

# 银行信贷、股市融资 与中国全要素生产率动态

陈刚 李树 刘樱\*

**摘要：**无论是在理论还是经验上，职能完善的金融体系将能够显著地提高一国的全要素生产率。本文以 1999 - 2006年地区面板数据为样本的研究发现，银行公共信贷以及股票市场规模的扩张对中国全要素生产率增长具有不利的影响，银行私人信贷规模的扩张对全要素生产率增长的促进效应也没有看似当然的那样显著。这个发现提醒我们，放宽市场准入标准以及缓解私人部门面临的信贷约束还不足以使中国金融体系的效率得到根本改观，另外的重要举措应该包括完善相关的金融监管、企业监管以及契约维权等制度环境。

**关键词：**银行信贷 股市融资 技术进步 效率改善 全要素生产率

## 一、引言

自从著名经济学家 Krugman (1994)在国际上甚有影响力的《外交》杂志上撰文对“亚洲奇迹”提出质疑以来，关于中国经济的增长源泉以及增长模式是否可持续的研究文献大量涌现。最近的研究显示，虽然全要素生产率 (TFP)对中国经济增长具有一定程度的解释力，但其相对贡献在 20 世纪 90 年代中期却出现了剧烈的下滑，中国经济的投入驱动型增长特征越来越明显 (郭庆旺、贾俊雪, 2005; Zheng 和 Hu, 2006)。这意味着随着在改革初期的农业改革、工业改革以及对外开放等政策因素对全要素生产率的一次性水平提升效应的潜力耗尽以后 (郑京海等, 2008)，简单依靠追加要素投入这种粗放的增长方式将不足以维持中国经济的持续增长，因而，构建一个保障 TFP 持续增长的政策体系将是中国经济未来改革的着力点。

制约中国 TFP 提升的原因是多方面的 (郑京海等, 2008)，而资本配置及利用的低效率无疑是其中最为关键的因素。更进一步说来，一国资本配置和利用效率的改善关键又决定于该国是否具备一个职能完善并且运行高效的金融体系 (Levine, 2004)，如此看来，健全中国金融体系的职能以及提高其运行效率对于转变当前粗放式的增长模式具有无法替代的作用。虽然中央政府在 20 世纪 90 年代开始就已经逐步实施了一系列旨在健全完善金融体系职能的改革措施，到目前为止，一个表面看似多层次、多职能的金融体系似乎已经逐步完善了起来。但令人担忧的是，中国经济的 TFP 在 20 世纪 90 年代的急剧下滑与这一系列的金融体

\* 陈刚，西南政法大学经济学院和制度经济学研究中心，邮政编码：401120，电子信箱：cgqcqu@126.com；李树，西南政法大学经济学院和制度经济学研究中心，邮政编码：401120，电子信箱：lishu575@hotmail.com；刘樱，西南政法大学经济学院，邮政编码：401120。

中国金融体制在 20 世纪 90 年代重要改革措施包括：完善了资本市场的建设；完善了中央银行体系的建设；对专业银行进行了商业化重组 (1993 年)以及金融组织体系的改革；以及加强了金融业的法制建设和监管力度 (课题组, 2000)。

截至 2007 年，在证券市场方面，境内上市公司 (A、B 股)数量达到了 1 550 家，市价总值 327 141 亿元，全年企业通过证券市场发行、配售股票共筹集资金 8 432 亿元。债券市场发展方面，全年企业共发行债券 17 084 亿元，其中，金融债券 11 913 亿元；企业 (公司)债券 1 821 亿元；短期融资券 3 349 亿元 (国家统计局, 2008)。而在银行业金融机构结构方面，2007 年中国的银行业金融机构共包括政策性银行 3 家，国有商业银行 5 家，股份制商业银行 12 家，城市商业银行 124 家，城市信用社 42 家，农村信用社 8 348 家，农村商业银行 17 家，农村合作银行 113 家，村镇银行 19 家，贷款公司 4 家，农村资金互助社 8 家，信托公司 54 家，企业集团财务公司 73 家，金融租赁公司 10 家，货币经纪公司 2 家，汽车金融公司 9 家，邮政储蓄银行 1 家，金融资产管理公司 4 家以及外资法人金融机构 29 家 (银监会, 2008)。

制改革措施几乎是同步发生的。这个现象是否说明中国金融体制的这一系列改革并未能取得改善资本的配置和利用效率的预期效果?或者更加不幸的结果是资本的配置和利用效率反而因为这一系列改革而降低了?二者之间是否存在因果联系?等等,上述疑问引发了我们对中国金融体系与TFP波动之间关系的思考。

相对于国内目前已有的相关研究来说,本文的边际创新体现在如下几个方面:(1)我们分别考察了银行私人信贷和公共信贷对TFP的影响,同时还考察了股票市场发展对TFP的效应,这在已有的研究中往往被忽略掉了,近年来中国资本市场(特别是股票市场)规模的不断扩张也提醒我们不能继续忽视其在影响生产率波动方面的表现;(2)我们采用基于数据包络分析(DEA)的非参数方法来核算中国的TFP,这避免了由于生产函数形式设定的偏差给TFP测算带来的不利影响,另外,我们还将人力资本因素纳入到了生产投入集中来,以往的研究证明,如果投入要素中不纳入人力资本将会导致对TFP的高估(岳书敬等,2006);(3)我们采用了新近发展起来的动态面板回归估计技术以克服模型的内生性(endogeneity)和同时性(simultaneity)错误问题,这在“金融-增长”研究领域中被广泛地运用(Beck,2008)。

本文余下的结构安排如下:第二部分回顾了已有的相关研究;第三部分测算并描述了中国金融发展以及TFP的变动趋势;第四部分是经验分析框架,介绍了相关模型、数据以及估计方法;第五部分是计量分析结果及说明;最后是全文总结。

## 二、文献综述

金融发展与经济增长二者间的关系一直以来都受到经济学家们的热情追逐,最近,这一领域的研究取得了实质性的进展,大量的经验研究证明,不论是在国家或地区层面、产业层面以及企业层面,金融发展水平对经济增长均具有显著的促进作用(Levine,2004)。虽然取得的进展令人鼓舞,但这并不是“金融-增长”联系的终结,迄今为止,我们还远远没能准确理解金融体系影响实体部门经济绩效的机制(Zingales,2003),这毫无疑问应该成为后续研究的重点。

著名经济学家Schumpeter早在1911年就做出了如下论述:金融中介由于能将社会储蓄配置给具有创新能力的企业,因此,其在经济发展中具有核心地位。根据Schumpeter的观点,金融体系在经济增长中的核心地位并不是由于其改变了储蓄率,而是因为金融体系改善了社会储蓄的配置效率,从而促进了技术进步和生产率的提高。Schumpeter关于“金融-增长”联系的这一经典论述在早期的新古典经济增长理论高度强调资本积累是经济起飞的首要条件的环境下并没能引起人们足够的重视,这个时期的“金融-增长”文献主要关注的是金融体系在提高储蓄率和投资水平方面的功能(Mckinnon,1973;Shaw,1973)。随着内生增长理论在20世纪90年代的兴起,人们认识到技术进步(生产率增长)才是长期经济增长的唯一源泉,资本积累由于受到边际报酬递减的约束而没能对长期的经济增长贡献更多。因此,金融体系通过提高资本积累和投资水平这个渠道给经济增长带来的贡献是非常有限的,其对长期经济增长的贡献只能是通过促进技术进步这个渠道来实现。在这个背景下,Schumpeter的观点重新赢得了人们的关注并得到了长足发展,经过众多学者的努力,人们已经认识到金融体系具有信息生产和信息分析、项目监控和公司监管、风险分散和风险管理、储蓄动员和储蓄积聚、交易平滑五个方面的职能,这些职能使得金融体系能够提高资本的配置效率和促进技术进步,从而对长期的经济增长具有很强的解释力(Levine,2004)。

虽然由于数据获取和估计方法上的限制使得我们逐一检验金融体系的这五项职能是件非常困难的事情,但最近的经验研究文献日益关注金融发展对生产率增长的影响也是“金融-增长”研究领域的一大进步。Rajan和Zingales(1998)以42个国家36个产业构成的面板数据为样本的研究发现,R&D密度更高的产业更加依赖于外部融资,这些产业在金融发展水平更高的经济体中也增长得更快,因此,金融发展通过给予高R&D密度产业必要的金融支持从而有利于生产率增长。Levine和Zervos(1998)采用47个国家1976-1993年间的的数据为样本的研究证明,股票市场流动性和银行业发展均能够促进生产率的提高。此外,诸如Beck等(2000)、Benhabib和Spiegel(2000)、Tadesse(2005)等许多研究均找到了金融发展促进生产率增长的经验证据,但也存在很多的不同意见,如Shan和Morris(2002)、Ibrahim(2007)、Cole(2009)等的研究却不认为金融发展对生产率具有促进效应。这里需要特别提到的是Rioja和Valev(2004)的工作,他们以74个国家1961-1975年间的的数据样本研究发现,低收入国家中的金融发展主要通过作用于资本积累来影响经济增长,与之相反的是,中等收入国家特别是高收入国家中的金融发展则主要是作用于生产率而影响经济增长,

---

Levine(2004)的文献详细地分析了金融体系的这五项功能。

他们认为这个结果主要是因为这些低收入国家的经济增长主要是靠要素投入来驱动的。不过我们认为更为合理的可能解释是,这些低收入国家普遍具有更差的制度环境,制度缺失环境下的金融体系的各项职能并不能得到有效的发挥,这导致了金融体系对经济增长的贡献仅仅停留在积聚资本方面,而对生产率增长的作用并不明显。因为,金融体系实质上是一组契约(La Porta等,1998),金融体系各项职能能否得到发挥就取决于金融契约能否被有效的履行,一个完备且高效的制度环境则是保证金融契约有效性的必要前提。

近年来关于中国金融发展与经济增长关系的讨论也逐渐升温,但是迄今为止,中国金融体系规模的扩张是否有利于经济增长是一个在经验上争论激烈的问题(陈刚、李树,2009)。Aziz和Duenwald(2002)以1988-1997年的分省数据研究发现,中国银行部门总体信贷规模的扩张无论是对资本积累还是全要素生产率增长均没有显著地促进作用,他们认为这主要是由于中国的银行部门将大部分信贷资金均配置给了效率低下的国有企业,而具有更高效率的非国有企业获得的信贷资金是非常有限的。Boyreau-Debray(2003)以1990-1999年分省数据的研究发现银行部门信贷规模的扩张甚至对经济增长的效应是负面的,并将这个结果归因于资本市场上存在的严重地区分割导致的金融资源配置的低效率。但是另外的一些研究却发现了与之完全相反的证据。Hao(2006)以1985-1998年的分省数据研究发现,金融发展对经济增长的贡献是明显的,这主要是通过提高全要素生产率来实现。Jeanneney等(2006)以1993-2001年的分省数据研究同样发现,金融发展显著地促进了全要素生产率的增长。最近,Guariglia和Poncet(2007)注意到了相关的研究结论对衡量金融发展指标的选择是非常敏感的,他们以1989-2003年中国的省级面板数据为样本的研究发现,如果以传统的金融发展指标来度量,中国金融发展对资本积累以及全要素生产率增长的影响是负向的,但是以市场化导向来配置的金融资源对它们的影响都是积极的。

### 三、中国金融发展与全要素生产率动态:测量与描述

#### (一)金融发展

1978年以前,中国具有的是一个高度集中的金融体制,中国人民银行垄断了几乎所有的金融业务,它既履行中央银行的金融管理职责,又从事商业银行的各类金融业务。随着经济改革的推行,中央政府逐渐认识到金融体系在现代经济增长中所具有的重要作用,相继恢复和成立了4家国有商业银行,中国人民银行专门行使中央银行的职能,并在20世纪80年代中后期引入了一些非国有金融机构。进入90年代后,中国金融体制改革真正步入了快速变革时期,在这一时期,中央政府不仅出台了一系列改革措施和政策法规以期望改善国有商业银行的运行效率,而且恢复成立了正式的资本市场。

在银行改革方面,最引人注目的是中央政府在1994年成立了3家政策性银行以承接四大国有商业银行的政策性业务,同时,先后制定了《中国人民银行法》和《商业银行法》规定地方政府不能干预当地银行的信贷决策。这一时期的其他一系列改革措施包括:给予外资银行以有限制的经营许可、逐步放开了对利率的管制、实行了新的银行核算标准和谨慎性准则,等等。2001年加入WTO进一步推动了中国银行业的改革,所有制结构和营业范围的限制被进一步放宽了(Guariglia and Poncet, 2007)。时至今日,一个看似完善的银行体系已经逐步形成。如果以传统的金融发展指数,如 $M2/GDP$ 或金融中介贷款/ $GDP$ 等指标来度量金融中介的发展水平,中国金融中介在过去十多年里的发展是令人吃惊的。如图1所示,中国的 $M2/GDP$ 由1994年的0.97直线上升到了2006年的1.64,金融中介贷款/ $GDP$ 这个指标也由0.83上升到了1.07,这些指标甚至高于以金融中介为主导的发达国家的平均水平(Allen, et al, 2005)。

不过中国银行体系另外一个受人瞩目的特征是其资源配置的低效率。中国的银行体系长期以来都由国有银行主导,虽然近年来中央政府逐步放松了对非国有银行的市场准入限制,但国有银行的垄断地位并没有得到根本的改变,截止到2007年底,国有银行总资产和总负债分别占到了银行业金融机构总资产和总负债的53.25%和53.33%(银监会,2008)。另一方面,中国的法律体系整体缺乏效率,给予投资者权益的保护和契约维权的力度较弱(Allen, et al, 2005)。这些因素都导致中国的银行部门更偏向于向具有“政治背景”的国有企业提供贷款,而不关心这些企业是否具有效率,具有更高效率的非国有企业则往往受到信贷歧视或面临着更高贷款条件的限制(Hao, 2006),即使中央政府在1994年针对银行体系实行了全面的商业化改革措

---

Guariglia和Poncet(2007)所采用的度量金融发展的传统指标是银行贷款占GDP的比例、金融机构贷款占GDP的比例以及居民储蓄存款占GDP的比例这3个指标;以固定资产投资中国内贷款占国家预算内资金的比例以及企业自筹资金占固定资产投资总额的比例这2个指标来代理金融资源配置的市场化导向程度。

施,但这似乎也并未彻底改变银行部门的这种信贷行为 (Podpiera, 2006)。图 1 中的数据显示,同一时期银行给予私人部门的贷款占 GDP 的比例增加幅度是不明显的,虽然该指标也由 1994 年的 0.07 增加到了 2006 年的 0.10,但从 2004 年以后却呈现急剧下降的趋势。这似乎是印证了 Podpiera (2006) 的判断,他认为 1994 年的商业化改革并没有根本改观中国银行部门对国有部门的信贷偏好和对私人部门的信贷歧视。

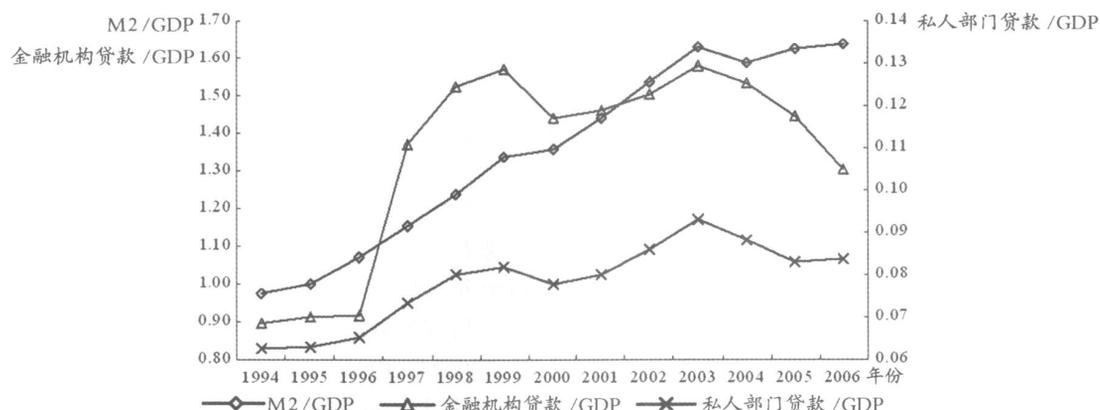


图 1 1994 - 2006 年中国银行信贷规模

中国金融体制改革的另外一个重要方面就是在 20 世纪 90 年代初重新建立了正式的股票市场,并在十余年里获得了长足发展,由 1992 年的 94.09 亿元增加到了 2006 年的 5594.29 亿元,增长了近 60 倍;股票市价总值与 GDP 的比率由 1992 年的 0.04 上升到了 2006 年的 0.42,扩张了近 10 倍;股票成交总额与 GDP 的比率由 1992 年的 0.03 上升到了 2006 年的 0.43,上升了近 16 倍 (见图 2)。虽然相对于银行贷款而言,中国企业在股票市场上获得的资金融通规模仍然有限,但股票市场对中国的影响日益深化。

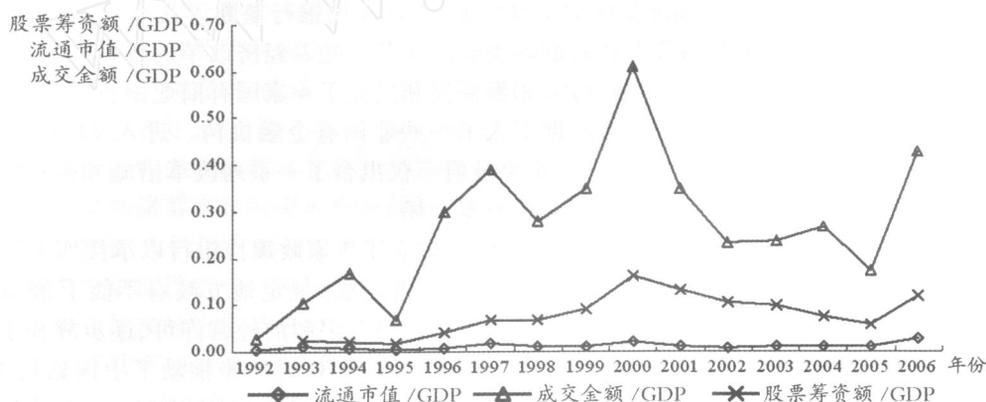


图 2 1994 - 2006 年中国股票市场发展水平

同银行部门一样,中国股票市场的发展也一直受到政府部门的垄断和干预。中国股票市场建立后的相当长一段时期里,管理当局认为股票市场的基本功能首先是为国有企业融资,采取了“证券市场要为国有企业服务”的方针 (吴敬琏, 2003), 虽然现在已逐步向私人部门开放,但至今绝大部分上市公司仍然是国有或国有控股企业,大部分股票仍然是由政府部门或政府控制的实体所持有的非流通股 (Pistor and Xu, 2005)。这些因素导致对上市公司公共监管的失灵,股票市场上“内部人控制”(insider control)和“内部人交易”(insider trading)现象盛行 (Shi, 2007)。虽然中央政府已经颁布实施了较为完备《公司法》和《证券法》,但

相关统计年鉴上并没有详细定义和给出私人部门获得的贷款数据。本文是以金融中介短期贷款中的乡镇企业、三资企业和私营企业及个人贷款来近似代理私人贷款。当然,这个指标在精确度量私人部门获得的银行信贷规模方面是不完美的,但也不失为一种合理的近似,这也是借鉴了目前国内学者普遍采用的做法。

数据来源:各年《中国统计年鉴》。

数据来源:各年《中国统计年鉴》。

为了实现这一方针,证券管理当局主要从两个方面采取措施:第一,在发行和上市审批中“向国有企业倾斜”,以便国有企业筹资“脱困”;第二,抬升股价,使得到上市权的公司能够筹到更多的资金。

“迄今为止,还缺乏对投资者权益保护的私人诉讼机制,这并不是缺乏私人诉讼的需求,而是因为法院限制了投资者的法律诉讼”(Chen, 2003)。或许以配额制为核心的分散化行政治理结构在股票市场早期的形成和发展中部分弥补了公共执法和私人诉讼机制的缺失带来的信息和激励问题(Pistor and Xu, 2005),但寄希望于行政治理完全实现对标准法律治理的替代从而规范股票市场的运行显然是非常困难的。应该说,中国股票市场上的资源错配现象是比较严重的。这些悲观的看法也得到了许多经验研究的支持,谈儒勇(1999)、梁琪和腾建州(2005)就发现中国股票市场的发展对经济增长并没有积极作用,甚至是不利的影响。

## (二) TFP动态

本文借助经 Färe等(1994)改造后的数据包络分析(DEA)来测算中国经济的 Malmquist指数,并以此作为度量中国全要素生产率(TFP)变动的指标。相比于传统的核算和生产函数估计方法,该方法不仅能够避免因生产函数的设定偏差而导致的核算偏误,同时,还可以将 TFP分解为技术进步(technology progress, TP)和效率改善(efficiency change, EC)两个组成部分,这有助于我们更好地解释 TFP的变动特征。我们将中国每一个省级单位看作一个生产决策单元,然后将每一个省的生产同技术前沿面进行比较,从而对 Malmquist指数进行测度。

本文是从产出的角度考察每个生产单元 Malmquist指数的变化。从  $t$  期到  $t+1$  期,度量 TFP变化的 Malmquist指数可表示为:

$$M_0(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = \left[ \frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1} | C)}{d_0^t(x_t, y_t | C)} \times \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1} | C)}{d_0^{t+1}(x_t, y_t | C)} \right]^{1/2} \quad (1)$$

在(1)式中,  $(x_{t+1}, y_{t+1})$ 和  $(x_t, y_t)$ 分别为  $t+1$ 和  $t$ 期的投入产出向量;  $d_0^t$ 和  $d_0^{t+1}$ 分别表示以  $t$ 期技术  $T^t$ 为参照的  $t$ 期和  $t+1$ 期的距离函数。以  $t$ 期技术  $T^t$ 为参照,基于产出角度的 Malmquist指数可表示为:

$$M_0^t(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = [d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1} | C)] / [d_0^t(x_t, y_t | C)] \quad (2)$$

类似地,以  $t+1$ 期技术  $T^{t+1}$ 为参照,基于产出角度的 Malmquist生产率指数可为:

$$M_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = [d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1} | C)] / [d_0^{t+1}(x_t, y_t | C)] \quad (3)$$

为了避免因基期选择的随意性而导致测量上的差异,我们遵循传统的做法,以(2)式和(3)式的几何平均值作为衡量从  $t$ 期和  $t+1$ 期 TFP变化的 Malmquist指数,若该值大于 1,则表明从  $t$ 期到  $t+1$ 期的 TFP是增长的;若该值小于 1,则表明从  $t$ 期到  $t+1$ 期的 TFP下降了。

Malmquist指数还可以进一步分解为技术进步(TP)指数和效率改善(EC)指数两个组成部分。其分解过程如下:

$$M_0(x_{t+1}, y_{t+1}, x_t, y_t) = \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1} | C)}{d_0^t(x_t, y_t | C)} \times \left[ \frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1} | C)}{d_0^{t+1}(x_t, y_t | C)} \times \frac{d_0^t(x_t, y_t | C)}{d_0^{t+1}(x_t, y_t | C)} \right]^{1/2} = EC \times TP \quad (4)$$

为了测算  $t$ 期和  $t+1$ 期第  $i$ 个省份的 Malmquist指数的变化,我们还需要借助线性规划方法来计算有关投入和产出的如下四个距离函数:

$$\begin{aligned} [d_0^t(x_t, y_t)]^{-1} &= \max_{\phi} \phi & [d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})]^{-1} &= \max_{\phi} \phi \\ s.t.: -\phi y_{i,t+1} + Y_{t+1} &= 0 & s.t.: -\phi y_{i,t+1} + Y_{t+1} &= 0 \\ x_{i,t+1} - X_{t+1} &= 0 & x_{i,t+1} - X_{t+1} &= 0 \\ &0 & &0 \\ [d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})]^{-1} &= \max_{\phi} \phi & [d_0^{t+1}(x_t, y_t)]^{-1} &= \max_{\phi} \phi \\ s.t.: -\phi y_{i,t+1} + Y_t &= 0 & s.t.: -\phi y_{i,t+1} + Y_{t+1} &= 0 \\ x_{i,t+1} - X_t &= 0 & x_{i,t+1} - X_{t+1} &= 0 \\ &0 & &0 \end{aligned}$$

在具体测算度量中国各省级单位 TFP变化的 Malmquist指数时,投入集中我们是纳入了资本存量和有效劳动两个指标。2000年各地区的资本存量我们是直接摘自张军等(2004)的原文,并按照原文中的方法测

Chen(2003)认为两个因素导致了投资者权益保护私人诉讼机制的缺失:一是防止国有资产的流失,因为 2/3 的股票都有政府背景;二是意识形态因素。

算得到以 2000年不变价格衡量的样本区内(1999 - 2006年)各地区的资本存量; 各地区的有效劳动这个指标我们是以从业人员数乘上人均受教育年限来近似代理。产出集中我们纳入的是以 GDP平减指数调整为以 2000年不变价格衡量的各地区真实 GDP。我们此处用到的所有基础数据均摘自相应年份的《中国统计年鉴》。

我们采用 DEA 专用分析软件 OnFront 2.01 测算得到了度量样本区间内各地区 TFP变动的 Malmquist指数,并将其分解为了技术进步指数(TP)和效率改善指数(EC)两个部分(见图 3)。图 3显示,1999 - 2006年间中国经济的 TFP均处于增长阶段;技术进步虽然在 2000年出现了暂时的倒退,但在其他年份的增长趋势却是明显的;效率改善指数在 2005和 2006两年均小于 1,这似乎说明中国经济效率改善的空间正在日渐萎缩,今后 TFP增长的主要动力可能将决定于技术前沿面的外移。

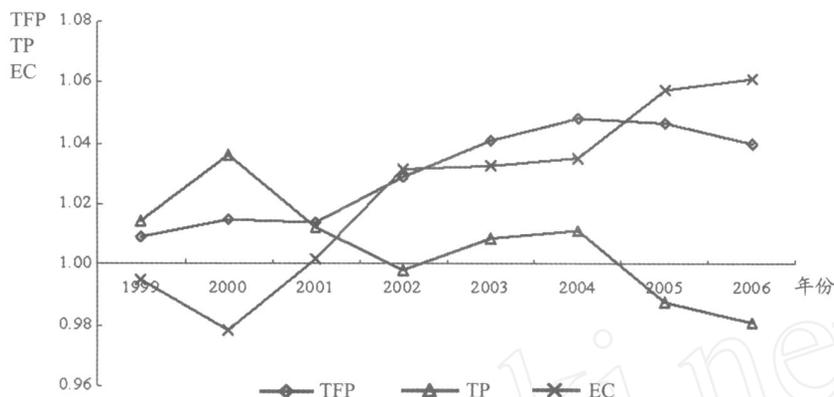


图 3 1999 - 2006年中国经济 TFP的变动

#### 四、经验分析框架

##### (一) 计量模型

本文关注的焦点是金融中介以及股票市场规模的扩张对中国 TFP变动的影响,同时,我们也有兴趣分别检验金融中介和股票市场规模的扩张对中国经济技术进步和效率改善的影响。因此,我们设定了如下三个动态面板回归模型:

$$TFPG_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TFPG_{i,t-1} + \alpha_2 BANK_{it} + \alpha_3 STOCK_{it} + X_i + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$TPG_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TPG_{i,t-1} + \alpha_2 BANK_{it} + \alpha_3 STOCK_{it} + X_i + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (6)$$

$$ECG_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ECG_{i,t-1} + \alpha_2 BANK_{it} + \alpha_3 STOCK_{it} + X_i + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (7)$$

上述三个计量经济学模型中,下标  $i$  和  $t$  表示  $i$  各地区的第  $t$  年;  $\mu_i$  和  $\epsilon_{it}$  均为不可观测的个体效应;  $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  和  $\alpha_3$  均为随机干扰项。被解释变量  $TFPG$ 、 $TPG$  和  $ECG$  分别是 TFP增长率、技术进步率和效率改善率,我们分别以前文中求取得到的 Malmquist 指数以及技术进步指数和效率改善指数的自然对数来代理。

$BANK$  为表征银行发展水平的指标。以往的研究大多是以银行贷款总额占 GDP 的比重来度量中国的金融发展水平,但是考虑到中国银行部门的信贷决策并不是完全出于经济上的考虑,它们倾向于向国有企业提供贷款,对私人部门则存在信贷歧视,如果以银行贷款总额与 GDP 之比来度量显然将会高估中国实际的金融深化水平。因此,我们进一步将  $BANK$  拆分为  $PRMATE$  和  $PUBLIC$  两部分,  $PUBLIC$  被定义为银行给予公共部门的贷款总额占 GDP 的比重,  $PRMATE$  则是私人部门获得的银行贷款总额占 GDP 的比重,其中  $PRMATE$  更能合理地衡量一地区的金融深化水平。

$STOCK$  为表征股票市场发展水平的指标。虽然中国股票市场的发展也一直受到政府部门的垄断和干预,至今绝大多数上市公司仍然是国有企业或国有控股企业,但我们却没能得到可以度量股票市场上国有企业和非国有企业融资相对规模的指标,因此放弃了将  $STOCK$  这个指标进一步细分的想法。 $STOCK$  被定义

张军等(2004)所给出的结果中四川和重庆的数据是进行了合并处理,我们假定这两个地区的资本产出比是一致的,并以此拆分这两个地区 2000年的资本存量。而对资本存量的详细测算方法读者可参考原文。

各地区人均受教育年限我们是以 6 岁以上人口人均受教育年限来代理。我们在推算 6 岁以上人口平均受教育年限时是设定小学受教育 6 年,初中和高中均是 3 年,大专及以上学历为 4 年。

数据来源:各年《中国统计年鉴》。

为各地区股票成交额占当地 GDP 的比重,虽然用这个指标来衡量各地区股票市场的发展规模并不是足够的理想,但该指标却可以很好地度量各地区股票交易的活跃程度,这也是我们在地区层面能获得的最好的度量股票市场规模的指标了。

$X$  为一组可能影响 TFP 变动的控制变量。包括:初期劳均 GDP 的对数  $\text{Log}(gdp - 1)$ ,我们纳入这个指标的的主要目的是为了检验样本区间内各地区 TFP 增长是否存在有条件的收敛;人均受教育年限  $EDU$ ,这个指标是以 6 岁及以上人口人均受教育年限来代理,理论上,劳动力受教育程度的提高能够改善当地的技术创新和技术吸收能力,因此对 TFP 将有积极的贡献;对外开放度  $OPEN$ ,定义为各地区进出口总额占 GDP 的比重,经济开放一方面能够深化当地的国际贸易分工,另一方面也有利于当地引进和吸收国际技术前沿的领先技术,因此能够促进当地的 TFP;外商直接投资规模  $FDI$ ,定义为外商直接投资占 GDP 的比重, $FDI$ 被认为是资本、技术、营销和管理的结合体,其在理论上是显然地能够促进当地的 TFP;财政支出力度  $FISC$ ,定义为地方财政支出总额占 GDP 的比重,一方面,财政支出中的 R&D 性支出对于当地 TFP 具有积极贡献,但另一方面,政府的 R&D 投入也许会对当地的私人投资产生挤出效应,同时,政府对当地经济干预过多也可能会阻碍当地生产率的提高,因此, $FISC$  估计系数的符号我们事先不能预期得到。

## (二) 数据说明

本文计量分析部分所采用的基础数据中 TFP 增长率以及技术进步率和效率改善率均是根据前文的测算所得;各地区银行私人贷款和公共贷款额数据来源于相应年份各地区统计年鉴,需要说明的是,统计年鉴上并没有详细定义和给出私人部门以及公共部门获得的贷款数据,我们是以金融中介短期贷款中的乡镇企业、三资企业和私营企业及个体贷款来近似代理私人部门获得的贷款,而其余部分看作公共部门获得的贷款;各地区股票成交额摘自相应年份的《中国证券期货统计年鉴》;各地区 6 岁及以上人口受教育程度的抽样统计数据摘自相应年份的《中国统计年鉴》,我们设定小学受教育为 6 年、初中为 3 年、高中为 3 年、大专及以上是 4 年,并以此推算出各地区 6 岁以上人口人均受教育年限;其他未作特别说明的数据均摘自相应年份的《中国统计年鉴》。另外需要说明的是,由于有 7 个省份的金融中介分类贷款数据缺失,我们将这些样本剔除掉了,因此,本文最终用于计量分析的样本截面共有 24 个,时间序列为 1999 - 2006 年。

## (三) 估计方法

我们在估计动态面板回归模型时需要注意如下两个问题:一是由于解释变量中含有被解释变量的滞后值和不可观测的个体效应,如果在动态面板回归方程中删除个体效应将会导致最小二乘法 (OLS) 的估计结果是有偏和非一致的。二是解释变量的内生性问题。为了解决以上问题,Arellano 和 Bond (1991) 提出了差分广义矩法 (Difference GMM)。我们以回归方程 (5) 为例表述 Difference GMM 估计的思路。先将 (5) 式差分以消除个体效应  $\mu$  得到:

$$TFPG_{it} = \beta_1 TFPG_{it-1} + \beta_2 BANK_{it} + \beta_3 STOCK_{it} + X_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

上式中  $\Delta TFPG_{it}$  表示该变量的一阶差分。如果  $TFPG_{it-1}$  与  $\epsilon_{it}$  相关,此时参数的 OLS 估计量同样是有偏和非一致的,因此,我们需要为  $TFPG_{it-1}$  寻找合适的工具变量。Arellano 和 Bond (1991) 建议,当残差  $\epsilon_{it}$  不存在序列相关和初期的  $TFPG_{it}$  为前定变量时, $TFPG_{it}$  的两期或两期以上滞后值均是  $TFPG_{it-1}$  的有效工具变量。其他解释变量一阶差分的工具变量的选取有如下三种情况:当解释变量是严格外生时,其所有的水平变量均是其一阶差分的有效工具变量;当其为前定变量时,其水平一期及以上滞后值均是有效的工具变量;当其为内生变量时,其水平两期及以上滞后值均是有效的工具变量。然而,如果数据具有高持续性时 (highly persistence data),其时间序列的水平滞后项与其一阶差分项只是弱相关,水平滞后变量只是同期差分变量的弱工具变量,此时,参数的 Difference GMM 估计量仍然会是有偏的 (Blundell and Bond, 1998)。为了消除上述一阶差分估计系数潜在的有偏性,Arellano 和 Bover (1995) 以及 Blundell 和 Bond (1998) 建议采用系统 GMM (System GMM) 估计方法,他们指出,如果将解释变量的水平值作为一阶差分方程的工具变量,而解释变量一阶差分的滞后值则作为水平变量估计方程的工具变量,对包含变量水平值的原估计方程与进行了一阶差分后的估计方程同时进行估计,将能得到统计上更加有效的估计结果。System GMM 估计参数的一致性依赖于残差项不存在序列相关以及工具变量是有效的假设条件,这可通过 Arellano 等人给出的 Sargan/Hansen 过度

这 7 个省份是北京、河北、福建、江西、广东、重庆、西藏。

严格外生的解释变量是假设其与过去、现在和将来的残差项都不相关;前定解释变量是假设其只与过去的残差项相关,但与现在和未来的残差项不相关;内生解释变量是假设其与过去和现在的残差项相关,但与未来的残差不相关。

识别检验和残差序列相关检验进行判断。

## 五、估计结果

我们首先同时采用 Difference GMM和 System GMM法估计了回归模型(5),估计结果汇报在了表1中,结果显示,不论是 Difference GMM还是 System GMM估计,相关的统计检验结果均是令人满意的,Sargan以及 Hansen检验均没有拒绝方程满足过度识别的约束条件,AR(2)检验也没有拒绝残差不存在二阶序列相关的零假设。

表1 中国TFP增长率影响因素的检验结果(1999-2006年)

	Difference GMM估计				System GMM估计			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>PRIVATE</i>	0.145* (0.083)			0.020 (0.108)	0.084 (0.147)			0.154 (0.185)
<i>PUBLIC</i>		-0.009* (0.005)		-0.018* (0.010)		-0.002 (0.020)		-0.014 (0.018)
<i>STOCK</i>			-0.011*** (0.001)	-0.012*** (0.002)			-0.016*** (0.003)	-0.014*** (0.003)
Log( <i>gdp</i> - 1)	-0.225*** (0.033)	-0.236*** (0.033)	-0.208*** (0.034)	-0.225*** (0.039)	-0.005 (0.010)	0.002 (0.015)	-0.003 (0.012)	0.001 (0.017)
<i>EDU</i>	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.005)	-0.001 (0.004)	-0.002 (0.004)	0.007*** (0.002)	0.005 (0.010)	0.002 (0.002)	0.001 (0.010)
<i>OPEN</i>	0.229** (0.104)	0.277*** (0.090)	0.237** (0.113)	0.143 (0.175)	0.017 (0.224)	0.174 (0.253)	0.240 (0.219)	1.090** (0.429)
<i>FDI</i>	-0.184 (0.575)	0.437 (0.485)	0.382 (0.683)	0.677 (0.762)	1.052 (0.740)	-0.382 (0.651)	0.377 (0.502)	0.869 (2.076)
<i>FISC</i>	-0.070* (0.037)	-0.038 (0.046)	-0.061* (0.036)	-0.047 (0.058)	0.241*** (0.110)	0.048 (0.082)	0.174* (0.098)	0.075 (0.140)
Sargan/Hansen test(P)	0.500	0.447	0.506	0.562	1.000	1.000	1.000	1.000
AR(2) test(P)	0.728	0.779	0.894	0.783	0.987	0.664	0.997	0.829
截面数	24	24	24	24	24	24	24	24
样本数	144	144	144	144	168	168	168	168

注:(1)\*、\*\*、\*\*\*分别表示在0.1、0.05和0.01的显著性水平下显著;(2)在System GMM估计中,我们设定Log(*gdp* - 1)为前定变量,其他解释变量均为内生变量;(3)本表略去了被解释变量一期滞后项的估计结果;(4)括号内数值为其标准差。

*PRIVATE*、*PUBLIC*和*STOCK*三个变量的估计系数是本文关注的焦点,考虑到上述三个变量也许会在一定程度的共线性,我们先逐个将其纳入回归模型,最后再一起纳入进行估计。第(1)列汇报的结果显示*PRIVATE*的估计系数是在0.1的显著性水平下为正,但是这个结果却并不稳定,第(4)列中将上述三个变量同时纳入回归模型后,*PRIVATE*的估计系数并没能通过显著性检验,第(5)列和第(8)列中*PRIVATE*的估计系数虽然均为正,但同样没能通过显著性检验。上述结果说明,银行私人贷款规模的扩张对中国TFP增长具有一定的积极效应,但并不是十分稳定,这或许是由于现阶段中国银行部门给予私人部门的贷款规模仍然有限,但我们认为另外一个更加合理的解释是,中国银行体系的低效率导致了其对贷款项目甄别以及事后监管时的低效率,同时,中国低效的法律体系和契约维权环境也使得借款人缺乏足够的契约激励去提高这些信贷资金的投资效率。这提醒我们,在相关制度环境还不完善的情况下,即使私人部门不再面临信贷约束,银行私人贷款规模的扩张对于中国TFP增长的贡献也将会是非常有限的。

*PUBLIC*的估计系数在各列中均为负,并且第(2)列和第(4)列中是在0.1的显著性水平下通过了显著性检验,这说明银行公共贷款规模的扩张不仅无益于中国TFP的增长,反而对其有消极的影响,其中的原因前文已有过初步的探讨,主要是因为银行在给予这些具有“政治背景”的公共部门贷款时并不关心这些企业是否具有效率,贷款决策也非出于经济上的考虑,这些部门在获得贷款后也不会有太大的还款压力,缺乏足够的激励去提高资金的使用效率。

*STOCK*的估计系数在各列中均在0.01的显著性水平下为负,这意味着中国股票市场的发展对TFP增长的负向效应是非常明显的,我们首先考虑到的原因是中国股票市场还缺乏有效的上市公司监管以及投资者权益保护机制(Chen, 2003; Shi, 2007),这导致了股票市场各项职能的扭曲,股市筹集资金的投资低效率也难以得到改善。

变量Log(*gdp* - 1)估计系数的符号在Difference GMM估计中均为负,并且在0.01的显著性水平下异于

零,这意味着样本区间内中国各地区 TFP增长的条件收敛,但是这种条件收敛趋势在 System GMM 估计中却是不显著的。变量 *EDU* 估计系数在 Difference GMM 估计中均不显著,但在 System GMM 估计中其符号均为正,且其在第 (5)列中是在 0.01 的显著性水平下异于零,说明国民教育的发展对 TFP 增长具有积极效应。*OPEN* 的估计系数无论是在 Difference GMM 还是 System GMM 估计中均显著为正,说明经济开放的确对中国 TFP 增长具有显著的促进作用。*FDI* 估计系数在所有结果中均不显著,这与我们的理论预期存在较大偏差,其原因可能是因为变量 *FDI* 同 *OPEN* 之间存在较高的相关性,导致此处 *FDI* 估计系数没能通过显著性检验。*FISC* 估计系数在 Difference GMM 估计中是显著为负,但在 System GMM 估计中又变得显著为正,或许正如 Blundell 和 Bond (1998) 所宣称的那样, Difference GMM 估计系数在数据具有高持续性时有可能是有偏的,因此,此时我们更倾向于接受 System GMM 的估计结果,这意味着政府财政支出对中国 TFP 增长具有积极的作用。

进一步地,我们采用 System GMM 法估计了回归模型 (6) 和 (7),这有助于更好地理解银行信贷和股票市场对中国 TFP 变动的作用机制,估计结果汇报在了表 2 中,其中前 4 列是技术进步率 (*TPG*) 对各解释变量的回归结果,后 4 列是效率改善率 (*ECG*) 对各解释变量的回归结果。虽然 *PRMATE* 估计系数在各列中均为正,但都没能通过显著性检验,说明银行私人贷款对中国的技术进步和效率改善没有太多积极的贡献,这同表 1 中汇报的回归基本上是一致的。*PUBLIC* 对 *TPG* 具有不显著的正向效应,但在 0.05 的显著性水平下对 *ECG* 具有负向效应,说明银行公共贷款对中国 TFP 增长的不利影响主要体现在其抑制了经济效率的改善方面,这与我们对现实的观察是吻合的,一方面,公共企业运营效率是普遍存在的客观事实,另一方面,公共企业相对于私人企业来说一般是具有更高的资本以及技术密集度。*STOCK* 对 *TPG* 具有显著的负向效应,对 *ECG* 却具有显著的正向效应,这说明中国股票市场的规模扩张在阻碍技术进步的同时也改善了经济效率,估计系数绝对值揭示的信息是股票市场对技术进步的抑制效应远远大于其对效率改善的促进效应。

表 2 中国的技术进步率 (TPG) 和效率改善率 (ECG) 影响因素检验结果 (1999 - 2006 年)

	被解释变量: TPG				被解释变量: ECG			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>PRIVATE</i>	0.309 (0.290)			0.183 (0.143)	0.170 (0.170)			0.189 (0.176)
<i>PUBLIC</i>		0.001 (0.018)		0.006 (0.024)		-0.057** (0.027)		-0.011 (0.022)
<i>STOCK</i>			-0.026*** (0.002)	-0.021*** (0.005)			0.002 (0.004)	0.009** (0.003)
$\text{Log}(gdp - 1)$	0.060*** (0.017)	0.043*** (0.015)	0.086*** (0.002)	0.052*** (0.017)	-0.027 (0.027)	-0.154*** (0.039)	-0.043* (0.025)	-0.087** (0.037)
<i>EDU</i>	-0.008 (0.007)	-0.003 (0.006)	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.006)	0.003 (0.005)	0.038*** (0.012)	0.005 (0.007)	0.032** (0.015)
<i>OPEN</i>	0.057 (0.468)	-0.157 (0.334)	-0.637** (0.285)	-0.367 (0.433)	0.276 (0.306)	1.463*** (0.416)	0.626* (0.342)	0.067 (0.370)
<i>FDI</i>	0.688 (1.426)	-0.242 (1.212)	1.150* (0.595)	0.392 (1.694)	-1.436 (1.338)	1.476 (2.393)	0.196 (2.214)	-5.063** (2.562)
<i>FISC</i>	0.395** (0.179)	0.396*** (0.122)	0.245*** (0.069)	0.408 (0.146)	-0.232*** (0.075)	-0.705*** (0.166)	-0.164 (0.128)	-0.434** (0.214)
Hansen test (P)	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
AR (2) test (P)	0.107	0.083	0.048	0.100	0.467	0.203	0.354	0.250
截面数	24	24	24	24	24	24	24	24
样本数	168	168	168	168	168	168	168	168

注:同表 1。

变量  $\text{Log}(gdp - 1)$  估计系数揭示的信息说明,中国各地区在样本区间内的 TFP 增长条件收敛只存在于效率改善方面,技术进步则存在显著的发散趋势。*EDU* 对 *TPG* 具有不显著的负向效应,对 *ECG* 具有显著的正向效应,说明教育对中国 TFP 增长的积极作用主要体现在教育对经济效率的改善方面。*OPEN* 和 *FDI* 对技术进步和效率改善的效应存在较为明显的差异,经济开放阻碍了技术进步却有利于效率改善,与之相反,*FDI* 促进了技术进步但却抑制了效率改善,不过这个有趣的结果也可能仅仅是由于 *OPEN* 和 *FDI* 之间存在很高的相关性而导致这两个变量估计系数的不稳定。*FISC* 对于 *TPG* 具有显著的积极效应,但对 *ECG* 却具有显著的抑制效应,这说明政府财政支出促进了中国经济的技术进步,但政府主导的投资模式却降低了经济效率。

## 六、结语

在当前全球经济衰退已不可避免的背景下,中国经济是否还能够保持如过去 30 年那样高速增长对于世界经济的复苏有着决定性的作用。考察中国经济增长源泉的相关研究得出的结论不容乐观,虽然 TFP 对中国的经济增长具有一定程度的解释力,但其相对贡献在 20 世纪 90 年代中期却出现了剧烈的下滑,中国经济的投入驱动型增长特征似乎越来越明显(郭庆旺、贾俊雪, 2005; Zheng and Hu, 2006)。

理论上,职能完善并且运行高效的金融体系对于提高一国资源的配置和使用效率具有决定性的作用(Levine, 2004)。许多跨国经验研究也证明,金融发展显著地促进了一国 TFP 增长(Levine and Zervos, 1998; Beck, et al, 2000; Benhabib and Spiegel, 2000; Tadesse, 2005)。因此,中国金融体系的改革和重构对于经济增长模式的转换具有关键性作用。中国金融体系的资源配置效率低下是学术界的一致观点,因为银行信贷和股票市场上存在明显的国有企业偏好以及对私人企业的歧视,在此基础上的普遍看法是,放宽金融业的准入标准以及杜绝政府部门对金融体系的干预是提高金融资源配置效率的根本举措。

但本文以 1999 - 2006 年地区面板数据为样本的研究发现,银行公共贷款以及股票市场规模的扩张对中国 TFP 增长产生了不利影响,而银行私人信贷规模的扩张也并没有看似当然的提高 TFP。这个研究发现提醒我们,在相关制度环境尚不完善的条件下,即便私人部门不再受到信贷约束,金融资源的配置效率也不会有实质性的改善。因而,当前中国金融体制改革的重点应集中在完善相关的金融监管、企业监管以及契约维权等制度建设方面。

### 参考文献:

1. 北京大学中国经济研究中心经济发展战略研究组:《中国金融体制改革的回顾与展望》,CCER 讨论稿 NO. C2000005, 2000。
2. 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》,载《南方经济》,2009(5)。
3. 郭庆旺、贾俊雪:《中国全要素生产率的估算:1979 - 2004》,载《经济研究》,2005(6)。
4. 梁琪、腾建州:《股票市场、银行与经济增长:中国的实证分析》,载《金融研究》,2005(10)。
5. 谈儒勇:《中国金融发展和经济增长关系的实证研究》,载《经济研究》,1999(10)。
6. 吴敬琏:《当代中国经济改革》,上海,上海远东出版社,2003。
7. 岳书敬、刘朝明:《人力资本与区域全要素生产率分析》,载《经济研究》,2006(4)。
8. 张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算(1952 - 2000)》,载《经济研究》,2004(10)。
9. 郑京海、胡鞍钢、A. Bigsten:《中国的经济增长能否持续?——一个生产率视角》,载《经济学(季刊)》,2008(3)。
10. Aziz, J. and Duenwald, C., 2002 "Growth - financial Intermediation Nexus in China" MFW Working, Paper No WP/02/194.
11. Allen, F.; Qian, J. and Qian, M., 2005. "Law, Finance, and Economic Growth in China" Journal of Financial Economics, Vol 77(1), pp. 57 - 116
12. Arellano, M. and Bond, S., 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations" Review of Economic Studies, Vol 58, No 2, pp. 277 - 297.
13. Beck, T.; Levine, R. and Loayza, N., 2000. "Finance and the Sources of Growth" Journal of Financial Economics, Vol 58(2), pp. 261 - 310.
14. Beck, T., 2008 "The Econometrics of Finance and Growth" World Bank Policy Research Paper No 4608.
15. Benhabib, J. and Spiegel, M., 2000. "The Role of Financial Development in Growth and Investment" Journal of Economic Growth, No 5, pp. 314 - 360.
16. Boyreau - Debray, G., 2003. "Financial Intermediation and Growth: Chinese Style" World Bank Policy Research Paper, No 3027.
17. Blundell, R. and Bond, S., 1998. "Initial Conditions and Moment? Restrictions in Dynamic Panel Data Models" Journal of Econometrics, Vol 87, pp. 115 - 143.
18. Cole, S., 2009. "Financial Development, Bank Ownership, and Growth Or, Does Quantity Imply Quality?" Review of Economics and Statistics, Vol 91(1), pp. 33 - 51.
19. Chen, Z., 2003. "Capital Markets and Legal Development: the China Case" China Economic Review, Vol 14, pp. 451 - 472.
20. Färe, R.; Grsskopf, S.; Norris, M. and Zhang, Z., 1994. "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries" American Economic Review, Vol 84(1), pp. 66 - 83.
21. Guariglia, A. and Poncet, S., 2007. "Could Financial Distortions be No Impediment to Economic Growth After All? Evidence from China" Journal of Comparative Economics, Forthcoming.
22. Hao, C., 2006. "Development of Financial Intermediation and Economic Growth: the Chinese Experience" China Economic Review, Vol 17(4), pp. 347 - 362.
23. Ibrahim, M. H., 2007. "The Role of the Financial Sector in Economic Development: the Malaysian Case" International Review of Economics, Vol 54(4), pp. 1865 - 1704.
24. Jeanneney, S. G.; Hua, P. and Liang, Z., 2006. "Financial Development, Economic Efficiency, and Productivity Growth: Evidence from China" Developing Economies, Vol XLIV - 1, pp. 27 - 52

(下转第 66 页)

Scandinavian Journal of Economics, Vol 98 (2) , pp. 163 - 183.

14. Diebold, F. and Li, C., 2006. "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields" *Journal of Econometrics*, Vol 130 (2) , pp. 337 - 364.
15. Dolan, C., 1999. "Forecasting the Yield Curve Shape: Evidence from Global Markets" *The Journal of Fixed Income*, Vol 10 (1) , pp. 92 - 99.
16. Heath, D.; Jarrow, R. and Morton, A., 1992. "Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: A New Methodology for Contingent Claims Valuation" *Econometrica*, Vol 60 (1) , pp. 77 - 105.
17. Hicks, J., 1939. *Value and Capital* London: Oxford University Press
18. Ho, T. and Lee, S., 1986. "Term Structure Movements and Pricing Interest Rate Contingent Claims" *Journal of Finance*, Vol 41, pp. 1011 - 1029.
19. Hull, J. and White, A., 1990. "Pricing Interest Rate Derivative Securities" *Review of Financial Studies*, Vol 3, pp. 573 - 592.
20. Hull, J. and White, A., 1993. "One - Factor Interest - Rate Models and the Valuation of Interest - Rate Derivative Securities" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol 28, pp. 235 - 254.
21. Hull, J. and White, A., 1994. "Numerical Procedures for Implementing Term Structure Models : Two - factor Models" *The Journal of Derivatives*, Vol 2 (2) , pp. 37 - 48.
22. Longstaff, F. and Schwartz, E., 1992. "Interest Rate Volatility and the Term Structure: A Two - Factor General Equilibrium Model" *Journal of Finance*, Vol 52, pp. 1259 - 1282.
23. Dahlquist, Magnus and Svensson, Lars E. O., 1996. "Estimating the Term Structure of Interest Rates for Monetary Policy Analysis" *Scandinavian Journal of Economics*, Vol 98 (2) , pp. 163 - 183.
24. McCulloch, J. Ruston, 1971. "Measuring the Term Structure of Interest Rates" *The Journal of Business*, Vol 44 (1) , pp. 19 - 31.
25. Modigliani, F. and Sutch, R., 1966. "Innovations in Interest Rate Policy" *American Economic Review, Papers and Proceedings Supplement*, Vol 56, May, pp. 178 - 197.
26. Nelson, C. R. and Siegel, A. R., 1987. "Parsimonious Modeling of Yield Curves" *Journal of Business*, Vol 60 (4) , pp. 473 - 487.
27. Fabozzi, F. J.; Martellini, L. and Priaulet, P., 2005. "Predictability in the Shape of the Term Structure of Interest Rates" *The Journal of Fixed Income*, Vol 15 (1) , pp. 40 - 53.
28. Reisman, H. and Zohar, G., 2004. "Short - Term Predictability of the Term Structure" *The Journal of Fixed Income*, Vol 14 (3) , pp. 7 - 8.
29. Svensson, L., 1994. "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992 - 1994." *NBER Working Paper Series*, Vol w4871.
30. Vasicek, O. A., 1977. "An Equilibrium Characterization of the Term Structure" *Journal of Financial Economics*, Vol 5 (2) , pp. 177 - 188.
31. Vasicek, O. A. and Fong, H. G., 1982. "The Journal of Finance, 1982 Term Structure Modeling Using Exponential Splines" *The Journal of Finance*, Vol 37 (2) , pp. 339 - 348.

(责任编辑:彭爽)

(上接第 56页)

25. Krugman, P., 1994. "The Myth of Asia's Miracle" *Foreign Affairs*, Vol 73 (6) , pp. 62 - 78.
26. Levine, R. and Zervos, S., 1998. "Stock Markets, Banks, and Economic Growth" *American Economic Review*, Vol 88 (3) , pp. 537 - 558.
27. Levine, R., 2004. "Finance and Growth: Theory and Evidence" *NBER Working Paper No 10766*.
28. La Porta, R.; Lopez - de - Silanes, F.; Shleifer, A. and Vishny, R., 1998. "Law and Finance" *Journal of Political Economy*, Vol 106, pp. 1113 - 1155.
29. Podpiera, R., 2006. "Progress in China's Banking Sector Reform: Has Banking Behavior Changed?" *MF Working Paper No 06/71*.
30. Pistor, K. and Xu, C., 2005. "Governing Stock Markets in Transition Economies: Lessons from China" *American Law and Economics Review*, Vol 7 (1) , pp. 184 - 210.
31. Rajan, R. G. and Zingales, L., 1998, "Financial Dependence and Growth" *American Economic Review*, Vol 88 (3) , pp. 559 - 586.
32. Rioja, F. and Valev, N., 2004. "Finance and the Sources of Growth at Various Stages of Economic Development" *Economic Inquiry*, Vol 42 (1) , pp. 127 - 140.
33. Shan, J. and Morris, A., 2002. "Does Financial Development 'Lead' Economic Growth?" *International Review of Applied Economics*, Vol 16 (2) , pp. 153 - 168.
34. Shi, C., 2007. "Protecting Investors in China through Multiple Regulatory Mechanisms and Effective Enforcement" *Arizona Journal of International & Comparative Law*, Vol 24 (2) , pp. 451 - 497.
35. Tadesse, S., 2005. "Financial Development and Technology" *William Davidson Institute Working Paper No 749*.
36. Zheng, J. and Hu, A., 2006. "An Empirical Analysis of Provincial Productivity in China (1979 - 2001)." *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, Vol 4 (3) , pp. 221 - 239.
37. Zingales, L., 2003. "Commentary on 'More on Finance and Growth: More Finance More Growth?'" *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, Vol 85, pp. 47 - 52.

(责任编辑:陈永清)