

· 财政与金融 ·

# 中国金融体制在经济增长中的作用\*

## ——生产性效率对资源配置效率的替代

黎贵才 卢 荻 刘爱文

**内容提要:**经过30多年的市场化改革,中国金融体制仍极具复杂性。迄今为止,这个金融体制仍存在许多偏离市场原则的因素。由此信奉金融自由化信条的新古典主义经济学家倾向认为,中国金融体制必定存在严重的资源配置无效率问题。然而,即便这个判断有其合理的一面,但这个判断就金融体制对中国经济发展的意义而言也是不充分的。本文分析得出,中国金融体制能够创造出足够的生产性效率,其在生产性效率上的得益,足以弥补在资源配置效率上的损失,从而促进整体经济效率的提升。

**关键词:**金融体制 资源配置效率 生产性效率

### 一、引言

20世纪70年代末,中国开始对传统的单一银行体制的金融模式进行了以市场化为导向的金融体制改革。进入90年代以后,伴随着中国经济融入世界市场步伐的加速,中国金融体制改革的步伐也在加快。追求“自由化”“商业化”“国际化”是这一时期中国金融体制改革的主要特征。但时至今日,中国的金融体制仍然是一个混合模式。尽管市场化是中国金融体制改革的总体趋向,但在这个体制中依然存在着许多较强的非市场因素,如政府干预、国有银行在金融系统的主导地位、银行冲动行为,等等。

从新古典金融自由化的主流信条看,这种混合体制必然是无效率的。国际媒体和一些西方主流经济学家也曾多次评论,中国的金融体制正在迈向“灾难”。<sup>①</sup>然而,与这个可疑的金融体制并行不悖的是,在整个改革时期,中国经济一直保持令世界瞩目的高速增长。自2012年以来,中国经济增速虽有所放缓,但仍以7%左右的中高速保持世界领先水平。

可以说,中国经济的这种出色表现,正是在中国

金融不断深化的过程中取得的。这显示,中国的金融体制对中国经济发展的确起到了积极作用,或者说至少没有阻碍中国的经济发展。由此引申的问题是,如何正确评价中国金融体制在经济发展中的作用?进一步地,一个值得理论界深思的问题是,就貌似可疑的中国发展经验而言,中国金融改革将来走向又将如何?

要回答这些问题,需厘清中国金融体制作用于实体经济的内在机制,这又反过来要求对中国的金融体制特征做一个相对较全面的和较概念化的阐释。本文将依循这个思路,从理论演绎和典型化经验事实两个方面,来探讨中国金融体制对中国经济发展所起的作用。本文首先对改革年代中国金融体制的演进过程做一个简单的概念化的描述,目的是通过对金融部门典型化事实的描述,概括中国金融体制的制度和结构特征及其在促进经济增长和维持宏观经济稳定中所起的作用。然后从多种理论视角对中国金融体制的运行效率进行分析和评价,并对分析的结果进行实证检验。在此基础上得出结论,说明政策含义,并从更宽泛理论视角阐释中国经验的意义。

\* 黎贵才,吉林财经大学马克思主义经济学研究中心,邮政编码:130117,电子邮箱:ligc118@163.com;卢荻,中国人民大学经济学院,邮政编码:100872,电子邮箱:dll@soas.ac.uk;刘爱文,江西财经大学经济学院,邮政编码:330013,电子邮箱:law0973@sina.com。本文受美国福特基金项目“中国的金融发展与国际化”(37110034)和国家社科基金课题“当代马克思主义失业理论研究”(15BJL002)资助。感谢孟捷教授和许建康研究员在2013年江西财经大学举办的“资本论与当代经济研究”年会上所给出的建设性批评意见,感谢匿名审稿专家的意见和建议,当然文责自负。

## 二、中国金融体制变革与金融深化的典型化事实

自 20 世纪 70 年代以来,中国金融体制所进行的市场化改革过程,实则是金融的市场化、商业化和国际化不断推进的过程。改革之初,中国还不存在真正意义上的金融体制,但经过近 20 年的市场化改革,中国初步形成了以中国人民银行为中心、以专业银行为主体、多种金融机构并存的多层次多结构的金融体系。自 20 世纪 90 年代中期以后,中国政府进一步加快了国有银行商业化和国际化的改革步伐,1994 年中国政府先后建立各种政策性银行以接管“四大”专业银行的非商业性业务。在 1997—2003 年的亚洲金融危机期间,中国对“四大国有银行”进行了股份制改造,并允许它们在国内和

海外上市,中国银行业部门开始走向“国际化”。2007 年,外国银行被允许在中国境内开展各种业务,与此同时,中国证券市场也得到较快发展,中国金融的国际化程度得到进一步提高。

经过这 30 余年的市场化改革,中国的金融体制取得了许多实质性进展。金融总量较快增长,经济货币化程度和证券化程度不断加深。根据货币化比率标准(M2/GDP),中国的货币化率从 1979 年的 0.36 一直飙升到 2012 年的 1.9。从世界范围看,这一水平也已是相当高的。从证券化程度指标((S+B)/GDP)来看,该指标从 20 世纪 90 年代开始大幅上升,从 1995 年的 0.11 上升至 1999 年的 0.49,进入新世纪后更是直线上升,2012 年达 0.94。这说明中国的金融市场化改革成效显著(见图 1)。

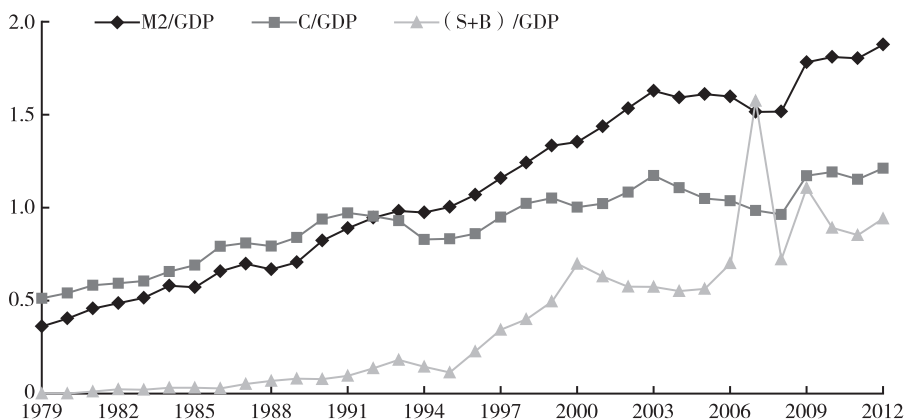


图 1 中国的金融化趋势:1979—2012

注:M2 为广义货币,C 为金融机构人民币贷款余额,S+B 为股票市值与各类债券年终余额的加总。

数据来源:《中国统计年鉴》各年数据。

然而,尽管中国的金融市场化改革取得了一定成效,但中国的金融体系至今仍是一个存在较强的非市场因素的复杂系统。直观上,在过去的 30 余年中,中国金融体系虽显现出日趋明显的商业化和自由化,但中国金融体系的一个显著特征仍然是,国有银行(包括国有“四大商业银行”、国家政策银行、邮政储蓄银行和交通银行)在整个中国金融体系中占据主导地位。如表 1 所示,2010 年中国国有银行的总资产和总贷款分别占全体银行总资产和总贷款的 61% 和 55%。

从经济发展的资金来源看,从图 1 我们可以推断,中国经济发展的外源资金大部分来自于银行信贷,而非资本市场。图 1 显示,在 20 世纪 90 年代证券市场的发展初期,中国经济发展所需的外部资金

80% 以上来源于银行信贷,即使到了 2012 年,这个比率依然接近 60%。

表 1 中国国有银行总资产和总贷款在银行业部门所占比率(%)

	2000	2005	2010
总资产	N	68	61
总贷款	77	62	55

资料来源:《中国金融统计年鉴》各期,中国人民银行和中国银行业监督管理委员会网站。

注:国有银行=国家控制的专业商业银行(中国工商银行、中国农业银行、中国银行和中国建设银行)+交通银行+国家政策银行(即国家发展银行、中国农业发展银行、进出口银行)+邮政储蓄银行。

概言之,自改革开放以来,中国金融体制总体上在不断地朝着市场化的方向迈进,金融化的程

度也在不断提高。但改革至今,中国金融体制仍保持许多非市场特征,如国有银行对金融系统的控制,政府对银行行为的干预,等等。金融体制的这种复杂特性,引起了学术界对其效率的各种评价。从新古典主义的主流视角看,这个金融体制由于存在较强的非市场特性,必然导致资源配置的非效率性。但从其他理论视角看,这些因素可能更易于培育出生产性效率。这就存在着两种效率的相互替代问题,而净效应如何,则就是一个经验性问题。因此,为更充分地评价这种体制,还需对中国金融体制的效率特性作更深入的理论探讨和经验分析。

### 三、中国金融体制在经济发展中的作用 评价:超越新古典视角

从金融体制的效率特性来看,一个可以肯定的

表1 银行信贷与GDP之比的国际比较(%)

	1990	1995	2000	2005	2010	2012
中国	89.4	87.7	119.7	134.3	145.1	152.7
印度	50.0	42.9	51.4	58.4	71.8	76.6
俄罗斯	N	25.5	24.9	22.1	37.4	41.1
巴西	87.6	56.1	71.9	74.5	96.3	110.5

数据来源:世界银行数据库。

从银行业的信贷结构看,国有银行的信贷仍占主导地位。图2显示了银行业贷款的总体结构特征。从图2可以看到,在整个改革年代,尽管国有银行贷款占比存在下降趋势,但大部分年份该比重都维持在70%以上。从增长率的变动趋势看,不论是国有银行的贷款还是银行业的总体贷款水平,其增长率波动都较大,且两者的波动趋势基本是一致的,可以说国有银行是银行信贷货币扩张的决定性因素。由此,或许可以推论,以国有银行为主导的中国金融体制并没有影响中国经济的金融深化过程。

图3刻画了银行信贷(C)、固定资本形成(K)和GDP三者间的关系。从图3可以看到,这三者的增长变动趋势基本保持一致,且信贷增长先于固定资本形成(即投资)的增长,而投资的增长又显著领先于GDP的增长。由此我们可以推论,中国的经济增长主要由投资来驱动,而投资的增长又主要由银行的信贷扩张来支持。然而,另一方面,在整个改革年代,投资和信贷都表现出剧烈的波动,从图3可以看出,中国经济经历了多个“收放式”的循环波动。倘若企业生产性投资的主要资金来源是银行信贷,那

而又令人费解的事实是,中国的金融体制在保持许多非市场特性的同时,也在不断推进金融深化和促进经济发展。金融体制在中国经济发展中的这种重要性可以说体现在整个改革时期。

正如图1中所显示的,广义货币供给(M2)、金融机构贷款余额(C)与股票市值和债券余额(S+B)分别占GDP比的这三个关键指标的演变趋势清晰地反映了改革年代中国经济快速的金融深化过程。从该图可以看出,金融机构贷款对快速的金融深化起到主导性作用,其中银行业的信贷更是起关键性作用。与其他相对发展较快的发展中国家相比,中国银行业的这种作用也是显著的。就“国内信贷占GDP的比重”这一常用指标而言,2012年中国这一指标为152.7%,远高于同期的印度(76.6%)、俄罗斯(41.1%)、巴西(110.5%),而且自1990年以来这种态势基本保持不变(见表1)。

么我们有理由推断,中国银行系统的行为是极其不稳定的。

以上分析表明,中国的金融体制特性一方面有利于促进经济增长,另一方面又是诱发经济波动的主要因素。这种影响的多重性决定了对其效率特性评价的复杂性。新古典主义经济学认为,非纯粹的市场化金融体制,由于软预算约束存在内在固有的扩张特性,从而导致经济的不稳定和非效率(Kornai, 1990; Kornai, Maskin & Roland, 2003)。因此,他们主张必须进行所有制改革,并必须对包括银行部门在内的所有国有企业都实行私有化。

必须承认,改革期间中国经济的几度扩张和收缩,的确有证据显示与政府和银行的行为有着密切关系。但不能由此就断定,中国的金融体制是无效率的。在新古典分析框架中,取得配置效率的前提是金融体系的行为必须与市场原则相一致。因此,从新古典的视角看,中国金融体系行为既然背离了市场化原则,从而不能有效配置金融资源,那必然就是无效率的,中国经济的频繁波动正是无效率的表现。持此类观点的主流学者有 Blanchard & Giavazzi (2005)、McKinnon &

Schnabl(2009)、García-Herrero(2006)等。

现有的关于金融方面的中国经验研究大多遵循主流信条,因而它们的分析也大多倾向得出负面评价。具有代表性的结论,或者认为中国金融体制对

经济发展的贡献是不显著的(Aziz & Duenwald, 2002);或者认为,如果金融体制完全按照市场化原则进行改革,那么它对经济发展的贡献将会表现更佳(Boyreau-Debray, 2003)。

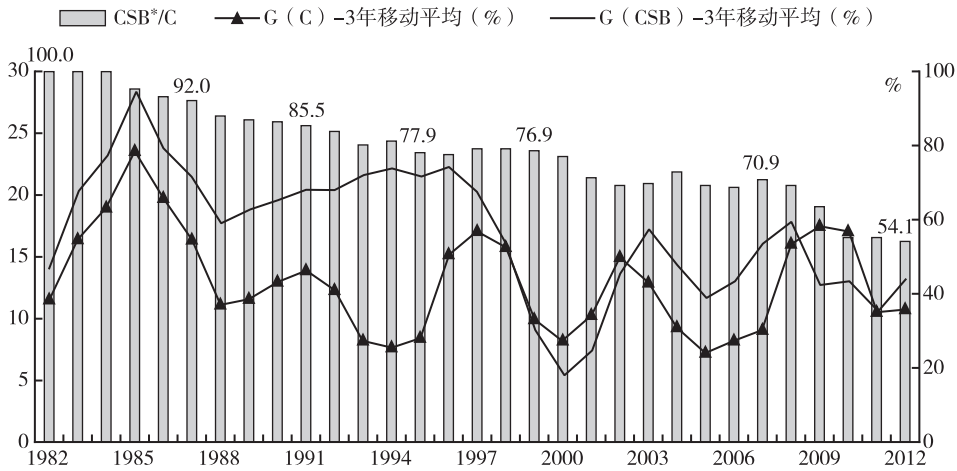


图2 银行信贷的增长率与结构特征

注:①G(C)、G(CSB)分别为银行信贷增长率和国有银行信贷增长率,数据对应主坐标轴。自1997年开始,CSB\*除包括“四大”国有银行外,还包括中国交通银行、政策性银行和中国邮政储蓄银行(2008年始)等国有控股银行数据;②CSB\*/C为国有和国有控股银行信贷占银行信贷总额的比重,数据对应次坐标轴。

数据来源:根据《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》和中国人民银行网站数据库各年数据整理所得。

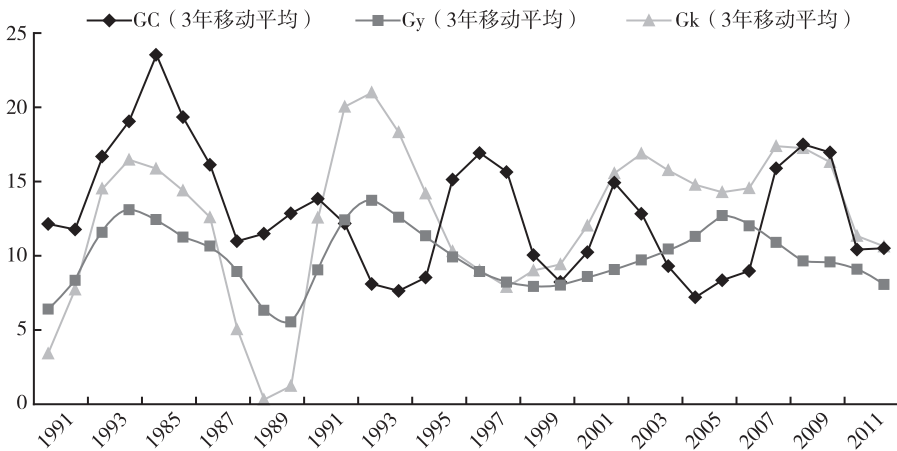


图3 GDP增长、银行信贷增长和固定资本形成总额年均增长(3年移动平均)

注:Gy为GDP增长率,Gk为固定资产形成总额增长率,GC为信贷增长率(3个增长率皆以不变价格计算)。

西方激进经济学家则提出了与新古典不一样的观点。演化论者认为对经济发展应更多地关注其动态过程,而不是不变的均衡状态(梅特卡夫,1998),换言之,必须重视经济发展的动态效率而不仅是静态的资源配置效率。后凯恩斯主义者认为,金融不稳定是市场经济的常态,银行信贷是经济波动的主要推手(Minsky, 1977)。但他们并不认为波动即是无效率,他们提出生产性效率概念,认为金融的重

要作用主要在于促进了生产性效率(Arestis, 2004; Kregel & Burlamaqui, 2005)。新熊彼特主义者认为,金融资本的意义,在于担当了“创新性毁灭”的 executor,推动着技术范式的变革(佩蕾丝,2002),而不在于静态效率。有部分学者从后凯恩斯视角来研究中国经验,发现中国金融体系确实能够自动创造信贷以影响经济,中国经济波动也可以视为是明斯基金融不稳定的一个较好佐证。但他们认为,中国

的金融体制在总体上有益于中国经济发展(Herr, 2010)。

概括而言,改革年代,中国的金融体制表现出相当程度的与市场原则的相背离,与此同时,中国经济也呈现出较强的不稳定性。但不可否认,自改革以来中国经济一直保持举世瞩目的高速增长。西方主流学者认为中国这种金融体制特性必然有损于资源配置效率;而以后凯恩斯主义为代表的西方马克思主义者则认为,中国的金融体制有利于促进生产性效率,从而有利于经济发展。这两者解释或许都有其合理的一面,但我们合理相信,中国的金融体制在生产性效率方面的得益足以弥补在资源配置效率方面的损失,从而在总体上促进了经济发展。当然,这仅是经验判断,这个判断是否合理,还有待于作进一步的实证检验。

#### 四、中国金融体制效率特性的实证分析

##### (一)中国经济增长的生产性效率与资源配置效率的测算

1. 理论框架。资源配置效率可以用要素流动对生产率的贡献来反映,一般可采用常用的 Shift-share 方法来估算。<sup>③</sup>假设工业部门采用的生产要素为劳动(L)和资本(K), $\alpha$ 、 $\beta$ 分别为劳动和资本的产出弹性。假定产出为Y,全要素生产率为A,根据索罗剩余概念,则t时期i地区的全要素生产率的增长率为:

$$\dot{A}_i(t) = \dot{Y}_i(t) - \alpha_i(t)\dot{L}_i(t) - \beta_i(t)\dot{K}_i(t) \quad (1)$$

其中,各变量所带“·”代表对该变量求增长率。假定中国工业总量生产函数与各地区工业的形式相同,则t时期的中国总体工业全要素生产率增长率为:

$$\dot{A}(t) = \dot{Y}(t) - \alpha(t)\dot{L}(t) - \beta(t)\dot{K}(t) \quad (2)$$

由此有: $L(t) = \sum_i L_i(t)$ ,  $K(t) = \sum_i K_i(t)$ 。令 $\lambda_i(t)$ 为各地区工业产出占总工业产出的比重,并对(1)式以 $\lambda_i(t)$ 为权重进行加权求和,则有:

$$\begin{aligned} \sum \lambda_i(t) \dot{A}_i(t) &= \sum \lambda_i(t) \dot{Y}_i(t) - \sum \lambda_i(t) \alpha_i(t) \dot{L}_i(t) \\ &\quad - \sum \lambda_i(t) \beta_i(t) \dot{K}_i(t) \end{aligned} \quad (3)$$

(2)式与(3)式相减,整理得:

$$\begin{aligned} \dot{A}(t) &= \sum \lambda_i(t) \dot{A}_i(t) + \{ \dot{Y}(t) - \sum \lambda_i(t) \dot{Y}_i(t) \} \\ &\quad + \{ \sum \lambda_i(t) \alpha_i \dot{L}_i(t) - \alpha \dot{L}(t) \} \\ &\quad + \{ \sum \lambda_i(t) \beta_i \dot{K}_i(t) - \beta \dot{K}(t) \} \end{aligned} \quad (4)$$

(4)式右边第一项 $\sum \lambda_i(t) \dot{A}_i(t)$ 为各地区工业全要素生产率增长率的加权和,代表整体工业的内部增

长效应,第二项 $(\dot{Y}(t) - \sum \lambda_i(t) \dot{Y}_i(t))$ 为工业结构变动效应,这两项之和体现了工业部门内在生产能力的提升,可以将其作为生产性效率(PE)的代理指标。

(4)式第三项 $(\sum \lambda_i(t) \alpha_i \dot{L}_i(t) - \alpha \dot{L}(t))$ 、第四项 $(\sum \lambda_i(t) \beta_i \dot{K}_i(t) - \beta \dot{K}(t))$ 分别代表劳动和资本在各地地区工业部门之间流动对生产率增长的影响,这两项之和可以作为资源配置效率(AE)的代理指标。

2. 数据来源及其处理。为了分析金融发展与中国经济增长之间相对稳定的关系,这里主要选取中国经济发展相对平稳时期即1998—2012年各地区规模以上工业部门的数据作为考察对象。有关各地区规模以上工业企业增加值数据,1998—2008年来自各年《中国统计年鉴》,2008以后为根据各地区统计年鉴或统计公报的增加值增长率推算所得,这些数据都已折算为1998年不变价格;有关各地区规模以上工业企业劳动力数据,2003—2012年来自中经网,1998—2003年为根据各地区规模以上企业工业增加值与劳动生产率指标推算所得。资本投入数据是根据永续盘存法,对各地地区规模以上工业企业年末固定资产净值进行如下折算所得,其计算表达式为:

$$k_i(t+1) = 0.97k_i(t) + \frac{K_i(t+1) - 0.97K_i(t)}{P(t+1)} \quad (5)$$

其中, $k_i(t)$ 代表i地区t时期的资本存量, $K_i(t)$ 代表i地区t时期年末固定资产净值, $P(t+1)$ 为工业品出厂价格指数,令 $P(1998) = 100$ 。为讨论方便,这里令 $k_i(1998) = K_i(1998)$ ,即将1998年作为分析的基期。

3. 生产性效率与资源配置效率测算结果。为计算中国总体工业的生产性效率和资源配置效率,须先确定各地区工业生产函数的劳动生产弹性和资本生产弹性。这两者的确定一般可以采用柯布一道格拉斯对数生产函数和超越前沿对数生产函数来进行估算,其形式分别为:

$$\ln y_i(t) = \alpha_i(t) + \beta_l(t) \ln l_i(t) + \beta_k(t) \ln k_i(t) + \varepsilon_i(t) \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \ln y_i(t) &= \alpha_i(t) + \beta_l(t) \ln l_i(t) + \beta_k(t) \ln k_i(t) \\ &\quad + \frac{1}{2} \beta_{ll} (t) (\ln l_i(t))^2 + \frac{1}{2} \beta_{kk} (t) \\ &\quad (\ln k_i(t))^2 + \beta_{lk} (t) (\ln l_i(t) \ln k_i(t)) + \varepsilon_i(t) \end{aligned} \quad (7)$$

其中,误差项 $\varepsilon_i(t) = \eta_i + \rho(t) + v_i(t)$ , $\eta_i$ 代表不可观测的工业效应的省市差异, $\rho$ 代表不可观测的

工业效应的时间差异,  $v_i(t)$  代表其他干扰项。

$$\beta_i^l(t) = \beta_i(t) + \beta_{il}(t) \ln l_i(t) + \beta_{lk} \ln k_i(t) \quad (8)$$

就柯布一道格拉斯生产函数而言, 其劳动和资本的生产弹性分别为  $\beta_l$  和  $\beta_k$ 。而对于超越前沿对数生产函数, 其劳动和资本的生产弹性则分别为:

$$\beta_k^l(t) = \beta_k(t) + \beta_{kk}(t) \ln k_i(t) + \beta_{lk} \ln l_i(t) \quad (9)$$

分别对柯布一道格拉斯生产函数和超越前沿对数生产函数进行估算, 结果见表 3。

表 3 柯布一道格拉斯生产函数与超越前沿对数生产函数的比较

方程	模型	$\alpha$	$\beta_l$	$\beta_k$	$\beta_{lk}$	$\beta_{il}$	$\beta_{ik}$	$R^2$	hausman
(8)	FE	-2.090*** (-8.84)	-0.007 (-0.11)	1.192*** (55.42)	—	—	—	0.986	11.72 (0.008)
	RE	-2.279*** (-21.10)	0.065*** (2.64)	1.171*** (59.05)	—	—	—	0.988	
(9)	FE	-5.958*** (-2.61)	-0.476** (-2.32)	2.500*** (3.67)	0.374*** (3.37)	-0.496*** (-4.44)	-0.400** (-2.63)	0.973	26.00 (0.000)
	RE	-4.153** (-2.56)	-0.933** (-2.05)	2.317*** (3.42)	0.351*** (3.15)	-0.363*** (-3.84)	-0.366** (-2.44)	0.987	

注: 变量系数括号中的值为 t 统计量; Hausman 检验中括号中数值为 Prob > chi2 的值。

从表 3 可以看到, 不论是柯布一道格拉斯生产函数还是超越前沿对数生产函数, Hausman 检验的结果显示, 这两者都应采用固定效应模型。从显著性水平看, 超越前沿对数生产函数的估计值相对更可靠,

因此, 本文将选择(7)式作为生产函数的估计方程, 并按照(8)(9)式来估算各省市工业每年的资本和劳动的产出弹性值。根据(4)式可推算出整体规模以上工业企业生产性效率和资源配置效率, 估算结果见表 4。

表 4 整体规模以上工业企业生产性效率与资源配置效率(%)

	内部增长效应	结构变动效应	劳动流动效应	资本流动效应	生产性效率	资源配置效率	全要素生产率增长率
1999	8.02	-0.12	-0.40	0.45	7.90	0.05	7.96
2000	11.99	-0.37	-0.57	0.78	11.62	0.21	11.83
2001	7.60	-0.10	-0.55	-0.17	7.50	-0.72	6.79
2002	15.07	-0.20	-0.83	0.45	14.87	-0.38	14.49
2003	20.12	-0.15	-1.25	1.03	19.97	-0.22	19.75
2004	21.65	-0.19	-0.78	0.42	21.46	-0.36	21.10
2005	15.25	-0.18	-1.21	1.08	15.07	-0.13	14.94
2006	17.59	-0.13	-0.54	0.53	17.46	-0.01	17.45
2007	17.31	-0.19	-0.31	0.14	17.12	-0.17	16.95
2008	12.18	-0.30	-0.44	0.28	11.88	-0.16	11.71
2009	16.69	-0.21	0.47	-0.49	16.48	-0.02	16.45
2010	13.06	-0.26	-0.08	0.52	12.80	0.44	13.24
2011	14.83	-0.25	0.32	-0.20	14.58	0.12	14.70
2012	15.33	-0.11	0.47	-0.54	15.22	-0.07	15.15

## (二) 中国金融发展与经济增长效率关系的实证检验

1. 中国金融发展与经济增长效率的关系: 来自宏观指标的直观判断。按照 Shift-share 方法对全要素生产率的增长率进行分解可以看到, 除个别年份外, 资本流动效应对全要素生产率增长的贡献为正, 劳动流动效应的贡献恰好相反, 而两者总效应的贡献大部分年份为负(见表 4)。中国经济增长的这

种效率特征与中国的金融体制有着密切关联。

从金融发展的市场资源配置作用来看, 如果以通用的戈德史密斯的金融相关率(即  $(M2+S+B)/GDP$ )作为金融发展水平的衡量指标, 从图 4 可以看到, 金融发展水平与体现资源配置效率的总效应(即劳动流动效应与资本流动效应之和)在 1999—2003 年间相关性相对较弱, 后者在该期间表现出较大的波动性。而在 2004—2012 年间, 金融发展水平与总

效应的变动趋势基本是反向的,尤其是与作为总效应主要构成的能体现金融动员资源能力的资本流动效应之间的这种反向关系表现得尤为明显。这说明中国金融发展从总体上看没有体现出对资源配置效率的促进作用,这个结果也确实符合主流文献的判断。

然而,从金融发展与生产性效率的相关性来看,从图5可以看到,在1999—2012年间,除2001年、2004和2005年等个别年份外,这两者之间基本保持相同的变动趋势。我们可以由此判断,中国的金融发展有利于生产性效率的提升。当然,这个判断是否合理还需做进一步的实证检验。

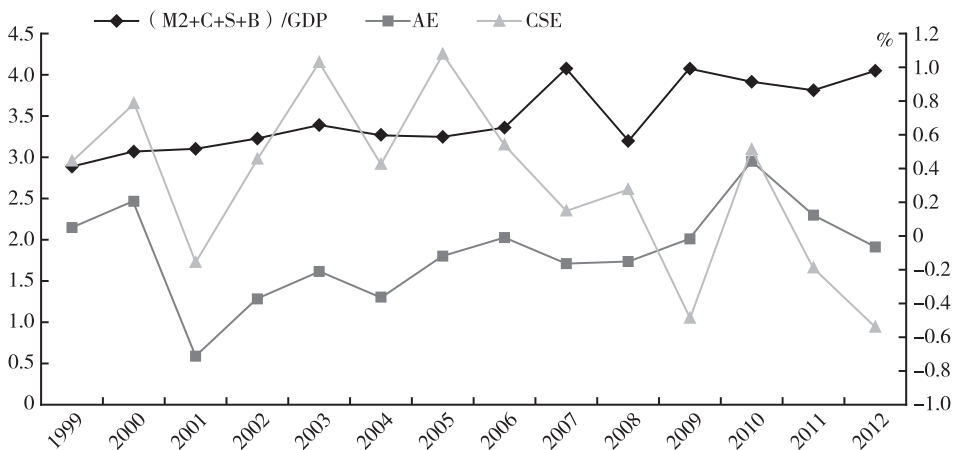


图4 金融发展与资源配置效率改进:1999—2012

注:①(M2+C+S+B)/GDP为金融相关率,数据对应主坐标轴。②AE为资源配置效率,CSE为资本流动效应,数据对应次坐标轴。

数据来源:金融相关率指标根据《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》和中国人民银行网站数据库各年数据整理所得;AE和CSE数据为表2中所推算数据。

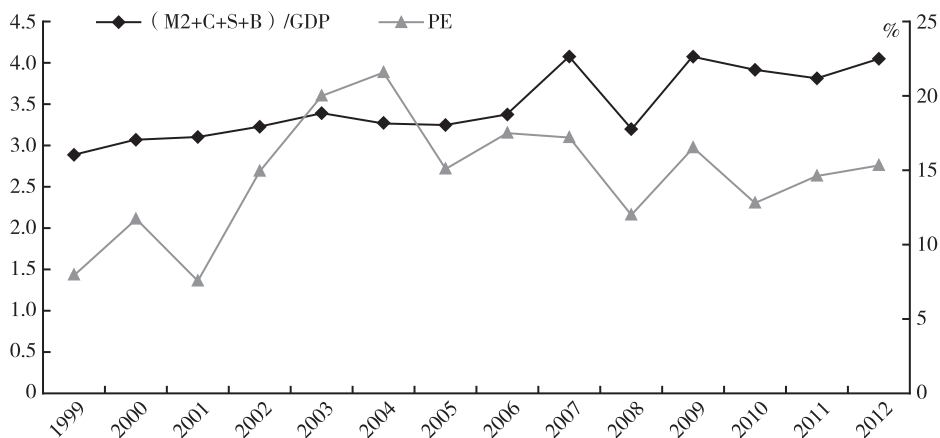


图5 金融发展与生产性效率的提升:1999—2012

注:①(M2+C+S+B)/GDP为金融相关率,数据对应主坐标轴;②PE为生产性效率,数据对应次坐标轴。

数据来源:金融相关率数据根据《中国统计年鉴》《中国金融年鉴》和中国人民银行网站数据库各年数据整理得到;生产性效率(PE)数据为表2中所推算数据。

2. 中国的金融发展提升了生产性效率:实证检验。要检验金融发展是否对生产性效率具有促进作用,由(4)式可知,关键在于检验金融发展能否提高经济体的内部增长效应,而这只需检验地区的金融发展是否有利于全要素生产率的增长。为此,可构

建动态面板模型(10):

$$\Delta \ln A_{i,t} = \sum_{k=1}^d \alpha_k \Delta \ln A_{i,t-k} + \beta f d_{i,t} + \gamma con_{i,t} + \varphi_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中,下标*i*代表地区,*t*代表时间(年份),*A*代

表全要素生产率,则  $\Delta \ln A_{i,t}$  近似地反映了第  $t$  年  $i$  地区全要素生产率的增长率;  $fd_{i,t}$  为第  $t$  年  $i$  地区金融发展程度,包括各地区全部银行信贷占地区 GDP 比重 ( $cre$ )、各地区城乡居民储蓄占地区 GDP 的比重 ( $sav$ )、和各地区股票流通市值占地区 GDP 的比重 ( $stoc$ ) 等三种衡量指标。 $cre$  指标能更好地反映中国的金融发展对经济增长效率影响的金融体制特征;  $sav$  指标变动相对稳定,该指标能更好地反映金融发展对经济增长效率的稳定影响;  $stoc$  指标能反映出中国金融市场化对经济增长效率的影响。为更好地考察金融发展对经济增长效率的影响,模型中增加如下控制变量:各地区政府支出占地区 GDP 的比重 ( $gov$ )、各地区外商直接投资占地区

GDP ( $fdi$ )、各地区对外贸易总额占地区 GDP 的比重 ( $trade$ )、各地区规模以上国有及国有控股工业企业增加值占地区所有规模以上工业企业增加值的比重 ( $struc$ )、各地区每平方公里相对应的铁路、公路和水路里程 ( $infra$ )。 $\varphi_i$  为特定地区效应,  $\delta_t$  为特定年度效应,  $\varepsilon_{i,t}$  为异质冲击项。

对该模型选择两步差分广义矩方法来进行回归分析,回归结果见表 5。这里将金融发展变量作为内生变量,并将差分后的 2~4 阶滞后因变量和 2、3 阶滞后内生变量作为估计方程中对应变量的工具变量以控制内生性问题。为判断工具变量是否有效和扰动项是否存在自相关,还需进行 Sargan 检验和 Hansen 检验,检验结果显示,本文的模型设计是合理的。

表 5 金融发展对经济增长效率的影响:基于省际动态面板数据的两步 DIF-GMM 回归

被解释变量 解释变量	$\Delta \ln A$		
	模型(1)	模型(2)	模型(3)
$\Delta \ln A_{-1}$	-0.114*** (-4.85)	-0.070*** (-2.14)	-0.496*** (-22.11)
$\Delta \ln A_{-2}$	-0.047 (-1.49)	-0.036 (-1.49)	-0.345*** (-17.65)
$cre$	0.192*** (5.24)		
$sav$		0.210*** (2.61)	
$stoc$			0.020*** (7.25)
$gov$	0.140* (1.89)	0.388*** (4.46)	-0.566 (-0.17)
$fdi$	1.592** (2.12)	1.694 (1.23)	1.632** (2.21)
$trade$	0.199*** (4.30)	0.144*** (3.31)	0.101*** (3.71)
$struc$	0.025* (1.83)	0.012** (2.23)	0.007 (0.58)
$infra$	0.002 (0.16)	0.027 (1.56)	-0.019 (-1.27)
$_cons$	-0.123* (-1.87)	-0.150* (-1.71)	0.426*** (12.08)
obs	341	341	191
样本时间	1999-2012	1999-2012	2003-2010
Wald	126.91***	179.23***	2439.76***
AR(1)	-2.679***	-2.797***	-2.274**
AR(2)	-0.542	-0.354	-0.800
Sargan	29.562	29.590	29.561

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著,括号中数值及 AR(1) 和 AR(2) 数值为 t 统计量。



从表5的回归结果来看,金融发展指数不论是  
以 *cre* 作为代理指标,还是以 *sav* 或 *stoc* 作为代理  
指标,其回归系数都显著为正,这说明各地区金融发  
展确实能促进全要素生产率的增长,从而有利于整  
体经济生产性效率的提升。具体而言,银行信贷比  
重(*cre*)每增加一个百分点,能促进全要素生产率  
的增长率提高 0.192 个百分点,而居民储蓄存款比  
重(*sav*)和股票流通市值占地区 GDP 的比重(*stoc*)每  
提高一个百分点,能分别促进全要素生产率的增长  
率提高 0.21 个和 0.02 个百分点。可见,中国的金  
融体制能够有效地通过银行信贷将金融资产投向  
生产性领域,而且能够充分动员居民储蓄进入生产  
性领域,从而促进生产性效率的提高。而股票流通  
市值占地区 GDP 的比重(*stoc*)对全要素生产率  
的作用相对较弱,说明中国金融体系中对经济发  
展起主要作用的仍然是银行系统而非资本市场。

就控制变量而言,政府支出占地区 GDP 的比  
重(*gov*)和各地区规模以上国有及国有控股工业  
企业增加值占地区所有规模以上工业企业增加值  
的比重(*struc*)这两个变量在表 5 前两个方程中的  
回归系数显著为正,第 3 个方程虽或正或负,但均  
不显著,说明总体上政府投入和国有经济对提高  
经济效率均有明显影响。表中回归结果还显示,  
外商直接投资和对外贸易总额分别占地区 GDP  
比重(*fdi* 和 *trade*)的回归系数基本都显著为  
正,说明外商直接投资和外贸的竞争机制还是能  
有效促进技术创新的,从而通过“干中学”“技术  
外溢”等效应促进全要素生产率的提升。基础  
设施(*infra*)的回归系数不显著,可能的解释是,  
基础设施对增长效率的影响或许存在时滞效应。  
此外,被解释变量滞后项回归系数为负,且滞后  
1 期的系数在统计上十分显著,说明全要素生产  
率的增长存在明显的收敛趋势。

综上所述,根据运用 Shift-share 方法对全要  
素生产率的增长率分解的结果可以得出,中国工  
业部门全要素生产率的增长主要来自于以内部增  
长效应为主体的生产性效率,而不是由劳动流动  
效应和资本流动效应所构成的资源配置效率。后  
者尽管大多数年份为负,但从绝对值看,相对前  
者而言几乎是可以忽略不计的。<sup>④</sup>从中国的金  
融体制特征与增长效率关系来看,中国的金融发  
展虽在一定程度上抑制了资源配置效率,但却提  
升了生产性效率,而且后者的提高足以弥补资  
源配置效率的下降,从而促进整体效率的提升。

## 五、结语

必须承认,中国经济改革期间的几度扩张和  
收缩确实与政府和银行的行为有着较大关联,但  
这并不意味着经济收缩的责任必须由政府负责,  
而过度扩张必须由银行来承担。事实上,20 世  
纪 90 年代后半阶段曾出现的一个较长时期的  
信贷收缩完全是国有银行商业化行为的正常反  
应(Lo & Zhang, 2011);而 2008—2010 年间  
那次空前的信贷扩张很明显就是政府为应对全  
球经济衰退所引起的需求不足而采取的积极举  
措。这同时也说明,“收放式”的商业循环并不  
都是非效率的表现。新古典主义者对中国金融  
体制做出非效率评价主要是认为软预算约束违  
背了市场化原则。但新古典主义者却忽视了软  
预算约束理论的关键假定是金融体制通常是稳  
定的,而这个假定并不与现实相符。与此相比  
较的是,后凯恩斯经济学认为,金融不稳定是  
市场经济的常态,金融的重要作用主要在于促  
进了生产性效率。

短期波动与长期发展之间<sup>⑤</sup>,以及两种  
效率之间或许存在某种替代关系,因此从理论  
视角看,以上的两种分析可能都有其合理的一  
面。但从现实而言,本文实证研究得出,中国  
金融体制虽没有有效地促进资源配置效率的提  
高,但其所创造的生产性效率足以补偿在资源  
配置效率方面的损失,从而能够促进经济整体  
效率提升。这个判断能够有助于理解新古典  
主义者所认为的中国经济的“异常现象”,即  
在整个改革年代,中国非市场化的金融体制  
与金融不断深化和较快经济增长并行不悖的  
发展事实。至于应该如何协调政府干预与金  
融体系制度安排之间的关系,就维持短期稳  
定和促进经济长期发展而言,又应如何协调  
好资源配置效率和生产性效率之间的关系,以  
更好地发挥金融体制的正面效应,这是当前  
金融体制改革所必须审慎考虑的现实问题。

### 注:

① 请参见 International Monetary Fund(2011),“People’s Republic of China: Financial system stability assessment”, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2011/cr11321.pdf>; 颜安生:《中国金融崩溃论再次泛起》, <http://finance.qq.com/a/20111220/002720.htm>, 2012 年 12 月 20 日; 王兵:《“中国崩溃论”的崩溃》,《红旗文稿》,2014 年第 16 期。

② 在最一般意义上,资源配置效率指的是,在某特定的时间点上,在现有的生产技术条件下,按照某种方式生产出(满足需求的)最大产出。以资源配置效率为基础的经济增长路径可看作是,在每一个时间点上,经济体以该时点的技术条件为约束,分配生产性资源以生产出最大产出。与资

源配置效率相对应,生产性效率指的是,按照促进产出一投入比率增加的方式来进行配置生产性资源。以生产性效率为基础的增长路径,尽管在每一个时点上不一定能生产出最大化的产出,但是其产出一投入比率即生产率保持持续增长。拉佐尼克对这两种不同的效率概念提供了较深刻的说明,具体见 Lazonick(1991), *Business Organization and the Myth of the Market Economy*, Cambridge University Press。这两种概念差别,主要涉及的是金融与工业、短期制度与长期制度关系的分歧,这也是本文试图集中展示的内容。

③ Shift-share 方法最早由法布里肯特于 1942 年提出,并用于分析制造业就业情况,后来学者对此方法进行了不断完善。具体参见 Fabricant(1942),“Employment in manufacturing: 1989—1939”, NBER Working Paper; Gazel & Schwer(1998),“Growth of international exports among the states: Can a modified shift share analysis explain it”, *International Regional Science Review* 21(2):185—204; Mustafa & Haynes(1999),“Regional efficiency in the manufacturing sector: Integrated shift share and date development analysis”, *Development Quarterly* 13(2):183—199。本文试图采用 Shift-share 方法将工业部门的全要素生产率分解为资源配置效率和生产性效率来讨论中国特定时期的金融体制对中国经济效率的影响。

④ 在这里考虑资源配置效率时,仅考察了资源跨地区之间的流动情况,如果从整个宏观经济的角度来考察,可能低估了资源配置效率,而相应高估了生产性效率。但从这两者的关系看,这个判断还是可以成立的。

⑤ 帕利认为,明斯基金融不稳定假说的基本精神似乎更多关注的是短期波动问题。事实上,该理论潜在层面更多关注金融和生产性投资之间的相互作用,因此它也同样关注长期经济发展,关注短期波动与长期发展之间的替代关系。参见 Palley(2010),“The limits of Minsky’s financial instability hypothesis as an explanation of the crisis”, *Monthly Review* 61(11), [Http://monthlyreview.org/2010/04/01](http://monthlyreview.org/2010/04/01)。

#### 参考文献:

梅特卡夫,1998:《演化经济学与创造性毁灭》,中译本 2007,中国人民大学出版社。

卡萝塔·佩蕾丝,2002:《技术变革与金融资本——泡沫与黄金时代的动力学》,中译本 2007,中国人民大学出版社。

Arestis, P. (2004),“Washington consensus and financial liberalization”, *Journal of Post Keynesian Economics* 27(2):251—271.

Aziz, J. & K. Duenwald(2002),“Growth-financial intermedi-

ation nexus in China”, IMF Working Paper WP/02/194.

Blanchard, O. & F. Giavazzi(2005),“Rebalancing growth in China: A three-handed approach”, CEPR Discussion Paper 5403.

Boyreau-Debray, G. (2003),“Financial intermediation and growth: Chinese style”, Policy Research Working Paper, No. 3027, Washington (DC): World Bank.

García-Herrero, A., S. Gavilá & D. Santabárbaba(2005),“China’s banking reform: An assessment of its evolution and possible impact”, *CESifo Economic Studies* 52(2): 304—363.

Herr, H. (2010),“Credit expansion and development: A Schumpeterian and Keynesian view of the Chinese miracle”, *Intervention: European Journal of Economics and Economic Policies* 7(1):71—90.

Kregel, J. & L. Burlamaqui(2005),“Banking and the financing of development: A Schumpeterian and Minskian perspective”, in G. Dimsky & S. Paula (eds.), *Imagining Growth: Toward a Renewal of the Idea of Development*, London: Zed Books.

Kornai, J. (1990), *The Road to a Free Economy-Shifting from a Socialist System: the Example of Hungary*, W. W. Norton and Company.

Kornai, J., E. Maskin & G. Roland(2003),“Understanding the soft budget constraint”, *Journal of Economic Literature* 41(4):1095—1136.

Lo, D. & Y. Zhang(2011),“Making sense of China’s economic transformation”, *Review of Radical Political Economics* 43(1):33—55.

McKinnon, R. & G. Schnabl(2009),“China’s financial conundrum and global imbalances”, BIS Working Papers 277.

Minsky, P. (1977),“The financial instability hypothesis: An interpretation of Keynes and alternative to ‘standard’ theory”, *Challenge* 20(1):20—27.

Portes, R. (1989),“The theory and measurement of macroeconomic disequilibrium in centrally planned economies”, in: C. Davis & W. Charemza(eds.), *Models of Disequilibrium and Shortage in Centrally Planned Economies*, London: Chapman and Hall.

Yang, H. (1996),“Control or de-control? Theoretical arguments for policy making in transition”, *International Review of Applied Economics* 10(2):209—233.

(责任编辑:杨新铭)