

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2012.03.002

我国城乡金融差异对城乡收入差距的影响^{*}

廖杉杉

(重庆社会科学院,重庆 400020)

摘要:我国城乡金融差异非常明显,不仅表现在规模和结构方面,效率方面的差异也很显著。通过构建动态面板数据模型,利用1992—2009年29个省区的数据,分析城乡金融差异对城乡收入差距的影响,结果表明:在控制其他变量的情况下,城乡金融规模差异、结构差异和效率差异与城乡收入差距呈正相关关系,城乡金融差异的扩大将导致城乡收入差距的进一步扩大。要缩小城乡收入差距,不仅需要竭力缩小城乡金融差异,还需要特别重视农村经济和教育事业的发展。

关键词:城乡金融差异;城乡收入差距;农村金融;城镇金融;金融规模差异;金融结构差异;金融效率差异;金融制度差异;金融体制改革

中图分类号:F832;F291.3 文献标志码:A 文章编号:1674-8131(2012)03-0011-09

The Influence of Urban-Rural Finance Difference on Urban-Rural Income Disparity in China

LIAO Shan-shan

(Chongqing Academy of Social Sciences, Chongqing 400020, China)

Abstract: There is obvious urban-rural finance difference in China, which is not only embodied in its scale and structure but in its efficiency. Based on the dynamic panel-data model of different provinces in China, this paper uses the data from 29 provinces and municipalities during 1992-2009 to analyze the impact of urban and rural finance difference on urban and rural income disparity, and the results show that, under the control of other variables, urban and rural financial scale difference, structural difference and efficiency difference are positively related to urban and rural income gap, that the enlargement of urban and rural financial difference leads to further enlargement of urban and rural income gap and that the narrowing of urban and rural income gap not only needs to shrink urban and rural financial difference but also needs to specifically emphasize the development of rural economy and education cause.

Key words: urban-rural finance difference; urban-rural income disparity; rural finance; urban finance; financial scale difference; financial structure difference; financial efficiency difference; financial institution difference; financial system reform

* 收稿日期:2012-03-20;修回日期:2012-04-15

基金项目:国家社科基金项目(10XJY0024)“西部农村民间金融发展与政策规制研究”

教育部人文社会科学研究项目(12XJC790009)“西部农村扶贫开发中公共产品供求机制与模式研究”

中央高校基本科研业务费重点资助项目(CDJXS10022213)“城乡金融服务差异性问题的研究”

感谢重庆大学公共管理学院副教授徐鲲博士的悉心指导,感谢匿名审稿人和编辑部的建设性意见。当然,文责自负。

作者简介:廖杉杉(1982—),女,重庆人;助理研究员,硕士,在重庆社会科学院工作,主要从事农业经济学研究。

一、引言

伴随着改革开放以来经济的持续快速增长,我国城乡金融差异问题和城乡收入差距问题也越来越严重。在城乡金融差异方面,目前我国农村平均每万人银行网点 0.36 个,平均每万人金融服务人数 43 人,而城镇在这两个指标上分别是农村的 5 倍和 7.5 倍;农村地区的各项存款余额高达 10.16 万亿元,但相应贷款余额仅为 5.72 万亿元(占全国银行业金融机构各项贷款余额的 22%),大量农村资金流入城市;不仅如此,城市金融创新快,业务品种丰富,银行卡、电子银行、代客理财、衍生产品、资产证券化等新的金融产品层出不穷,基本能够有效满足城市居民的需求;而目前农村金融只能提供基本的存、贷、汇“老三样”服务^①。在城乡收入差距方面,1978 年,我国农村居民人均纯收入和城镇居民人均可支配收入分别为 133.6 元和 343.4 元,2010 年则分别为 5 919 元和 19 109 元,31 年间,我国城乡居民收入差距已经由原来的 2.57 倍扩大到 3.23 倍;如果考虑到城镇居民享有各种补贴、劳保福利和社会保障等隐性收入,而农民还需从纯收入中扣除一部分用于再生产,我国的城乡居民收入实际差距约为 4~6 倍^②。

金融是现代经济的核心,金融活动涉及经济社会生活的方方面面,如何将日益严峻的城乡金融差异问题和不可忽视的城乡收入差距问题有机结合起来,从城乡金融差异的视角来探究城乡收入差距的原因,寻求缩小城乡收入差距的路径,具有重要的理论和实践意义。本文将在分析我国城乡金融差异基础上,运用动态面板数据模型实证分析城乡金融差异对城乡收入差距的影响,进而提出相应的对策建议,以利于尽快缩小我国城乡收入差距。

二、我国金融的城乡差异分析

1. 城乡金融规模差异

关于金融规模(financial scale)研究方面的文献资料极为丰富。其中,在衡量金融发展规模指标方面,麦氏指标(M_2/GDP)和戈氏指标(fir)被大量广泛使用。然而,麦氏指标(M_2/GDP)在使用过程中存在众多的质疑。比如,国外学者 Levine 等(1998)指出,

麦氏指标不能有效地度量负债的来源和金融系统的资源配置;国内学者王毅(2002)、李广众等(2002)认为麦氏指标不能准确地度量中国金融发展的规模。前者质疑麦氏指标在度量金融深化程度上的准确性,后者认为麦氏指标无法有效地解释中国 M_2/GDP 偏高的问题。因此,本文采用戈氏指标(fir)来衡量城乡金融规模。借鉴张杰(1995)的做法,考虑到中国城乡金融的特殊性,计算公式如下:

城镇金融发展规模(fir_1) = 城镇贷款/城镇 GDP

农村金融发展规模(fir_2) = 农村贷款/农村 GDP

全国(fir_3) = 全国贷款总额/GDP

考虑到统计制度的变化,1989 年以前农村贷款按“金融机构农业贷款 + 乡镇企业贷款”计算,1989 年以后的农村贷款按“金融机构农业贷款 + 乡镇企业贷款”计算;城镇贷款 = 全国各项贷款 - 农村贷款。同时,由于没有农村 GDP 的统计数据,本文按“第一产业 GDP + 乡镇企业增加值”来计算,城镇 GDP = 全国 GDP - 农村 GDP。改革开放以来我国城镇和农村金融规模就如图 1 所示。

由图 1 可知,1978—2009 年,我国金融规模发展迅速,但城镇金融规模与农村金融规模之间的差异极为明显。一方面,城镇金融规模发展速度明显快于农村金融规模发展速度;另一方面,31 年来,农村金融规模系数始终处于 0 到 0.5 之间,而城镇金融规模系数均在 0.75 以上。

2. 城乡金融结构差异

金融结构(financial structure)研究始于金融结构论,经过几十年的发展,金融结构的内涵极为丰富,包括金融总体各组成部分的分布、存在、相对规模、相互关系与配合的状态等。其中,在金融结构的定量研究方面,国外学者 Demirguc-Kunt 等(1999)、Almazan 等(2010)、Kristofik 等(2009)分别从跨国比较等不同视角研究了金融结构问题,国内学者白钦先等(2005)从金融资产的角度出发进行了有益的探索。但到目前为止,还没有被广泛接受的金融结构衡量指标。

① 资料来源: http://bankmap.cbrc.gov.cn/bank/index_pro.jsp.

② 资料来源: http://news.xinhuanet.com/politics/2010-06/11/c_12210666.htm.

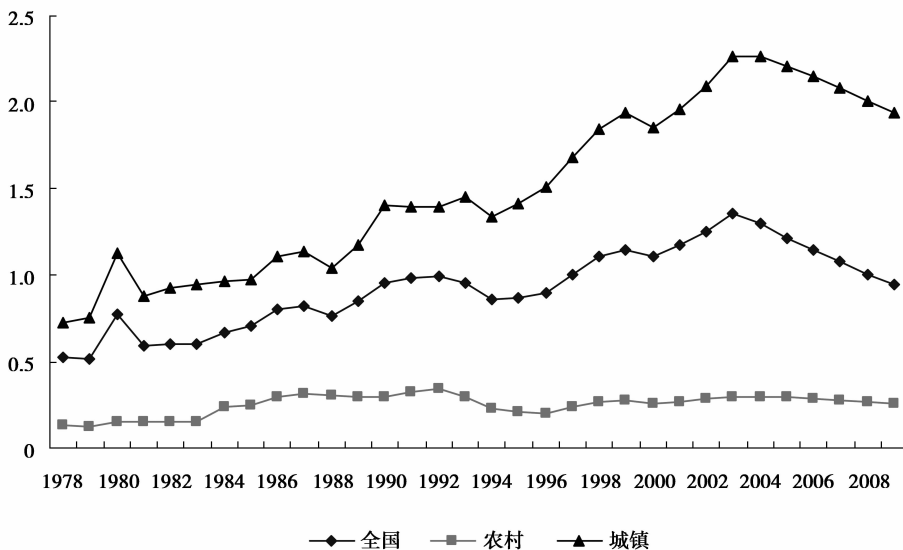


图1 我国城乡金融规模差异(1978—2009)

本文借鉴王志强等(2003)的做法,采用非银行资产占金融总资产的比重来衡量金融结构,即:

城镇金融结构(f_{is_1}) = (非农业类股票筹资额 + 非农业保费收入)/金融总资产

农村金融结构(f_{is_2}) = (农业类股票筹资额 + 农业类保费收入)/金融总资产

全国金融结构(f_{is_3}) = (股票筹资额 + 保费收入)/金融总资产

按照中国证券监督管理委员会2001年颁布的《上市公司行业分类指引》分类,本文将农林牧渔业

和食品饮料加工业上市公司筹资额作为农业类股票筹资额,非农业类股票筹资额则为股票筹资总额与农业类股票筹资额的差。同时,将金融总资产界定为对金融部门的总债权和对非金融部门的总债权之和,前者包括流通中的货币、各项存款、金融债券、国内保费收入,后者包括各项贷款、国债(内债)、企业债券、财政借款。由于我国第一只真正意义上的股票(同仁华塑,证券代码为000509)1993年5月份才诞生,因此,本文从1993年开始分析我国金融结构差异,结果见图2。

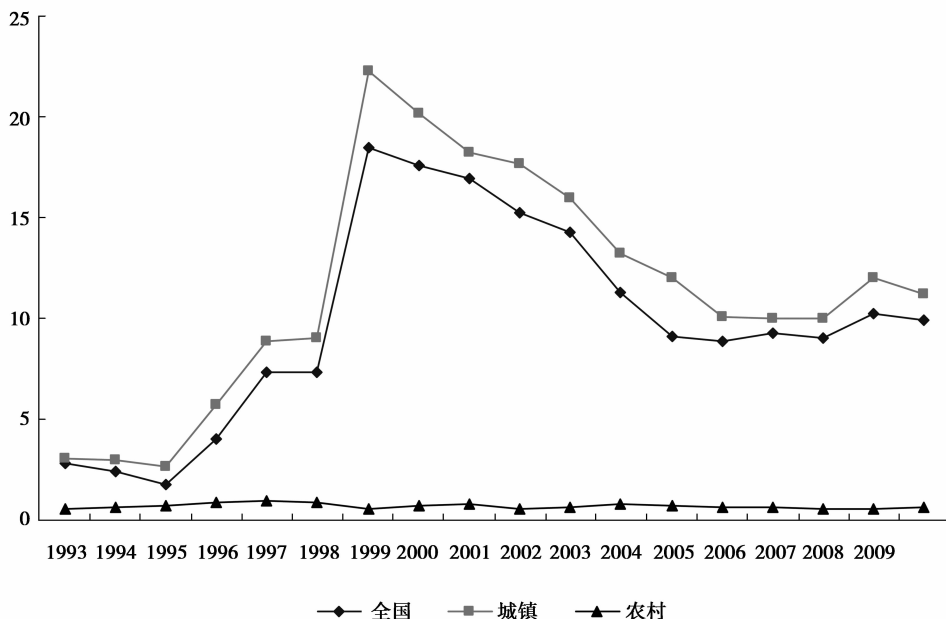


图2 我国城乡金融结构差异(1993—2009)

从图 2 可知,1993—2009 年,随着我国股票市场的成长和保险业的发展,城乡金融结构发生了显著的变化,但城乡金融结构差异仍很明显。一方面,全国金融结构和城镇金融结构变化的幅度都较大,这与我国 20 世纪 90 年代以来的宏观经济形势密切相关。特别是受 1997 年亚洲金融危机的影响以及 1999 年我国《证券法》的实施,我国股市震动较大,这在全国和城镇金融结构方面有明显的反应。另一方面,从我国实际情况来看,由于农业类上市公司整体发展缓慢,筹资额相对于整个股票市场的融资额来说极为有限;同时,农业保险发展虽然也历经新中国成立以来的多次发展,但总体状况并不乐观,农业保费收入占全国各项保费收入的比重不断萎缩,发展状况很不尽如人意;因此,在金融资产总量不断增大的同时,农村金融结构整体变动幅度并不大,其系数与城镇差距十分明显。

3. 城乡金融效率的差异

金融效率(financial efficiency)是一个综合性很强的指标,按照不同金融机构在经济中的作用,可将其分为三种,即宏观金融效率、微观金融效率和金融市场效率。在国外,学者们偏重于微观和金融市场方面的研究,尤其是 X 效率和 DEA 方法被大量

运用于评价金融机构微观效率(Spiegel et al,2010; Burki et al,2010; Fletschner et al,2010; Adamson et al;2010);在国内,学者们的研究则较为零散,比如,王振山(2000)、沈军等(2006)、张杰(2006)均从不同的方面对其进行了研究。

从文献资料看,在衡量金融效率方面,学者们普遍比较注重投入与产出之间的比例关系,即多是以非国有经济获得银行贷款比例来衡量。要分析我国城乡金融效率的差异,必须结合我国城镇和农村金融发展的实际情况,在借鉴上述学者基本思想的前提下,本文拟以存贷比来衡量城乡金融效率,即:

城镇金融效率(fie_1) = 城镇储蓄/城镇贷款

农村金融效率(fie_2) = 农村储蓄/农村贷款

全国金融效率(fie_3) = 储蓄总额/贷款总额

城镇和农村贷款的计算方法如上文所述。由于统计制度的变化,农村存款在 1989 年前按“国家银行农业存款 + 农村信用社全部存款”计算,从 1989 年起按“金融机构农业存款 + 农户储蓄”计算。同时,城镇存款 = 全国各项存款 - 农村存款。改革开放以来我国城镇和农村的金融效率如图 3 所示。

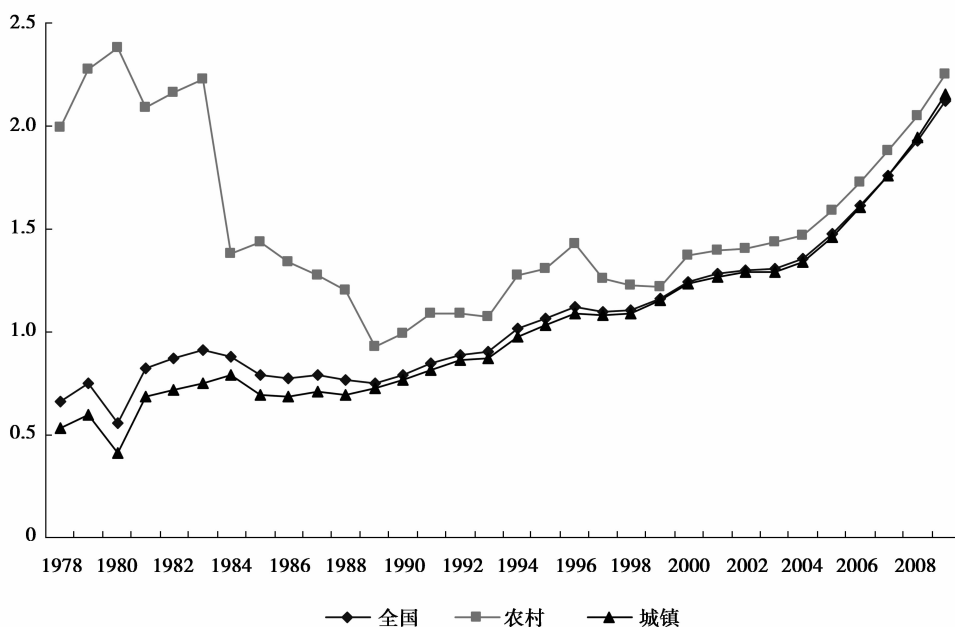


图 3 我国城乡金融效率差异(1978—2009)

从图 3 可以看出,1978—2009 年,我国金融效率显著提高,且自 2003 年以来我国农村和城镇金融

效率差距显著缩小,但基于初期发展效率的差异,城乡金融效率差距还在一定程度上存在。考虑到

“三农”问题在中国经济社会发展中的极端重要性,1978—2010年间,中央连续发布12个关于“三农”问题的“一号文件”。尤其是2003年以来,国家开始推行“工业反哺农业”、“城市带动农村”的发展战略,将经济发展战略重点确立在农村,有力地推动了农村经济的发展。在此过程中,农村金融效率也迅速提高,有效缩小了城乡金融效率差距。

三、我国城乡金融差异对城乡收入差距的影响

1. 模型设定与指标选择

上述分析表明,我国城乡金融差异是非常显著的。经济决定金融,金融服务经济;城乡金融差异对城乡居民收入差距是否有影响?如果存在影响的话,这种影响到底又有多大?特别是考虑到我国不同省级单位间经济社会发展的现实差异,有必要采用省级面板数据来进行实证。基于此,在借鉴国内外学者们研究成果的基础上,本文设定如下动态面板数据模型:

$$\ln urid_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln urid_{i,t-1} + \alpha_2 \ln fir_{it} + \alpha_3 \ln fis_{it} + \alpha_4 \ln fie_{it} + \alpha_5 \ln rgdp_{it} + \alpha_6 \ln edu_{it} + \eta_i + \xi_{it}$$

其中,下标*i*和*t*分别表示第*i*个省份和第*t*年; η_i 表示不随时间变化的各省市截面的个体差异; ξ_{it} 表示随机扰动项。各变量的名称及其定义具体解释如下:

(1) 城乡收入差距(*urid*)

从现有文献资料来看,大部分文献采用城镇居民人均可支配收入与农村人均纯收入的比值来表示城乡收入差距,但这种方法并没有反映城乡人口所占比重的变化,与我国的实际情况不相吻合。因此,本文借鉴王少平等(2008)的做法,采用泰尔指数来衡量我国的城乡收入差距。*i*省*t*时期城乡收入差距(*urid*)计算公式如下:

$$urid_{it} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{p_{jt}}{p_t} \right) \ln \left(\frac{p_{jt}}{z_{jt}} \right) = \left(\frac{p_{1t}}{p_t} \right) \ln \left(\frac{p_{1t}}{z_{1t}} \right) + \left(\frac{p_{2t}}{p_t} \right) \ln \left(\frac{p_{2t}}{z_{2t}} \right)$$

其中, $j=1$ 和 $j=2$ 分别表示城镇和农村地区, z_{1t} 和

z_{2t} 分别表示*t*时期的城镇和农村人口数量, z_t 表示*t*时期的总人口数量, p_{1t} 和 p_{2t} 分别表示*t*时期城镇和农村的总收入(用相应的人口和人均收入之积表示), p_t 表示*t*时期的总收入。

(2) 城乡金融差异

本文从规模、结构和效率等三个维度来衡量城乡金融差异,计算方法如前文所述:

$$\begin{aligned} \text{城乡金融规模差异} &= \frac{\text{城镇金融规模}}{\text{农村金融规模}} \\ &= \frac{(\text{城镇贷款}/\text{城镇GDP})}{(\text{农村贷款}/\text{农村GDP})} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{城乡金融结构差异} &= \frac{\text{城镇金融结构}}{\text{农村金融结构}} \\ &= \frac{(\text{非农业类股票筹资额} + \text{非农业类保费收入})}{\text{金融总资产}} \\ &= \frac{(\text{农业类股票筹资额} + \text{农业类保费收入})}{\text{金融总资产}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{城乡金融效率差异} &= \frac{\text{城镇金融效率}}{\text{农村金融效率}} \\ &= \frac{(\text{城镇储蓄}/\text{城镇贷款})}{(\text{农村储蓄}/\text{农村贷款})} \end{aligned}$$

(3) 控制变量

胡兵等(2007)认为,1985—2003年,虽然中国经济增长使农村居民收入增加,大幅度减少了贫困,但随着城乡居民的收入差距不断拉大,收入不平等的加剧部分地抵消了经济增长的减贫成效;曹裕等(2010)认为,城乡差距与经济增长之间存在长期稳定的面板协整关系,城乡收入差距不利于经济增长;许冰等(2010)的研究成果也表明,中国经济经历了凹性的快速上升到凸性的减速上升,然后又到凹性的快速上升,最后到凸性的减速上升的“过山车”模式,目前处于倒U型的左半部分,表明经济增长与城乡收入差距之间关系非常显著。也就是说,经济增长与城乡收入差距密切相关。基于此,本文以人均GDP增长率(*rgdp*)表示经济增长,将其作为控制变量引入模型。同时,在参考高梦滔等(2006)、陈斌开等(2010)研究成果的基础上,将教育发展水平(*edu*)也作为控制变量引入模型中,以教育经费支出占财政总支出的比重来表示。

2. 数据来源

梁琪等(2006)的研究表明,中国宏观经济和金融总量数据“结构断点”大多出现在1992年以前,选择1992年以后的面板数据则可以不考虑“结构断点”问题。因此,本文实证研究数据的时间跨度

为1992—2009年。由于西藏的数据缺失严重,未纳入样本范围;重庆1997年直辖以后才有相应的统计数据,故将其并入四川后纳入样本范围,本文最终实际研究的省级单位为29个。其中,城乡金融差异方面的数据来源于《中国农村金融年鉴》、《中国金融年鉴》、《中国乡镇企业统计资料》和《中经网统计数据库》;城乡收入差距方面的数据来源于《新中国六十年统计资料》和《中经网统计数据库》;经济增长和教育发展水平方面的数据分别来源于《中国统计年鉴》和相关年份的《中国教育经费统计年鉴》。同时,由于本文样本时间跨度较长,为使不同年份的数据具有可比性,所有价格度量的指标均采用GDP平减指数剔除物价因素的影响。表1是各指标的描述性统计量。

表1 各指标的描述性统计量(1992—2009)

变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>urid</i>	0.938	0.701	0.352	2.125
<i>fir</i>	0.549	0.151	0.310	1.210
<i>fis</i>	0.619	0.581	0.010	0.550
<i>fie</i>	0.609	0.322	0.280	0.910
<i>rgdp</i>	0.085	0.025	0.076	0.101
<i>edu</i>	0.015	0.012	0.011	0.026

注:由于我国第一家农业上市公司1993年才上市,所以表1中*fis*指标1992年的数据是用插值法补齐的。

表2 实证模型GMM的估计结果

解释变量	DIF1(1)	DIF2(2)	SYS1(3)	SYS2(4)	DIF2*(5)	SYS2*(6)
$\ln urid_{i,t-1}$	0.882 6*** (0.081 4)	0.778 9*** (0.035 1)	0.888 5*** (0.021 6)	0.875 1*** (0.149 6)	0.800 6*** (10.14)	0.867 9*** (7.59)
$\ln fir_{it}$	0.740 9*** (10.15)	0.796 8*** (9.58)	0.751 2*** (104.29)	0.863 2*** (19.56)	0.802 5*** (10.01)	0.870 6*** (7.53)
$\ln fis_{it}$	0.729 6 (0.026 8)	0.824 6* (0.019 5)	0.723 2 (0.012 6)	0.768 8** (0.055 5)	0.884 1*** (13.98)	0.878 5*** (5.88)
$\ln fie_{it}$	0.770 8** (0.025 8)	0.761 2*** (0.013 9)	0.712 2** (0.112 8)	0.741 1** (0.223 1)	0.782 5*** (10.98)	0.758 9*** (5.45)
$\ln rgdp_{it}$	0.458 6** (19.17)	0.482 5*** (11.96)	0.466 6* (4.21)	0.504 6*** (1.48)	0.484 8*** (9.39)	0.476 5*** (8.88)
$\ln edu_{it}$	-0.352 1 (7.11)	-0.384 8 (10.32)	-0.366 6 (11.08)	-0.112 6 (9.08)	-0.384 7 (9.28)	-0.176 1 (7.85)
常数项	0.589 6 (3.19)	0.584 2*** (4.38)	0.577 6*** (9.28)	0.558 9* (8.36)	0.584 9*** (7.258)	0.571 4* (8.85)
Wald 检验值	348.67***	1 206.48***	1 358.25***	1 555.89***	1 508.19***	2 020.69***
Sargan 检验的 p 值	0.002 8	1.000 0	0.003 3	1.000 0	1.000 0	1.000 0
差分 Sargan 检验的 p 值	—	—	0.000 0	1.000 0	0.000 0	1.000 0
AR(2) 检验的 p 值	0.001 3	0.698 5	0.294 8	0.311 6	0.345 5	0.310 8

注:(1)DIF1、DIF2分别是Arellano和Bond(1991)GMM估计方法一步估计和两步估计得到的结果;SYS1、SYS2分别是Blundell和Bond(1998)系统GMM估计法一步估计和两步估计得到的结果;其中,DIF1、DIF2、SYS1和SYS2使用的是各省市1992—2009年的数据进行估计;DIF2*、SYS2*使用的是各省市1993—2009年的数据估计的结果。

(2)表中显示为估计参数,系数下方括号内的是标准差。

(3)系数联合显著性Wald检验的零假设为各解释变量的系数均为零。

(4)Sargan检验的零假设为过度确认是有效的,即工具变量是有效的。

(5)AR(2)检验的零假设为差分后的残差项不存在二阶自相关,即模型的设定是合理的。

(6)*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性。

3. 实证分析

考虑到我国第一家农业上市公司 1993 年才正式上市的实际情况,本文采用两组数据来同时对模型进行估计,即:一是根据 1993—2009 年的面板数据,采用插值法补齐 1992 年数据然后运用 1992—2009 年的数据来估计模型;二是直接运用 1993—2009 年的面板数据估计模型。表 2 的检验显示,系数联合显著性的 Wald 检验值都在 1% 的水平上显著;Sargan 检验的概率值 p 说明工具变量是有效的,即工具变量和误差项是不相关的;AR(2) 检验的概

率值 p 说明一阶差分后的残差是不存在二阶自相关的,即本文所设定的模型是合理的。

为了进一步评价估计结果的可靠性和滞后阶的稳健性,本文采用 IPS(Im-Pesaran-Shin) 检验来验证面板残差是否平稳,以确认 GMM 估计不是伪回归的结果。同时,为了增强结果的稳健性,文中将 LLC 检验和 Breitung 检验结果一并列入表 3 中。从表 3 中的结果来看,每个模型的面板残差概率值 p 均小于 1%,这说明各个面板残差均具有平稳性,上述估计结果不存在伪回归现象。

表 3 面板残差的平稳性检验

	LLC 检验	Breitung 检验	IPS 检验		LLC 检验	Breitung 检验	IPS 检验
北京	12.235 7 (0.002 1)	110.258 7 (0.000 1)	-9.649 5 (0.000 0)	河南	110.445 2 (0.000 0)	126.335 7 (0.001 1)	12.121 2 (0.000 0)
天津	2.002 5 (0.001 4)	-11.336 5 (0.005 4)	-3.698 5 (0.001 7)	湖北	112.225 8 (0.000 1)	78.896 2 (0.000 3)	22.690 4 (0.000 0)
河北	3.264 1 (0.004 7)	39.336 9 (0.002 5)	-1.658 9 (0.002 2)	湖南	13.265 7 (0.005 8)	17.558 6 (0.000 1)	10.254 8 (0.000 0)
山西	201.356 9 (0.000 1)	9.298 7 (0.000 0)	-2.356 9 (0.001 8)	广东	2.215 8 (0.000 0)	1.250 8 (0.004 1)	-11.350 4 (0.000 0)
内蒙古	112.258 7 (0.000 8)	-71.996 4 (0.001 4)	-14.598 6 (0.000 0)	广西	12.258 9 (0.000 4)	11.345 2 (0.000 2)	7.553 2 (0.000 0)
辽宁	213.545 4 (0.002 2)	135.568 2 (0.000 5)	-56.214 8 (0.005 9)	海南	13.255 8 (0.000 1)	33.358 8 (0.002 5)	23.568 7 (0.000 0)
吉林	17.893 2 (0.000 8)	222.326 9 (0.000 0)	2.639 8 (0.000 9)	四川	12.225 6 (0.000 2)	10.258 9 (0.002 5)	11.586 4 (0.000 0)
黑龙江	142.552 4 (0.008 5)	885.358 9 (0.002 1)	25.639 8 (0.006 9)	贵州	12.087 5 (0.000 2)	11.333 6 (0.000 6)	11.856 2 (0.000 5)
上海	103.264 1 (0.000 0)	545.568 5 (0.000 9)	111.125 8 (0.000 0)	云南	23.236 8 (0.000 7)	19.323 5 (0.002 6)	9.365 8 (0.000 7)
江苏	18.256 8 (0.000 2)	721.278 5 (0.178 2)	19.256 9 (0.000 0)	陕西	22.268 7 (0.000 0)	19.235 8 (0.002 5)	17.675 4 (0.002 1)
浙江	182.258 7 (0.000 1)	251.458 2 (0.000 0)	42.245 8 (0.000 0)	甘肃	22.222 4 (0.000 7)	21.236 5 (0.000 3)	18.223 6 (0.009 8)
安徽	123.225 8 (0.002 5)	158.378 5 (0.000 0)	21.021 5 (0.002 4)	青海	23.265 4 (0.000 5)	39.332 8 (0.002 1)	33.447 8 (0.000 5)
福建	1.278 5 (0.000 1)	54.565 8 (0.000 0)	2.025 8 (0.001 2)	宁夏	112.215 7 (0.000 0)	114.245 8 (0.000 2)	111.000 5 (0.001 6)
江西	142.125 8 (0.000 4)	61.852 4 (0.002 1)	3.369 8 (0.000 0)	新疆	19.458 6 (0.095 7)	21.334 2 (0.000 0)	21.458 7 (0.000 8)
山东	13.225 8 (0.000 1)	9.458 6 (0.000 0)	-1.205 8 (0.004 5)	总体	78.225 4 (0.000 0)	69.783 1 (0.002 9)	51.144 9 (0.001 8)

注:(1)括号中为 W 统计量的 p 值。

(2)受篇幅限制,仅提供 1992—2009 年这一组数据的面板单位根检验结果;1993—2009 年的数据处理结果同样显示回归结果可靠,不存在伪回归现象,备案。

4. 结果讨论

在确保模型设定合理性和工具变量有效性的基础上,可以对表2中的估计结果进行分析。根据表2第1列所汇报的Sargan检验概率值($p = 0.0028$)可知,差分GMM工具变量无效,这说明工具变量与误差项相关或误差项存在异方差的可能;第2列的检验是为了纠正由异方差所带来的系数估计偏差问题,AR(2)的概率值($p = 0.6985$)表明差分的误差项存在二阶自相关是不显著的,同时,Sargan检验的概率值($p = 1.0000$)也表明二阶差分GMM工具变量是有效的。一般来说,当因变量一期滞后项系数为0.8~0.9时,差分的GMM相对于系统GMM有较大的下偏或者说是存在估计的不准确性。基于此,通过对比表1中第3列和第4列Sargan检验和差分Sargan检验的概率值可知:第4列,即系统GMM(SYS GMM)的估计量具有更好的一致性和有效性。同理,第6列的估计量比第5列的估计量也具有更好的一致性和有效性。基于上述分析,本文选择表2中第4列和第6列的回归结果来分析城乡金融发展对城乡收入差距的影响:

从城乡收入差距滞后项来看,城乡收入差距滞后项系数均大于0.85且显著,这意味着城乡收入差距前期值每增加1%,后一期城乡收入差距就会相应的扩大0.85%以上,说明后一期城乡收入差距与前期城乡收入差距高度相关。针对我国目前城乡收入差距日益扩大的现实,虽然我国政府采取了一系列切实有效的措施,但考虑到前后期城乡收入差距之间的紧密联系,我国城乡收入差距问题的形成并非一朝一夕,城乡收入差距在短期之内也是难以彻底得到有效缓解的,城乡收入差距问题仍然是今后我国一段时间内的难点问题。

从城乡金融规模差异来看,城乡金融规模差异系数均大于0.85且显著,这意味着城乡金融规模差异越大,城乡收入差距越大。城乡金融规模差异的增大意味着城镇贷款额和城镇GDP快速增长,而农村贷款和农村GDP增长迟缓,这与我国当前城乡发展的实际状况是相吻合的。因此,农村金融规模的扩大有利于缩小城乡收入差距,城镇和农村和谐金融关系的建设对于城乡收入差距的缩小具有极其重要的作用。

从城乡金融结构差异来看,城乡金融结构差异系数均在0.75以上且显著,说明城乡收入差距与城乡金融结构差异显著相关。农业上市公司规模的

壮大和农业保险的发展,有利于扩大农村非银行业资产占全国金融资产总额的比重,有利于缓解城乡金融结构差异,对促进农村经济的发展,缩小城乡收入差距也具有显著作用。

从城乡金融效率差异来看,城乡金融效率差异系数均大于0.70且显著,说明城乡金融效率差异系数每增加1%,城乡收入差距则会相应扩大至少0.70%。考虑到资本使用过程中的安全性、流动性和营利性要求,当城镇资金使用的效率高于农村的时候,农村资金就会大量流入城镇,促进城镇经济的快速发展;而农村经济社会发展所需要的资金需求则得不到有效满足,农村经济发展滞后,城乡收入差距也就自然形成。

从控制变量来看,经济增长对城乡收入差距具有正向影响。改革开放三十多年来,我国城乡收入差距虽然在扩大,但是,城镇和农村经济都得到了快速发展,城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入迅速提高已是不可否认的事实。而教育发展水平差异系数不仅不显著,系数还为负数,但这并不能说明教育发展水平的差异对城乡收入差距没有作用。伴随改革开放以来我国经济社会的发展进步,我国城镇化进程也逐渐加快,农村受过教育的年轻人绝大多数都流向城镇。也就是说,在城镇化进程中,农村教育的投入与农村教育产出是不成正比的,农村教育的外部性极为显著,教育发展水平的差异并未带来城乡收入差距显著变化。

四、研究结论与政策启示

本文在分析城乡金融规模、结构与效率差异的基础上,运用动态面板数据模型,实证分析了城乡金融规模、结构和效率差异对城乡收入差距的影响。结果表明,在控制其他变量的前提下,城乡金融规模、结构和效率差异与城乡收入差距之间呈正相关关系,城乡金融规模、结构和效率差异越大,城乡收入差距越大。同时还发现,城乡收入差距在一定程度上受城乡收入差距滞后项、经济发展状况和教育发展水平的制约。也就是说,基期城乡收入差距会受到前一期城乡收入差距的影响,地区经济发展水平和教育支出规模也会影响城乡收入差距。

基于上述研究,要缩小城乡收入差距,我们认为政府还需做好下述几个方面的工作:

一是要缩小城乡金融差异,加快城市支援农村、工业反哺农业的力度。重构当前的农村金融组织架构,建立农村资金回流反哺农村的机制,引导

金融资源流向农业、农村和农民,支持农村经济的发展,增加农民收入。要通过对现行信贷制度的创新,破除信贷需求压抑农村经济发展的制度性根源,积极探索农村金融资源促进农村经济发展的新路径。创新农村信贷工具,尝试新型抵押担保机制,发展农村金融衍生工具,促进乡镇企业的发展,增加农民收入(冉光平等,2011;鲁钊阳等,2012)。需要加快农村金融制度的改革,构建一种稳定而有效的、能够最大限度凝结不同利益主体共同偏好的农村金融制度,尽量缩小城乡金融制度之间的差距,促进农民增收。

二是要正确认识缩小城乡收入差距任务的艰巨性,加快地方经济的发展步伐,夯实缩小城乡收入差距的经济基础。一方面,在追求经济总量快速增长的同时,加快产业结构的调整步伐,强化自主创新理念和低碳经济发展理念,加大服务业和文化产业的发展,推进生态文明建设,深入实施可持续发展战略。另一方面,在经济发展的同时,要让发展成果惠及更多的民众,注重对弱势群体的保护;特别是需要对农村经济社会的发展予以高度重视,缩小城乡各方面的差距。

三是要重视教育事业的发展,加大城乡教育投入与教育回报之间关系的协调力度。一方面,随着经济的发展,提高教育经费支出占财政总支出的比重,强化各级政府对教育事业发展的投入,合理有效地解决城乡教育资源分配不均的问题。另一方面,需要切实有效地引导各层次人才在城镇和农村之间的有序流动,鼓励大学生返乡创业,加大对农村实用型人才的培训力度,支持农村经济社会的发展。

参考文献:

- 白钦先. 2005. 金融结构、金融功能演进与金融发展理论的研究历程[J]. 经济评论(3):39-45.
- 曹裕, 陈晓红, 马跃如. 2010. 城市化、城乡收入差距与经济增长:基于我国省级面板数据的实证研究[J]. 统计研究 27(3):29-35.
- 陈斌开, 张鹏飞, 杨汝岱. 2010. 政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距[J]. 管理世界(1):36-43.
- 高梦滔, 和云. 2006. 妇女教育对农户收入与收入差距的影响:山西的经验证据[J]. 世界经济(7):82-91.
- 胡兵, 赖景生, 胡宝娣. 2007. 经济增长、收入分配与贫困缓解:基于中国农村贫困变动的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究(5):33-42.
- 李广众, 陈平. 2002. 金融中介发展与经济增长:多变量 VAR

- 系统研究[J]. 管理世界(3):52-59.
- 梁琪, 滕建州. 2006. 中国宏观经济和金融总量结构变化及因果关系研究[J]. 经济研究(1):11-22.
- 鲁钊阳, 冉光, 王建洪, 孟坤. 2012. 城乡金融发展非均衡化的形成机理及对策[J]. 管理世界(3):172-173.
- 冉光, 鲁钊阳. 2011. 金融发展、外商直接投资与城乡收入差距[J]. 系统工程(7):19-25.
- 沈军, 白钦先. 2006. 金融结构、金融功能与金融效率:一个基于系统科学的新视角[J]. 财贸经济(1):23-28.
- 王少平, 欧阳志刚. 2008. 中国城乡收入差距对实际经济增长的阈值效应[J]. 中国社会科学(2):54-66.
- 王毅. 2002. 用金融存量指标对中国金融深化进程的衡量[J]. 金融研究(1):82-92.
- 王振山. 2000. 银行规模与中国商业银行的运行效率研究[J]. 财贸经济(5):19-22.
- 王志强, 孙刚. 2003. 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(7):13-20.
- 许冰, 章上峰. 2010. 经济增长与收入分配不平等的倒U型多拐点测度研究[J]. 数量经济技术经济研究(2):54-64.
- 张杰. 2005. 中国的高货币化之谜[J]. 经济研究(6):59-69.
- 张杰. 2006. 中国金融改革的检讨与进一步改革的途径[J]. 经济研究(5):3-10.
- ADAMSON S, Noe T, PARKER G. 2010. Efficiency of financial transmission rights markets in centrally coordinated periodic auctions[J]. Energy Economics, 32(4):771-778.
- ALMAZAN A, DE-MOTTA A, TITMAN S, UYSAL V. 2010. Financial Structure, Acquisition Opportunities, and Firm Locations[J]. Journal of Finance, 65(2):529-563.
- BURKI A A, NIAZI GSK. 2010. Impact of financial reforms on efficiency of state-owned, private and foreign banks in Pakistan[J]. Applied Economics, 42(24):3147-3160.
- DEMIRGUC-KUNT A, MAKSIMOVIC V. 1999. Institutions, financial markets, and firm debt maturity[J]. Journal of Financial Economics, 54(3):295-336.
- FLETSCHNER D, GUIRKINGER C, BOUCHER S. 2010. Risk, Credit Constraints and Financial Efficiency in Peruvian Agriculture[J]. Journal of Development Studies, 46(6):981-1002.
- KRISTOFIK P, KANDEROVA M. 2009. The Impact of Financial Reform on Slovak Firms' Corporate Capital Structure[J]. Ekonomicky Cadopis, 57(9):891-902.
- LEVINE R, ZERVOS S. 1998. Stock Markets, Banks, and Economic Growth[J]. American Economic Review, American Economic Association, 88(3):537-58.
- SPIEGEL U, TAVOR T, TEMPLEMAN J. 2010. The effects of rumours on financial market efficiency[J]. Applied Economics Letters, 17(15):1461-1464.

(编辑:夏冬,校对:段文娟)