sum_{i \neq j} E_i}{Y} \right) \quad (13)$$

式 (13) 为本文实证分析最终所需要的多部门外溢模型。其中,  $\delta_j/(1 + \delta_j) - \theta_j$  为第  $j$  个教育部门对经济增长的直接作用,  $\theta_j$  为第  $j$  个教育部门对经济增长的间接作用。

### 三、实证分析方法

如果直接利用面板数据, 并基于式 (13) 进行实证分析, 自然可以讨论不同类型教育支出对经济增长的直接效应和间接效应。但是, 利用普通的面板数据模型估计式 (13) 所需要的一个重要假设是区域之间不存在要素的空间流动, 也就是假设区域是一个封闭的经济空间, 这与实际显然是不相符合的。在非教育部门中, 由于生产要素在我国不同区域之间能够比较自由地流动, 要素流动的驱动力则是要素的回报率, 生产要素的趋利性导致要素必然由回报率低的区域向回报率高的区域流动, 由此能导致要素的更优配置, 使得要素的边际生产率提高。当然, 在教育部门中, 要素特别是人力资本要素也存在一定流动性, 但这种流动性是一种自然的流动, 而不是由要素的趋利性所决定的, 因此要素是否流动不会对教育部门的边际产出有太大影响。所以如果考虑要素的空间流动, 则  $\partial N/\partial L$  和  $\partial N/\partial K$  均要大于不考虑要素流动的  $\partial N/\partial L$  和  $\partial N/\partial K$ , 而  $\partial E_j/\partial L$  和  $\partial E_j/\partial K$  则不会有大的变化。基于这样的分析, 在考虑空间效应的模型中, 参数  $\delta_j$  的估计值应小于不考虑空间效应的模型中的  $\delta_j$  的估计值。同时, 在考虑到非教育部门要素的空间流动性之后,  $\theta_j$  系数的估计将比没有考虑要素空间流动的估计小, 因为如果忽略了要素的空间流动性, 要素流动性对非教育部门的影响将体现在教育支出的间接效应中。因此, 本文将利用空间 Panel Data 模型来对式 (13) 的多部门外溢模型进行实证分析。

为了进行空间 Panel Data 模型分析, 一般需要先检验区域经济变量的空间相关性。检验区域经济变量是否存在空间相关性的方法有: Moran's I 指数检验、极大似然 LM - Error 检验以及极大似然 LM - Lag 检验等一系列检验方法 (Anselin, 1988)。其中, 最常用的是 Moran (1950) 所提出的 Moran's I 检验, Moran's I 的表达式为:

$$\text{Moran's I} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (14)$$

其中,  $S^2 = n^{-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ,  $\bar{Y} = n^{-1} \sum_{i=1}^n Y_i$ ,  $Y_i$  代表第  $i$  地区的观测值, 空间矩阵  $W = [w_{ij}]_N$  是一个外生给定的  $N$  维方阵,  $w_{ij}$  为空间权重矩阵  $W$  中的第  $(i, j)$  个元素, 反映了第  $j$  个地区对于第  $i$  个地区的影响, 其对角线元素为 0。Moran's I 指数在  $(-1, 1)$  之间, 大于 0 表示各地区间为空间正相关, 数值越大, 正相关的程度越强; 小于 0 表明空间负相关; 等于 0 表示各地区之间无关联。Moran 进一步指出 Moran's I 值近似服从均值为  $E(I)$  和方差为  $V(I)$  的正态分布, 根据空间数据的分布特征可以得到:

$$E(I) = -(n-1)^{-1}, V(I) = (n^2 w_1 + n w_2 + 3 w_0^2) / w_0^2 (n^2 - 1) - E^2(I) \quad (15)$$

其中,  $w_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ ,  $w_1 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2 / 2$ ,  $w_2 = \sum_{i=1}^n (w_{i \cdot} + w_{\cdot j})$ 。  $w_{i \cdot}$  和  $w_{\cdot j}$  分别表示空间权重矩阵第  $i$  行之和与第  $j$  列之和。因而近似地有:

$$z = I - E(I) / \sqrt{V(I)} \sim N(0, 1) \quad (16)$$

在空间计量模型的设定以及空间相关性的检验中, 空间权重矩阵都有着重要作用而且通常是外生给定的<sup>①</sup>。空间矩阵有多种设定方法, 并且通常要进行了行标准化 (Anselin, 1988)。最常见的设定方式包括二进制连接权重矩阵和基于距离的权重矩阵, 前者的设定方式如下: 如果区域  $i$  和区域  $j$  相邻, 则取  $w_{ij} = 0$ , 如果区域  $i$  和区域  $j$  不相邻, 则取  $w_{ij} \neq 0$ 。基于距离的空间权重矩阵既可以基于地理距离, 也可以基于经济距离抑或其他可量化的广义距离。例如, 林光平等 (2006) 所构造的基于经济距离的空间权重矩阵为  $w_{ij} = 1 / |\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|$ , 其中  $\bar{Y}_i$  为区域经济变量在第  $i$  个地区的均值。

在区域经济变量存在空间相关性的情况下, Anselin (1988) 指出有两种方式将空间相关性引入到普通的回归模型中, 一种是在因变量中引入空间相关性, 即空间自回归模型 (SAR):

$$Y = \rho WY + \beta X + \varepsilon \quad (17)$$

第二种方法是在误差项中引入空间相关性, 即空间误差模型 (SEM), 该模型假定地区间的相互关系通过外生的冲击发生作用。模型形式如下:

$$Y = \beta X + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \quad (18)$$

其中,  $\beta$  为自变量系数,  $\rho$  和  $\lambda$  分别为因变量空间回归系数和误差项空间自回归系数, 因为  $\lambda$  不仅包括了未观察到的空间异质性因素, 还包含了遗漏掉的因变量空间滞后项  $WY$  的影响, 所以, 一般情况下,  $\lambda$  的数值要大于  $\rho$ 。 $\varepsilon$  和  $\mu$  为随机误差项。 $W$  为  $N \times N$  的空间权重矩阵 ( $N$  为地区数)。

根据式 (13) 建立多部门的空间面板数据模型, 其中, 空间自回归模型 (SAR) 为:

$$\begin{aligned} \left( \frac{dY}{Y} \right)_{it} = & \varphi_i + \eta_t + \alpha \left( \frac{I}{Y} \right)_{it} + \beta \left( \frac{dL}{L} \right)_{it} + \sum_{j=1}^m \left( \frac{\delta_j}{1 + \delta_j} - \theta_j \right) \left( \frac{dE_j}{E_j} \cdot \frac{E_j}{Y} \right)_{it} \\ & + \sum_{j=1}^m \theta_j \left( \frac{dE_j}{E_j} \right)_{it} + \rho W \left( \frac{dY}{Y} \right)_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (19)$$

空间误差模型 (SEM) 为:

$$\begin{aligned} \left( \frac{dY}{Y} \right)_{it} = & \varphi_i + \eta_t + \alpha \left( \frac{I}{Y} \right)_{it} + \beta \left( \frac{dL}{L} \right)_{it} + \sum_{j=1}^m \left( \frac{\delta_j}{1 + \delta_j} - \theta_j \right) \left( \frac{dE_j}{E_j} \cdot \frac{E_j}{Y} \right)_{it} + \sum_{j=1}^m \theta_j \left( \frac{dE_j}{E_j} \right)_{it} + \varepsilon_{it}, \\ \varepsilon_{it} = & \lambda W\varepsilon_{it} + \mu_{it}; \mu_{it} \sim N(0, \sigma^2 I) \end{aligned} \quad (20)$$

其中,  $\varepsilon_{it}$  和  $\mu_{it}$  为随机误差项,  $\varphi_i$  和  $\eta_t$  分别描述了样本的个体特性以及时间特性。若  $\varphi_i$  和  $\eta_t$  为固定常数, 则以上两个模型是固定效应模型; 若  $\varphi_i$  和  $\eta_t$  是随机变量, 且与其他自变量不相关, 则是随机效应模型。由于本文是对中国大陆所有省份进行分析, 所考察的截面单位是总体的所有单位, 因此采用固定效应模型更加合适。由空间自回归模型和空间误差模型的设定原理可知, 前者考察相邻地区间区域经济变量水平相互影响所产生的空间相关性,

<sup>①</sup> 然而, 外生设定空间权重矩阵的方式往往会造成空间矩阵的误判, 孙洋、李子奈 (2008) 利用非嵌套检验中的伪嵌套检验思路的变形, 给出了一个在线性空间模型中空间权重矩阵的比较方法。

后者考察各种观测不到的却对区域经济变量产生影响的各种误差项的空间相关性。由于空间效应的存在,用 OLS 方法来估计空间误差模型虽然是无偏的,但不具有有效性;而用 OLS 方法来估计空间自回归模型不仅是有偏的,而且是不一致的,因此,普通最小二乘法不能用于空间计量模型的估计,而最大似然估计法能够克服以上问题,因此本文对模型(19)、模型(20)利用极大似然估计法进行估计,其似然函数的构建参见 Elhorst (2003)。

## 四、指标选取与数据来源

教育部门产出  $E$  由全国教育经费总支出代表,包括国家财政性教育经费、社会团体和公民个人办学经费、社会捐资和集资办学经费、学费和杂费、其他教育经费构成;本文根据教育经费的来源将教育部门分为政府教育部门和和社会教育部门,分别由变量  $E_1$  和  $E_2$  来表示,其中政府教育部门的产出由国家教育经费支出代表,主要由国家财政教育经费和事业收入构成;而社会教育部门的产出由社会团体和公民办学经费以及社会捐赠经费构成。

总产出  $Y$  为各地区国内生产总值;就业人数  $L$  包括城镇就业人口和农村就业人口,因为本文将人力资本从就业人口中剥离出来,所以在本文中将其看成同质的劳动力;资本形成总额  $I$  在我国的统计资料并不存在,但可近似地由全社会固定资产投资来代替,包括了国有经济、集体经济、个体经济和其他经济历年的固定资产投资之和。

对于空间权重矩阵,本文选取林光平等(2006)所构造的基于经济距离的空间权重矩阵,并基于各地区的国内生产总值  $Y$  来度量经济距离。

考虑到统计数据的完整性和可得性,在样本的空间尺度的选择上,本文选择样本空间尺度是省级单元,样本空间是中国大陆的 31 个省、自治区和直辖市组成的省级区域样本空间。而在时间尺度的选择上,考虑到重庆作为直辖市能够获得单独的统计数据是从 1997 年开始的,因而本文的时间尺度是 1997~2008 年的年度数据。所有数据均来自于各年的《中国统计年鉴》、《中国教育统计年鉴》以及《中国教育经费统计年鉴》等,在实证分析过程中, $E$ 、 $Y$  和  $I$  等名义指标均以 1997 年为基期的 CPI 定基指数进行调整<sup>①</sup>,单位均取万元人民币。

## 五、实证结果分析与经济意义解释

### (一) 空间相关性分析结果

由于 Feder 模型研究的是生产要素投入的增长对经济增长的影响,因此首先需要对我国省域经济增长速度的空间相关性进行分析,根据式(14)以及地理空间矩阵,计算得到的省域经济增长速度的 Moran's  $I$  如表 1 所示。表 1 的结果显示,各个时期的 Moran's  $I$  指数在

<sup>①</sup> 在具体计算中,1997 年的 CPI 设定为 100。

1% 的显著性水平下都是显著的, 说明省域之间的经济增长存在一定的空间相关性, 这与林光平、龙志和、吴梅 (2005) 以及陈晓玲、李国平 (2006) 等人的研究结论是基本一致的。因此在实证分析中有必要将式 (13) 的普通面板数据模型扩展为空间 Panel Data 模型。

表 1 省域经济增长的 Moran I 指数

| 年份        | 1998  | 1999  | 2000  | 2001  | 2002  | 2003  | 2004  | 2005  | 2006  | 2007  | 2008  |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Moran I   | 0.283 | 0.319 | 0.304 | 0.312 | 0.260 | 0.289 | 0.328 | 0.409 | 0.416 | 0.395 | 0.411 |
| P - value | 0.006 | 0.004 | 0.005 | 0.004 | 0.006 | 0.005 | 0.004 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |

注: P - value 为伴随概率。

(二) 多部门外溢模型的实证结果及其分析

根据本文所选择的样本尺度可知道,  $N = 31$ ,  $T = 11$ , 根据 MATLAB 软件所估计得到的结果如表 2 所示<sup>①</sup>。

表 2 多部门外溢模型估计结果

| 参数                                     | 固定效应<br>Panel Data<br>模型 | SAR 模型                 |                        |                        | SEM 模型                |                      |                         |
|----------------------------------------|--------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|-------------------------|
|                                        |                          | 地区固定                   | 时间固定                   | 地区、<br>时间固定            | 地区固定                  | 时间固定                 | 地区、<br>时间固定             |
| $\alpha$                               | 0.065 *<br>(2.013)       | 0.389 ***<br>(6.365)   | 0.211 ***<br>(5.748)   | 0.317 ***<br>(6.674)   | 0.247 *<br>(2.358)    | 0.195 ***<br>(7.689) | 357.601 ***<br>(7.538)  |
| $\beta$                                | 0.047<br>(-0.817)        | 0.101<br>(1.241)       | 0.375<br>(1.319)       | 0.348 **<br>(3.085)    | 0.073<br>(0.743)      | 0.294 ***<br>(4.953) | 0.341 *<br>(1.946)      |
| $[\delta_1/(1 + \delta_1)] - \theta_1$ | -9.316 ***<br>(-5.183)   | -9.946 ***<br>(-5.738) | -7.328 ***<br>(-4.673) | -11.435 **<br>(-3.235) | -9.297 **<br>(-3.743) | -6.275 *<br>(-2.336) | -10.842 ***<br>(-5.239) |
| $\theta_1$                             | 0.947 *<br>(2.735)       | 0.715 ***<br>(5.136)   | 0.507 *<br>(2.263)     | 0.743 **<br>(4.232)    | 0.641 ***<br>(5.004)  | 0.469 *<br>(1.956)   | 0.736 *<br>(2.517)      |
| $[\delta_2/(1 + \delta_2)] - \theta_2$ | -4.431 *<br>(-1.882)     | -5.946 *<br>(-2.174)   | -2.754 *<br>(-2.102)   | -6.328 **<br>(-3.253)  | -4.946 **<br>(-3.828) | -4.135 *<br>(-2.867) | -6.258 **<br>(-3.417)   |
| $\theta_2$                             | 0.352 **<br>(3.176)      | 0.276 **<br>(3.705)    | 0.227 *<br>(2.235)     | 0.375 **<br>(3.186)    | 0.376 *<br>(2.017)    | 0.284 *<br>(2.083)   | 0.496 ***<br>(4.534)    |
| $\rho$                                 |                          | 0.204 **<br>(3.104)    | 0.196 *<br>(2.158)     | 0.174 *<br>(2.013)     |                       |                      |                         |
| $\lambda$                              |                          |                        |                        |                        | 0.531 ***<br>(11.447) | 0.382 ***<br>(8.831) | 0.319 *<br>(2.429)      |
| 拟合度检验                                  |                          |                        |                        |                        |                       |                      |                         |
| Adj R <sup>2</sup>                     | 0.583                    | 0.601                  | 0.403                  | 0.339                  | 0.517                 | 0.261                | 0.385                   |
| DW                                     | 1.927                    |                        |                        |                        |                       |                      |                         |
| AIC                                    | 32.781                   | 22.338                 | 28.075                 | 25.941                 | 54.831                | 48.550               | 43.198                  |

① MATLAB 程序来自于 James P. LeSage (2005) 所编写的程序, 参见 <http://www.spatial-econometrics.com/>。

续表

| 参数      | 固定效应<br>Panel Data<br>模型 | SAR 模型  |         |             | SEM 模型  |         |             |
|---------|--------------------------|---------|---------|-------------|---------|---------|-------------|
|         |                          | 地区固定    | 时间固定    | 地区、<br>时间固定 | 地区固定    | 时间固定    | 地区、<br>时间固定 |
| SC      | 37.901                   | 25.489  | 30.391  | 28.025      | 62.295  | 53.007  | 47.371      |
| LOG-L   | 472.693                  | 527.537 | 322.736 | 301.941     | 482.472 | 282.475 | 357.16      |
| 空间依赖性检验 |                          |         |         |             |         |         |             |
| Moran I | 0.392 ***<br>(5.074)     |         |         |             |         |         |             |
| LMLAG   | 9.947 ***<br>(12.110)    |         |         |             |         |         |             |
| R-LMLAG | 8.481 **<br>(2.585)      |         |         |             |         |         |             |
| LMERR   | 1.948 **<br>(2.047)      |         |         |             |         |         |             |
| R-LMERR | 0.841<br>(1.488)         |         |         |             |         |         |             |

注：1. \*\*和\*\*\*分别代表10%，5%，1%显著性水平下显著，括号里为T统计量；

2. 表中的 Moran I 指数检验是基于误差而进行的，其计算公式与式（14）类似，只是用估计残差替代掉式（14）中观测值 Y 的离差；

3. 地区固定的模型是指没有考虑样本的时间特性，即令  $\varphi_i = 0$ ，时间固定的模型是指没有考虑样本的个体特性，即令  $\eta_t = 0$ 。

4. 下标 1 表示政府教育部门，下标 2 表示社会教育部门。

表 2 中的第 2 列为普通的固定效应面板数据模型的 OLS 估计结果，从其拟合度看，模型是显著的，但基于回归残差的 Moran I 指数检验结果表明，回归残差存在显著的空间自相关性，这与残差服从正态分布的古典假设相违背，因此应当考虑引进空间滞后因子。引进空间滞后因子有两种方式，分别是前面介绍的 SAR 模型和 SEM 模型，Moran I 指数检验虽然能够判断残差成分是否存在空间自相关，但无法判断 SAR 模型和 SEM 模型哪种更合适。Anselin and Florax（1995）构建了若干统计量用以模型设定检验，这些统计量包括拉格朗日乘数—误差检验（Lagrange Multiplier—Error Test, LMERR）、拉格朗日乘数—滞后检验（Lagrange Multiplier—Lag Test, LMLAG）和稳健（Robust）的 R-LMERR, R-LMLAG，并提出了如下判别准则：如果在空间依赖性的检验中发现，LMLAG 较之 LMERR 在统计上更加显著，且 R-LMLAG 显著而 R-LMERR 不显著，则可以断定适合的模型是空间滞后模型；相反，如果 LMERR 比 LMLAG 在统计上更加显著，且 R-LMERR 显著而 R-LMLAG 不显著，则可以断定空间误差模型是恰当的模型。除了这些检验统计量，常用的检验标准还有自然对数似然函数值（log Likelihood），似然比率（likelihood ratio），赤池信息标准（akaike information criterion），施瓦茨准则（Shwartz criterion）。对数似然值越大，似然率越小，AIC 和 SC 值越小，模型拟合效果越好。这几个指标也用来比较 OLS 估计的经典线性回归和 SLM、SEM，似然值的自然对数最大的模型最好。

表2中普通的固定效应模型的空间依赖性检验结果表明,空间SAR模型应当是更加恰当的模型形式,而拟合度检验结果表明,地区固定的SAR模型拟合度更好,因此,下面使用地区固定的SAR模型来分析教育支出的产出效益。从表中可以看出,地区固定的SAR模型的 $\rho$ 显著地大于零,说明省际经济增长速度确实存在空间溢出,一省的经济增长对有空间关系的省份的经济增长有正的溢出效应。如果忽略这种溢出效应,将使得估计结果有所偏误。通过比较空间Panel Data模型和传统的Panel Data模型的对数似然值和AIC以及SC值也可以看出,不论哪种固定效应的空间Panel Data模型,其拟合度都要优于传统的Panel Data模型。

在式(13)中, $\theta_j$ 的实际意义是指在不考虑其他因素变动的情况下,教育支出每增加1单位,非教育部门产出增加 $\theta_j$ 个单位。由表2中地区固定的SAR模型的估计结果可得, $\theta_1 = 0.715 > \theta_2 = 0.276$ ,  $[\delta_1/(1+\delta_1)] - \theta_1 = -9.946 < [\delta_2/(1+\delta_2)] - \theta_2 = -5.946$ ,这说明政府教育部门支出的直接产出效应没有社会教育部门的间接产出效应大,而前者的间接产出效应则大于后者的间接产出效应。这个结果告诉我们引入社会资本发展教育的重要性,但这是否说明由政府支出的教育经费对经济增长没有影响了呢?事实上,政府支出的教育经费很大一部分用于基础教育,而社会资本主要用于中等专业教育和高等教育,后者能够带来比基础教育更加直接的经济效应,因此后者的直接产出效应要大于前者。但基础教育通过提高国民的基本素质从而提高人力资本的质量而给经济发展提供了更坚实的基础,因此前者的间接效应更大。

$\gamma = \delta/(1+\delta) + \partial N/\partial E$  表示教育支出对经济增长的全部作用,根据 $\partial N/\partial E = \theta/(E/Y) - \theta$ ,所以 $\gamma = [\delta/(1+\delta) - \theta] + \theta/(E/Y)$ ,根据样本数据以及地区固定的SAR模型的估计结果可得, $\gamma_1 = [\delta_1/(1+\delta_1)] - \theta_1 + \theta_1/(E_1/Y_1) = 2.73 < \gamma_2 = [\delta_2/(1+\delta_2)] - \theta_2 + \theta_2/(E_2/Y_2) = 3.15$ ,因此政府教育部门支出的总产出效应小于社会教育部门支出的总产出效应。这一点可以通过不同教育部门教育支出的目的的不同来解释,政府教育部门支出更注重公平性的考虑而非效率方面的考虑,同时更注重基础教育和基础研究,因此短期内其产出效应并不显著。而社会教育部门中的许多教育支出以盈利为目标的,侧重于专业技术方面的教育,因此其产出效应自然较政府教育部门高。通过多部门溢出模型可以发现,政府教育部门和社会教育部门在整个经济系统中是互相补充的,在当前我国大力发展教育的情况下应当统筹兼顾,让两个部门协调发展。

从分析结果我们可以看出,不论是政府教育部门还是社会教育部门,教育支出的直接效应都是负的,这说明教育支出对经济增长没有直接的正效应,反而有负效应,这一点与蔡增正(1999)和王文博、刘生元(2001)的分析结果是相同的。教育支出的直接效应为负,并不是对教育支出的产出效应的否定,这恰恰说明了教育对经济增长的推动作用都是通过对非教育部门的生产率的提高来实现的,这也可以解释为什么很多研究者发现教育支出对经济增长的产出效应并不显著,因为这些研究者很多是分析教育支出的经济增长的直接效应。与其他类型的投资以及与教育支出的直接产出效应相比,教育支出的总产出效应非常高。这是因为该估计既包括了部门间相对生产力的差异,也包括了教育的外溢作用。而通常在评价教育支出的产出效应时往往都是从其直接产出效应来考虑的,正如Lucas(1988)所说,作为社会中的个人,都受益于教育的外溢作用,但是,没有人将教育的外溢作用当作经济决策的影响因素,从而低估了教育支出的产出效应。根据这个分析结果,可以导出下面两个结论: