



浙江大学区域经济  
开放与发展研究中心

浙江省社会科学重点研究基地

## 第二辑

Review of  
Regional Economic Opening  
and Development



# 2 区域经济 开放与发展评论

主 编 张小蒂

副主编 黄先海 马述忠



ZHEJIANG UNIVERSITY PRESS

浙江大学出版社

**REOD**  浙江大学区域经济  
开放与发展研究中心

浙江省社会科学重点研究基地

## 第二辑

Review of  
Regional Economic Opening  
and Development



# 2 区域经济 开放与发展评论

主 编 张小蒂

副主编 黄先海 马述忠



ZHEJIANG UNIVERSITY PRESS  
浙江大学出版社

**图书在版编目 (CIP) 数据**

区域经济开放与发展评论. 第2辑 / 张小蒂主编. — 杭州: 浙江大学出版社, 2008  
ISBN 978-7-308-05780-6

I. 区… II. 张… III. 区域经济学—文集 IV. F061.5-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2008) 第 009568 号

责任编辑: 陈丽霞

封面设计: 刘依群

---

## **区域经济开放与发展评论 (第二辑)**

张小蒂 主编

---

出版发行 浙江大学出版社

(杭州天目山路 148 号 邮政编码 310028)

(E-mail: zupress@mail. hz. zj. cn)

(网址: <http://www.zjupress.com>

<http://www.press.zju.edu.cn>)

电话: 0571—88925592, 88273066 (传真)

排 版: 浙江大学出版社电脑排版中心

印 刷: 富阳市育才印刷有限公司

经 销: 浙江省新华书店

开 本: 787mm×1092mm 1/16

印 张: 18.5

字 数: 340 千

版 印 次: 2008 年 4 月第 1 版 2008 年 4 月第 1 次印刷

书 号: ISBN 978-7-308-05780-6

定 价: 35.00 元

版权所有 翻印必究 印装差错 负责调换

浙江大学出版社发行部邮购电话 (0571) 88072522

---

# 前 言

天时人事日相催,冬至阳生春又来。伴随着 2008 年新春的脚步,本中心主编的《区域经济开放与发展评论》第二辑也即将刊行。该辑收编的论文集中于三大方面:区域经济发展、对外贸易发展战略和对外直接投资。

区域经济问题,大可至国家层面,小则可到次国家层面,即一国之内的区域经济开放与发展问题。宋玉华、李锋从“多米诺”效应引致的“轴心—辐条”结构形成过程出发,分析了 APEC 内正在形成的 FTAs/RTAs“轴心—辐条”格局,及此格局对 APEC 进程的影响,并设计了一套中国参与 APEC 内 FTAs/RTAs“轴心—辐条”格局的完整策略;宫占奎、李文韬将研究重点放在我国参与的不同层次区域合作组织的基本特征、最新进展面临的挑战方面,通过对中国与 APEC、亚欧会议及“10+1”自由贸易区等区域合作组织间关系的深入探究,为中国未来参与合作的具体策略选择提出了建议。通过对长三角地区的平均全要素生产率及其年均索洛剩余测算与比较,张小蒂和李晓钟发现长三角地区两项数值均高于全国平均水平,其进一步分析表明,在全国具有典型意义的源于市场化、国际化取向的制度变迁是长三角地区技术进步的主要动力。人民币汇率问题是近年来经济领域甚至政治领域的热点问题,然而人民币汇率变动对于具体区域经济发展具有何种效应,有待基于理论模型的实证考察。陈平以规范的 VAR 模型为基础,考察人民币汇率变动与广东省贸易进出口、FDI 及 GDP 的关系,其结果表明人民币实际汇率的升值促进了 GDP 增长。此外,汇率升值对贸易进出口有负面的影响,也会引起 FDI 瞬间大幅流入,之后 FDI 流入又会经历短暂的迅速减少,但在长期将逐步趋于增加。对中国区域差距的研究已有众多文献,但范剑勇将地区差距扩大与产业结构失衡、非农产业集聚联系起来,计算了 1978—2004 年的地区差距及其变化的产业构成,得出结论认为地区差距持续扩大是第二产业高产值份额与非农产业向少数省市集聚所致,为区域差距研究及区域合作与协调发展提供了一个独特的视角。

就中国的对外贸易整体状况,黄先海、徐对通过一般均衡的理论模型分析,发现长期和短期内 Balassa-Samuelson 效应不尽相同,同时全要素生产率对实际汇率的影响

是滞后的,政府支出对实际汇率既有直接效应又有间接效应,而贸易条件变动对实际汇率的收入效应大于替代效应。尹翔硕讨论了国际贸易中的知识产权保护问题,他认为知识产权保护与一国的创新能力和模仿能力相关,在创新能力较弱的时候就对知识产权实施较强的保护,会使政府执行保护成本很高,导致中国这样经济快速发展但还相对落后的国家必然出现知识产权侵权现象,相反如果允许相对落后的国家实施相对较弱的保护可能会减少侵权事件。宋泓通过进口对我国国内供应、技术进步及产业支持机制的作用分析,认为对促进我国技术进步和结构升级起着非常重要的支持作用,并维护着我国国民经济的正常良性发展。同时他指出,应密切关注进口对我国弱势产业所造成的竞争压力以及对环境和人身安全所形成的潜在风险。有关我国对外贸易的具体领域,马述忠、陈敏采用结构方程模型,基于浙江省的调查问卷结果,剖析了参与贸易救济的四大主体——政府、社会服务机构、涉农企业和商会/协会的作用,并从救济体系的构成维度和整体维度评析了其运作绩效,梳理了制约其有效运作的主要原因。而严建苗和何瑛瑛关注的是浙江民营企业出口贸易主体地位的演进过程和成长特性,探寻其变迁过程背后的制度动因及机理,其实证分析测度了民营企业出口对贸易和经济增长的效应,并纵向分析和横向比较了不同性质企业的贸易绩效。台海问题既是热点,又是很敏感的难点问题,黄建忠、蔡宏波基于 Jbuilder 2006 开发环境的随机试验模型,将大陆的政策冲击、台当局台海经贸政策取向等因素纳入分析框架,其分析结论认为,大陆单方面改变现行的台贸易开放状态将对台湾经济发展造成重大影响,为大陆台海政策的调整提供了一定的理论依据。

对外直接投资(FDI)既包括流入,也有流出,两者对一国经济运行及对外贸易的影响不尽相同。李晓钟和张小蒂的实证分析发现,FDI 流入对区域技术创新能力提升有促进作用,但存在明显的区域差异,其原因在于不同区域的经济特点及利用外资的模式不同,也由于区域间企业的技术本身的原创程度、研制难度等各不相同。顾国达、李丹玉通过“国际收支约束下的经济增长”的两国模型分析,认为我国之所以在经济快速增长的同时能够保持国际收支的“双顺差”,是因为我国与国际收支整体平衡相对应的经济增长率低于经常项目平衡相对应的增长率。而杨柳勇和邹妍萍的研究认为,FDI 流入对经常项目的余额具有负效应,但对资本与金融项目的余额产生显著的正效应。由于我国 FDI 流入占资本与金融项目比重较大,从而构成了资本与金融项目的大量顺差。强永昌、胡迪锋认为,我国的对外直接投资是出口创造型的,且与进口无显著的相关性,从而对外直接投资对我国的贸易发展具有一定的积极意义。肖文、陈益君将有限企业家精神的观点纳入到一个更加灵活的民营企业理论框架中,进一步探讨了中国民营企业独特的国际化模式和竞争地位。

# 目 录 Contents

## 前 言

### 区域经济发展

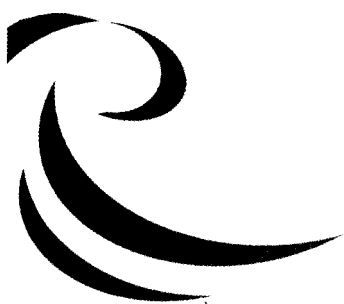
|                                       |              |
|---------------------------------------|--------------|
| 对我国长三角地区全要素生产率的估算及分析 .....            | 张小蒂 李晓钟 / 3  |
| 中国参与区域经济合作组织分析 .....                  | 宫占奎 李文韬 / 19 |
| APEC 内 FTAs/RTAs 的“轴心—辐条”格局及中国的策略 ... | 宋玉华 李 锋 / 42 |
| 人民币汇率变动对广东外向型经济的影响                    |              |
| ——基于 VAR 模型 .....                     | 陈 平 / 64     |
| 产业结构失衡、空间集聚与中国地区差距变化 .....            | 范剑勇 / 82     |

### 对外贸易战略

|                                    |               |
|------------------------------------|---------------|
| 劳动生产率、贸易条件与实际汇率变动                  |               |
| ——基于中国的研究 .....                    | 黄先海 徐 圣 / 107 |
| 创新能力、模仿能力与知识产权保护中的执行成本             |               |
| ——论 TRIPS 条件下发展中国家知识产权侵权的必然性 ..... | 尹翔硕 / 128     |
| 农产品公平贸易救济体系及其运作绩效研究                |               |
| ——基于浙江省调查问卷的实证分析 .....             | 马述忠 陈 敏 / 137 |
| 两岸贸易依存的政策分析框架：弹性与刚性？               |               |
| ——基于随机环境的模拟 .....                  | 黄建忠 蔡宏波 / 158 |
| 中国进口的作用分析 .....                    | 宋 泓 / 168     |
| 浙江民营企业的贸易主体地位演进与出口增长绩效 .....       | 严建苗 何瑛瑛 / 195 |

对外直接投资

|                                                |     |           |
|------------------------------------------------|-----|-----------|
| 发展中国家对外直接投资贸易效应研究 .....                        | 强永昌 | 胡迪锋 / 209 |
| 江浙基于 FDI 提高区域技术创新能力的比较 .....                   | 李晓钟 | 张小蒂 / 225 |
| 经济关联、国际收支约束与两国经济增长<br>——基于中国“双顺差”结构的理论分析 ..... | 顾国达 | 李丹玉 / 239 |
| 有限企业家精神与中国民营企业国际化的案例比较研究 .....                 | 肖文  | 陈益君 / 253 |
| 我国国际收支“双顺差”<br>——基于 FDI 流入的分析 .....            | 杨柳勇 | 邹妍萍 / 275 |



区域经济发展





# 对我国长三角地区全要素生产率的估算及分析\*

◎张小蒂 李晓钟\*\*

**提 要:**本文通过对统计数据的回归分析,测算了我国及长三角地区的全要素生产率与索洛剩余。实证分析表明,长三角地区的年均全要素生产率及其年均索洛剩余高于全国平均水平,其技术进步的动力主要源于市场化、国际化取向的制度变迁,这在全国具有典型意义。本文在对沪、苏、浙三地的索洛剩余进行测算与比较的基础上,进一步揭示了其区域技术进步机制的不同特点。这可为我国其他地区经济效率的提升提供有益的思路。

**关键词:**长三角地区;全要素生产率;索洛剩余;技术进步

作为一个衡量生产率水平的指标,全要素生产率比单要素生产率要优越得多。本文拟通过对 1978 年以来我国长三角地区产出与投入的计量分析,研究长三角地区全要素生产率的变化及其对经济增长的贡献。在此基础上,进一步探索该区域技术进步的机理。

## 一、模型、数据

### (一)方法与模型

产出增长是通过增加要素投入以及通过源于技术进步导致的生产率提高和生产

---

\* 本文系国家软科学研究计划“长三角区域一体化创新模式与政策研究”(项目编号:2004DGS2D022)与浙江省社会科学重大项目“浙江开放型经济的效率增进研究”(项目编号:06JDQY001ZD)的研究成果之一。

\*\* 张小蒂,浙江大学经济学院副院长,教授,博士生导师;研究方向:国际贸易与投资,区域经济合作与比较。通讯地址:浙江省杭州市浙大路 38 号,浙江大学经济学院,邮编:310027。电话:0571—88485116, Email:cec\_zhangxd@zju.edu.cn。李晓钟,浙江大学区域经济开放与发展研究中心研究员,江南大学商学院副院长,教授,经济学博士。

能力更强的劳动群体实现的。我们假设劳动( $L$ )和资本( $K$ )是仅有的重要投入。生产函数如方程式(1)所示:

$$Y_t = A_t K_t^\beta L_t^\alpha \quad (1)$$

式中: $Y_t$  表示产出; $K_t$  表示资本投入; $L_t$  表示劳动投入; $\alpha, \beta$  分别表示劳动和资本的产出弹性; $A_t$  为技术水平,又称为全要素生产率(Total Factor Productivity,简称 TFP)。

对方程式(1)取对数,即为:

$$\ln Y_t = \ln A_t + \beta \ln K_t + \alpha \ln L_t \quad (2)$$

当  $\alpha + \beta = 1$ , 即规模报酬不变时,有:

$$\ln(Y_t/L_t) = \ln A_t + \beta \ln(K_t/L_t) \quad (3)$$

在  $Y_t, K_t, L_t$  已知的情况下,由方程式(3)可以估算  $\beta, \alpha (\alpha = 1 - \beta)$  值。

在已知  $\alpha, \beta$  值的情况下,则全要素生产率  $A_t$  可由方程式(4)估算:

$$A_t = \frac{Y_t}{K_t^\beta L_t^\alpha} \quad (4)$$

经济学家通常将产出增长分解为不同的“来源”。这种研究方法首先由 Abramovitz (1956)和 Solow(1957)提出,后来由 Denison(1967)和其他人加以发展。产出的增长可以分解为三个部分:劳动的增长乘以它的权数、资本的增长乘以它的权数和技术进步,后者被称为“索洛剩余”(Solow residual)。

索洛剩余  $S$ , 又被称为全要素生产率的增长率,可用方程式(5)估算。

$$S = \frac{\Delta A}{A} = \frac{\Delta Y}{Y} - \alpha \frac{\Delta L}{L} - \beta \frac{\Delta K}{K} \quad (5)$$

## (二)数据说明

估算长三角及全国全要素生产率及其索洛剩余所需要的数据是产出、资本投入和劳动投入的时间序列数据。下面笔者对本文中所使用的数据作一个简要的说明。

### 1. 产出数据

一般而言,衡量国民经济整体产出的指标应该是按可比价格计算的国内生产总值。考虑到省级行政区划的相对稳定性,地方政府对区域经济发展的重要影响,以及统计数据的来源,本文所指的长江三角洲地区是指一市、两省,即上海市、江苏省和浙江省。<sup>①</sup> 长三角地区及全国的国内生产总值均用 1990 年不变价格计算。

### 2. 劳动投入数据

劳动投入指标是指生产过程中实际投入的劳动量。在全要素生产率分析中,严格

<sup>①</sup> 在有些研究中,长江三角洲地区是指上海、杭州、宁波、南京、苏州、无锡等 15 个城市。

来说,劳动投入数据应当是一定时期内劳动要素提供的“服务流量”,它不仅仅取决于劳动要素投入量,而且还与劳动要素的质量、产出效率等因素有关,包括劳动者的性别、文化程度、年龄、职业和所在的产业部门等。在市场经济国家,由于劳动者提供的“服务流量”一般是与收入水平相联系的,因而劳动报酬能够比较合理地反映劳动投入量的变化。但是,由于我国正处于经济体制转型时期,目前尚缺乏这类统计资料。故本文采用历年的从业人员数作为历年的劳动投入量。

### 3. 资本投入数据

对于资本投入的度量,理想的情况是用年资本服务值,但由于缺乏一个市场化的资本租赁价格体系以供估算,故本文以资本的存量数据代替资本的服务数据。

资本投入量应为直接或间接构成生产能力的资本总存量。本文估算资本存量的公式如下所示:

$$K_t(1990 \text{ 年不变价}) = K_{t-1}(1990 \text{ 年不变价}) + \frac{\text{第 } t \text{ 年固定资本形成额} - \text{当年折旧额}}{\text{固定资本价格指数}(1990 = 100)} \quad (6)$$

$$\text{第 } t \text{ 年的资本存量}(1990 \text{ 年不变价}) = \text{固定资本存量 } K_t(1990 \text{ 年不变价}) + \frac{\text{第 } t \text{ 年存货增加额}}{\text{存货价格指数}(1990 = 100)} \quad (7)$$

式中,  $K_t$  为第  $t$  年度末某一地区的固定资本的存量;  $K_{t-1}$  为第  $(t-1)$  年度末某一地区的固定资本的存量。

(1) 基年(1978 年)资本存量的确定。对于全国,我们采用的初始资本存量为王小鲁、樊纲(2000)的估算,1952 年固定资本存量为 1600 亿元(1952 年不变价),1978 年为 5841 亿元(1952 年不变价),1990 年不变价为 10877.45 亿元。此时,资本产出比为 1.74129。

假定上海、江苏、浙江 1978 年的资本产出比为全国平均水平,则 1978 年上海的初始固定资本存量为 555.78 亿元(1990 年不变价)、江苏的初始固定资本存量为 702.52 亿元(1990 年不变价)、浙江的初始固定资本存量为 413.66 亿元(1990 年不变价)。

(2) 固定资本投资价格指数和存货价格指数的确定。本研究以 1990 年为基期,故下列指数的基期均为 1990 年。利用全国固定资本形成总额指数、全国固定资本形成总额(当年价)计算出全国固定资本价格指数;同样,利用上海、江苏、浙江固定资本形成总额指数及相应的固定资本形成总额(当年价),分别计算出上海、江苏、浙江的固定资本价格指数。

利用全国存货增加指数、全国存货增加额(当年价)计算出全国存货价格指数;同样,利用上海、江苏、浙江存货增加指数及相应的存货增加额(当年价),分别计算出上海、江苏、浙江的存货价格指数。

(3)对当年净投资的确定。

净投资=总投资-折旧额=本年固定资本形成额-折旧额

(4)对折旧的处理方法。根据统计数据<sup>①</sup>可以得到各省的折旧额,各省折旧额之和即为全国的折旧额。

由公式(6)和(7)可以估算全国、上海、江苏、浙江的资本存量,由上海、江苏和浙江的资本存量可以估算出长三角地区的资本存量。

二、回归结果及说明

(一)回归结果

虽然从1978年起,我国开始了经济改革,但以价格双轨制为特点的工业改革是从1984年开始的,而大规模利用外商直接投资则是从1992年开始的。因此,在方程式(3)中增加两个虚拟变量,如方程式(8)所示。

$$\ln(Y_t/L_t) = \ln A + \beta \ln(K_t/L_t) + \gamma D_1 + \delta D_2 \tag{8}$$

式中: $D_1$ 、 $D_2$ 为两个虚拟变量。当 $t=1984, 1985, \dots, 2003$ 时, $D_1=1$ ;否则, $D_1=0$ 。当 $t=1992, 1993, \dots, 2003$ 时, $D_2=1$ ;否则, $D_2=0$ 。

对方程式(8)进行回归分析,所得的回归结果如表1所示。

表1 全国及长三角地区生产函数的回归结果

|     | $\ln(\frac{Y_t}{L_t})$ |                      |                      |                      |                      |
|-----|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|     | 上海                     | 江苏                   | 浙江                   | 长三角                  | 全国                   |
| 常数项 | -0.016<br>(-1.877)***  | -0.223<br>(-17.886)* | -0.241<br>(-14.192)* | -0.202<br>(-24.108)* | -0.315<br>(-35.418)* |

① 1978—1990年各省的折旧额来自中国国家统计局国民经济核算司:《中国国内生产总值核算历史资料》(1952—1995),东北财经大学出版社1997年版;1991—2003年各省的折旧额来自中经专网。

续表

|                        | $\ln(\frac{Y_t}{L_t})$ |                     |                     |                     |                     |
|------------------------|------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                        | 上海                     | 江苏                  | 浙江                  | 长三角                 | 全国                  |
| $\ln(\frac{K_t}{L_t})$ | 0.747<br>(8.517) *     | 0.891<br>(36.082) * | 0.779<br>(30.917) * | 0.845<br>(39.621) * | 0.824<br>(35.301) * |
| $D_1$                  |                        | 0.012<br>(0.439)    | 0.113<br>(3.401) *  | 0.014<br>(0.597)    | 0.048<br>(2.566) ** |
| $D_2$                  | 0.037<br>(2.060) ***   | 0.072<br>(2.521) ** | 0.088<br>(2.431) ** | 0.076<br>(3.194) *  | 0.066<br>(3.497) *  |
| $R_2$                  | 0.810                  | 0.993               | 0.992               | 0.993               | 0.993               |
| 调整后的 $R^2$             | 0.791                  | 0.992               | 0.991               | 0.992               | 0.992               |
| $DW$                   | 1.823                  | 2.041               | 1.786               | 1.729               | 1.566               |
| $F$                    | 42.680                 | 995.293             | 839.556             | 999.757             | 935.827             |

注：(1)表中括号内数值均为该系数的  $t$  统计值。

(2)\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 0.01、0.05 和 0.10 显著性水平上检验显著。

在现有有关 TFP 的实证研究中,除个别学者(张军、施少华,2003)外,均使用了给定  $\alpha$ 、 $\beta$  值的强假设条件,我们则认为放弃这一强假设较为可取。

根据方程式(3),  $\ln(K_t/L_t)$  的系数即为  $\beta$  的估算值。由于  $\alpha=1-\beta$ ,故由此可估算  $\alpha$  值,如表 2 所示。

表 2 全国及长三角地区生产函数中  $\alpha$ 、 $\beta$  的估算值

|          | 上 海   | 江 苏   | 浙 江   | 长三角   | 全 国   |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|
| $\beta$  | 0.747 | 0.891 | 0.779 | 0.845 | 0.824 |
| $\alpha$ | 0.253 | 0.109 | 0.221 | 0.155 | 0.176 |

由方程式(4)和(5)分别估算长三角及全国的全要素生产率和索洛剩余,如表 3 所示。长三角地区 1978—2003 年各年的全要素生产率及索洛剩余值如图 1、图 2 所示。

表 3 长三角及全国的全要素生产率和索洛剩余(1978—2003)

|      | 上 海         |            | 江 苏         |            | 浙 江         |            | 长三角         |            | 全 国         |            |
|------|-------------|------------|-------------|------------|-------------|------------|-------------|------------|-------------|------------|
|      | 索洛剩<br>余(%) | 全要素<br>生产率 | 索洛剩<br>余(%) | 全要素<br>生产率 | 索洛剩<br>余(%) | 全要素<br>生产率 | 索洛剩<br>余(%) | 全要素<br>生产率 | 索洛剩<br>余(%) | 全要素<br>生产率 |
| 1978 | 0.516       | —          | 0.462       | —          | 0.407       | —          | 0.457       | —          | 0.461       | —          |
| 1979 | 0.536       | 3.987      | 0.500       | 8.532      | 0.443       | 9.274      | 0.489       | 7.236      | 0.449       | -2.781     |
| 1980 | 0.520       | -3.487     | 0.501       | 0.206      | 0.485       | 9.912      | 0.493       | 0.986      | 0.440       | -2.258     |
| 1981 | 0.508       | -2.539     | 0.530       | 6.176      | 0.513       | 6.034      | 0.507       | 2.986      | 0.426       | -3.480     |
| 1982 | 0.503       | -1.112     | 0.537       | 1.429      | 0.538       | 5.167      | 0.513       | 1.293      | 0.429       | 0.626      |
| 1983 | 0.518       | 2.921      | 0.554       | 3.352      | 0.552       | 2.881      | 0.528       | 2.988      | 0.436       | 1.687      |
| 1984 | 0.518       | -0.197     | 0.565       | 2.130      | 0.605       | 10.605     | 0.543       | 3.163      | 0.454       | 4.628      |
| 1985 | 0.500       | -4.391     | 0.585       | 3.940      | 0.653       | 8.692      | 0.551       | 1.667      | 0.456       | 0.495      |
| 1986 | 0.476       | -5.384     | 0.558       | -5.390     | 0.648       | -0.872     | 0.532       | -4.059     | 0.452       | -1.076     |
| 1987 | 0.479       | 0.606      | 0.564       | 1.196      | 0.643       | -1.040     | 0.535       | 0.634      | 0.461       | 2.196      |
| 1988 | 0.480       | -0.061     | 0.596       | 6.307      | 0.640       | -0.620     | 0.547       | 2.290      | 0.464       | 0.482      |
| 1989 | 0.464       | -3.544     | 0.558       | -7.054     | 0.592       | -8.120     | 0.513       | -6.667     | 0.444       | -4.604     |
| 1990 | 0.462       | -0.480     | 0.533       | -4.900     | 0.592       | -0.033     | 0.500       | -2.886     | 0.426       | -4.454     |
| 1991 | 0.472       | 2.264      | 0.530       | -0.761     | 0.637       | 8.204      | 0.514       | 2.962      | 0.439       | 3.104      |
| 1992 | 0.504       | 7.274      | 0.575       | 9.880      | 0.678       | 7.027      | 0.554       | 8.744      | 0.468       | 7.035      |
| 1993 | 0.523       | 4.155      | 0.588       | 2.405      | 0.710       | 5.210      | 0.576       | 4.339      | 0.478       | 2.420      |
| 1994 | 0.534       | 2.074      | 0.595       | 1.231      | 0.744       | 5.178      | 0.589       | 2.421      | 0.487       | 1.838      |
| 1995 | 0.539       | 0.831      | 0.610       | 2.737      | 0.722       | -4.098     | 0.590       | 0.088      | 0.485       | -0.400     |
| 1996 | 0.536       | -1.068     | 0.611       | 0.129      | 0.707       | -2.781     | 0.582       | -1.699     | 0.485       | -0.069     |
| 1997 | 0.542       | 0.982      | 0.616       | 0.914      | 0.687       | -3.468     | 0.578       | -0.960     | 0.487       | 0.219      |
| 1998 | 0.547       | 0.956      | 0.606       | -1.952     | 0.666       | -3.709     | 0.569       | -1.980     | 0.487       | -0.084     |
| 1999 | 0.564       | 2.998      | 0.597       | -1.808     | 0.666       | -0.242     | 0.567       | -0.370     | 0.484       | -0.634     |
| 2000 | 0.592       | 4.921      | 0.593       | -0.851     | 0.675       | 1.455      | 0.572       | 0.788      | 0.487       | 0.601      |
| 2001 | 0.605       | 2.433      | 0.595       | 0.313      | 0.679       | 0.640      | 0.576       | 0.820      | 0.482       | -1.080     |
| 2002 | 0.619       | 2.461      | 0.600       | 0.947      | 0.685       | 0.790      | 0.584       | 1.468      | 0.480       | -0.652     |

续表

|           | 上 海         |            | 江 苏         |            | 浙 江         |            | 长 三 角       |            | 全 国         |            |
|-----------|-------------|------------|-------------|------------|-------------|------------|-------------|------------|-------------|------------|
|           | 索洛剩<br>余(%) | 全要素<br>生产率 | 索洛剩<br>余(%) | 全要素<br>生产率 | 索洛剩<br>余(%) | 全要素<br>生产率 | 索洛剩<br>余(%) | 全要素<br>生产率 | 索洛剩<br>余(%) | 全要素<br>生产率 |
| 2003      | 0.633       | 2.279      | 0.601       | 0.054      | 0.677       | -1.540     | 0.586       | 0.140      | 0.465       | -3.378     |
| 年平均<br>均值 | 0.527       | 0.755      | 0.568       | 1.166      | 0.625       | 2.182      | 0.544       | 1.056      | 0.462       | 0.015      |

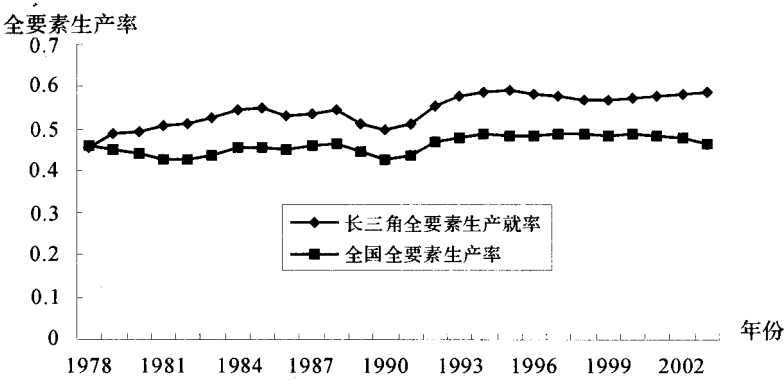


图 1 1978—2003 年全国及长三角地区全要素生产率

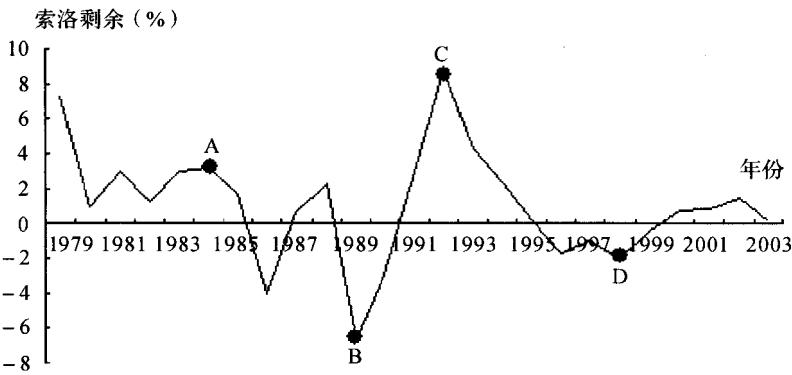


图 2 1979—2003 年长三角地区索洛剩余

根据上述模型,我们可以估算长三角地区劳动、资本及索洛剩余对经济增长的贡献份额,如表 4 所示。在 1978—2003 年期间,我国经济增长的来源主要有三个方面:一是资本存量出现了较高增长,年均为 10.752%,对经济增长的贡献为 95.040%;



二是劳动投入的增长,年均为 2.544%,对经济增长的贡献为 4.803%;三是索洛剩余的贡献,但年均索洛剩余较低,对经济增长的贡献仅为 0.161%。可见,我国总体上是属于资本投资驱动型的增长。从长三角与全国的比较来看,长三角地区经济增长的来源依然主要是资本存量的较高增长,其对经济增长的贡献占 88.785%,但年均索洛剩余有所上升,其对经济增长的贡献也占到 8.865%。从长三角地区内部来看,浙江资本投入对经济增长的贡献份额相对较低,为 80.118%,低于长三角平均水平;年均索洛剩余相对较高,对经济增长的贡献份额达 16.567%。

表 4 长三角地区劳动、资本、索洛剩余及对经济增长的贡献份额(1978—2003)

| 地区  | 劳动投入(%) |       | 资本投入(%) |        | 年均经济增长率(%) | 全要素生产率(A) |       |       | 索洛剩余(%) |        |
|-----|---------|-------|---------|--------|------------|-----------|-------|-------|---------|--------|
|     | 年均增长    | 贡献份额  | 年均增长    | 贡献份额   |            | 1978      | 2003  | 年均    | 年均      | 贡献份额   |
| 上海  | 0.644   | 1.663 | 11.889  | 90.633 | 9.799      | 0.516     | 0.633 | 0.527 | 0.755   | 7.705  |
| 江苏  | 1.987   | 1.743 | 12.393  | 88.871 | 12.425     | 0.462     | 0.601 | 0.568 | 1.166   | 9.384  |
| 浙江  | 1.978   | 3.319 | 13.546  | 80.118 | 13.171     | 0.407     | 0.677 | 0.625 | 2.182   | 16.567 |
| 长三角 | 1.806   | 2.350 | 12.516  | 88.785 | 11.912     | 0.457     | 0.586 | 0.544 | 1.056   | 8.865  |
| 全国  | 2.544   | 4.803 | 10.752  | 95.040 | 9.322      | 0.461     | 0.465 | 0.462 | 0.015   | 0.161  |

(二)关于回归结果的几点说明

1. 地区 TFP 增长率的短期数值往往会受宏观经济波动的影响。如图 2 中 A 点所示,该点表明的 1984 年长三角地区之索洛剩余,是 20 世纪 80 年代期间的一个相对高点。众所周知,该年我国以家庭联产承包制为核心内容的农村经济体制改革进入了高潮,这项制度变迁解放了生产力,极大地提高了劳动者(农民)的生产积极性。图 2 的 B 点表明了由于受发生于该年(1989 年)的动乱影响而使这一年的索洛剩余处于“谷底”。图 2 中 C 点表明了 1992 年受小平同志南方重要讲话的鼓舞,经济增长速度明显加快,同时上海浦东新一轮的改革与开放拉开了序幕,该年的索洛剩余也达到了“峰顶”。图 2 中 D 点则表明了我国及长三角地区受亚洲金融危机冲击的影响。可见,对 TFP 增长率的测算需要较长的时间跨度。由于宏观经济的波动一般会大于要素投入的波动,故我们的研究集中于 TFP 及其增长率在 1978—2003 共 26 年的年平均值上。

2. 表 3 显示长三角地区及全国的 TFP 与索洛剩余年平均值都很低。据罗伯