

# 金融发展与中国的收入分配：1986-2005<sup>1</sup>

陈志刚，王皖君<sup>2</sup>

(中南民族大学 经济学院, 湖北 武汉 430074)

**摘要:** 在已有的实证研究中, 金融发展水平指标的选取存在一定的缺陷, 并得出了存在明显分歧的结论。本文利用我国1986-2005的时间序列数据, 从规模扩张、效率提升和结构完善等三个方面, 采用格兰杰因果检验、协整回归, 对金融发展水平与中国收入分配的关系进行实证检验。研究表明: (1) 金融规模、结构与全国居民收入基尼系数存在单向因果关系, 金融规模、效率与城乡居民收入比率存在单向因果关系。(2) 1986-2005年间, 金融规模的扩张、经济增长拉大了全国居民收入基尼系数; 金融规模的扩张、经济增长拉大了城乡收入比率, 而金融效率的提高、教育水平的提升则缩小了城乡收入比率。本研究及其政策含义, 对我国的金融改革与发展具有重要的启示意义。

**关键词:** 金融发展; 收入分配; 格兰杰因果检验; 库兹涅茨假说

**中图分类号:** F124.7 **文献标识码:** A

## 一、引言

改革开放以来, 在经济高速增长的同时, 我国城乡、区域间、各社会阶层的居民收入差距迅速扩大了。根据世界银行(2004)的测算, 中国的基尼系数由1980年的0.320, 升至2001年的0.447, 超过了国际公认的0.4的警戒线; 由低到高排序, 在120个国家和地区中居第85位, 已经接近某些分配状况恶化的拉美和非洲国家的水平。因为收入差距悬殊可能引致的一系列严重的经济、社会和政治后果, 国内学者对中国居民收入分配问题进行了广泛而深刻的研究。然而, 综观相关的研究成果不难发现, 金融发展与中国收入分配关系的研究相当有限, 并隐含在金融发展与经济增长的研究之中。

经过20多年的金融改革与发展, 我国已基本建立多种金融机构并存的多元化市场格局, 金融发展水平取得了长足的进步, 我国金融资产总额由1978年的3048.3亿元上升至2003年的432713亿元。目前, 我国的金融体制改革已经进入了相当艰苦的攻坚阶段, 同时居民收入差距的拉大也令人感到忧虑。在这种情况下, 对金融发展与收入分配之间的关系进行系统研究, 并提出旨在缩小收入差距的金融发展的政策建议, 将直接关系到我国金融体制改革的成败, 以及经济社会的和谐发展。

本文的其他部分结构安排如下: 第二部分是研究文献综述; 第三部分涉及实证模型、指标选取和数据说明; 第四部分是实证分析过程; 最后是结论及政策含义。

## 二、研究文献综述

20世纪90年代初, 国外学者开始关注金融发展与收入分配关系的研究。10多年来, 在这方面, 国外学者提出了三种不同的理论假说。一是有益论。Galor和Zeira(1993)构造了一个两部门跨时期模型, 并假设个体只有进行了不可分割的人力资本投资, 才能就业于高收入的现代部门, 否则只能在传统部门从事低收入的工作。金融自由化、金融市场的竞争和向更多的民众开放, 使穷人也能通过融资进行人力资本投资, 进入高收入的现代部门。二是有害论。Maurer和Haber(2003)认为, 金融发展与深化, 并没有使金融服务向穷人和新企

业延伸。金融服务,尤其是信贷服务依然只是针对富人和具有某种政治联系的企业,并使它们的相对收入进一步上升。进一步他们指出,在社会精英统治的国家,金融深化不是增强而是减弱了金融市场的竞争,增进了高收入者的福利,而牺牲了低收入者、中产阶级的利益。三是倒 U 字型关系论。在 Greenwood 和 Jovanovic(1990)看来,金融发展与收入分配之间并不是简单的正向或反向线性关系,而是一种倒 U 字型关系。他们建立了一个反映金融发展、增长与收入分配之间关系的动态模型,并证明:因为存在财富门槛,在金融发展的初期,只有富人才能进入金融市场融资,所以穷人和富人的收入差距会拉大;但是,金融中介的进一步发展,以及穷人的财富积累对门槛的跨越,使穷人也能获得充分的金融服务,穷人与富人之间的收入差距将会缩小。

实证研究方面, Clark, Xu & Zou(2003)运用全球 91 个国家 1960-95 年的数据分析金融发展和收入分配之间的关系,得出金融发展会显著降低一国收入分配不平等的结论;但没有发现 Greenwood 和 Jovanovic(1990)提出倒 U 字型关系。Beck et al. (2004)运用全球 99 个国家 1960-99 年的数据考察金融发展、不平等和贫困之间的关系。研究表明,在金融自由化过程中,最低收入阶层的收入增长快于人均 GDP 的增长,所以,金融发展有利于减少一国的贫富差距。Honohan (2004)将中国、俄罗斯、英国和韩国作为对象,研究金融发展、增长和贫困之间的关系。得出的结论是,金融发展明显地促进了经济增长,也降低了一国贫困人口的比例。但是,上述实证研究利用跨国横截面数据对金融发展与收入分配之间关系的整体分析,忽视了发达国家与发展中国家之间的经济制度、金融发展水平与结构、法律与文化的根本区别;同时也难以结合发展中国家的实际情况,提出一些切实可行的政策建议。

对我国金融发展和收入分配关系的实证研究,国内学者得出的结论大致有三种。第一种是我国的金融发展扩大了收入分配的不平等。章奇等(2003)利用我国 1978-98 年各省的数据研究发现:我国的金融发展拉大了城乡收入差距,并且这种负面作用主要体现在 90 年代。温涛等(2005)运用 1952-2003 年的数据,对中国整体金融发展、农村金融发展与农民收入增长的关系进行了实证研究。结果显示:中国金融发展对农民收入增长具有显著的负效应。杨俊等(2006)利用 1978-2003 年的时序数据,对我国金融发展与全国、城镇、农村以及城乡居民收入分配的关系进行实证探讨。研究表明:我国金融发展显著扩大了全国、农村以及城乡居民收入不平等程度。第二种是我国金融发展与收入分配呈倒 U 字型关系。刘敏楼(2006)基于地区截面数据的分析得出,金融机构发展与我国城乡收入差距之间呈倒 U 字型关系。万文全(2006)利用 1978-2003 年的数据,实证检验了金融发展与收入分配差距的关系,发现金融发展与我国的收入差距服从库兹涅茨倒 U 字型曲线路径。第三种是我国金融发展与收入分配的关系不能确定。陈刚(2006)基于面板单位根和 VAR 模型的估计,对中国金融发展与城乡收入差距进行了再检验,实证结果表明:金融发展与城乡收入差距均表现为非同阶单整变量,从而否定了二者之间长期均衡关系的存在。

在已有的实证研究中,单纯以金融深度指标(如 M2/GDP、FIR、私人信贷总额/GDP 等)度量金融发展水平。但是,正如陈志刚(2006)指出,金融深度不足以代表一国金融发展水平,尤其在发展中国家,因为法律及其执行、制度和信息基础的不完善,单纯以金融深度指标衡量金融发展水平存在严重的缺陷与误导。在这里,不妨将金融发展与收入分配关系的实证研究,假定为一个“投入—产出”过程。在这一假定下,如果投入——金融发展的度量指标出现偏差或不够全面,就无法得出真实的投入产出关系,金融发展与收入分配关系的实证结论的分歧也就不可避免。所以,金融发展是一个比较复杂的概念,至少包括金融规模、效率和结构三个方面。与已有的实证研究不同的是,本文所设计的金融发展水平的指标,既涉及金融规模(金融深度)的指标,也包括金融效率、结构指标。在此基础上,我们通过大量的统计数据处理,获得 1986-2005 年相关指标的时间序列数据,<sup>3</sup>对我国金融发展与收入

分配的关系进行实证研究。

### 三、实证模型、指标选取和数据说明

#### (一) 实证模型

沿用Clark, Xu & Zou(2003), 为了探讨金融发展和收入分配之间的关系, 本文建立了如下的回归模型:

$$Ineq = \alpha_0 + \alpha_1 f(fina) + \alpha_2 Cov + e \quad (1)$$

其中,  $Ineq$  是衡量收入差距指标,  $f(fina)$  代表金融发展水平, 其中  $fina$  为金融发展水平的指标。  $Cov$  表示影响收入分配的其它控制变量。  $e$  是误差项。

#### (二) 指标选取

##### 1、金融发展水平的指标

(1) 金融规模的指标 (FIR)。金融规模常用M2/GDP (麦氏指标)、FIR (戈氏指标) 衡量。然而, 麦氏指标受到众多质疑。正如国内学者普遍认为的那样, 中国较高的M2/GDP 应该归因于投资渠道不畅、交易手段的落后以及支付体系的效率低下, 而非较高的金融发展水平的直接表现。<sup>4</sup>因此, 本文采用 “金融相关系数” (FIR) 指标, 金融相关系数就是在某一时点上一国全部金融资产价值与国民财富的比值。本文所考虑的全部金融资产包括现金、金融机构存款、贷款余额、国内债券余额、股票市值和保费收入, 国民财富则用国内生产总值 (GDP) 代表。这样, 金融相关系数 (FIR) 为

$$FIR = \frac{\text{现金} + \text{金融机构存} + \text{贷款余额} + \text{债券余额} + \text{股票市值} + \text{保费收入}}{\text{国民财富}} \quad (2)$$

(2) 金融效率的指标(FE)。在很多研究中的普遍做法是, 以非国有经济获得银行贷款的比率, 表示整个金融系统的中介效率。但是, 基于国有经济在整体经济中的地位, 王志强、孙刚(2003)指出这种指标设计是有缺陷的。他们认为, 可以用存款与贷款的比值来衡量金融效率, 该比值越大, 说明商业银行的放贷越注重效益、风险, 金融效率越高。本文遵循了这一做法, 即

$$FE = \frac{\text{金融机构贷款余额}}{\text{存款}} \quad (3)$$

(3) 金融结构的指标 (FS)。在相关的实证研究中, 还没有被广泛接受的代表性统计量, 只能按照不同的研究对象和角度找到合适的表述方式。很多学者在研究金融结构与经济增长的关系时, 根据自己的需要构建了衡量金融结构的指标。王志强、孙刚(2003)采用证券余额占全部金融资产总额的比率 (FSR) 来衡量金融发展的结构调整; 马长有 (2005) 采用的金融结构指标为: (金融总资产 - 各项存款 - 各项贷款) / 金融总资产。虽然他们的表述不尽相同, 但是都采用非银行资产占金融总资产的比重来衡量金融结构。本文遵循这一做法, 但应稍作修改。因为在上文中的金融总资产包括了保费收入, 我们在分子上也加上这一项, 也就是

$$FS = \frac{\text{金融总资产} - \text{各项存款} - \text{各项贷款} + \text{保费收入}}{\text{金融总资产}} \quad (4)$$

##### 2、收入分配差距的指标

(1) 全国居民收入分配的基尼系数 (QJN)。基尼系数、泰尔指数、五等分指标是国际通用的衡量收入分配差距的主要指标, 其中基尼系数运用最为广泛。本文亦采用以家庭人均收入计算的基尼系数来反映我国全国居民收入不平等程度。因为现行居民家庭收支抽样调查分别按城镇和农村进行, 由此只能直接分别计算出城镇、农村居民收入分配差距的基尼系

数,全国居民收入分配差距的基尼系数则不能直接获取。本文运用Sundrum(1990)的城乡分解法对全国居民收入差距基尼系数进行测算。计算公式为

$$G = \frac{G_1 P_1 + G_2 P_2}{\mu} \quad (5)$$

其中,  $G$ 、 $G_1$ 、 $G_2$  分别表示全国、城镇、农村居民收入分配的基尼系数,  $P_1$ 、 $P_2$  分别表示城镇人口、农村人口占总人口的比重;  $\mu$ 、 $\mu_1$ 、 $\mu_2$  分别表示全国居民、城镇居民、农村居民的人均收入。为满足数据资料在统计时间上的一致性,人口比重与居民人均收入都按年末统计数计算。

(2) 城乡收入比率 (CR)。我国是典型的城乡二元经济结构,根据世界银行 (1997) 的估计,城乡收入差距可以解释1995年中国总体收入分配差距的一半以上,而城乡收入差距的变动则可以解释1984-95年总体收入差距变动的75%。<sup>5</sup>所以,章奇等(2003)、姚耀军(2005)都以城乡收入比率作为衡量我国收入分配差距的指标。与反映城乡居民收入差距的其他指标相比,城乡收入比率更为方便、直接。本文亦采用该指标

$$CR = \frac{\text{城市居民人均可支配收入}}{\text{农村居民人均可支配收入}} \quad (6)$$

### 3、影响收入分配的其它指标

(1) 经济增长指标 (RGDP)。Deininger 和Squire (1998), Barro (2000)在探讨经济增长与收入分配关系的研究中,以人均实际GDP衡量一国经济增长,本文亦选用该指标作为反映我国经济增长的控制变量。同样,为了防止异方差,我们采用人均实际GDP的自然对数形式 (LnRGDP)。此外,为了验证Kuznets (1955) 假说,我们还对人均实际GDP的自然对数取平方。如果经济增长与中国的收入分配的关系是倒U字型,那么人均实际GDP自然对数平方的回归系数就应该小于零。

(2) 教育水平指标 (EDU)。在金融发展与收入分配关系的理论研究中, Galor和Zeira(1993)构造了一个两部门跨时期模型,分析了人力资本投资如何影响收入分配。所以,教育水平对收入分配产生了重要的影响。实证方面,Tilak (1989), Bourguignon 和Morrisson (1990)在对教育与收入分配关系的跨国研究中,选取小学升学率、中学升学率作为反映一国教育水平的变量。杨俊等 (2006) 也是选取小学升学率、中学升学率,以及财政预算内教育经费占国家财政支出的比值来反映我国教育水平。在中国多年应试教育的体制下,学校大多都片面追求高升学率,以升学率来衡量我国的教育水平存在高估的嫌疑;同时,政府的教育投入对教育水平的提高也存在一定的时滞,不能真实地反映当时的教育水平。因此,考虑到中国的实际,中学教育对我国收入分配差距的影响起了举足轻重的作用,本文选取在校中学生人数在总人口中的比重作为反映我国教育水平的控制变量 (EDU)。

#### (三) 数据说明

在金融规模指标 (FIR) 中,现金、金融机构的存款、贷款余额来自《中国统计摘要》(2006);国内债券余额、股票市值、GDP的数据来自《中国证券期货统计年鉴》(2006);保费收入的数据来自《中国发展报告》(2006)。金融效率指标 (FE),由金融机构的存款余额与贷款余额之比直接计算得到。金融结构指标 (FS),由(4)式直接算出。

全国居民收入分配的基尼系数,由(5)式计算得到。其中,农村居民收入分配的基尼系数直接来自《中国农村统计年鉴》(2006)和《中国农村住户调查年鉴》(2006);城镇居民收入分配的基尼系数有两个来源:1986-1999年的数据源于周文兴等人的测算,<sup>6</sup>2000-2005年的数据是根据《中国统计年鉴》(2001-2006)和《中国民政统计年鉴》(2006)编程计算得到。城乡收入比率,由(6)式计算得到,相关数据来自《中国农村统计年鉴》(1987-2006)、《中国统计年鉴》(1987-2006)。

本文涉及的未作特别说明的其它数据源于：《新中国五十五年统计资料汇编》、《中国统计年鉴》（1987-2006）。本文的一些数据直接剔除了价格水平变动因素的影响，并且为了减少数据变动幅度，我们对相关变量数据取了自然对数值。

#### 四、实证分析过程<sup>7</sup>

##### （一）定性分析

图1简单描述了金融发展水平（FIR、FE、FS）与我国居民收入分配（QJN、CR）之间的定性关系。进一步，表1给出了这些变量、其他变量之间相关系数。

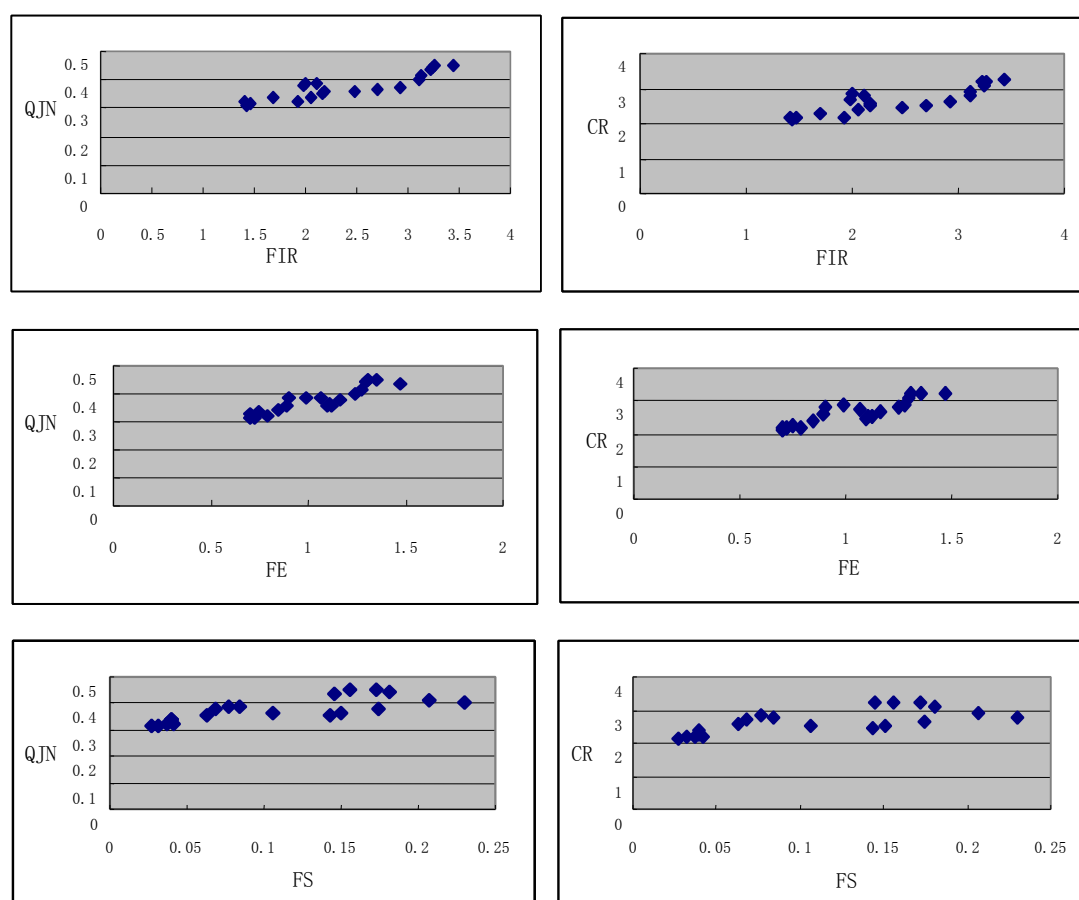


图 1 金融发展水平与中国的收入分配

从图 1 可以看出，金融规模指标 FIR、金融效率指标 FE，与全国居民收入分配基尼系数和城乡收入比率都具有很强的正相关关系。但是，金融结构指标 FS 与全国居民收入分配基尼系数和城乡收入比率之间的关系不能确定。

表 1 变量的相关系数矩阵

	QJN	CR	FIR	FE	FS	EDU	LnRGDP
QJN	1.0000						
CR	0.9873	1.0000					
FIR	0.8935	0.8577	1.0000				

FE	0.9109	0.8876	0.9440	1.0000		
FS	0.7680	0.7111	0.9174	0.8764	1.0000	
EDU	0.8941	0.7862	0.8922	0.8805	0.8213	1.0000
LnRGDP	0.9306	0.9026	0.9511	0.9904	0.8788	0.9099
P						1.0000

由表 1 可以看出，金融规模、效率与全国居民收入分配的基尼系数、城乡收入比率之间的相关系数较大，而金融结构与它们的相关系数相对较小。这说明金融规模和效率对我国居民收入不平等影响较大，而金融结构影响相对较小。同时，教育水平、经济增长与居民收入不平等之间也存在很强的相关性。

## (二) 单位根检验

在 Eviews5.0 提供的多种单位根检验方法中，我们选取 Augmented Dickey-Fuller(ADF) Test 方法来进行单位根检验。根据水平变量和一阶差分变量的趋势图，<sup>8</sup>我们得到 QJN、CR、FIR、FS 和 EDU 含有截距项而不含时间序列项，FE 和 LnRGDP 既含有截距项又含有时间序列项。这些变量在经过差分变换后，除 $\Delta$ EDU 外均表现为包含截距项而不含时间序列项。所以，我们选取具有相应选项的检验模型，对这些变量及其差分进行单位根检验。对于检验模型滞后期数的选择，在设定最大滞后期数为 6 的范围内，根据 AIC 准则来选取。单位根检验的结果见表 2。

表 2 变量的单位根检验结果

变量	ADF 检验 统计量	检验类型 (c, t, l)	临界值	稳定性	结论
QJN	-0.230391	(c, 0, 3)	-2.673459*	不稳定	I (1)
$\Delta$ QJN	-3.321720	(c, 0, 6)	-3.144920**	稳定	
CR	-1.215751	(c, 0, 2)	-2.666593*	不稳定	I (1)
$\Delta$ CR	-4.290023	(c, 0, 6)	-4.121990***	稳定	
FIR	0.006945	(c, 0, 4)	-2.681330*	不稳定	I (1)
$\Delta$ FIR	-3.206338	(c, 0, 3)	-3.081002**	稳定	
FE	-2.898726	(c, t, 6)	-3.362984*	不稳定	I (1)
$\Delta$ FE	-4.167806	(c, 0, 2)	-3.920350***	稳定	
FS	-1.154770	(c, 0, 0)	-2.655194*	不稳定	I (1)
$\Delta$ FS	-2.933050	(c, 0, 0)	-2.660551*	稳定	
EDU	-1.612260	(c, 0, 4)	-2.981038**	不稳定	I (1)
$\Delta$ EDU	-2.022837	(0, 0, 1)	-1.955020**	稳定	
LnRGDP	-2.601342	(c, t, 1)	-3.595026**	不稳定	I (1)

$\Delta \ln \text{RGDP}$	-3.356161	(c, 0, 1)	-2.986225**	稳定
--------------------------	-----------	-----------	-------------	----

注：①检验类型中 **c**、**t**、**l** 分别表示带有常数项、趋势项和滞后阶数；

②\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的显著水平下显著。

由表 2 的检验结果，我们得到，QJN、CR、FIR、FE、FS、EDU 和  $\ln \text{RGDP}$  均为非平稳序列， $\Delta \text{QJN}$ 、 $\Delta \text{CR}$ 、 $\Delta \text{FIR}$ 、 $\Delta \text{FE}$ 、 $\Delta \text{FS}$ 、 $\Delta \text{EDU}$  和  $\Delta \ln \text{RGDP}$  均为  $I(0)$  平稳序列。为了避免因检验方法本身的局限对检验结果带来的负面影响，本文利用 Eviews5.0 提供的 Phillip-Perron (PP) Test 对上述变量重新进行单位根检验。在进行 PP 检验时，我们选取滞后截断数为 2。PP 检验与 ADF 检验结论一致，在此从略。

### (三) 格兰杰因果检验

由 ADF 检验，经过一阶差分后， $\Delta \text{QJN}$ 、 $\Delta \text{CR}$ 、 $\Delta \text{FIR}$ 、 $\Delta \text{FE}$  和  $\Delta \text{FS}$  均为  $I(0)$  平稳序列。为了分析金融发展的规模、效率和结构与我国收入分配之间的因果关系，我们进行格兰杰因果检验。根据 LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 的值来共同确定最佳滞后阶数为 4，格兰杰因果关系的检验结果见表 3。

表 3 格兰杰因果检验结果

原假设 $H_0$	F-Statistic	Probability
1. $\Delta \text{FIR}$ does not Granger Cause $\Delta \text{QJN}$	9.26898	0.00315
$\Delta \text{QJN}$ does not Granger Cause $\Delta \text{FIR}$	0.71519	0.50737
2. $\Delta \text{FE}$ does not Granger Cause $\Delta \text{QJN}$	2.46738	0.12348
$\Delta \text{QJN}$ does not Granger Cause $\Delta \text{FE}$	1.67954	0.22449
3. $\Delta \text{FS}$ does not Granger Cause $\Delta \text{QJN}$	3.26383	0.07102
$\Delta \text{QJN}$ does not Granger Cause $\Delta \text{FS}$	0.86430	0.44420
4. $\Delta \text{FIR}$ does not Granger Cause $\Delta \text{CR}$	9.53007	0.00283
$\Delta \text{CR}$ does not Granger Cause $\Delta \text{FIR}$	2.30784	0.13877
5. $\Delta \text{FE}$ does not Granger Cause $\Delta \text{CR}$	3.11876	0.07828
$\Delta \text{CR}$ does not Granger Cause $\Delta \text{FE}$	1.52225	0.25469
6. $\Delta \text{FS}$ does not Granger Cause $\Delta \text{CR}$	2.21587	0.14856
$\Delta \text{CR}$ does not Granger Cause $\Delta \text{FS}$	0.50923	0.61246

由表 3 可以看出，第 1 组检验结果表明，金融规模在 0.315% 的显著水平下是全国居民收入基尼系数的格兰杰因，反之则没有因果关系。第 2 组检验结果表明，金融效率与全国居民收入基尼系数之间不存在格兰杰因果关系。第 3 组检验结果表明，金融结构在 7.102% 的显著水平下是全国居民收入基尼系数的格兰杰因，反之则没有因果关系。第 4 组检验结果表明，金融规模在 0.283% 的显著水平下是我国城乡收入比率的格兰杰因，反之则没有因果关系。第 5 组检验结果表明，金融效率在 7.828% 的显著水平下是我国城乡收入比率的格兰杰因，反之则没有因果关系。第 6 组检验结果表明，金融结构与我国城乡收入比率之间不存在格兰杰因果关系。

值得注意的是，金融结构和全国居民收入基尼系数之间存在格兰杰因果关系，金融效率与我国城乡收入比率之间存在格兰杰因果关系，说明金融结构与全国居民收入基尼系数，以及金融效率与我国城乡收入比率之间存在必然的重要联系。这是以前的相关研究中所没有发现的。

#### (四) 协整回归

由ADF检验，经过一阶差分后， $\Delta QJN$ 、 $\Delta CR$ 、 $\Delta FIR$ 、 $\Delta FE$ 、 $\Delta FS$ 、 $\Delta EDU$ 和 $\Delta LnRGDP$ 均为I(0)平稳序列。我们定义两组协整回归模型，对金融发展与我国收入分配的关系，以及经济增长与收入分配之间是否存在库兹涅茨倒U字型关系进行检验。第1组以全国居民收入基尼系数为被解释变量，第2组以城乡收入比率为被解释变量。

$$1、QJN_t = C_1 + \alpha_1 FIR_t + \alpha_2 FE_t + \alpha_3 FS_t + \alpha_4 EDU_t + \alpha_5 LnRGDP_t + \alpha_6 (LnRGDP_t)^2 + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$2、CR_t = C_2 + \beta_1 FIR_t + \beta_2 FE_t + \beta_3 FS_t + \beta_4 EDU_t + \beta_5 LnRGDP_t + \beta_6 (LnRGDP_t)^2 + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

其中， $QJN_t$ 、 $CR_t$ 、 $FIR_t$ 、 $FE_t$ 、 $FS_t$ 和 $EDU_t$ 分别表示第t年的全国居民收入基尼系数、城乡收入比率、金融规模、效率、结构和教育水平； $LnRGDP_t$ 是人均实际GDP自然对数， $(LnRGDP_t)^2$ 是人均实际GDP自然对数的平方项， $C_1$ 、 $C_2$ 是截距项， $\varepsilon_{1t}$ 、 $\varepsilon_{2t}$ 是误差项。

由格兰杰因果检验，在对模型1、2的回归分析中，分别采用的是滞后4期的金融规模(FIR)、金融效率(FE)、金融结构(FS)指标，以及滞后1期的经济增长(LnRGDP)指标和教育水平(EDU)指标。对模型1、2进行最小二乘回归，结果见表4。

表4 金融发展的规模、效率、结构与中国收入分配的回归结果(1986-2005)

解释变量	QJN		CR	
	方程(a)	方程(b)	方程(c)	方程(d)
C	-8.108427 (0.4248)	-3.189053*** (0.0074)	-6.728845 (0.5922)	-2.125971* (0.0059)
FIR	0.329109* (0.0594)	0.279341** (0.0364)	0.507828** (0.0241)	0.300218* (0.2696)
FE	-0.550381 (0.2096)	-0.407514 (0.1897)	-0.735645 (0.1803)	-0.630496* (0.5483)
FS	-0.057939 (0.5343)	-0.020132 (0.6894)	-0.110412 (0.3470)	-0.012298 (0.8366)
EDU	-0.060371 (0.8102)	-0.151621 (0.3653)	-0.309418 (0.3324)	-0.394135* (0.0529)
LnRGDP	1.525667 (0.5431)	0.299898* (0.0828)	1.562178 (0.6162)	0.470484** (0.0218)



$(LnRGDP)^2$	-0.080380		-0072349	
	(0.6234)		(0.7220)	
R-squared	0.894204	0.891965	0.879941	0.888984
Adjusted R-squared	0.841307	0.850412	0.819911	0.846286
F-statistic	16.90438	21.46617	14.65824	20.82013
Prob(F-statistic)	0.000032	0.000007	0.000068	0.000009

注：①表中（·）内为显著水平的概率值（Prob.）；

②\*，\*\*，\*\*\*分别表示10%，5%，1%的显著水平。

从方程（a）、方程（c）可以看出，1986-2005年间，经济增长与我国居民收入差距之间并不存在所谓的库兹涅茨倒U型关系。因此，我们去掉 $(LnRGDP)^2$ 重新回归，得到方程（b）和方程（d）。

在表4中，由方程（b）可以看出，金融规模（FIR）和经济增长（ $LnRGDP$ ）的回归系数都通过了显著性检验。1986-2005年间，在5%的显著水平下，金融规模的扩张拉大了全国居民收入基尼系数；在10%的显著水平下，经济增长也拉大了全国居民收入基尼系数。由方程（d）可以看出，金融发展规模（FIR）、金融效率（FE）、教育水平（EDU）和经济增长（ $LnRGDP$ ）的回归系数都通过了显著性检验。1986-2005年间，在10%的显著水平下，金融规模的扩张拉大了城乡收入比率，金融效率的提高、教育水平的提升则缩小了城乡收入比率；在5%的显著水平下，经济增长拉大了城乡收入比率。

#### （五）残差序列的平稳性检验

为了相关变量是否存在协整关系，对表4中的方程（b）、方程（d）的残差序列（Resid-qjn、Resid-cr）分别进行单位根检验。运用ADF检验，结果见表5。

表5 残差序列的单位根检验结果

残差序列	ADF 检验 统计量	临界值	稳定性
		1% Critical Value* -2.717511	
Resid-qjn	-4.515789	5% Critical Value -1.964418	平稳
		10% Critical Value -1.605603	
		1% Critical Value* -2.717511	
Resid-cr	-4.497126	5% Critical Value -1.964418	平稳
		10% Critical Value -1.605603	

由表5可知，在1%的显著水平下，方程（b）、方程（d）的残差序列的ADF检验统计量均小于临界值。残差序列平稳，说明QJN、FIR、FE、FS、EDU和 $LnRGDP$ ，以及CR、FIR、FE、

FS、EDU和LnRGDP之间具有协整关系。

(六) ECM估计及相关检验

因为相关变量之间存在协整关系，故可以建立误差修正模型（ECM）。先分别对QJN、CR、FIR、FE、FS、EDU和LnRGD进行一阶差分，并令误差修正项Ecm-qjn、Ecm-cr 分别为Resid-qjn、Resid-cr，建立两组误差修正模型，并对误差修正模型进行OLS估计，相关检验结果见表6。

表6 ECM估计及相关检验结果

解释变量	D(QJN)	D(CR)
	方程 (e)	方程 (f)
C	-0.011265 (0.7390)	-0.010362 (0.7620)
D(FIR)	0.077441 (0.6584)	0.090556 (0.6385)
D(FE)	-0.204862 (0.4906)	-0.048442 (0.8693)
D(FS)	-0.002166 (0.9650)	-0.075306 (0.2057)
D(EDU)	-0.184816 (0.5278)	-0.494667 (0.1070)
D(LnRGDP)	0.431038 (0.1438)	0.531766 (0.1099)
Ecm-qjn(-1)	-0.610372** (0.0441)	
Ecm-cr(-1)		-0.888053*** (0.0094)
R-squared	0.498235	0.540303
Adjusted R-squared	0.197177	0.289559
F-statistic	1.654944	2.154799
Prob(F-statistic)	0.229468	0.127910

注：①表中（·）内为显著水平的概率值（Prob.）；

②\*，\*\*，\*\*\*分别表示10%，5%，1%的显著水平。

由表6可知，上述两组误差修正模型的拟合优度不高，相关变量的回归系数也没有通过显著性检验，说明在短期金融规模、效率、结构，教育水平和经济增长的变化，对全国居民收入分配基尼系数、城乡收入比率的影响不明显。但是，在5%、1%的显著水平，误差修正项Ecm-qjn (-1)、Ecm-cr (-1)的回归系数分别通过了显著性检验。从系数估计值来看，当全国居民收入分配基尼系数、城乡收入比率短期波动偏离长期均衡时，将分别以-0.610372、-0.888053的调整力度回到均衡状态。

## 五、结论及政策含义

根据金融发展与中国的收入分配关系的实证分析结果，我们可以得到如下一些结论和政策含义：

1、由格兰杰因果检验发现，金融规模既是全国居民收入基尼系数的格兰杰因，也是我国城乡收入比率的格兰杰因，反之则没有因果关系；说明金融规模是我国收入分配不平等的重要影响因素。金融结构是全国居民收入基尼系数的单向格兰杰因，金融效率是我国城乡收入差距的单向格兰杰因；说明金融效率的提高、金融结构的完善已经对我国收入分配不平等产生了重要影响。这是以前的相关研究中所没有发现的，当然它们之间的作用机制还需进一步研究。所以，我国未来的金融改革与发展，在重视金融规模变化的同时，还应关注金融效率的改进和金融结构的调整。

2、协整回归检验的结果表明：（1）1986-2005年间，金融规模的扩张拉大了全国居民收入基尼系数、城乡收入比率。可能的原因是，随着国有银行的市场化运作，大量撤并农村地区的营业网点，我国农村地区的金融发展出现了严重的倒退。在这种背景下，金融规模扩张必然会拉大城乡居民收入差距，扩大全国居民收入分配的不平等。因此，未来我国金融改革的重点要放在农村地区，优化农村金融的制度安排，完善农村地区的金融体系，推动农村金融市场的发展，防止农村金融资源流失；降低农民进入金融市场的门槛，开发适合农村地区的金融产品，从而改善城乡之间收入分配不平等状况。（2）值得注意的是，在此期间，金融效率的提高缩小了城乡收入比率。可能的解释为，我国稳健的货币政策的推行，以及商业银行的“慎贷、惜贷”行为，间接地促进了农村地区民间借贷市场的发展，进而推动了农村经济和乡镇企业的发展，提高了农民的收入水平，缩小了城乡收入差距。所以，对农村非正规金融市场，政府应该在规范的基础上促进其健康发展。（3）金融结构对全国居民收入基尼系数、城乡收入比率的影响都不明显。可能归因于，在间接融资主导的金融发展战略下，在此期间我国非银行资产在总金融资产的比重相对较低，尚不足以影响我国的收入分配状况。当然，自2006年以来，随着我国股票市值迅速扩张及其后的收缩，金融结构的变化可能对我国的收入分配差距产生了重要影响。

## 参考文献

- [1]arro, “Inequality and Growth in a Panel of Countries” [J], *Journal of Economic Growth*, 65, 2000.
- [2]Beck Thorsten, Asli Demirguc-Kunt and Ross Levine, “Finance, Inequality and Poverty: Cross-Country Evidence” [J], *World Bank Policy Research Working Paper*, WPS3338, 2004.
- [3]Bourguignon, F., C. Morrisson, “Income Distribution, Development and Foreign Trade: A Cross - sectional Analysis” [J], *European Economic Review*, 34, 1990.
- [4]Clarke George, Xu Lixin Colin and Zou Heng-fu, “Finance and Income Inequality: Test of Alternative Theories” [J], *World Bank Policy Research Working Paper* 2984, March 2003.

- [5]Deininger, K. and L. Squire, "Inequality and Growth: Results from a New Data Set" [J], *Journal of Development Economics*, 57, 1998.
- [6]Galor, Oded and Zeira, J., "Income Distribution and Macroeconomics" [J], *Review of Economic Studies* 60, 1993.
- [7]Greenwood, Jeremy and Boyan Jovanovic, "Financial Development, Growth, and the Distribution of Income" [J], *Journal of Political Economy* 98 (5), 1076-1107, 1990.
- [8]Honohan, P., "Financial Development, Growth and Poverty: How Close Are the Links" [D], World Bank Policy Research Working Paper 3203, February 2004.
- [9]Kuznets, S., "Economic growth and income inequality" [J] *American Economic Review*, 45(1), 1-28, 1955.
- [10]Johansen, S. and Juselius K., "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration - with Applications to the Demand for Money" [J], *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210, 1990.
- [11]Maurer, Noel and Haber, Stephen, "Bank Concentration, Related Lending and Economic Performance: Evidence from Mexico" [M], *Stanford University Mimeo*, 2003.
- [12]Sundrum, R. M., *Income Distribution in Less Development Countries* [M], New York: Routledge, 1990.
- [13]Tilak, J. B. G., "Rates of Return to Education and Income Distribution" [J], *De Economist*, 137, 454-465, 1989.
- [14]World Bank, *A Better Investment Climate for Everyone: World Development Report 2005* [M], the World Bank Publication, Oxford University Press, 2004.
- [15]陈刚. 中国金融发展与城乡收入差距关系的再检验: 基于面板单位根和 VAR 模型的估计 [D]. 经济发展论坛工作论文, 2006 年 [http://www.fed.org.cn/pub/working\\_paper/200694163648781.pdf](http://www.fed.org.cn/pub/working_paper/200694163648781.pdf)
- [16]陈志刚. 如何度量金融发展——兼论金融发展理论与实证研究的分歧 [J]. 上海经济研究, 2006 (7)
- [17]李广众、陈平. 金融中介发展与经济增长: 多变量 VAR 系统研究 [J]. 管理世界, 2002 (3)
- [18]刘敏楼. 金融发展的收入分配效应——基于中国地区截面数据的分析 [J]. 上海金融, 2006 (1)
- [19]陆铭, 陈钊, 万广华. 因患寡, 而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响 [J]. 经济研究, 2005 (12)
- [20]马长有. 中国金融结构与经济增长的实证分析 [J]. 社会科学研究, 2005 (3)
- [21]万文全. 中国收入差距与金融发展关系的实证分析 [J]. 江淮论坛, 2006 (1)
- [22]王毅. 用金融存量指标对中国金融深化程度的衡量 [J]. 金融研究, 2002 (1)
- [23]王志强, 孙刚. 中国金融发展规模、结构、效率与经济增长关系的经验分析 [J]. 管理世界, 2003 (7)
- [24]温涛, 冉光, 熊德平. 中国金融发展与农民收入增长 [J]. 经济研究, 2005 (9)
- [25]杨俊, 李晓羽, 张宗益. 中国金融发展水平与居民收入分配的实证分析 [J]. 经济科学, 2006 (2)
- [26]姚耀军. 金融发展与城乡收入差距关系的经验分析 [J]. 财经研究, 2005 (2)

[27]章奇, 刘明兴, 陶然. 中国金融发展与城乡收入差距[J]. 林毅夫发展论坛工作论文, 2003

<http://jlin.ccer.edu.cn/article/article.asp?id=235>

[28]周文兴. 中国: 收入分配不平等与经济增长——公共经济与公共管理的制度创新基础[M]. 北京大学出版社, 2005。

## Financial Development and Income Distribution in China: 1986-2005

CHEN Zhi-gang, WANG Wan-jun

(Economic School, South-central University for Nationalities, Wuhan 430074, China)

**Abstract:** Because of the blemish on measures of financial development, the past empirical researches draw some different conclusion. By granger causality test, co-integration regression analysis, the paper studies empirically the relation between the scale, efficiency & structure of financial development and income distribution in China during the period 1986-2005. In this article, We find: (1) financial scale & structure are the granger cause of Gini coefficient, and financial scale & efficiency are the granger cause of the rural-urban income ratio; (2) 1986-2005, a robust negative correlation lies between financial scale, economic growth and income equality (Gini coefficient and the rural-urban income ratio), however, financial efficiency and education has improved the urban-rural income gap in China. This research and its policy implication has an important enlightenment to China's financial reform and development.

**Keyword:** Financial Development; Income Distribution; Granger Causality Test; Kuznets Hypothesis

1 本文系国家社会科学基金项目 (项目编号: 07BJL020)、教育部人文社科研究项目 (项目编号: 06JA790116)、湖北省社科基金项目 (项目编号: 2007074) 阶段性成果之一。

2 作者简介: 陈志刚 (1971—), 湖北武穴人, 经济学博士, 管理学博士后, 中南民族大学经济学院教授, 主要从事金融发展理论与中国金融改革研究。王皖君 (1985—), 湖北天门市人, 中南民族大学经济学院硕士研究生。

3 基于统计数据的局限, 1986、1992 和 1994 年依次开始有国内债券余额、股票市值和保费收入的数据, 金融结构指标的数据只能从 1986 开始选取, 所以本文的样本区间为 1986—2005。

4 王毅 (2002) 的研究结果表明, 麦氏指标不能准确衡量中国的金融深化程度。李广众、陈平 (2002) 认为, 中国较高的 M2/GDP 也许更应该归因于长期的通货膨胀、交易手段的落后以及支付体系的效率低下, 而非较高的金融发展水平的直接表现。

5 参见陆铭等: “因患寡, 而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响”, 《经济研究》, 2005 (12)。

6 参见周文兴: 《中国: 收入分配不平等与经济增长——公共经济与公共管理的制度创新基础》, 北京大学出版社, 2005 年。

7 本文所有的实证分析均借助于 Eviews5.0 完成。

8 限于篇幅, 本文未提供水平变量和一阶差分变量的趋势图。