

金融发展与中国生产率增长 ——随机前沿分析的视角

余利丰¹, 邓柏盛², 王菲³

1 华中科技大学 经济学院, 武汉 430074

2 湖南商学院 经贸学院, 长沙 410205

3 郑州大学 西亚斯国际学院, 河南 新郑 451150

摘要:采用 Kumbhakar 等的方法将全要素生产率分解为技术效率、技术进步和规模经济效应 3 部分, 运用超越对数生产函数的随机前沿模型, 采用 1999 年至 2004 年中国 29 个省份的数据, 分析金融发展与技术效率之间的关系, 并在此基础上利用静态面板数据模型分析中国金融发展与技术进步之间的关系。研究结果表明, 金融发展促进全要素生产率的增长, 但是金融深化和金融中介垄断都不利于技术效率提高; 金融深化通过推动技术进步促进全要素生产率增长, 但金融中介垄断并不利于技术进步。根据研究结果提出相应的政策建议。

关键词:金融发展; 技术效率; 技术进步; 随机前沿分析

中图分类号:F124.1

文献标识码:A

文章编号:1672-0334(2011)04-0105-08

1 引言

改革开放 30 多年来中国经济以近 10% 的速度持续高速增长, 但 Shan^[1] 认为中国经济的高速增长是依靠生产要素的大量投入而不是全要素生产率 (total factor productivity, TFP) 的提升实现的, 林毅夫等^[2] 也持有相同的观点。随着中国低劳动力成本优势消失、资本边际报酬递减, 粗放型的增长方式已不可持续, 而通过提高全要素生产率的方式能够实现经济可持续增长。因此, 一些学者开始从全要素生产率的角度研究中国的经济增长问题。Wu^[3] 认为改革开放后中国的全要素生产率对经济增长的贡献平均是 13.5%, 全要素生产率的增长主要来源于技术进步; 刘舜佳^[4] 认为短期内 FDI 有助于全要素生产率的提高, 但国际贸易和 FDI 在长期中弱化了全要素生产率; 魏下海^[5] 运用非参数的 Malmquist 指数测算 1981 年至 2006 年中国的全要素生产率, 研究结果表明, 贸易开放和人力资本对全要素生产率的增长有积极贡献。这些研究从不同的角度解释了中国的经济增长, 但却忽视了金融变量在促进中国全要素生产率增长中的作用^[6]。金融是否对全要素生产率的增长发挥作用, 决定了金融体制改革是否影响中国经济增长方式的转变, 深入研究两者间的关系可为中国制定正确的金融政策提供基础, 因此

该领域的研究具有十分重要的理论和现实意义。

2 相关研究评述

自 Goldsmith、McKinnon 和 Shaw 建立金融发展与经济增长之间的关系以来, 许多学者开始从金融发展的角度研究经济增长问题。金融发展与经济增长之间存在相关关系, 已经得到理论和实证的支持, 但金融发展到底通过什么渠道促进经济增长。King 等^[7] 认为, 金融中介主要是通过提高国内的储蓄率从而提高资本积累的途径促进经济增长, 在传统的理论框架下, 由于受资本边际报酬递减的限制, 金融发展对经济增长作用有限; Romer^[8] 开创的内生增长模型为研究金融发展与经济增长关系提供了新的视角, 在内生增长模型中, 研发导致非递减的资本边际报酬推动了金融发展与经济增长之间的实证关系研究; Beck 等^[9] 采用动态广义矩法估计验证金融发展与经济增长之间的关系, 发现金融发展主要通过提高全要素生产率促进经济增长; Benhabib 等^[10] 验证金融发展是通过要素积累的途径还是通过提高 TFP 的途径来促进经济增长, 研究结果发现, 金融发展与 TFP 增长、物质资本和人力资本积累都相关, 金融发展的流动性指标、私人部门金融资产与 GDP 的比率指标与 TFP 有正向影响; Rioja 等^[11] 运用 Beck 等^[9] 的

收稿日期: 2010-10-14 修返日期: 2011-01-11

作者简介: 余利丰 (1978-), 男, 湖北黄冈人, 华中科技大学博士研究生, 研究方向: 金融发展与技术革新等。

E-mail: ylfhust@126.com

动态广义矩对74个国家的金融发展与TFP之间的关系进行验证,研究发现,金融发展与TFP之间的关系与一国的经济发展状况有关,在中等收入和高收入国家,金融发展主要通过影响TFP进而对经济增长产生影响,但在低收入国家,金融发展主要通过加速资本积累的途径来促进经济增长;Arestis等^[12-13]认为,金融发展通过提高TFP的途径可以实现经济可持续增长。

根据Kumbhakar等^[14]的做法,TFP可以进一步分解为技术进步、技术效率增长、规模经济效应增长和资源配置效率增长4个部分。金融发展最终是通过TFP的哪一部分促进经济增长,Nourzad^[15]认为,金融发展降低了生产的技术无效率而促进经济增长,在发达国家这种作用更大一些;Arestis等^[12-13]认为,金融发展通过改进技术效率从而提高TFP以促进经济增长。但在OECD国家,金融发展与技术效率低的国家存在较弱的负相关,而与技术效率高的国家存在着较强的正相关;对于非OECD国家,金融发展对技术效率有稳健的正向影响。何枫等^[16-17]运用随机前沿方法研究金融发展与中国经济增长之间的关系,他们认为金融发展通过改进技术效率的途径促进经济增长。以上研究强调金融发展与TFP中技术效率之间的关系,即金融发展通过技术效率的改进途径促进TFP的提高,进而促进经济增长,但对于金融发展与TFP其他部分的关系却没有进行具体分析,即金融发展是否可以通过促进技术进步、规模经济效应、资源配置效率增长的途径促进全要素生产率增长,进而促进经济增长。

在研究方法方面,Nourzad^[15]认为,现有研究在处理方法上大多将金融变量作为投入要素,而多数学者认为金融并不像劳动力和资本那样直接作用于生产过程^[18],金融生产过程中的作用主要通过降低交易成本来提高生产效率,因而采用普通最小二乘法分析金融发展与经济增长之间的关系不合理^[19]。随机前沿方法将金融变量作为影响技术无效率的因素,避免了传统生产函数回归方法直接将金融变量作为投入要素纳入分析过程^[15]。基于上述考虑,本研究运用1999年至2004年中国29个省份的面板数据,运用随机前沿的超越对数函数考察中国金融发展与全要素生产率增长及其各部分之间的关系。

3 理论模型及全要素生产率的分解

3.1 随机前沿模型

20世纪70年代末,Meeusen等^[20]和Aigner等^[21]为了更准确描述生产者行为,把生产无效率(不能达到生产可能性边界)归结为受随机扰动和技术无效率两个因素影响,开创了随机前沿方法的先河,并将其应用于实践中。根据Kumbhakar等^[14]的总结,随机前沿生产函数模型的一般形式可表示为

$$y_{i,t} = f(x_{i,t}, t; \beta) \exp(v_{i,t} - u_{i,t}) \quad (1)$$

其中, $y_{i,t}$ 为*i*生产者*t*时期的产出, $x_{i,t}$ 为投入要素向量, β 为待估参数,误差项为复合结构,第一部分 $v_{i,t}$

为观测误差和其他随机因素,第二部分 $u_{i,t}$ 为技术无效率所引起的误差。最初的随机前沿模型并没有把技术无效率 $u_{i,t}$ 的影响因素纳入模型分析,因此早期的实证模型对 $u_{i,t}$ 影响因素的研究一般采用两阶段回归方法。两阶段回归实际上违背了技术无效率服从确定性分布的假设,意识到两阶段分析的不足,Kumbhakar等^[22]提出一个新的方法来估算技术无效率的前沿生产函数模型。在给定适当的分布假设之后,生产函数与无效率模型可以同时估算出来,从而避免两阶段回归假设前后不一致的情况。Wang等^[23]运用蒙特卡罗数值模拟的方法也证实了两步回归的估计结果是有偏的,一步回归分析可以减少偏误,从而使一步回归得到广泛应用。

3.2 全要素生产率的分解

为了深入了解全要素生产率增长的根源,需对全要素生产率进行分解,按照Kumbhakar等^[14]的做法,假定生产函数 $y_{i,t} = f(x_{i,t}, t) \exp(-u_{i,t})$,把生产函数对*t*求导,为了简洁,省略下标*i,t*,则全要素生产率可分解为

$$\begin{aligned} \frac{\Delta y}{y} &= \frac{\partial \ln y}{\partial t} \\ &= \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t} + \sum_j \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial \ln x_j} \cdot \frac{\partial \ln x_j}{\partial x_j} \cdot \frac{dx_j}{dt} - \frac{\partial u}{\partial t} \\ &= \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t} + \sum_j \varepsilon_j \frac{\Delta x_j}{x_j} - \frac{\partial u}{\partial t} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, Δ 表示变量的变化量; x_j 为投入要素*j*(资本*k*或劳动力*l*)的投入向量; ε_j 为要素*j*的产出弹性。由于TFP的变化率是产出变化率与投入变化率之差,即

$$\frac{\Delta TFP}{TFP} = \frac{\Delta y}{y} - \sum_j s_j \frac{\Delta x_j}{x_j} \quad (3)$$

其中, s_j 为要素*j*在总成本中的份额。

将(3)式代入(2)式,得

$$\begin{aligned} \frac{\Delta TFP}{TFP} &= \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t} - \frac{\partial u}{\partial t} + (RTS - 1) \sum_j \lambda_j \frac{\Delta x_j}{x_j} + \\ &\quad \sum_j (\lambda_j - s_j) \frac{\Delta x_j}{x_j} \end{aligned} \quad (4)$$

其中,RTS为所有投入要素产出弹性之和,用来衡量行业规模经济效益,RTS = $\sum_j \varepsilon_j$; λ_j 用来测度要素*j*

在前沿生产函数中的相对产出弹性, $\lambda_j = \frac{\varepsilon_j}{\sum_j \varepsilon_j}$

$\sum_j \lambda_j = 1$ 。按(4)式的排列顺序,TFP变化率(也称为TFP的增长率)依次分解为技术变化率(也称为技术进步率)、技术效率变化率、规模效应变化率和资源配置效率变化率。由于无法获得可靠的要素价格,不能计算要素支出比例,资源的配置效率可以忽略不计。因此TFP的变化率依次分解为技术变化率、技术效率变化率和规模效应变化率,则(4)式可变为

$$\frac{\Delta TFP}{TFP} = \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t} - \frac{\partial u}{\partial t} + (RTS - 1) \sum_j \lambda_j \frac{\Delta x_j}{x_j} \quad (5)$$

即 $\dot{TFP} = \dot{TP} + \dot{TE} + \dot{SE}$

其中, \dot{TFP} 为全要素生产率的变化率, $\dot{TFP} = \frac{\Delta TFP}{TFP}$;

\dot{TP} 为技术变化率, $\dot{TP} = \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t}$; \dot{TE} 为技术效率变化率, $\dot{TE} = -\frac{\partial u}{\partial t} = \frac{TE_{i,t}}{TE_{i,t-1}} - 1$; \dot{SE} 为规模效应变化率, $\dot{SE} = (RTS-1)(\lambda_k \dot{k} + \lambda_l \dot{l})$, $RTS = \varepsilon_l + \varepsilon_k$, $\lambda_k = \frac{\varepsilon_k}{\varepsilon_l + \varepsilon_k}$, \dot{k} 为资本要素的变化率, $\lambda_l = \frac{\varepsilon_l}{\varepsilon_l + \varepsilon_k}$, \dot{l} 为劳动要素的变化率, 一般在实际计算中, $\dot{k} \approx \ln k_{t+1} - \ln k_t$, $\dot{l} \approx \ln l_{t+1} - \ln l_t$ 。

4 计量模型设定和数据说明

4.1 计量模型设定

本研究设定的随机前沿模型 (stochastic frontier approach, SFA) 建立在 Nourzad^[15] 的基础之上, 但与 Nourzad^[15] 有两点不同。① Nourzad 模型中不存在人力资本变量, 本研究把劳动力 L 分解为 $L = h \cdot l$, h 为资本变量, l 为三次产业从业人员总数。Limam 等^[24] 认为投入要素的质量差异也是解释经济增长的一个重要变量, 如果忽视投入要素的质量则需假设要素投入必须是同质的, 而通过把劳动力分解为资本与三次产业从业人员总数的积, 就考虑了投入要素劳动力的质量; 傅晓霞等^[25] 的研究表明, 改革开放以来人力资本对中国地区技术效率差异的影响很小, 根据随机前沿分析的指标处理原则, 应当把它作为投入要素而不是技术效率的解释变量。② 本研究采用超越对数随机前沿模型, Nourzad 采用柯布-道格拉斯随机前沿模型。由于中国各区域的金融发展水平存在很大差异, 因此金融发展对各区域生产率的影响也不同, 为了更好地分析区域金融发展对生产率的影响, 必须引入地区因素的虚拟变量来考察金融发展对技术效率的影响。借鉴谢建国^[26] 的做法, 以西部地区作为参照组, 引入区域虚拟变量 D_1 和 D_2 来研究区域差异对技术效率的影响, D_1 为东部地区, D_2 为中部地区。基于以上假设, 随机前沿生产函数模型和效率函数模型设定如下。

超越对数生产函数的随机前沿模型为

$$\ln Y_{s,t} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \frac{1}{2} \alpha_2 t^2 + (\alpha_3 + \alpha_4 t) \ln L_{s,t} + (\alpha_5 + \alpha_6 t) \ln K_{s,t} + \frac{1}{2} \alpha_7 (\ln L_{s,t})^2 + \frac{1}{2} \alpha_8 (\ln K_{s,t})^2 + \alpha_9 \ln L_{s,t} \ln K_{s,t} + (v_{s,t} - u_{s,t}) \quad (6)$$

其中, s 为省份; t 为时期, 表示 1999 年至 2004 年; $Y_{s,t}$ 为各省份的 GDP; $L_{s,t}$ 为按 29 个省份三次产业总的劳动从业人员度量的劳动投入量; $K_{s,t}$ 为年均固定资本存量; $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_9$ 为待估参数; 误差项由两部分组成, 第一部分 $v_{s,t}$ 独立同分布于 $N(0, \sigma_v^2)$, 第二部分 $u_{s,t}$ 为技术无效率且服从在零点的截尾正态分布, 即 $u_{s,t} \sim N^+(Z_{s,t} \delta, \sigma_u^2)$, $Z_{s,t}$ 为影响技术无效率的具体因素, 如 (8) 式中的金融深化和金融中介的垄断指标, δ 为待估参数, $v_{s,t}$ 和 $u_{s,t}$ 之间是相互独立的。

$$TE_{s,t} = \exp(-u_{s,t}) \quad (7)$$

其中, $TE_{s,t}$ 为样本中第 s 个省份在第 t 年的技术效率

水平。如果 $u_{s,t} = 0$, 则 $TE_{s,t} = 1$, 即处于技术效率状态, 此时位于生产前沿上; 相反, 如果 $u_{s,t} > 0$, 则 $0 < TE_{s,t} < 1$, 此时位于生产前沿之下。

效率函数模型为

$$u_{s,t} = \delta_0 + \delta_1 F_{1s,t} + \delta_2 F_{2s,t} + \delta_3 D_1 F_{1s,t} + \delta_4 D_2 F_{1s,t} + \delta_5 D_1 F_{2s,t} + \delta_6 D_2 F_{2s,t} \quad (8)$$

(6) 式的技术无效率 $u_{s,t}$ 的具体形式被定义为 (8) 式, $F_{1s,t}$ 和 $F_{2s,t}$ 为衡量金融发展的两个指标, $F_{1s,t}$ 为金融深化的垄断指标, $F_{2s,t}$ 为金融中介的垄断指标, 在 (8) 式中表示影响技术无效率的解释变量; $\delta_0, \delta_1, \dots, \delta_6$ 为待估参数, 如果 δ_1 和 δ_2 符号为负, 并且统计是显著的, 那么就表明金融发展程度越高, 越有利于技术效率的改进; δ_3 为东部的金融深化的垄断指标待估参数, δ_4 为中部的金融深化的垄断指标待估参数, δ_5 为东部的金融中介的垄断指标待估参数, δ_6 为中部的金融中介的垄断指标待估参数。

$$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2} \quad (9)$$

其中, γ 为待估的参数, Battese 等^[27] 认为样本数据是否采用随机前沿模型需进行检验, 而检验的统计量是 $\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2 + \sigma_u^2}$, $\gamma = 0$ 时, $\sigma_u^2 = 0$, 此时误差项为 $v_{s,t}$ 。如果 $\gamma = 0$ 这一原假设被接受, 此时可直接进行普通最小二乘法 (OLS) 回归。

4.2 样本数据的选取和说明

本研究选取 1999 年至 2004 年中国大陆 29 个省份的数据, 共 174 个观测结果, 不包括西藏数据, 重庆数据并入四川, 其中北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省市为东部地区, 山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省为中部地区, 广西、内蒙古、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 10 个省为西部地区。全部原始数据来自 2000 年至 2005 年的统计年鉴。本研究在度量金融中介的垄断指标时主要运用四大国有银行的数据, 由于 2005 年及以后年份四大国有银行的存贷款数据统计不全, 因此数据截止到 2004 年。下面对选取的样本做详细说明。

(1) $Y_{s,t}$ 为 s 省份第 t 年的实际 GDP, 本研究将各省份历年的 GDP 全部按照 1952 年的价格基准进行折算, 原始数据来自《新中国五十五年统计资料汇编》和历年《中国统计年鉴》。

(2) $L_{s,t}$ 为 s 省份第 t 年劳动力, 用三次产业劳动从业人员总数与人力资本的乘积来表示, 即 $L_{s,t} = h_{s,t} \cdot l_{s,t}$, $h_{s,t}$ 为 s 省份第 t 年的人力资本变量, 由各省份从业人员受教育年限的加权平均值来刻画, 具体计算方法是把小学、初中、高中和大专及以上的受教育年限分别记为 6 年、9 年、12 年和 16 年, 则各地人力资本存量 = 小学比重 \times 6 + 初中比重 \times 9 + 高中比重 \times 12 + 大专及以上比重 \times 16; $l_{s,t}$ 为 s 省份第 t 年的三次产业劳动从业人员总数。原始数据来源于 2000 年至 2005 年的《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》。

(3) $K_{s,t}$ 为 s 省份第 t 年的年均固定资本存量。由

于中国现行统计资料中只有历年固定资本形成总额的数据,并没有固定资本存量的数据,所以本研究借鉴张军等^[28]和单豪杰^[29]关于资本存量估算的具体做法,采用永续盘存法对资本存量进行估算,各省份历年的资本存量按照1952年价格为基期进行折算。

(4) 关于金融发展变量,由于中国的金融体系以中介主导型为主,相对于银行信贷而言,股票市场和债券市场通过直接金融市场获得的资金融通仍然有限,因而对于金融发展的讨论主要集中在金融中介部门。本研究选取的金融发展指标有两个,分别是金融深化指标和金融中介的垄断指标。对于金融深化指标大多数研究采用银行总贷款与GDP之比来度量,由于中国国有银行存在大量指令性贷款,银行总贷款与GDP之比可能高估了部分地区的金融发展水平,张军等^[30]提出用银行非国有企业贷款与GDP之比来反映金融深化水平更为合适。银行非国有企业贷款的数据无法获取,张军等^[30]基于银行国有企业贷款比例与国有企业产出份额的密切关系,用回归方法对数据进行分离。本研究对金融深化水平 $F_{1,t}$ 的度量也采用该方法。由于2002年以后《中国统计年鉴》不再提供国有企业产出的数据,假设各省份分配到国有企业的贷款与该省份国有企业的固定资产投资额成正比,因而可以用国有固定资产与全部固定资产之比替代国有企业贷款与国有企业产出之比,则非国有部门贷款可表示为^[31]

$$F_{1,t} = \frac{\text{总贷款额} \times \left(1 - \frac{\text{国有固定资产投资总额}}{\text{全社会固定资产投资总额}}\right)}{\text{GDP}}$$

另外,中国垄断的银行结构有利于大企业获取金融服务,但却不利于满足中小企业对金融服务的需求^[32],因而金融中介的垄断程度对技术进步、技术效率产生的影响不同,从而对全要素生产率进而对经济增长产生的影响也不同。

$$F_{2,t} = \frac{\text{四大国有商业银行贷款余额}}{\text{全部金融机构贷款}}$$

原始数据来源于2000年至2005年《中国金融年鉴》。

5 计量结果分析和解释

随机前沿模型结论高度依赖于模型的函数形

式,因而模型形式的设定是否恰当直接关系到结论的正确与否,不正确的模型将产生误导性的结论^[33]。为了确定(4)式的形式设定是否正确,采用似然比统计量对(6)式进行随机前沿生产模型是否有效、是否存在技术进步、是否为技术中性、是简单柯布-道格拉斯生产函数还是超越对数生产函数4个方面的检验。检验方法以基本的生产函数模型为基础,估算有约束和无约束模型,构建似然比 $w = -2 \cdot [\ln L(H_0) - \ln L(H_1)]$ 检验统计量,对(6)式的检验结果见表1。根据表1的检验结果,运用frontier 4.1软件^[34],对(6)式和(8)式进行估计,估计结果见表2,为了节约篇幅,本研究只给出解释经济问题的项。表2上半部分是前沿生产函数,下半部分为效率函数, $\gamma = 0.894$,表明影响技术效率的各项随机因素中有89.4%可用技术效率来解释。根据表2的估计结果可以得出如下结论。

(1) 劳动投入与经济增长之间存在显著正相关关系,说明劳动投入的增加显著促进经济增长,但劳动动力与时间的交叉项估计值为负,说明随着时间的推移劳动投入对经济增长的作用在下降,出现劳动的边际报酬递减效应;资本与经济增长之间呈现显著的正相关关系,表明资本投入的增加推动了经济增长,但资本与时间的交叉项估计值为负,资本的边际报酬递减在经济增长过程中开始出现。从以上分析可以看出,要素(资本和劳动)的投入对经济增长的作用随时间的推移在递减。

(2) 西部地区金融深化变量 $F_{1,t}$ 的系数为0.741,并且在10%显著性水平下显著,东、中部地区的金融深化 $D_1 F_{1,t}$ 和 $D_2 F_{1,t}$ 的系数分别为0.846(0.741 + 0.105)和0.915(0.741 + 0.174),但东、中部地区金融深化系数的T统计量不显著。说明中国金融深化对技术效率增长影响是负向的,即金融深化不利于技术效率的改进。金融深化不能通过技术效率改进的途径促进全要素生产率的增长,其主要原因在于中国四大国有银行在中国金融系统中的核心地位不可动摇,它们仍然背负着巨大的历史包袱和大量的政策性负担,这些因素的存在干扰了中国金融系统根据市场信号独立配置资金的能力,因此在促进技术效率增长方面不尽如人意。

(3) 西部金融中介垄断 $F_{2,t}$ 的系数为2.708,且在

表1 前沿生产函数模型检验结果

Table 1 Test Results of Frontier Production Function Model

假设	对数似然值	检验统计量 (w)	临界值(5%)	结论
H_1 :原模型(6)式		$\ln L(H_1) = -96.003$		
H_0 :前沿生产模型无效	-110.031	62.720	7.045*	拒绝
H_0 :不存在技术进步	-111.777	65.657	9.490	拒绝
H_0 :技术中性	-82.958	8.018	5.990	拒绝
H_0 :柯布-道格拉斯生产函数	-117.471	77.045	12.590	拒绝

注:检验统计量若大于临界值,则拒绝原假设;对于涉及前沿生产函数无效的假设检验,其统计量服从混合卡方分布,对应临界值来源于Kodde等^[35]的推导;计算结果由frontier 4.1^[34]计算得出;*为10%的水平下显著。下同。

表2 全国样本数据的随机前沿函数和效率函数的估计结果

Table 2 Estimation Results of Stochastic Frontier Function and Efficiency Function from National Sample Data

变量	最大似然估计值	T值
随机前沿函数		
$\ln L_{s,t}$	1.917***	2.805
$\ln K_{s,t}$	0.909*	1.710
$t \cdot \ln L_{s,t}$	-0.083***	-2.022
$t \cdot \ln K_{s,t}$	-0.006	-0.199
效率函数		
$F_{1s,t}$	0.741*	1.745
$F_{2s,t}$	2.708***	3.845
$D_1 F_{1s,t}$	0.105	0.271
$D_2 F_{1s,t}$	0.174	0.335
$D_1 F_{2s,t}$	-1.403***	-3.275
$D_2 F_{2s,t}$	-0.450	-0.906
σ^2	0.188***	6.147
γ	0.894***	8.385
极大似然值	-78.949	
LR	62.720	

注:***为1%的水平下显著,**为5%的水平下显著,下同。

1%显著性水平下显著,东部地区的金融中介垄断 $D_1 F_{2s,t}$ 系数为1.305(2.708 - 1.403),且在1%显著性水平下显著,中部地区的金融中介垄断 $D_2 F_{2s,t}$ 系数为2.258(2.708 - 0.450),但其系数的T统计量不显著,这些数据表明东、中、西部的金融中介垄断不利于技术效率的改进。这与陈刚等^[31]的结论一致,其原因在于中国的金融体系存在着严重的金融资源错配现象^[36]。这主要是由于大银行更适合和更愿意向信息相对透明、易于提供“硬”信息的大企业贷款,而在向中小企业提供贷款方面缺乏信息优势,因而中国垄断的金融结构有利于大企业获取金融服务,国有大型企业信贷相对规模的增长导致技术效率的下降,因此金融中介的垄断程度与技术效率负相关。

总之,金融深化和金融中介的垄断都不利于技术效率的增长,造成这种现象的根本原因在于中国

的国有银行主导型金融体系不能充分地根据市场信号进行资金再配置的活动^[16-17]。Boyreau-Debray等^[37]也认为,中国对金融部门过多的干预使金融市场具有明显的部门和区域分割特征,导致金融部门信贷资金配置的低效率或无效率。

技术效率的改进通过促进资源的充分利用和优化配置,进而促进全要素生产率的增长,而在1999年至2004年,中国的金融深化和金融中介的垄断程度都不利于技术效率改进,既然金融发展的两个指标都不利于全要素生产率的增长,那么推动全要素生产率增长的动力是什么呢?为了更好地理解推动中国全要素生产率增长的动力,根据Kumbhakar等^[14]的做法,利用(5)式分别计算出全国、东部、中部和西部的TFP变化率、TE变化率、TP变化率、SE变化率,计算结果见表3。

根据表3的结果,1999年至2004年中国全要素生产率的变化率全国平均值为20.8%,东部平均为27.9%,中部平均为11.1%,西部平均为20.7%。技术效率的变化率和规模效应的变化率要么为负,要么占全要素生产率的比重不大,因此全要素生产率的增长主要源于技术进步。

就全国而言,技术效率的平均变化率为-0.6%,占全要素生产率变化率的比重为-2.8%;从技术效率变化的区域趋势看,理论上应该是东部的技术效率的变化率最高,但实际计算的结果表明,东部的技术效率的变化率小于中部,中部小于西部,尤其是西部地区,技术效率的变化率最大,达到3%。出现这种现象的原因在于,东部地区改革开放时期的技术效率已经比较高,经济的发展使东部地区的技术效率改进的余地小,而中、西部地区由于过去技术效率低,因而技术效率的改进余地较大^[38]。

表3的结果也表明,技术进步对全要素生产率增长所起的作用最大,无论是从全国范围看,还是从东、中、西三大区域的角度看,技术进步对全要素生产率起无可替代的作用。

对于规模经济效应的增长,从全国范围看,规模经济效应增长对全要素生产率增长起阻碍作用,从区域发展的趋势看,只有东部的规模经济效应增长对全要素生产率增长起推动作用,中、西部地区的规模经济效应都不利于全要素生产率的增长。

总之,全要素生产率的增长主要来自技术进步

表3 全要素生产率增长率各组成部分的增长率
Table 3 Components of Growth Rate of TFP

	全国	东部	中部	西部	贡献率			
					全国	东部	中部	西部
TFP变化率	20.8	27.9	11.1	20.7	-	-	-	-
TE变化率	-0.6	-4.4	0.2	3	-2.8	-15.7	1.8	14.5
TP变化率	23.6	22.1	20.7	27.6	113.5	78.9	186.5	133.3
SE变化率	-2.2	10.3	-9.8	-9.9	-10.7	36.8	-88.3	-47.8

注:以上指标都是时间和省份的平均值,数据来源于1999年至2004年分省数据。贡献率是指TE变化率、TP变化率、SE变化率占TFP变化率的比重。

的贡献,技术进步是推动全要素生产率增长的重要源泉,下面分析技术进步与中国的金融深化、金融中介的垄断程度之间的关系。如果技术进步与金融深化或金融中介的垄断程度之间正相关,那么金融深化和金融中介的垄断就推动了技术进步,反之则反。根据(5)式计算全国29个省份的技术变化率数据,设定模型如下,即

$$\dot{TP}_{s,t} = \beta_0 + \beta_1 F_{1s,t} + \beta_2 F_{2s,t} + \eta_s + \mu_{s,t}$$

其中, $\dot{TP}_{s,t}$ 为技术变化率, η_s 为不可观测的地区效应, $\mu_{s,t}$ 为误差项, β_0 、 β_1 和 β_2 为待估参数。估计结果见表4。

表4 技术进步与金融深化和金融中介的垄断程度之间的关系
Table 4 Role of Technology Development in Both Financial Deepening and the Degree of Financial Intermediation Monopoly

解释变量	样本检验结果(1999-2004)
$F_{1s,t}$	0.490** (7.863)
$F_{2s,t}$	-0.742*** (-6.566)
调整后 R^2	0.730
F 统计量	16.579
Hausman 检验值	91.717
P 值	0.000
估计方法	固定效应
样本数	174

注:使用 Eviews 6.0 软件计算,括号内为 t 统计量。

由表4可知,推动中国技术进步的因素主要是金融深化指标,而金融中介的垄断则不利于技术进步,因为金融中介的垄断使金融市场的交易成本增加,经济主体投资于流动性较高而生产率较低的技术,而金融深化使金融市场的交易成本降低,经济主体选择投资流动性较低而生产率较高的技术^[39]。

6 结论

本研究利用1999年至2004年中国29个省份的面板数据,构建随机前沿的生产函数和效率函数模型估算金融发展的两个指标与技术效率之间的关系,研究结果表明,1999年至2004年,资本和劳动投入对经济增长的作用随着时间的推移在递减,金融发展的两个指标都不利于技术效率的改进。按照 Kumbhakar 等^[14]的方法对全要素生产率的分解表明,全要素生产率的增长主要源于技术进步。通过建立面板数据模型检验金融发展与技术进步之间的关系,研究结果表明,金融深化促进技术进步,金融中介的垄断程度不利于技术进步,金融深化通过促进技术进步的途径进而促进全要素生产率的增长。

中国经济要实现持续、快速和稳定增长,政府在

经济发展中应大力促进各地区金融市场的健康发展。一方面,政府应减少对银行的干预力度,放宽对股份制银行和外资银行的准入门槛,通过引入竞争机制降低国有银行对金融资源的控制力度,发挥金融通过改进技术效率的途径促进全要素生产率增长的作用;另一方面,大力推进金融机构对中小企业的融资支持力度,通过中小企业推进技术进步途径促进经济的可持续增长。

本研究仅对1999年至2004年的数据进行分析,分析的样本数据有限,因此研究的结论是否具有代表性尚需进一步证明。此外,在分析金融发展与技术进步的关系时,采用静态面板数据模型无法消除任何不随时间变化的个体效应的影响,而动态面板数据模型消除了所有不随时间变化的效应,因此运用动态面板数据模型分析二者的关系是今后进一步的研究方向。

参考文献:

- [1] Shan W. China's low-profit growth model [J]. *Far Eastern Economic Review*, 2006, 169(9): 23-28.
- [2] 林毅夫, 苏剑. 论我国经济增长方式的转换 [J]. *管理世界*, 2007(11): 5-13.
Justin Yifu Lin, Su Jian. On the transformation of economic growth our country [J]. *Management World*, 2007(11): 5-13. (in Chinese)
- [3] Wu Yanrui. Has productivity contribution to China's growth? [J]. *Pacific Economic Review*, 2003, 8(1): 15-30.
- [4] 刘舜佳. 国际贸易、FDI 和中国全要素生产率下降: 基于1952~2006年面板数据的 DEA 和协整检验 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008(11): 28-39, 55.
Liu Shunjia. International trade, FDI and total factor productivity weakening: DEA and cointegration based on panel data from 1952~2006 [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2008(11): 28-39, 55. (in Chinese)
- [5] 魏下海. 贸易开放、人力资本与中国全要素生产率: 基于分位数回归方法的经验研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2009(7): 61-72.
Wei Xiahai. Trade openness, human capital and total factor productivity: A quantile regression approach [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2009(7): 61-72. (in Chinese)
- [6] Guillaumont Jeannenny S, Hua P, Liang Zhichang. Financial development, economic efficiency and productivity growth: Evidence from China [J]. *Developing Economies*, 2006, 44(1): 27-52.
- [7] King R G, Levine R. Capital fundamentalism, economic development, and economic growth [J]. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1994, 40(1): 259-292.

- [8] Romer P M. Increasing returns and long-run growth [J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [9] Beck T, Levine R, Loayza N. Finance and the sources of growth [J]. *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1/2): 261-300.
- [10] Benhabib J, Spiegel M M. The role of financial development in growth and investment [J]. *Journal of Economic Growth*, 2000, 5(4): 341-360.
- [11] Rioja F, Valev N. Finance and the sources of growth at various stages of economic development [J]. *Economic Inquiry*, 2004, 42(1): 127-140.
- [12] Arestis P, Chortareas G, Desli E. Financial development and productive efficiency in OECD countries: An exploratory analysis [J]. *The Manchester School*, 2006, 74(4): 417-440.
- [13] Arestis P, Chortareas G, Desli E. Technical efficiency and financial deepening in the non-OECD economies [J]. *International Review of Applied Economics*, 2006, 20(3): 353-373.
- [14] Kumbhakar S C, Lovell C A K. *Stochastic frontier analysis* [M]. New York: Cambridge University Press, 2000: 216-259.
- [15] Nourzad F. Financial development and productive efficiency: A panel study of developed and developing countries [J]. *Journal of Economics and Finance*, 2002, 26(2): 138-148.
- [16] 何枫, 陈荣, 何炼成. SFA 模型及其在我国技术效率测算中的应用 [J]. *系统工程理论与实践*, 2004(5): 46-50.
He Feng, Chen Rong, He Liancheng. The measurement of Chinese technical efficiency: The application of stochastic frontier production function [J]. *Systems Engineering-theory & Practice*, 2004(5): 46-50. (in Chinese)
- [17] 何枫, 陈荣. 金融中介发展对中国技术效率省际差异的影响: SFA 模型的应用 [J]. *西北农林科技大学学报: 社会科学版*, 2004, 4(2): 45-49.
He Feng, Chen Rong. The empirical analysis between financial intermediation development and technical efficiency: The application of SFA [J]. *Journal of Northwest Sci-Tech University of Agriculture and Forestry: Social Science Edition*, 2004, 4(2): 45-49. (in Chinese)
- [18] Delorme C D, Thompson H G, Warren R S. Money and production: A stochastic frontier approach [J]. *The Journal of Productivity Analysis*, 1995, 6(4): 333-342.
- [19] Koo J, Kim S. Finance, production efficiency, and growth: Evidence from the Korean manufacturing industries [J]. *Seoul Journal of Economics*, 1999, 12(2): 127-141.
- [20] Meeusen W, Van DenBroeck J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error [J]. *International Economic Review*, 1977, 18(2): 435-444.
- [21] Aigner D J, Lovell C A K, Schmidt P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models [J]. *Journal of Econometrics*, 1977, 6(1): 21-37.
- [22] Kumbhakar S C, Chosh S, McGuckin T. A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in U. S. dairy farms [J]. *Journal of Business & Economics Statistics*, 1991, 9(3): 279-286.
- [23] Wang H J, Schmidt P. One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2002, 18(2): 129-144.
- [24] Limam Y R, Miller S M. Explaining economic growth: Factor accumulation, total factor productivity growth, and production efficiency improvement [R]. University of Connecticut Working Paper, 2004.
- [25] 傅晓霞, 吴利学. 中国地区差异的动态演进及其决定机制: 基于随机前沿模型和反事实收入分布方法的分析 [J]. *世界经济*, 2009(5): 41-55.
Fu Xiaoxia, Wu Lixue. The dynamic evolution of regional differences in China and its decision-making mechanism: Based on the stochastic frontier model and the counterfactual analysis of income distribution methods [J]. *The Journal of World Economy*, 2009(5): 41-55. (in Chinese)
- [26] 谢建国. 外商直接投资对中国的技术溢出: 一个基于中国省区面板数据的研究 [J]. *经济学(季刊)*, 2006, 5(4): 1109-1128.
Xie Jianguo. Technical spillovers of foreign direct investment in China: A study based on provinces panel data [J]. *China Economic Quarterly*, 2006, 5(4): 1109-1128. (in Chinese)
- [27] Battese G E, Coelli T J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data [J]. *Empirical Economics*, 1995, 20(2): 325-332.
- [28] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000 [J]. *经济研究*, 2004(10): 35-44.
Zhang Jun, Wu Guiying, Zhang Jipeng. The estimation of China's provincial capital stock: 1952-2000 [J]. *Economic Research Journal*, 2004(10): 35-44. (in Chinese)
- [29] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952-2006 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2008(10): 17-31.
Shan Haojie. Reestimating the capital stock of China: 1952-2006 [J]. *The Journal of Quantitative & Techni-*

- cal Economics, 2008(10):17-31. (in Chinese)
- [30] 张军, 金煜. 中国的金融深化和生产率关系的再检测: 1987-2001[J]. 经济研究, 2005(11):34-45.
Zhang Jun, Jin Yu. Analysis on relationship of deepening financial intermediation and economic growth in China: 1987-2001[J]. Economic Research Journal, 2005(11):34-45. (in Chinese)
- [31] 陈刚, 李树. 金融发展与增长源泉: 要素积累、技术进步与效率改善[J]. 南方经济, 2009(5):24-35.
Chen Gang, Li Shu. The financial development and the sources of economic growth: Capital accumulation, technological progress and efficiency change [J]. South China Journal of Economics, 2009(5):24-35. (in Chinese)
- [32] 黄凌云, 徐磊, 冉茂盛. 金融发展、外商直接投资与技术进步: 基于中国省际面板数据的门槛模型分析[J]. 管理工程学报, 2009, 23(3):16-22.
Huang Lingyun, Xu Lei, Ran Maosheng. The financial development, FDI and technical progress: An threshold model analysis based on the inter-province panel data in China [J]. Journal of Industrial Engineering and Engineering Management, 2009, 23(3):16-22. (in Chinese)
- [33] 涂正革, 肖耿. 我国工业企业技术进步的随机前沿模型分析[J]. 华中师范大学学报: 人文社会科学版, 2007, 46(4):49-57.
Tu Zhengge, Xiao Geng. Stochastic frontier analysis on the technological progress of China's large and medium-size industrial sectors [J]. Journal of Huazhong Normal University: Humanities and Social Sciences, 2007, 46(4):49-57. (in Chinese)
- [34] Coelli T J. A Guide to FRONTIER Version 4.1: A computer program for stochastic frontier production and cost function estimation [R]. CEPA Working Paper. Armidale: University of New England, 1996.
- [35] Kodde D A, Palm F C. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions [J]. Econometrica, 1986, 54(5):1243-1248.
- [36] 鲁晓东. 金融资源错配阻碍了中国的经济增长吗[J]. 金融研究, 2008(4):55-68.
Lu Xiaodong. Does financial distortions block economic growth? The evidence from China [J]. Journal of Financial Research, 2008(4):55-68. (in Chinese)
- [37] Boyreau-Debray G, Wei S J. Pitfalls of a state-dominated financial system: The case of China [R]. NBER Working Paper, 2005:1-20.
- [38] 沈汉溪. 中国经济增长源泉分解: 基于 Solow 增长核算、SFA 和 DEA 的比较分析 [D]. 杭州: 浙江大学, 2007:114.
Shen Hanxi. Decomposition of economic growth sources of China: The comparative analysis of basing on Solow growth accounting, SFA and DEA [D]. Hangzhou: Zhejiang University, 2007:114. (in Chinese)
- [39] Bencivenga V R, Smith B D, Starr R M. Transactions costs, technological choice, and endogenous growth [J]. Journal of Economic Theory, 1995, 67(1):153-177.

Financial Development and TFP Growth: The Perspective of SFA

Yu Lifeng¹, Deng Bosheng², Wang Fei³

1 School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China

2 School of Economics and Trade, Hunan University of Commerce, Changsha 410205, China

3 Sias International School, Zhengzhou University, Xinzheng 451150, China

Abstract: Decomposing TFP into three parts of technical efficiency, technological progress and scale effect utilizing the method of Kumbhakar et al, the paper uses a translog production function in a general stochastic frontier specification to analyze the relationship between financial development and technical efficiency of 29 provinces in China in 1999-2004, using static panel data model to analyze the relationship between financial development and technological progress. The results show that: first, financial development promote the growth of TFP, but two indicators of financial development lower technical efficiency. Secondly, financial deepening through the promotion of technological progress leads to TFP growth, but financial intermediation monopoly is not conducive to technological progress. Therefore the study gave corresponding suggestions to the government.

Keywords: financial development; technology efficiency; technological progress; stochastic frontier analysis

Received Date: October 14th, 2010 **Accepted Date:** January 11th, 2011

Biography: Yu Lifeng, a Hubei Huanggang native (1978 -), is a Ph. D. candidate in the Huazhong University of Science and Technology. His research interest includes financial development and technological innovation, etc. E-mail: ylfhust@126.com □