

金融发展与城乡收入差距关系的经验分析

姚耀军

(浙江大学卡特中心,浙江杭州310029)

摘要:现代金融发展理论的主流观点是金融发展对经济增长意义重大。按照这种理论逻辑,中国金融非均衡发展应该会产生显著的经济后果。文章基于VAR模型及其协整分析,利用Granger因果检验法,对中国1978~2002年间金融发展与城乡收入差距的关系作出实证研究。实证结果表明,金融发展与城乡收入差距关系存在着一种长期均衡关系;金融发展规模与城乡收入差距正相关且两者具有双向的Granger因果关系;金融发展效率与城乡收入差距负相关且两者也具有双向的Granger因果关系。文章的政策含义是,从解决金融发展非均衡问题上着手来缩小城乡收入差距是有现实意义的。

关键词:金融发展;城乡收入差距;协整;Granger因果检验

中图分类号:F832 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2005)02-0049-0011

一、引言

在经济总量快速增长和市场化进程不断深入的宏观背景下,一方面,中国金融发展水平取得了长足的进步。据《中国人民银行2003年第三季度货币政策执行报告》推算,我国货币化比率(M_2/GDP)接近2,金融相关率(FIR)已经趋近3。在金融资产构成方面,虽然银行资产独大的整体局面尚未改变,但货币资产和银行资产比重总体呈下降趋势,其他金融资产迅速成长,所占比重逐渐上升,与经济总量的相关程度也一并提高(王芳,2004);另一方面,中国金融非均衡发展的态势也极其明显,农村金融发展水平与全国整体金融发展水平存在着明显的差距(参见图1和图2),并且差距表现出递增的趋势。现代金融发展理论的主流观点是金融发展对经济增长意义重大(Levine,1996)。按照这种理论逻辑,中国金融非均衡发展应该会产生显著的经济后果,本文就是对这个逻辑推断的一个实证分析。

本文的结构如下:第二部分是对相关文献的简单回顾;第三部分是对实证方法的介绍和对指标及其数据的说明;第四部分是实证分析过程;第五部分是对实证结果的讨论;第六部分是小结。

收稿日期:2004-09-19

作者简介:姚耀军(1976-),男,湖北利川人,浙江大学卡特中心博士生。

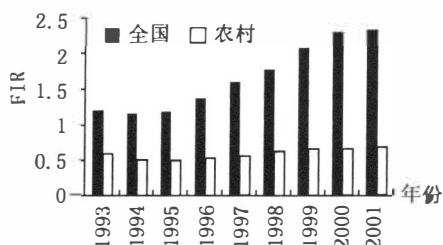


图 1 全国及农村金融相关率的比较

数据来源：全国数据来源于程华等(2003)，

农村数据来源于姚耀军等(2004)。

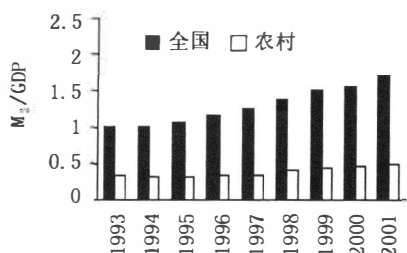


图 2 全国及农村货币化比率的比较

数据来源：同图 1。

二、文献综述

起始于 20 世纪 70 年代的金融发展理论比较系统地研究了金融发展与经济增长的关系,并积累了大量的实证研究文献(Goldsmith,1969;King 和 Levine, 1993; Levine,1996; Levine 和 Zervos,1996; Rajan 和 Zingales,1998)。按照现代经济发展理论,在一个经济体系中,收入分配问题与经济增长同样值得关注。在探讨金融发展和收入分配之间关系上,Greenwood 和 Jovanovic (1990)的工作是开创性的。他们基于一个动态模型,在初始收入分配外生于经济增长和金融发展,并且金融发展与经济增长之间存在“门坎效应”的假设下,认为金融发展和收入分配的关系是倒“U”型的,即金融发展在初期既会促进经济增长但也会扩大收入差距,随着收入的增长,金融发展将逐步缩小收入差距。然而,Clark、Xu 和 Zou(2003)基于全球数据的实证分析表明,金融发展与收入分配差距是负相关的,金融发展会显著降低一国收入分配差距。

很多文献指出,中国严重的收入不均等状况与日益扩大的地区收入差距和城乡收入差距有关(Yao 和 Zhu,1998;Khan 和 Riskin,1998; 李实、赵人伟,1999;Yang,1999;Kanbur 和 Zhang,1999;李实,2003)。而且地区收入差距本身也与城乡收入差距有关(Tsui,1993;Kanbur 和 Zhang,1999)。Yang (1996)、Ye(1996)、Xue(1997)、Yang(1999)、Kanbur 和 Zhang(1999)、李实(2003)报告了城乡收入差距扩大的趋势。许多研究(Shi、Sicular 和 Zhao, 2002;Shi,2002;Lu,2002;Yang,1999;李实、魏众,1999;李实,2003)认为,农副产品价格、农村不合理的税赋安排、城乡劳动力市场分割、对农村劳动力就业的歧视,对城乡收入差距的形成和变化均有重要影响。不过从现有文献看,基于金融发展视角对中国城乡收入差距作出实证研究的文献尚不多见。

章奇等(2004)首次对中国各省以银行信贷占 GDP 的比重所衡量的金融发展水平和城乡收入差距之间的关系进行了实证分析,认为金融发展显著拉大了城乡收入差距,并且金融发展的这种负面作用主要体现在 20 世纪 90 年

代,然而,陆铭、陈钊(2004)有关城市化的实证研究文献表明,中国金融发展水平对城乡收入差距的影响并不显著。

从技术上讲,章奇等(2004)和陆铭等(2004)的研究除了选取的变量有差异以及样本的时间期限不同外,相同的是都利用面板数据(Panel data)的单方程模型,并且都注意到了自变量的内生性问题从而采取了一系列诸如工具变量法等技术手段。但是,两项研究中自变量内生性问题的解决往往只是针对所关注的自变量,事实上单方程模型中所有的自变量都可能是内生的。单方程模型得出的结论对模型选择和函数形式也非常敏感,因而可能导致错误推断。另外,两项研究中面板数据在时序上具有强持续性,例如在章奇等人的研究中,样本时间跨度为1978至1998年,在陆铭等人研究中样本时间跨度为1987至2001年,此时为了避免谬误回归,数据生成过程应该被考虑,因为很多经济数据都是单位根过程。

本文利用协整分析方法,考察金融发展与城乡收入差距间是否存在一种长期均衡关系,并且在协整分析基础上,对金融发展与城乡收入差距的短期因果关系作出具体判断。

三、实证方法、指标与数据说明

单方程模型得出的结论对模型选择和函数形式非常敏感,相对于单方程模型而言,向量自回归(VAR)模型可能具有更高的可靠性(Gujarati, 1995; Enders, 1995)。尽管直接根据VAR模型作出正确推断往往要求变量具有平稳性,然而当变量非平稳但具有协整关系时,基于VAR模型做出的推断常常也是可靠的。在VAR模型基础上,Johansen(1988, 1995)、Johansen和 Juselius(1990)提出和完备了协整向量的极大正则似然估计以及相关的协整和调节向量的假设检验,这些工作最终形成被广泛使用的Johansen协整检验法。

协整分析得出的经验方程只是表示变量之间存在相关关系,只能说明至少存在一个方向上的因果关系(Granger, 1988),并不能说明变量之间因果关系的方向。为此,大多数研究常根据Granger表示定理(Engle和Granger, 1987),引入误差修正模型(ECM),通过利用Wald统计量检验ECM中有关变量系数的显著性或联合显著性,判断变量间短期和长期因果关系。然而Toda和Phillips(1993, 1994)的工作表明了上述因果检验方法的难点。在检验长期因果关系时,他们证明当协整关系存在时,只有满足某些秩条件,标准的Wald统计量才有渐进的 χ^2 分布,然而验证这些秩条件是否满足极其困难。Toda和Yamamoto(1995)提出了一个更简单的因果检验程序:考虑水平VAR(m)模型,在各个变量至多是I(1)时,我们只需要拟合一个VAR(m+1),在VAR(m+1)上可以利用传统的Wald统计量进行因果检验。该检验程序称为“时滞增广”VAR(LA-VAR)方法。尽管该方法也受到一些批评(如

Stock, 1997), 但 Yamamoto 和 Toda (1988) 提供的蒙特卡洛证据显示, 此法在检验 Granger 因果关系时有很好的检验水平稳定性。“时滞增广”VAR 方法十分简便, 已受到计量学界的重视(米尔斯, 2002, 第 316 页)。

本文用到如下四个指标。应该指出, 在章奇等(2004)和陆铭等(2004)的研究中, 金融发展只是在规模上得到度量, 而在本文中, 金融发展既有规模指标也有效率指标。

(1)城乡收入差距指标(IG)。本文用城市居民实际可支配收入与农村居民实际人均纯收入的比例来衡量城乡收入差距。由于 1985 年及其以前的农村总消费价格指数官方未公布, 这里采用 Johnson(2002)的建议, 1985 年及其以前的农村总消费价格指数用城镇的总消费价格指数代替, 从 1986 年开始, 将官方公布的农村总消费价格指数乘以 1.342 加以调整。

(2)金融发展规模指标(FD)。衡量金融发展规模常用 M_2 占 GDP 的比重这一指标(Mckinnon, 1973), 简称为麦氏指标, 然而, 麦氏指标受到众多质疑^①。Arestis 等(2001)考虑到在不发达国家国内信贷的作用, 设计了银行贷款占 GDP 的比重这一金融发展规模度量指标。Allen 等(2003)利用结构指数表明, 中国银行系统的规模远远超过金融市场的规模, 尽管中国股市确实比银行要有效得多, 但银行在经济中的作用要远大于股票市场, 即中国存在一个明显的银行导向型金融结构, 所以用银行贷款占 GDP 的比重这一指标来衡量中国金融发展程度也是比较合理的。为了减轻通货膨胀带来的失真, 在本文中对 GDP 通过官方公布的全国零售价格指数(以 1978 年为基年)加以调整。Chow(1987、2002)认为可以直接使用官方公布的价格指数来衡量通货膨胀。贷款余额这一存量指标剔除价格影响的处理方法按照 King 和 Levine (1993), 用名义值上年和本年的平均值来表示剔除了价格影响后的实际值。

(3)金融发展效率指标(FE)。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是很多研究中的做法, 但王志强、孙刚(2003)基于国有经济在整个中国经济中的地位, 指出这种指标设计方法是有缺陷的。他们认为, 可以用储蓄与贷款的比值来衡量金融中介将储蓄转化为贷款的效率, 本文遵循了这一做法。

(4)城市化指标(CI)。本文把城市化水平作为一个重要的控制变量计量模型, 这是受到陆铭、陈钊(2004)的启发, 在他们的研究中, 城市化水平的提高会显著降低城乡收入差距。城市化水平用城镇人口占总人口的比重来衡量。尽管陆铭、陈钊(2004)指出, 中国的城镇人口统计是建立在城镇户籍制度基础上的, 由于城镇居民有一部分并没有城镇户籍, 所以采用城镇人口比重会低估城市化的水平, 但由于统计资料的限制, 目前还没有更好的指标予以代替。

本文所有数据皆根据各年《中国统计年鉴》与《中国金融年鉴》整理, 时间跨度为 1978~2002 年, 其计量在 Eviews3.1 上实现。

四、实证分析过程

(一)变量的单位根检验

本文利用 Dickey 和 Fuller(1974)提出的 ADF 检验法对各变量进行单位根检验。ADF 检验模型有三种设定模式,选择正确的设定模式十分重要。例如,对一个趋势平稳过程(TSP)来说,如果在单位根检验中选取了不含时间趋势的模型设定模式,那么拒绝单位根的可能性就很小。本文根据李子奈、叶阿中(2000)所提供的检验步骤进行 ADF 检验,滞后阶数按 SIC 准则选取,其最终结果见表 1。

表 1 ADF 检验结果

变 量	检验形式 (C,T,L)	检 验 值	临界值	SIC
IG	(C,T,2)	-4.141	-4.442**	-1.496
△IG	(0,0,2)	-2.492	-1.958*	-1.147
FD	(C,T,2)	-2.281	-3.633*	-1.885
△FD	(C,0,1)	-3.330	-3.767**	-1.729
FE	(C,T,2)	-1.562	-3.633*	-2.973
△FE	(C,0,1)	-3.790	-3.767**	-2.906
CI	(C,T,2)	-1.544	-3.633*	-8.275
△CI	(C,0,2)	-3.307	-3.011*	-3.421

说明:△IG 表示 IG 的一阶差分,其余类同;(C,T,L)表示检验模型含有截距项,趋势项、滞后阶数为 L;* 表示 5%显著水平下的临界值,** 表示 1%显著水平下的临界值。

由表 1,我们认为各变量的水平值皆是 I(1)时间序列。本文同时利用 Phillip 和 Perron(1988)的 PP 检验法进行了单位根检验,在 PP 检验时,滞后截断数为 2。PP 检验与 ADF 检验结论一致,在此从略。

(二)协整检验

虽然各指标是非平稳的一阶单整序列,但这些指标可能存在某种平稳的线性组合。这个组合反映了变量间的长期稳定关系,即协整关系。本文使用 Johansen 协整检验法进行协整检验。正如前面已经提到,Johansen 协整是一种基于 VAR 模型的检验方法,所以,在进行协整检验前,必须首先确定 VAR 模型的结构。如果把 VAR 模型整理成 ECM,则 VAR 有两种形式:

$$\Delta X_t = \beta_0 + \alpha(\beta' X_{t-1} - \beta_1 - \sigma t) + \sum_{i=1}^{m-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta X_t = \alpha(\beta' X_{t-1} - \beta_1) + \sum_{i=1}^{m-1} \pi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中, X_t 为一向量, m 为 VAR 滞后阶数, ε_t 为误差项。式(1)对应于全部或部分时间序列具有线性趋势,式(2)对应于时间序列没有线性趋势。由于变量协整关系中包含时间变量是相当少见的,故(1)式中 σ 常为零。Johansen (1990,1992)提出利用 LR 统计量对上述两式加以选择。 $LR = 2[\text{Log}L(1) - \text{Log}L(2)] \sim \chi^2(q)$,其中 $\text{Log}L(1)$ 、 $\text{Log}L(2)$ 分别表示式(1)、式(2)的极大似然函数值, q 为式(2)对式(1)施加约束的个数。

在本文中,由于 $LR = 2.553 < \chi^2(4)$,其中根据 SIC 准则选取 VAR 模型

滞后阶数为3,故选择式(2)作为VAR的设定模式。

接下来由表2给出Johansen协整检验结果。值得注意的是,Johansen协整检验是渐进有效的,在有限样本尤其是小样本中该方法过分倾向于认为变量间存在协整关系。根据Reinsel和Ahn(1992),可以将Johansen协整检验中的迹统计量LR乘以 $(T-nk)/T$ 进行调整,其中T、n、k分别为样本容量、变量个数、VAR模型滞后阶数,表2中括号内数值为调整后的LR值。

表2 Johansen协整检验结果

特征值	LR	显著水平为5%的临界值	协整向量个数的原假定
0.944	125.872(57.215)	53.12	$r=0$
0.749	62.263(28.301)	34.91	$r \leq 1$
0.584	31.862(14.483)	19.96	$r \leq 2$
0.435	12.547(5.703)	9.24	$r \leq 3$

根据表2中的调整后的LR统计值,在显著水平为5%下,变量间只具有一个协整关系,其表达式为:

$$IG = 5.693 + 0.637 FD - 4.535 FE - 5.363 CI \quad (3)$$

(40.843) (20.877) (-16.248) (-8.380)

括号内数字为T检验值。由式(3)可知,就长期而言,城乡收入差距与金融发展规模正相关,这与章奇等(2004)的结论一致,但与金融发展效率负相关;城乡收入差距与城市化水平负相关,这与陆铭等(2004)的结论一致。

(三)Granger因果关系检验

在验证了各个变量具有协整关系后,本文利用Toda和Yamamoto(1995)提出的LA-VAR方法进行因果检验。由于无约束的VAR模型的滞后阶数为3,故我们需要拟合一个VAR(4),表3给出VAR(4)的拟合结果。

表3 VAR(4)模型估计结果

	方程(1)IGt	方程(2)FDt	方程(3)FEt	方程(4)CIt
IGt-1	0.546(1.008)	0.604(1.222)	-0.034(-0.256)	-0.004(-0.322)
IGt-2	0.054(0.079)	-0.819(-1.322)	0.143(0.860)	0.007(0.387)
IGt-3	0.056(0.155)	0.456(1.370)	0.104(1.165)	-0.008(-0.880)
IGt-4	-0.119(-0.505)	-0.523(-2.435)	0.015(0.269)	-0.002(-0.505)
FDt-1	-0.854(-2.194)	1.619(4.553)	-0.124(-1.301)	0.00(0.019)1
FDt-2	0.796(0.607)	0.520(0.435)	-0.070(-0.218)	0.009(0.262)
FDt-3	0.548(0.261)	-2.713(-1.418)	0.460(0.897)	0.001(0.261)
FDt-4	-0.449(-0.443)	1.235(1.335)	-0.064(-0.260)	-0.011(-0.417)
FEt-1	-2.065(-1.590)	1.912(1.612)	-0.288(-0.907)	0.020(0.587)
FEt-2	0.429(0.345)	2.056(1.816)	-0.267(-0.880)	0.064(1.928)
FEt-3	3.489(1.738)	-1.554(-0.848)	0.822(1.672)	0.001(0.005)
FEt-4	-0.512(-0.254)	-4.439(-2.412)	1.480(2.998)	-0.007(-0.148)
CIt-1	-30.827(-1.551)	15.771(0.869)	-10.607(-2.179)	0.251(0.472)
CIt-2	11.528(0.563)	38.460(2.060)	-10.512(-2.098)	0.606(1.108)
CIt-3	6.593(0.337)	-29.323(-1.646)	8.550(1.788)	0.411(0.788)
CIt-4	14.555(0.992)	-16.592(-1.239)	8.614(2.398)	-0.425(-1.084)
Adj. R ²	0.921	0.996	0.990	0.998
S. E	0.074	0.067	0.018	0.002
LogL.	39.859	41.775	69.401	115.89
SIC	-1.476	-1.659	-4.290	-8.717
LogL.	282.563			
SIC	-17.632			

注:括号内数字为T检验值。

为了便于表述,我们把表 3 中各解释变量的系数用如下矩阵形式表示:

$$\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ M & M & M & M \\ a_{16 \ 1} & a_{16 \ 2} & a_{16 \ 3} & a_{16 \ 4} \end{bmatrix}$$

在对 VAR 的估计采用似无关回归(SUR)这种系统估计方法时,可以证明,当 VAR 模型中各个方程的右边的变量都相同时,SUR 可以简化为对每个单方程用 OLS 进行估计(约翰斯顿、迪纳尔多,2002,第 296~297 页)。进而,可对每一个单方程在 OLS 估计下进行 Wald 检验。另外,本文只关注中国金融发展与城乡收入差距的因果关系,故忽略了对城市化与城乡收入差距因果关系的讨论。Wald 检验结果如表 4 所示。

表 4 Wald 检验结果

	施加约束	原假设	χ^2	P	结论
方 程 (1)	$a_{51} = a_{61} = a_{71} = a_{81} = 0$	FD 不是 IG 的 Granger 原因	14.333	0.006	在 1%显著水平上 拒绝原假设
	$a_{91} = a_{101} = a_{111} = a_{121} = 0$	FE 不是 IG 的 Granger 原因	9.278	0.054	在 6%显著水平上 拒绝原假设
方 程 (2)	$a_{12} = a_{22} = a_{32} = a_{42} = 0$	IG 不是 FD 的 Granger 原因	9.489	0.049	在 5%显著水平上 拒绝原假设
方 程 (3)	$a_{13} = a_{23} = a_{33} = a_{43} = 0$	IG 不是 FE 的 Granger 原因	41.995	0.000	在 1%显著水平上 拒绝原假设

根据表 4 的结果,在 Granger 因果关系上^②,我们可得到如下结论:在 5%显著水平上中国金融发展规模与城乡收入差距具有双向的 Granger 因果关系;在 6%显著水平下中国金融发展效率与城乡收入差距具有双向的 Granger 因果关系。

五、对实证结果的讨论

本文的分析表明,就长期而言,中国金融发展与城乡收入差距存在协整关系。金融发展规模与城乡收入差距正相关,并且两者具有双向的 Granger 因果关系。如果 Greenwood 和 Jovanovic(1990)的理论是正确的,那么本文的结论意味着,从发展规模上看,中国金融还处于发展的初期。不过,中国的金融发展水平最近二十几年来的确取得了长足的进步,显然,Greenwood 和 Jovanovic(1990)的分析框架并不适合中国的情况。本文认为,城乡收入差距与金融发展规模正相关的主要原因在于:中国金融在城乡是非均衡发展的,中国金融系统在金融资源的分配上表现出了明显的城市化倾向(Wei,1997),在信

贷配置中倾斜于国有部门(Park 和 Sehrt, 2001)。

在计划经济时期,优先发展资本密集型重工业的赶超战略在资本稀缺的条件下内生决定了金融资源配置上的城市偏向行为(林毅夫等,1994),农村金融机构只是动员农村储蓄以提供城市工业化资金的一个渠道(林毅夫,2000)。虽然国家早就放弃了赶超战略,但赶超战略所造成的一些后果的影响是长期的。一个重要的后果就是,赶超战略的长期执行在我国经济中造就了一大批背负着政策性负担的国有企业^③。政策性负担增加了企业的经营成本,进而使得企业经营失败的责任归属变得模糊(Lin 和 Tan, 1998)。这就增加了企业经理人员发生道德风险的可能性,造成企业亏损的增加。另一方面,由于政策性负担使得企业亏损的责任变得不明确,国家只好从各个方面扶持国有企业,包括对国有企业的资金扶持(林毅夫等,2001)。

另外,在转轨经济的现实背景下,国家为了保证国有经济产出在国民生产总值中相对比重的缓慢下降(张军,1998),实现在转轨经济中所谓的“增长衔接”(张杰,1999),从农村汲取大量的金融剩余以便对国有经济实行金融支持(Mckinnon, 1993; 张杰, 1998),也符合渐进改革的逻辑。Mckinnon(1993)认为,在中国改革开始的这段关键时期里,占总人口 3/4 以上的中国农民出人意料地以净贷款人的身份为其他经济部分贡献了金融剩余。Mckinnon 的结论不仅在中国改革开始的这段时期成立,而且更适于用来描述近年来农村金融的境况(姚耀军等,2004)。

中国金融发展规模与城乡收入差距具有双向的 Granger 因果关系还表明,城乡收入差距影响到金融发展规模。尽管刘民权、徐忠(2003)的模型表明,在中国金融市场化改革的进程中,除非城乡经济发展以较快的速度趋同,否则金融发展的二元性将长期存在,这是市场经济的逻辑,然而本文认为,在中国金融受国家控制的前提下,金融具有财政功能(周立等,2002),显然金融发展会根据城乡收入差距的情况而相机调整,这是因为城乡收入差距必须控制在一定的范围内:从经济意义上讲,过大的城乡收入差距会导致全社会消费需求的不足,毕竟中国农村人口在总人口中还占有相当大的比例;从政治意义上,过大的城乡收入差距将危及到社会的稳定。面对逐渐扩大的城乡收入差距,金融发展相机调整的力度必然加大,而这正是目前农村金融改革加快的一个基本动因。

金融发展效率与城乡收入差距负相关且两者具有双向的 Granger 因果关系,这表明,金融发展效率的提高确实有助于城乡收入差距的缩小。按照本文的定义,金融发展效率的提高意味着一定的储蓄转化为更多的贷款,尽管中国金融发展是非均衡的,但只要更多的贷款中一小部分投向农村地区,都将产生巨大的效益^④,提高农民的收入水平。对于城乡收入差距影响到金融发展效率的理论解释,本文还是认为,这是由于国家根据城乡收入差距的情况而相机

调整金融政策,推动金融机构改革,从而影响到金融发展的效率。

六、小 结

尽管改革开放以来,中国整体金融发展程度不断提高,但金融发展在城乡上的分化也是明显的,这使得 Greenwood 和 Jovanovic(1990)的金融发展将有利于逐步缩小收入差距的预言在中国不成立。本文的实证研究表明:金融发展规模与城乡收入差距正相关,并且两者具有双向的 Granger 因果关系;金融发展效率与城乡收入差距负相关且两者也具有双向的 Granger 因果关系。

本文的政策含义是,从解决金融发展非均衡问题着手缩小城乡收入差距是有意义的。解决金融发展非均衡问题的关键在于加快农村金融改革,然而从目前来看,一方面,在整个农村改革中,金融改革是一个最为薄弱和滞后的环节;另一方面,国有商业银行从农村地区收缩转向城市,这反而加剧了中国金融发展的非均衡问题。这些都需要引起决策层的密切关注。

注释:

- ①Levine 和 Zervos(1998)认为, M_2 与 GDP 之比这个货币化指标既不能度量负债的来源,也不能度量金融系统的资源配置,实际上这一比率与经济增长之间没有理论联系,经济增长主要依赖于金融部门的功能。进而他们认为,银行信用是度量金融发展的有用指标。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 M_2 /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。
- ②Jones 和 Joulfaian(1991)、Perman(1991)等认为,如果 Granger 因果检验仅考虑有限滞后项的影响,实际上所研究的是变量间的短期因果关系。另外,本文中的因果关系是一种条件因果关系,例如考虑对方程 2 施加的约束,它检验的是以 FE、CI 为条件的 IG 对 FD 的因果关系,对条件因果关系的讨论见伍德里奇(2003,第 578 页)。
- ③对政策性负担的讨论见林毅夫等(2001)。
- ④多年的改革经验表明,推动中国经济增长的源头在于农村地区较高水平的经济效率。

参考文献:

- [1]李实. 中国个人收入分配研究回顾与展望[J]. 经济学(季刊),2003,(2).
- [2]章奇,刘明兴,陶然等. 中国金融中介与城乡收入差距[J]. 中国金融学,2004,(1).
- [3]陆铭,陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究,2004,(6).
- [4]Franklin Allen, 钱军, 钱美君. 中国金融制度与国际金融体系比较研究[J]. 中国金融学,2003,(1).
- [5]D Gale Johanson. 1978 年以来,中国城乡收入差距拉大了吗? [J]. 经济学(季刊),2003,(3).
- [6]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).
- [7]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).

- [8]J·M·伍德里奇. 计量经济学导论[M]. 北京:中国人民大学出版社,2003.
- [9]J·约翰斯顿,J·迪纳尔多. 计量经济学方法[M]. 北京:中国经济出版社,2002.
- [10]米尔斯. 金融时间序列的经济计量学模型[M]. 北京:经济科学出版社,2002.
- [11]周立,王子明. 中国各地区金融发展与经济增长实证分析:1979~2000[J]. 金融研究,2002,(10).
- [12]张杰. 中国的货币化进程、金融控制及改革困境[J]. 经济研究,1997,(8).
- [13]张杰. 何种金融制度安排更有利于转轨中的储蓄动员与金融支持[J]. 金融研究,1998,(12).
- [14]刘民权,徐忠. 农村信用社改革和政府职能[J]. 经济学(季刊),2003,(2).
- [15]程华,王布和. 金融抑制下中国金融发展的规模和效率分析[J]. 教学与研究,2003,(8).
- [16]林毅夫. 金融改革和农村经济发展[Z]. 北京大学中国经济研究中心工作论文,NO. C2003026.
- [17]林毅夫,李永军. 中小金融机构与中小企业融资[J]. 经济研究,2001,(1).
- [18]王芳. 经济金融化与经济结构调整[J]. 金融研究,2004,(8).
- [19]姚耀军,鲁涛. 中国农村金融发展规模、结构与效率[J]. 改革,2004,(8).
- [20]戈德史密斯. 金融结构与金融发展[M]. 上海:上海三联书店,1994.
- [21]麦金农. 经济发展中的货币与资本[M]. 上海:上海三联书店,1988.
- [22]麦金农. 经济市场化的次序[M]. 上海:上海三联书店、上海人民出版社,1996.
- [23]林毅夫,蔡昉,李周. 中国的奇迹:发展战略与经济改革[M]. 上海:上海三联书店、上海人民出版社,1994.
- [24]林毅夫. 再论制度、技术与中国农业发展[M]. 北京:北京大学出版社,2000.
- [25]张杰. 中国国有金融体制变迁分析[M]. 北京:经济科学出版社,1998.
- [26]张军. 双轨制经济学:中国的经济改革(1978~1992)[M]. 上海:上海三联书店、上海人民出版社,1998.
- [27]Levine R. Financial development and economic growth: Views and agenda[R]. IMF Working paper, 1996:1678.
- [28]Rajan R, Zingales L. Financial dependence and growth[R]. University of Chicago mimeo, May, 1996.
- [29]Arestis P, Demetriades P, Luintel B. Financial development and economic growth: the role of stock markets [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2001, 33 (1).
- [30]Reinsel, Gregory C, Ahn Sung K. Vector autoregressive models with unit roots and reduced rank structure: Estimation, likelihood ratio test, and forecasting [J]. Journal of Time Series Analysis, 1992 (13):353~375.
- [31]King R, Levine R. Finance and growth: Schumpeter might be right [J]. Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(4):717~738.
- [32]Toda Hiro Y, Phillips Peter C B. Vector autoregressions and causality[J]. Econometrica, 1993, 61:1367~1393.
- [33]Greenwood J, Jovanovic B. Financial development, growth, and the distribution of In-

come [J]. *Journal of Political Economy*, 1998 (4):1076~1107.

- [34] Johansen S, Juselius K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with application to the demand for money [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990(52):169~210.

An Empirical Analysis of Financial Development and Urban-Rural Income Gap in China

YA● Yao-jun

*(Center of Agricultural and Rural Development,
Zhejiang University, Hangzhou Zhejiang 310029, China)*

Abstract: Financial development is important to economic growth, which is the dominant idea in modern theory of financial development. According to this reasoning, non-equilibrium financial development in China may lead to negative economic consequences. By VAR modeling, co-integration analysis and Granger causality test, this paper studies empirically the financial development and urban-rural income gap in China during the period from 1978 to 2002. The empirical research shows that a long-run equilibrium relation exists between financial development and urban-rural income gap, at the same time a positive correlation and bilateral Granger causality lie between financial development dimension and urban-rural income gap. Besides, a negative correlation and bilateral Granger causality exist between financial development efficiency and urban-rural income gap. The policy implication in this paper is that urban-rural income gap could be bridged if non-equilibrium financial development could be rectified.

Key words: financial development; urban-rural income gap; co-integration; granger causality test

(责任编辑 喜雯)