

China Labor Economics

(2007Vol.4 No.2)

中国劳动经济学

2007年第4卷

2

中国社会科学院人口与劳动经济研究所
华南师范大学经济与管理学院

组织编写

改革对中国经济增长的影响：主因子分析

宋立刚 盛誉

劳动力质量与外商直接投资的区位分布：来自中国的证据

Ting Gao

还有人能外出吗？外出务工率的地区差异研究

白南生 陈传波

农村劳动力从业多元化及收入非农化

夏庆杰 Colin Simmons

人口流动和中国城镇化的空间分布

何宇鹏 张同升

人口流动与区域经济划分研究——以内蒙古为例

王智勇 Geir Inge Orderud

广东省养老保险基金投资运营的治理结构和模式选择

李永杰 朱琪

China Labor Economics

(2007 Vol.4 No.2)

中国劳动经济学

2007年第4卷

2

中国社会科学院人口与劳动经济研究所
华南师范大学经济与管理学院 组织编写



 中国劳动社会保障出版社

图书在版编目(CIP)数据

中国劳动经济学: 2007年第4卷2/中国社会科学院人口与劳动经济研究所, 华南师范大学经济与管理学院组织编写. —北京: 中国劳动社会保障出版社, 2008

ISBN 978-7-5045-6859-5

I. 中… II. ①中…②华… III. 劳动经济学-中国-文集 IV. F240-53

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2008)第 011634 号

中国劳动社会保障出版社出版发行

(北京市惠新东街1号 邮政编码: 100029)

出版人: 张梦欣

*

北京人卫印刷厂印刷装订 新华书店经销

787毫米×1092毫米 16开本 12印张 270千字

2008年2月第1版 2008年2月第1次印刷

定价: 20.00元

读者服务部电话: 010-64929211

发行部电话: 010-64927085

出版社网址: <http://www.class.com.cn>

版权专有 侵权必究

举报电话: 010-64954652

中国劳动经济学

China Labor Economics

主 编 王德文 张建武 都 阳

学术委员会主任 蔡 昉

学术委员会成员 (以姓氏笔画为序)

王小鲁 王延中 孔泾源 左学金 田小宝

白南生 朴之水 (Albert Park) 刘燕斌

苏海南 李 实 李永杰 李培林 杨云彦

杨河清 杨宜勇 何 平 宋洪远 张车伟

张俊森 陈金永 (Kam Wing Chan)

金喜在 孟 昕 赵耀辉 胡鞍钢 姚先国

袁志刚 莫 荣 葛 强 (John Giles)

曾湘泉 蔡 昉

目 录

主编导读	王德文 (1)
------------	---------

论文

改革对中国经济增长的影响：主因子分析	宋立刚 盛誉 (3)
劳动力质量与外商直接投资的区位分布：来自中国的证据	Ting Gao (24)
还有人能外出吗？外出务工率的地区差异研究	白南生 陈传波 (45)
农村劳动力从业多元化及收入非农化	夏庆杰 Colin Simmons (57)
人口流动和中国城镇化的空间分布	何宇鹏 张同升 (88)
人口流动与区域经济划分研究——以内蒙古为例	王智勇 Geir Inge Orderud (101)

研究报告

广东省养老保险基金投资运营的治理结构和模式选择	李永杰 朱琪 (122)
-------------------------------	--------------

经典文献

收入分配与代际流动的均衡理论	Gary S. Becker Nigel Tones (140)
----------------------	----------------------------------

文献综述

代际收入流动的研究进展：国际经验和新的研究方向	魏颖 (167)
-------------------------------	----------

会议综述

中国劳动和社会保障改革的选择和取向——中国经济发展与劳动和社会保障 学术研讨会综述	朱琪 张建武 (180)
--	--------------

Contents

Editors' Introduction *Dewen Wang* (1)

Papers

- The Impact of Reform on Economic Growth in China: A Principal Component
Analysis *Ligang Song Yu Sheng* (23)
- Labor Quality and the Location of Foreign Direct Investment: Evidence from
China *Ting Gao* (44)
- More Potential Migrants Wherever: Regional Difference of Rural-urban Migration
Rates *Nansheng Bai Chuanbo Chen* (56)
- Employment and Earnings of Off-Farm Activities in Rural
China *Qingjie Xia Colin Simmons* (87)
- Population Mobility and Spatial Distribution of China's
Urbanization *Yupeng He Tongsheng Zhang* (100)
- Study on Migration and Regional Economic Classification: Taking Inner
Mongolia as an Example *Zhiyong Wang Geir Inge Orderud* (120)

Survey Report

- Governance Structure and Pattern Choice of Pension Fund operating in Guangdong
Province *Yongjie Li Qi Zhu* (139)

Classical Literature

- An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational
Mobility *Gary S. Becker Nigel Tones* (166)

Introduction to Classical Literature Review

- Research Advances of Intergenerational Income Mobility: International Experiences
and Directions for Further Studies *Ying Wei* (179)

Symposium Review

- Choice and Trend of Chinese Labor and Social Security Reform—A Review of the
Conference on Labor Market and China Economic
Development *Qi Zhu Jianwu Zhang* (180)

主 编 导 读

王 德 文

中国经济奇迹及其背后的故事一直是学界讨论的热门话题。较早的有代表性研究,如《中国的奇迹:发展战略与经济改革》这本书,从发展战略转变角度为我们提供了一个理解中国经济体制转型和实现经济奇迹的逻辑框架。Sachs 和 Wing (1997) 试图把解释中国经济奇迹的学者们分为两派:一个是试验主义学派 (Experimentalist School), 这派把中国改革的成功归功于通过渐进改革方式提高经济的激励功能;另一个是趋同学派 (Convergence School), 这派把中国改革的成功归因于市场化改革带来的制度趋同。但客观地讲,中国经济改革过程是非常复杂的。上述简单划分虽然体现了改革过程中若干层面,但它并不能给人满意的解答,反而引发对相关问题的进一步争论。

本集中第一篇文章《改革对中国经济增长的影响:主因子分析》,着力对改革以来的中国经济绩效加以解释。文章中列举了中国经济转型过程中的一系列改革措施,如城市化、产业结构调整、所有权改革、贸易自由化以及银行和财政体制改革等。显然,这些改革措施既有改善经济的激励功能,也有改善资源配置的效果。文章新颖之处是作者在采用增长分解模型区分出科技进步和技术效率之后,通过引入主因子分析技术,把一系列改革措施进行聚类筛选,找出体制转型中影响中国经济增长的关键部分。这种技术上的处理能够较有效地克服回归分析过程中的多重共线性问题。作者发现,在诸项制度中,城市化、贸易自由化以及产业结构调整对生产技术效率的改进以及经济增长的贡献最大。

在增长分解模型中,生产函数中的变量选择对分析结果有重要影响。例如,蔡昉和王德文 (1999) 在引入人力资本变量之后,发现人力资本对改革以来经济增长的贡献约占五分之一,这说明中国人力资本的水平 and 积累速度对改革以来的经济奇迹也做出了巨大贡献。近年来,在有关中印经济发展比较中,一些学者就指出,初等教育的普及使得中国普通劳动力拥有较高的人力资本水平,这是中国成为世界制造业中心和成为吸引全球 FDI 投资的最大发展中国家的重要因素。中印两国在人力资本上的巨大差距使得印度无法在短期内赶超中国。本集中第二篇文章《劳动力质量与外商直接投资的区位分布:来自中国的证据》,采用中国分省数据分析也证明,劳动力质量对于 FDI 的投资总量和投资来源都有着非常重要的影响。

本集中第三篇和第四篇是有关农村劳动力流动问题。近年来,随着“民工荒”问题的出现,学术界对中国劳动力市场是否处于刘易斯转折时期存在很大争论。一些学者支持上述判断,另外一些学者则不支持这种看法。两派分歧在于,“民工荒”现象所反映的究竟是劳动力市场的总量问题还是结构问题。如果同意前者,“民工荒”现象既有总量问题,也有结构

问题；如果同意后者，“民工荒”则只有结构问题。确实，“民工荒”现象是涉及中国劳动力市场走势的重大问题。作为一家之言，《还有人能外出吗？外出务工率的地区差异研究》利用农村住户数据分析发现，外出务工率在地区之间具有很大的趋异性，即外出务工及本地非农就业劳动力占农村总劳动力的比重在地域间存在巨大差异。作者在经过一系列假设之后，提出总量说不成立的想法。本集刊出这篇实证文章，是希望能够激发更多的深入研究。

《农村劳动力从业多元化及收入非农化》考察农村劳动力非农就业选择和收入决定问题。作者研究发现，市场因素对非农就业选择和收入决定的影响日益重要。例如，教育得到显著经济回报，输出地对农村劳动力从业地点和创收能力也有一定的影响等。

美国经济学家斯蒂格利茨曾预言，以美国为首的新技术革命和中国的城市化将是深刻影响 21 世纪人类社会进程的两件大事。撇开第一项事件不谈，单就中国的城市化而言，要理解斯蒂格利茨预言的真正含义，不仅要在中国城市化放在中国经济转型的背景下加以考察，而且还要与中国工业化和户籍制度改革相联系。《人口流动和中国城镇化的空间分布》是和城市化主题相关的一篇文章。作者通过利用 2005 年中国 1% 人口抽样调查数据和户籍人口统计数据对分省城镇化率分解发现，人口流动对于城市化影响在地区间有显著差异，这种差异是经济因素和制度因素双重作用的结果。在城市化路径选择上，政策关注点应该放在扭转高投资推动城市化发展的倾向，通过深化制度改革促进流动人口的身份和职业发生实质性变化，还原城市化的本来含义。

《人口流动与区域经济划分研究》以内蒙古为例，尝试使用地理经济学的理论和方法，考察社会经济变化过程中人口流动与区域发展的相互作用。作者发现，人口流动与地缘因素相结合，使得地区间的社会经济呈现一定的互动性；相邻的地区有可能在社会经济等方面呈现较高的相似度，人口流动具有促进区域之间均衡发展的重要作用。

《广东省养老保险基金投资运营的治理结构和模式选择》是一篇有趣的研究报告。作者以经济发达和社会保障基础较好的广东省为例，探讨了如何充分有效地管理运营养老基金并使之保值增值问题。在设计养老保险基金投资方案过程中，作者认为应该考虑投资目标、投资范围、投资比例和资产配置等一系列因素，通过合理地选择实业投资或资本市场投资，在确保可靠安全性、充分流动性的基础上实现较高的收益率。

收入分配在代际之间的传递程度是反映社会流动性的重要指示器。在一个充分流动的社会里，收入分配在代际之间传递不应该具有明显的相关关系或因果关系。也就是说，收入分配在代际之间的传递性很弱。但是，我们通常观察到的事实是，收入分配在代际之间具有较强的传递性。在《收入分配与代际流动的均衡理论》这篇经典文献中，Becker 和 Tomes 提供了一个人力资本模型，从理论上解释了人力资本在代际收入分配传递中所发挥的作用及其决定因素。《代际收入流动的研究进展：国际经验和新的研究方向》进一步从理论模型、实证方法和结果等方面对现有文献做了全面的回顾，并指出了今后研究的方向，值得一读。

改革对中国经济增长的影响：主因子分析

宋立刚 盛誉^①

【摘要】 在过去的 30 年中，制度改革在加速中国经济增长的过程中起了重要的作用。为了考察改革如何加快经济增长，本文使用通过主因子分析技术调整的随机边界分析方法分解中国经济增长的来源，包括区分增长算法模型中的科技进步和技术效率。然后将诸如城市化、产业结构调整、所有权改革、贸易自由化以及银行和财政体制改革等一系列改革计划作为制度创新的关键部分引入到相关的分析中。结果显示，在诸多制度中，城市化、贸易自由化以及产业结构调整对生产技术效率的改进以及经济增长的贡献最大。因此，政府为进一步推动城市化、贸易开放以及产业结构调整所采取的措施，对于维持中国经济的持续增长至关重要。此外，本研究还发现，通过改革来增进技术效率的提高从而进一步推动经济增长的潜力是相当可观的，这需要通过深化国有企业重组、银行和财政体制改革以及政府体制改革来实现。

【关键词】 制度改革 经济增长 随机边界效率模型 主因子分析

【JEL 分类号】 F43, E61, O11

一、引 言

众所周知，制度改革在加速中国经济增长^②的过程中起了重要的作用。然而，各种改革计划对增长的影响方式却是错综复杂的。为了弄明白改革如何加快增长，本文通过使用技术效率模型区分了增长中的科技进步和技术效率，从而从制度革新的角度确定了中

^① 本文发表于 2007 年 1 月 12—13 日在北京举行的第 8 届 GDN 会议，关于全球增长的南部动力：中国、印度、巴西、南非。宋立刚副教授，盛誉研究助理，来自于澳大利亚国立大学 Crawford 经济与管理学院。宋立刚为中国人民大学经济学院客座教授。本文曾在 2006 年 8 月 22 日 Crawford 学院讨论会上以及 2006 年 9 月 28 日中国社会科学院宣讲。作者感谢在讨论会上提出有益和建设性意见的各位同仁，同样感谢为作者提供研究数据的 Yuk-shing Cheng 和 Yanrui Wu。译者：韩英杰，中国社会科学院研究生院。

^② 1979—2003 年间中国年均 GDP 增长率大约为 9.6%（国家统计局 2005）。

国经济增长的来源。然后将诸如城市化、产业结构调整、所有权改革、贸易自由化以及银行和财政体制改革等一系列改革计划作为制度创新的决定部分,通过主因子分析方法合并到模型规范中,从而得到了制度创新推动技术效率的进步并导致经济增长的结论。不同于以往的研究,本文所使用的该模型以面板数据为基础,通过采用主因子分析消除多重共线性问题。这在方法上对于现有的利用多元回归方法检验改革对经济增长的影响的研究具有重大意义。

本文结构如下:第二部分回顾与当前研究有关的文献;第三部分应用技术效率模型分解产出增长并得出制度改革和经济增长之间的关系;第四部分利用一些增长算法模型产生的工具变量来详细说明技术效率模型的经验形式,本文也讨论了经验模型中基于的1979至2003年间中国26个省市的面板数据;第五部分介绍关于8个制度改革措施对技术效率以及中国经济增长的影响的估算结果;最后是结论。

二、文献回顾

对于制度改革如何成为中国迅速而持续的经济增长的原因这一问题,理论界一直存在着许多不同的看法。Krugman (1994), Woo (1997) 和 Young (2000) 认为中国,类似于东亚其他的新兴工业化国家,一直以来主要依靠由农业劳动力转移和高储蓄率引起的大量要素投入来驱动其经济增长。具体说来, Woo (1997) 发现,在1979—1993年间,资本积累和劳动力增长对GDP增长的贡献是6.2%,占到全部GDP增长的67%。此外, Young (2000) 发现,把年通货膨胀率控制在保守水平之后(比如说,2.5%),上升的劳动力市场参与率、教育程度的提高以及城乡人员流动解释了大部分的中国GDP增长。因而,他们推断制度改革是通过扩大资本和劳动力存量来影响中国经济增长的。

其他研究,例如 Chow (1993), Borensztein 和 Ostry (1996), Hu 和 Khan (1997), Fleisher 和 Chen (1997), Wang 和 Yao (2001), 则认为中国的经济增长主要来源于技术进步而不是要素积累。例如,通过利用增长分解法, Borensztein 和 Ostry (1996), Hu 和 Khan (1997) 发现自1978年以来,生产率已经变为中国经济快速增长的主要驱动力。此外, Fleisher 和 Chen (1997), Wang 和 Yao (2001) 研究了人力资本和外商投资对地区生产率差异的影响,并且发现在改革初期技术进步和创新对总产出增长的贡献率超过三分之一。同样,他们认为,制度改革是通过促进技术进步来影响中国的经济增长的。

Kalirajan 等 (1996), Wu (2003), Cheng (2006) 转向利用一个更灵活的生产函数形式来估算不同时期和跨地区的生产率增长机制及其决定因素。比如, Wu (2003) 利用扩展的索洛模型来计算生产率在中国经济增长的作用,并且发现效率改变(TFP中的主要构成部分)在促进中国经济增长中起了重要的作用,特别是在1982—1997年间。最近, Cheng (2006) 利用随机前沿法以及不同时期和跨地区的工业数据,将中国的产出增长分解为要素贡献、技术进步和效率改变,并且发现1993—2002年间,地区生产率显著的效率变化。这项研究,第一次搞清楚了制度改革,除了通过促进技术进步和要素积累做出的贡献以外,是如何通过对效率变化产生作用来影响经济增长的。不同时间制度改革对技术效率的影响见附录表A1。

尽管以前的研究已经在探索制度改革对中国经济增长产生的影响方面取得了进步，但是没有人尝试分解出各种制度改革对经济增长做出的贡献。这样做的实际困难是不同政策措施经常彼此之间高度相关，因而导致严重的多重共线性问题出现在经验回归中，^①特别是在应用多元回归方法中。为了处理这些问题，本文将主因子分析应用到技术效率模型，利用1979—2003年间26个省市的面板数据，分解出8个改革措施对中国效率改变的各自贡献。这样做有两个贡献。首先，它利用随机前沿法将生产率增长分解为效率改变和技术进步，并且将制度改革对中国经济增长的影响归因于效率改变。其次，它利用主因子分析消除极大似然估计中不同政策措施的多重共线性问题，并且区别了各种政策措施对效率改变的贡献，因此不同制度的改革对促进中国经济改革的作用能够被独立地测算。

三、分析框架

技术效率模型是由 Coelli (1992), Coelli 和 Battese (1996), Kong 等 (1999), 以及 Coelli, Sanzidur 和 Cloin (2003) 所发展的。最早，人们主要用它来分析用于测量生产率技术效率的生产函数。这种方法的核心就是利用“生产函数允许在误差项中有一个非负随机成分的规定” (Kompas, 2004) 在给定投入和已知技术条件下，产生一种测量技术效率的方法或者预期最大产出的实际比率。应用这种方法分析经济增长及其决定因素，可以方便地指明制度改革和效率改变之间的关系。

具体来说，如果我们假定， i 代表国家或地区， t 代表时间段，利用面板数据测量技术效率的随机生产函数的数学形式如下：

$$Y_{it} = f(K_{it}, L_{it}) e^{v_{it} - u_{it}} \quad (1)$$

式中 Y_{it} ——总产出；

K_{it} ——资本；

L_{it} ——劳动力存量。

假设误差项 v_{it} 独立同分布于 $N(0, \sigma_v^2)$ ，反映产出的随机变动，这些随机变动由于无法控制某个国家或者地区生产的特定因素而导致的。误差项 u_{it} 是非负的，反映了生产函数中技术无效率或效率损失。

方程 (1) 通过将观测到的产出增长归结为一种活动来扩展索洛的二分法，这种活动沿着一条在生产外沿（投入增长）之上或者之下的路径，更确切地说，是接近或远离生产外沿的活动，即效率改变，并且生产外沿上的移动即技术改进 (Wu, 2003)。如果我们定义一个外沿生产水平或者所谓的“最优方法”产出 $Y_{it}^F = f(K_{it}, L_{it})$ 来代表第 i 个国家或者地区在时间 t 的给定技术 $f(\cdot)$ ，那么投入 (K_{it}, L_{it}) 时的任何观测产出都可以表示为 $Y_{it} = Y_{it}^F TE_{it}$ ，其中 TE_{it} 代表技术效率。因此，索洛的经济增长可以被分解为要素积累、技术进步和效率改变。

既然我们的目的是搞清中国自 1978 年以来制度改革对技术效率的影响，我们可以假设

^① 在实际经济生活中，各种制度改革措施在效率和增长方面彼此互动。然而，在方法上，为了搞清每个措施如何对经济活动和成绩产生影响，我们需要将它们分开。

技术进步是平稳进行的,并且随着制度改革发生变化。因此,技术效率的分布参数可以被定义为:

$$u_{it} = \delta_0 + z_{it}\delta + \bar{\omega}_{it} \quad (2)$$

式中 $\bar{\omega}_{it}$ —— $N(0, \sigma_{\omega}^2)$ 的分布残差;

z_{it} ——影响生产技术效率的一个特定制度因素向量,在本文研究中包括城市化、结构变化、所有制改革、贸易开发、通货膨胀、金融市场改革、政府购买以及财税体制改革。

假设这些制度改革措施在实践中高度相关,我们将利用主因子分析产生 8 个在回归中将使用到的工具变量。^①

主因子分析是图形测绘学中所使用的,用以克服变量之间的相关性。简单说来,该方法就是利用一个得分矩阵(该矩阵来源于已知数据的协方差矩阵的特征值和特征向量)将 n 维(通常是相关的)数据转化为 m 个正交一维向量,以此来消除它们在回归中的相关性。在本文中,我们借这种方法将向量 $Z = [z_{it}]$ 转化为一个工具向量。具体来说,其理论基础如下:

Eckart-Young 定理假设对于 Z 存在如下的条件 $V'ZU = \Lambda$, V 是一个 $n \times r$ 阶的标准正交列向量,包含着 Q 的 n 个特征向量, U 是一个 $m \times r$ 阶的标准正交列向量,包含着 R 的 m 个特征向量, Λ 是一个正实数的对角矩阵 ($r \times r$ 阶),它是 X 的奇异值。现在我们可以定义矩阵 R 为 $R = Z'Z$, 它被称为次要乘积。这个矩阵有 r 个非零特征根,并且与 Z 的协方差矩阵一致(如果 Z 是完全标准的)。从这里,我们可以进一步阐明 $\Lambda^2 = \Lambda\lambda'$, λ 代表一个包含着 Z 的 r 个非零特征值的向量。另外, U 的列包含着 Z 的 r 个特征向量。因为这种分析与 R 和 Z 的协方差矩阵之间的二元性有关,所以我们称之为 R 模式分析。最后 V 的列包含着 Q 的特征向量,也被认为是主要乘积 (ZZ')。

特征向量都是单位长度并且数值由特征值的平方根决定。如果我们将特征值乘以它们的奇异值,即特征值的平方根,我们得到一个因素,它给每一个因子赋予一个变量。给定 $A^R = UA = UI \sqrt{\lambda'}$ 。这些特征向量是一系列新的坐标轴 (U) 或者基础功能。每个数据向量(矩阵的列)在这些新的成分坐标轴上的投影被称为它的主因子得分。

矩阵 S^R 是一个向量,它与 Z 的列数相同,然后有下式:

$$S^R = ZA^R = ZUA \quad (3)$$

方程 (3) 显示矩阵 S^R 本来与 Z 一样,除了因子得分被奇异值的数值所决定。因此,在技术效率模型中 S^R 可以被用来代替 Z 来消除多重共线性问题。

将方程 (3) 代入方程 (2),用于评估制度改革对技术效率影响的经验方程,利用面板数据的经济增长可以被写成:

$$u_{it} = \delta_0 + A_{it}^R \phi + \bar{\omega}_{it} \quad (4)$$

① 主因子分析方法最初被使用在面孔识别和图像压缩领域中,它本质上是一种被用来发现多维数据中基本模式或结构的数学方法。由于在减少维度数量的同时不会丢失太多信息,因而这种方法已经被广泛地用于经济计量回归中来消除自变量之间的多重共线性问题 (Stromberg, 1997)。

并且 Z 的边际效率可以通过得分矩阵的转置获得。

最后, 方程 (1) 中 $u_i > 0$ 的假设保证了所有的观测值处于随机匹配前沿上, 或者处于其下方。按照 Battese 和 Coelli (1995) 的研究, 方差项通过用方程 (5) 来替换 σ_v^2 和 σ_u^2 被参数化。

$$\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2 \text{ 和 } \gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2} \quad (5)$$

第 i 个国家或地区在第 t 期的生产技术效率可以被定义为:

$$TE_i = \frac{E(M_i | \mu, V_i, U_i)}{E(M_i | \mu = 0, V_i, U_i)} = e^{-u_i} \quad (6)$$

E 是期望运算符号。方程 (6) 为利用条件期望测量技术效率提供了基础。 $v_i - u_i$ 的值可以确定, 由方程参数的极大似然估计估算出。 Y_i 的最大预期值取决于 $u_i = 0$ (Battese 和 Coelli, 1995)。 TE_i 有一个值在 0 和 1 之间, 并且技术效率的总平均值为:

$$TE = \left(\frac{1 - \phi[\sigma_u - (\mu/\sigma_u)]}{1 - \phi(\mu/\sigma_u)} \right) e^{-\mu + (1/2)\sigma_u^2} \quad (7)$$

式中 $\phi(\cdot)$ 代表标准正态分布变量的密度函数。

上述讨论已经详细说明了在技术效率模型中, 用主因子分析法来测量制度改革通过改变生产的技术效率对经济增长产生影响的理论基础。与传统的增长算法不同, 在技术效率模型中使用主因子分析法不仅允许生产低于最优产出而且可以消除各种制度改革措施的多重共线性问题。

四、模型详述及数据

建立在 Battese 和 Coelli (1995) 模型的基础上, 本文选取了柯布-道格拉斯生产函数来考察中国经济增长。这个模型的优点是, 通过极大似然估计法, 技术效率的决定因素可以与外沿生产函数同时被估算出。下面, 详细说明模型的两个经验方程。

首先, 如果我们假定生产函数采用柯布-道格拉斯的形式, 它的实证形式如下:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \ln K_i + \beta_3 \ln L_i + v_i - u_i \quad (8)$$

式中 Y_i ——地区 i 在时间 t 的总产出;

K_i ——地区 i 在时间 t 的资本;

L_i ——地区 i 在时间 t 的劳动力存量。

其次, 技术效率方程可以被写成方程 (4) 的线性形式。

$$u_i = \delta_0 + \gamma_1 f_1 + \gamma_2 f_2 + \gamma_3 f_3 + \gamma_4 f_4 + \gamma_5 f_5 + \gamma_6 f_6 + \gamma_7 f_7 + \gamma_8 f_8 + \bar{\omega}_i \quad (9)$$

$\bar{\omega}_i$ 是一个随机误差项, 用来说明不同地区的技术效率的随机差。 f_1 至 f_8 代表工具变量, 产生于在最后部分使用主因子分析法时详细区分的 8 个制度改革措施 (或者 Z_1 至 Z_8)。每个改革措施的系数可以从方程 (9) 和得分矩阵获得。

用于面板数据回归的数据覆盖了中国 1979—2003 年间的 26 个省市。这些省市包括: 北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

1978—1998 年间的数据来源于《新中国 50 年数据汇编：1949—1998》，1999—2003 年间的数据来源于《中国统计年鉴》。

总产出被定义为地区的 GDP 数据，按 1990 年不变价格^①，根据官方的统计数据计算得到。由于缺乏兼职和临时工^②的数据，劳动力存量被定义为被雇佣者的总数而不是工时。资本存量被定义为用于生产的总固定资产，利用永续盘存法处理经过价格调整后的固定资产投资额数据计算得到。换句话说，给定折旧率 δ 和初始资本存量 $K_{i,1978}$ ，第 i 个地区在第 t 年的资本存量可以被表示为 $K_{it} = K_{i,t-1}(1-\delta) + \Delta K_{it}$ 。初始资本存量 $K_{i,1978}$ 和折旧率来源于 Chow (1993) 和 Wu (2003) 的研究，在确定对于固定资产投资额的价格缩减时，将 1990 年的水平作为 100。

城市化指数被定义为城市人口占总人口的比重。产业结构调整指数被定义为第二产业和第三产业的产值占总产值的比重。所有制改革指数被定义为非国有和非集体企业的产值占有企业产值的比重。贸易开放指数被定义为，每年经过当前汇率调整后的国际贸易总值占每个省市的 GDP 的比重。通货膨胀指数被定义为每年每个省的消费者物价指数 (CPI) 的变化。财税体制改革指数被定义为总税收占政府财政收入的比重。金融市场改革指数被定义为商业贷款占用于固定资产的总投资额的比重。政府购买指数被定义为政府消费占最终总消费的比重。

当然，数据收集方法有两个问题值得注意。首先，1978—1998 年间与 1999—2003 年间的数可能存在一些统计口径上的差异。比如说，自 1999 年以来，国有企业和集体企业的统计定义已经变为企业中国有和集体成分占支配地位，这在一定程度上会影响所有制改革指数的数值。其次，由于考虑到数据的有效性，并不是所有省市均被采纳，某些省市在某个时期对于某些指数丢失的数据使之成为一个不完整的面板数据。

五、主因子分析法和实证结果

中国 1979—2003 年间生产技术效率的平均变化，可以通过采用基于面板数据的外沿模型法 (方程 7) 得到。图 1 显示了技术效率的平均值和方差。

图 1 清楚地显示，尽管有所起伏，中国的生产技术效率的平均水平随着时间增加。这个发现证实了作为全要素生产率 (TFP) 的一个重要组成部分 (加上科技进步)，技术效率的改进对中国的经济增长做出了积极的贡献。技术效率的改进与自 20 世纪 70 年代末期以来进行的制度变化和改革有重大的关系。这样的发现为下面的观点提供了经验支持，即：改革不仅通过扩大资本和劳动力存量 (如文献回顾)，而且还通过改进经济的技术效率来对中国经济增长做出贡献。后者帮助宏观经济从市场扭曲或无效率，以及浪费所标志的生产可能性边界内部点，朝着生产可能性边界移动。

图 1 也显示了生产技术效率的方差随着时间减少，这意味着对于不同地区制度改革对中

① 为了重新计算中国各地区的 GDP 数据，像其他研究一样，本文使用了经过通货膨胀调整后的官方数据。至于中国官方统计的细节讨论，请参阅 Ren (1997) 和 Maddison (1998)。

② 自 1998 年以来，统计资料把下岗工人排除在外，他们在企业重组中被列入多余的人 (Garnaut 等，2005)。

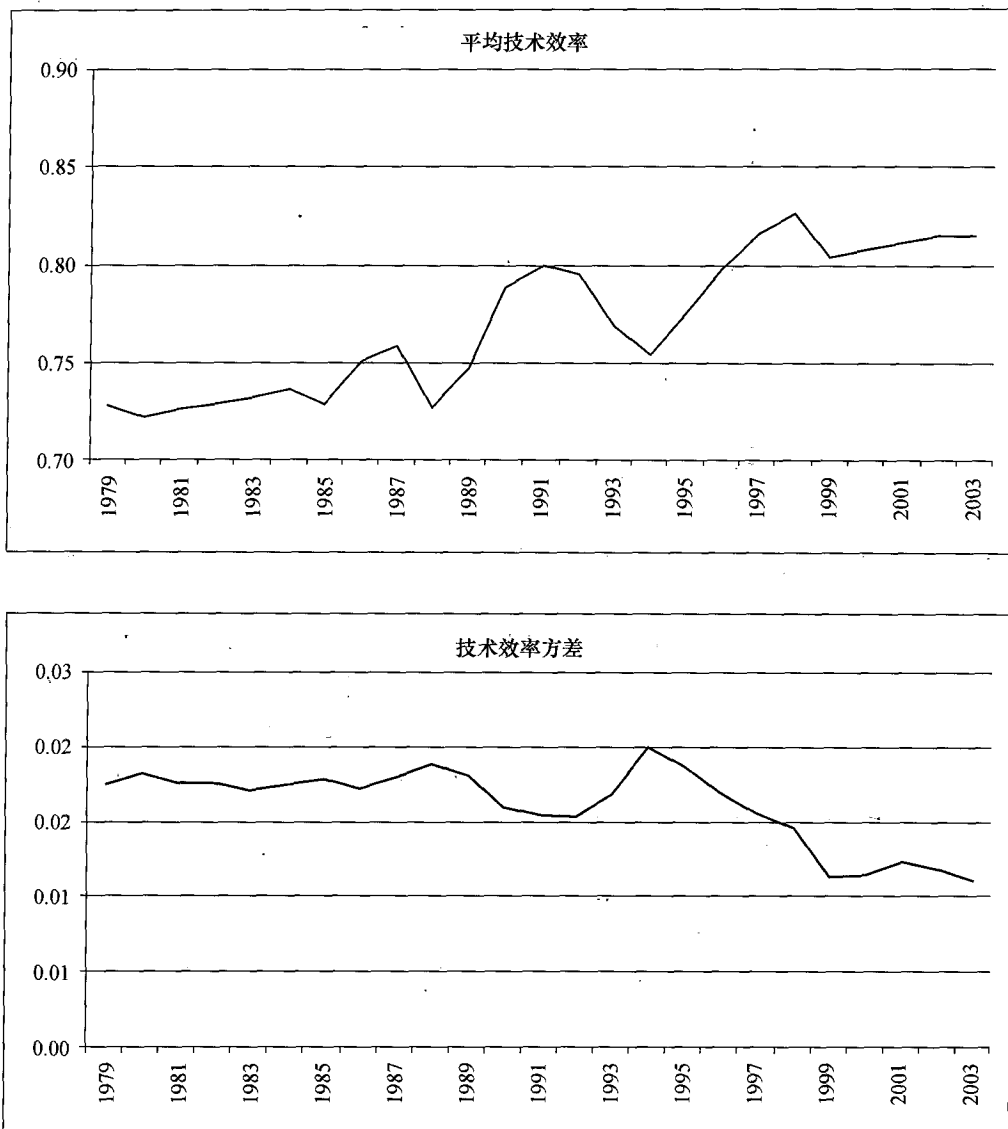


图1 中国技术效率的均值和方差变化：1979—2003年

资料来源：作者计算。

国经济增长的影响存在着收敛的趋势。技术效率方差的趋势自20世纪90年代中期以来加速下降，反映了其后改革的深入进行。

进一步，通过把主因子分析调整过的工具变量加入面板数据回归，我们把技术效率的改进与那些制度性因素联系在一起。具体说来，由于在某些变量之间存在着显著的相关性，我们在利用相关矩阵的宏观经济指数的原始解释变量上运行一个PCA。表1列出了主因子分

表 1 对宏观经济改革指数进行主因子分析得到的特征向量

主因子	特征值	差异	百分比	累计百分比
f_1	2.50	0.97	0.31	0.31
f_2	1.52	0.40	0.19	0.50
f_3	1.13	0.26	0.14	0.64
f_4	0.86	0.12	0.11	0.75
f_5	0.74	0.15	0.09	0.84
f_6	0.59	0.12	0.07	0.92
f_7	0.47	0.28	0.06	0.98
f_8	0.19	—	0.02	1.00

注意：突出的变量在技术效率模型中并不显著。

资料来源：作者计算。

析的特征值，由此可以获得一个得分矩阵，将数据转化为 8 个正交一维向量，以此来消除回归中工具变量之间的相关性。

表 2 给出了主因子得分与原始解释性宏观经济变量之间的关系，这些相互关系也被称为主因素负载。表 2 显示变量 UR 对 f_1 、 f_5 和 f_8 依赖很强，与此相似的还有： IN 对 f_1 和 f_8 ， PR 对 f_3 和 f_7 ， OP 对 f_1 和 f_7 ， IF 对 f_2 和 f_6 ， FI 对 f_2 和 f_6 ， GP 对 f_1 和 f_5 ，以及 TR 对 f_2 和 f_4 。利用主因子的权数和原始标准化变量，我们可以得出主因子得分。将主因子得分作为解释变量，我们得到一个用新的工具变量组成的面板数据回归，结果见表 3。

表 2 主因子分析产生的得分矩阵

	f_1	f_2	f_3	f_4	f_5	f_6	f_7	f_8
城市化	0.44	0.03	-0.46	0.09	-0.53	0.01	-0.18	0.52
产业结构调整	0.57	-0.05	-0.17	-0.01	-0.05	0.08	-0.24	-0.76
所有制改革	0.33	0.10	0.67	-0.21	0.10	-0.07	-0.55	0.25
贸易开放	0.44	-0.04	0.41	0.02	-0.23	-0.18	0.74	0.01
通货膨胀	0.01	0.65	0.04	-0.24	-0.10	0.70	0.16	-0.01
金融市场改革	0.08	0.58	-0.29	-0.35	0.25	-0.62	0.07	-0.01
政府购买	0.41	-0.13	-0.20	0.15	0.76	0.26	0.15	0.29
财税体制改革	0.00	0.46	0.14	0.86	0.03	-0.12	-0.09	-0.06

资料来源：作者计算。

表 3

无效率模型的估计结果：1979—2003 年

解释变量	模型 I			模型 II		
	回归系数	标准差	<i>t</i> -值	回归系数	标准差	<i>t</i> -值
<i>C</i>	-117.29	1.76	-66.74	-117.30	0.86	-135.78
<i>T</i>	15.72	0.23	67.02	15.70	0.11	138.74
<i>K</i>	0.71	0.01	80.60	0.72	0.00	229.60
<i>L</i>	0.18	0.01	13.26	0.20	0.01	20.72
<i>f</i> ₀	0.23	0.02	12.34	0.25	0.01	16.90
<i>f</i> ₁	-0.10	0.01	-14.25	-0.10	0.01	-13.00
<i>f</i> ₂	0.01	0.01	1.28	—	—	—
<i>f</i> ₃	0.07	0.01	9.10	0.09	0.01	12.00
<i>f</i> ₄	0.01	0.01	1.10	—	—	—
<i>f</i> ₅	0.08	0.01	12.52	0.09	0.01	17.64
<i>f</i> ₆	0.05	0.01	5.15	0.06	0.01	9.10
<i>f</i> ₇	0.00	0.01	0.35	—	—	—
<i>f</i> ₈	-0.08	0.02	-4.38	-0.05	0.02	-2.06
sigma-	0.04	0.00	18.78	0.04	0.00	26.22
gamma	0.03	0.01	4.33	0.03	0.00	8.59
对数似然值	129.86			130.00		
最大似然检测值	208.40			208.67		
技术效率	78.00			77.00		

资料来源：作者计算。

既然主因子分析选择彼此之间互不相关的主要因素作为工具变量，说明我们已经在回归中消除了所有生产技术效率与中国制度改革之间的多重共线性问题。由于资本和劳动力的系数之和比 1 小，估计结果显示要素投入存在着规模报酬递减特征。这个结果适用于包括所有 8 个成分的估计模型 I 以及不包含 3 个不显著成分 (f_2 , f_4 和 f_7) 的估计模型 II。技术效率模型的估计结果通过了一般和特殊的统计显著性检验，对于资本和劳动力以及大多数工具变量尤其正确。

与其他研究发现一致，资本和劳动力的系数估计显示资本在生产函数中的权重比劳动力大。此外，敏感性分析显示在整个研究时段内科技进步也起了显著的作用，这不是本研究的焦点。把 3 个不显著变量排除在模型 II 之外仅对技术效率估计值有轻微的影响，这部分表明技术无效率的估计范围是稳定的（见表 3 的底部）。

基于表 3 所示的工具变量的系数估计，每个制度变量的系数都可以重新获得（方程 9）。