

我国金融发展与城乡收入差距关系的实证研究

王洪亮^a, 蔡则祥^b, 王丽爱^c

(南京审计学院 a. 经济学院; b. 金融学院; c. 法学院, 江苏 南京 210029)

摘要:选取麦氏指标和城乡居民收入基尼系数对整体金融发展和城乡居民收入差距之间的因果关系进行研究,发现:金融发展与城乡居民收入差距存在着单向因果关系,无论长期还是短期,金融发展均是城乡居民收入差距的原因,但我国整体金融发展并未缩小城乡收入差距,相反扩大了城乡收入差距;城乡居民收入差距具有自我加强的“惯性”,无论短期还是长期,它均不是金融发展的原因。

关键词:金融发展;城乡收入差距;Granger 因果关系

中图分类号:F124.7;F832.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-8750(2010)01-0001-05 **收稿日期:**2009-10-01

作者简介:王洪亮(1977—),男,山东滨州人,南京审计学院经济学院副教授,博士,主要研究方向为收入分配理论;蔡则祥(1958—),男,江苏新沂人,南京审计学院金融学院教授,博士,主要研究方向为金融发展理论;王丽爱(1977—),女,山东青岛人,南京审计学院法学院助教,主要研究方向为金融发展与收入差距。

基金项目:江苏省教育厅高校哲学社会科学基金重点项目(07SJB790016)

一、引言

自戈德史密斯、麦金农和肖对金融发展理论做出开创性研究以来,学者们逐渐认识到金融体系在动员储蓄、分散风险、甄别项目、监控企业以及平滑交易等方面发挥着积极作用^[1-3],金融发展对经济增长和居民收入水平具有显著的正向作用,大量的实证研究也支持了这种看法。但金融发展对居民收入分配的影响,无论是从理论研究上,还是从实证研究上,均未得到明确的结论。金融发展与收入分配之间的关系仍存在很大争议,有学者认为金融发展有利于缩小收入差距,有的学者则认为金融发展扩大了收入差距。

1993年Galor和Zeira、Banerjee和Newman就金融发展对收入分配差距变动趋势的影响进行了分析,结果发现金融发展导致穷人和富人之间的收入和财富水平将不断收敛^[4-5]。2008年Ang采用印度的数据进行实证分析,发现金融发展确实缩小了收入差距^[6]。与上述观点相反,2000年

Dayal-Gulati和Husain用中国四大国有商业银行贷款占总贷款的比重作为指标,研究了金融发展对地区经济差距的影响,指出金融发展延缓了我国地区经济差距的缩小^[7]。2005年尹希果等在研究金融发展与地区经济差距之间的关系时,也发现金融发展水平扩大了地区收入差距^[8]。2005年张立军等对金融发展水平与城镇居民收入分配的关系进行分析,发现金融发展扩大了城镇居民收入差距^[9]。研究我国金融发展与收入分配之间的关系具有很重要的意义。

二、金融发展水平与城乡收入差距的历史变动

1978年经济改革以来,我国经济持续高速增长,1978年GDP为3645.2亿元,2007年增长到249529.9亿元,扣除物价因素后实际增长了14倍。在经济高速增长的同时,经济货币化程度迅速提高,1978年我国的广义货币供给量M₂为1367.0亿元,2007年增长到403442.2亿元,增长

了294.13倍。由于货币供给量增长大于经济总量的增长,所以用麦氏指标(M_2/GDP)反映的金融发展水平在改革开放30年里有了明显提高,1978年 M_2/GDP 仅为0.38,20世纪90年代中期达到1.00,2007年进一步增长到1.62,2007年的经济货币化水平是改革开放初的4.31倍。

在经济货币化程度加深的过程中,城乡居民收入水平显著提高,但城乡居民收入差距却迅速扩大。如图2所示,城乡人均名义收入比在1978年为2.57:1,2007年达到3.33:1,城乡人均实际收入比在1978年为2.57:1,20世纪80年代中后期曾降到历史最低1.53:1,90年代以后基本上呈现明显扩大的趋势,从1990年的1.64:1增长到2005年的2.63:1,进而在2007年达到历史最高点。

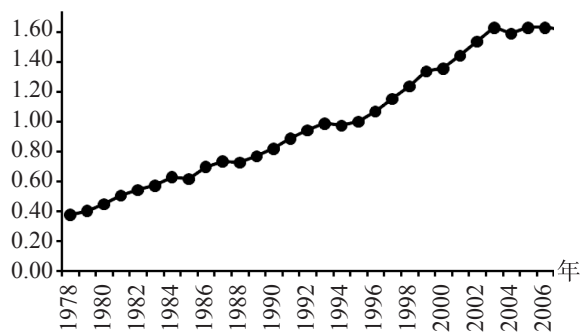


图1 我国历年经济货币化比率

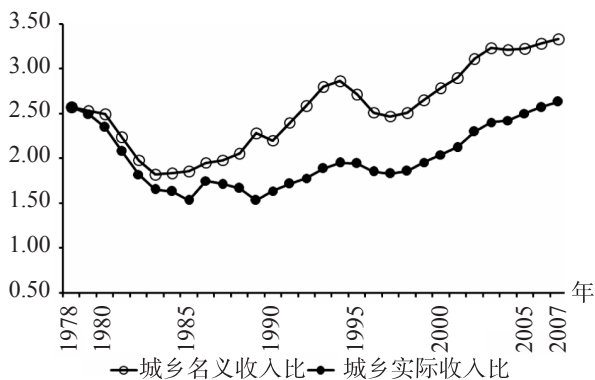


图2 我国历年城乡居民收入比的变动

除了以城乡收入比反映的收入差距明显扩大外,采用城乡收入基尼系数反映的收入差距也呈现出同样的变动趋势。城乡基尼系数采用下面的方法计算,设 P_r 为农村人口占总人口的比重, Y_r 为农村居民收入占全国居民总收入的比重, $CRGINI_t$ 表示第 t 年的城乡收入基尼系数,那么城乡收入基尼系数的计算公式为: $CRGINI_t = |P_r - Y_r|$ 。从图3可以看出,在城乡居民收入水平均快

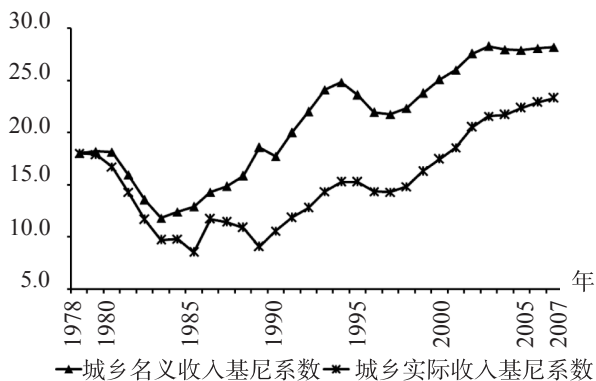


图3 我国历年城乡收入基尼系数的变动

速增长的同时,城乡收入基尼系数也在波动中扩大了,1978年城乡收入基尼系数为18.02^[10-11]①,随后城乡收入基尼系数逐年下降,到1985年达到历史最低点为8.56,在80年代后期变化不大,基本上稳定在10左右,1990年后城乡收入基尼系数快速上升,城乡居民收入差距逐渐达到改革开放以来的最高点,2007年城乡实际收入基尼系数为23.30。

三、金融发展与城乡收入差距关系的实证分析

本文采用 M_2/GDP 作为衡量金融发展的指标,将城乡实际收入基尼系数($CRGINI_t$)作为衡量城乡居民收入差距的指标,应用格兰杰提出的因果检验方法分析整体金融发展与城乡居民收入差距之间的关系。

首先,对时间变量进行平稳性(Sationary)检验。我们采用的方法是ADF检验(Augmentec Dickey-Fuller test)和PP(Phillips-Perron)检验,考察时间序列是否是一阶单整。

其次,对城乡居民收入差距和金融发展水平进行协整检验(Cointegration)。如果变量之间是协整的,进行因果关系检验时,就要包括误差修正项(即协整方程中的回归残差项)。这样既可以考察变量之间长期的因果关系,又可以考察短期中的因果关系。

第三步,建立误差修正模型来考察变量之间的因果关系,其中滞后项的选择采用AIC信息准则来确定。整体金融发展与城乡居民收入差距因

①采用差值法计算的基尼系数,计算方法详见文献[10]第26-31页,为了尽可能精确和方便表达,这里将基尼系数都乘以100,文献[11]也采用这种处理方法。

果检验模型设计为:

$$DCRGINI_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i^1 DCRGINI_{t-i} + \sum_{i=1}^n \lambda_i^1 DM_2GDP_{t-i} + v_t \quad (1)$$

$$DM_2GDP_t = \alpha_2 + \beta_2 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i^2 DM_2GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \lambda_i^2 DCRGINI_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

其中,CRGINI_t 代表第 t 年的城乡居民收入差距, M₂GDP 代表整体金融发展程度。D 表示一阶差分, EC 表示对两个具有协整关系变量的水平量进行线性回归得到的残差项, 下标 i 表示滞后变量阶数。如果 β₁ 显著, 则认为金融发展水平在长期对城乡居民收入差距具有格兰杰因果关系; 如果 β₂ 显著, 则认为城乡居民收入差距在长期对金融发展水平具有格兰杰因果关系; 如果至少某一个 λ_i¹ 的估计系数显著, 则认为金融发展水平在短期对城乡居民收入差距具有格兰杰因果关系; 如

果至少某一个 λ_i² 的估计系数显著, 则认为城乡居民收入差距在短期对金融发展水平具有格兰杰因果关系; 如果 β₁、β₂、λ_i¹、λ_i² 估计系数均显著, 则表示金融发展水平与城乡居民收入差距存在长期和短期的双向因果关系。

根据协整理论, 当两个时间序列变量呈协整关系时, 在两者间建立一个回归模型在统计学意义上才是可靠的。因此需要对变量的平稳性进行检验, 本文采用 ADF 检验方法。在检验形式的选择上, 采用王少平介绍的经验做法来确定 ADF 检验中对趋势项、常数项的选择: 如果数据呈现无规则上升、下降并反复这一状况, 说明数据主要由随机趋势支配, 检验不带有趋势项和常数项形式; 如果数据呈现明显的随时间递增(减)的趋势, 但趋势并不陡, 说明数据由确定趋势和随机趋势共同支配, 检验不带有趋势项带有常数项形式; 如果数据呈现随时间快速增(减)的趋势, 说明确定性趋势中的时间趋势占绝对支配地位, 检验带有趋势项和常数项形式^[12]。

表 1 单位根检验结果

变量	(C, t, q)	ADF 检验值	临界值	PP 检验值	临界值	平稳性
CRGINI	(C, t, 5)	-2.6538	-3.2431	-2.8859	-3.2217	不平稳
D(CRGINI)	(C, t, 2)	-3.5042*	-3.2335	-4.1237**	-3.2253	平稳
M ₂ GDP	(C, t, 1)	-1.8558	-3.2253	-1.8328	-3.2217	不平稳
D(M ₂ GDP)	(C, t, 0)	-4.1907**	-3.2253	-4.1907**	-3.2253	平稳

注: (C, t, q) 表示(常数项、趋势项、滞后期)的取值; *** 代表 1% 水平显著, ** 代表 5% 水平显著, * 代表 10% 水平显著, 下同; 表中列示的临界值是指 10% 显著性水平的临界值。

表 1 列示了城乡居民收入差距(CRGINI) 和整体金融发展水平(M₂GDP) 单位根检验结果。可见, 两个原变量都是非平稳的, 而一阶差分后都变成平稳的, 即所有变量都只有一个单位根, 都是一阶平稳的, 因此两变量满足了格兰杰因果检验对平稳性的要求。对于两组具有同样单位根性质的时间序列数据, 可以利用 Johansen 方法检验两者是否具有协整关系。

表 2 协整检验结果显示, 城乡居民收入差距与整体金融发展之间存在着长期均衡关系, 在确认了城乡居民收入差距与整体金融发展具有协整关系后, 便可以通过误差修正模型来分析两者之间的格兰杰因果关系走向。对于两个具有一阶协整关系的变量, 可以通过 EG(Engle 和 Granger) 两步法估计误差修正模型。

表 2 Johansen 极大似然检验结果

协整关系个数	迹统计量	5% 临界值	伴随概率
无**	17.5072	15.4947	0.0246
最多 1	0.4932	3.8415	0.4825

第一步, 估计两变量线性回归方程。由于它们具有协整关系, 所以排除了伪回归的可能性。本文用来检验城乡收入差距与整体金融发展的计量模型形式为:

$$CRGINI_t = \alpha + \beta \times M_2GDP_t + \varepsilon_t$$

我们采用 1978 年至 2007 年经验数据分析城乡居民收入差距与整体金融发展长期均衡关系, 得到如下估计结果:

$$CRGINI = -1.3726 + 14.4039 \times M_2GDP \quad (4.8799) \quad (3.4327)$$

$$R^2 = 0.9448 \quad F \text{ 值} = 222.3181$$

估计结果显示,在估计方程中 M_2GDP 的系数为正,且在 1% 的显著性水平上显著,这说明目前我国金融发展不但没有缩小收入差距,反而加剧了城乡居民收入差距,具体来说,当麦氏金融发展指标每上升 0.1 时,城乡收入基尼系数上升 1.4 个百分点。

第二步,将估计方程的残差项代入式(1)和式(2)中,建立误差修正模型,以确定变量之间长期和短期因果关系。例如,对 $CRGINI$ 和 M_2GDP 建立误差修正模型,就要把长期均衡关系的估计方程的残差项代入式(1)和式(2),按照 AIC 准则确定最后变量,估计结果见表 3。

根据表 3,整体金融发展与城乡居民收入差距的因果关系可以总结如下:

第一,城乡居民收入差距回归模型中的均衡修正项显著,而金融发展回归模型中均衡修正项不显著,这说明二者长期均衡关系为金融发展是引起城乡居民收入差距变动的格兰杰原因,而城乡居民收入差距并不是导致金融发展的格兰杰原因。

表 3 城乡居民收入差距与金融发展的误差修正模型估计

被解释变量	d(CRGINI)	d(M_2GDP)
截距项	0.8449* (0.4360)	0.0397 (0.0576)
EC(-1)	-1.8458*** (0.4099)	0.1329 (1.3245)
d(M_2GDP (-1))	-24.2407*** (7.5870)	0.0029 (1.3218)
d(M_2GDP (-2))	0.2366 (5.8480)	0.0824 (0.2471)
d(CRGINI(-1))	1.5624*** (0.3118)	-0.0004 (0.0135)
d(CRGINI(-2))	0.0501 (0.1633)	-0.0042 (0.0073)
R^2	0.5960	0.0443
F-statistic	6.1956	0.1945
Prob(F-statistic)	0.0011	0.9612

第二,城乡收入差距回归模型中,除了自身滞后项显著外,滞后 1 期的金融发展项也有显著解释作用,这说明金融发展在短期是城乡居民收入差距变动的原因。在金融发展回归方程中,城乡居民收入差距滞后项没有显著作用,而且其他变量也均不显著,金融发展回归方程的 R^2 、F 值均

很小,模型的拟合程度比较低,金融回归模型基本上不成立,这说明城乡居民收入差距在短期不是金融发展的格兰杰原因。

可见,无论长期还是短期,金融发展都是城乡居民收入差距的格兰杰原因,且金融发展扩大了城乡居民收入差距。但城乡居民收入差距并不是金融发展的格兰杰原因,即城乡居民收入差距的变动不会导致金融发展发生变化。

模型估计结果显示,金融发展通过三个渠道影响城乡居民收入差距。首先是均衡修正项的当期调节,然后是滞后第 1 期金融发展对城乡居民收入差距产生的短期影响,最后是城乡居民收入差距本身滞后结构产生的调节作用。为了进一步观察金融发展与城乡居民收入差距的动态关系,我们假定在初始均衡状态下金融发展上升一个标准差,利用估计模型对城乡居民收入差距变动情况加以模拟。图 4 给出了经济货币化比率上升一个标准差引发的城乡收入差距变动路径。

从脉冲响应图上看,城乡居民收入差距对自身一个标准差的新息(新生信息)当期会有一个较强的反映,随着时间推移,这一新息对它的影响会逐渐减弱,但始终为正,这说明城乡居民收入差距具有较强的“惯性”,从累积响应图上看,城乡收入差距一个标准差新息对自身 10 年累积影响达 4.53。金融发展上升一个标准差的新息后,它会导致城乡居民收入差距的迅速扩大,10 年后这样一个标准差的新息会导致城乡居民收入差距上升 0.56,这说明金融发展从长期看会推动城乡居民收入差距持续扩大。从累计响应图上,我们发现金融发展的一个标准差新息对于城乡居民收入差距 10 年的累计影响达 3.36。

四、主要结论与讨论

本文选取麦氏指标和城乡居民收入基尼系数来反映金融发展水平和城乡居民收入差距,考察金融发展和城乡居民收入差距各自的状况,然后采用经济计量方法实证分析两者之间的因果关系,得到如下结论:第一,我国金融发展与城乡居民收入差距存在着单向因果关系,无论长期还是短期,金融发展均是城乡居民收入差距的原因,但城乡收入差距并不是金融发展的原因。第二,我国金融发展虽是城乡收入差距的原因,但金融发展并未缓和城乡居民收入差距,恰恰相反,金融发

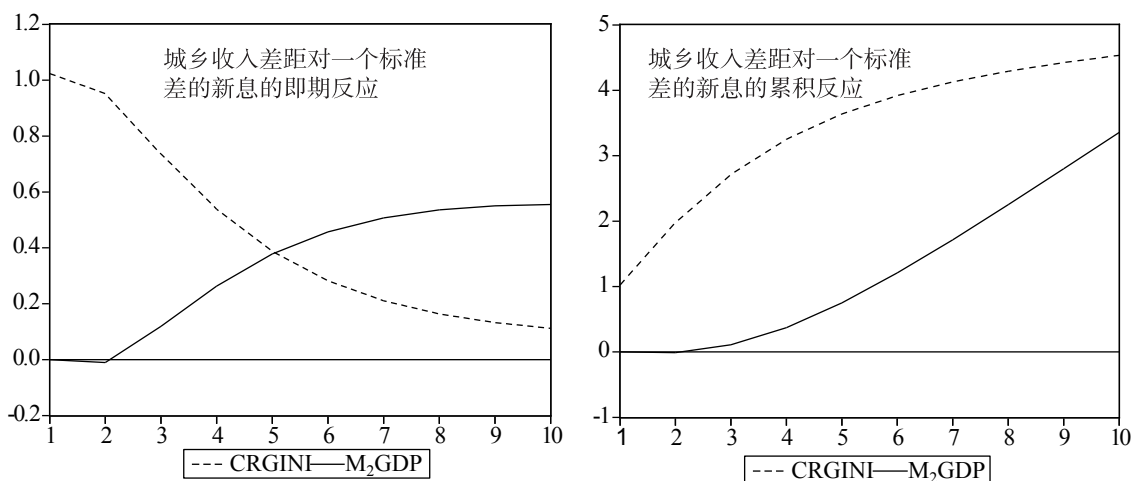


图4 城乡居民收入差距对金融发展的脉冲响应分析图

展扩大了城乡居民收入差距。第三,我国城乡居民收入差距具有自我加强的“惯性”,金融发展又强化了这种“惯性”,金融发展的一个标准差新息在10年后导致城乡基尼系数约上升3个百分点。

金融发展拉大城乡收入差距的更深层次的原因,可能在于我国金融发展中的二元化结构,在全国整体金融发展的同时,农村金融发展受到了抑制,城市倾向的金融结构使农村金融成为向城市输送农村经济资源的管道。我国金融改革的历程显示了金融“重城市、轻农村”特征。1998年四大国有商业银行纷纷撤并在农村的经营机构和部分县支行,同时还上收了县级机构贷款权限,致使四大国有商业银行县级以下的机构成为单纯吸收存款的金融机构,这导致了农村资金外流。1998年以来,中国金融机构农村贷款余额均小于从农村吸引来的存款余额,存贷差额占存款余额的比率呈上升趋势,这从另一方面说明了农村资金的外流。整体金融发展水平不断提高的同时,农村金融机构却在收缩,农村资金却在大量外流,这导致了农民收入增长缓慢,城乡收入差距扩大。考察农村资金流入城市的规模并分析其对城乡收入差距的影响可能是笔者进一步的研究方向。

参考文献:

- [1]肖E S. 金融理论中的货币[M]. 邵伏军,译. 上海:上海三联书店,1988.
- [2]吴先满. 中国金融发展论[M]. 北京:经济管理出版

社,1994.

- [3]蔡则祥. 中国金融结构合理化问题研究[J]. 审计与经济研究,2006(3):69-74.
- [4]Galor O, Zeira J. Income distribution and macroeconomics[J]. Review of Economic Studies, 1993, 60: 35-52.
- [5]Banerjee A V, Newman A F. Occupational choice and the process of development[J]. Journal of Political Economy, 1993, 101: 274-298.
- [6]Ang J B. Finance and inequality: the case of India [R]. Monash University Department of Economics, issn 1441-5429, Discussion paper 08/08/2008.
- [7]Dayal-Gulati A, Husain A M. Centripetal forces in China's Economic Take-off [R]. IMF Working Paper, WP/00/86, 2000.
- [8]尹希果,陈刚,潘杨,等. 我国金融发展与地区经济收敛[J]. 当代经济科学,2005(5):18-25.
- [9]张立军,湛泳. 我国金融发展与城镇居民收入差距的关系[J]. 财经论丛,2005(2):66-70.
- [10]陈宗胜. 经济发展中的收入分配[M]. 上海:上海人民出版社,1994:26-31.
- [11]世界银行. 中国:推动公平的经济增长[M]. 北京:清华大学出版社,2004.
- [12]王少平. 宏观计量的若干前沿理论与应用[M]. 天津:南开大学出版社,2003.

(责任编辑:杨凤春)

(下转第44页)