

互联网金融背景下 普惠金融发展对城乡收入差距的影响

张晓燕^{1,2}

【摘要】为进一步探究我国普惠金融发展与城乡收入差距之间的内在联系,本文在互联网金融背景下构建我国普惠金融发展指标体系的基础上,采用向量误差修正模型(VECM)对2004~2014年我国相关数据进行实证分析。结果显示:互联网金融发展对提高普惠金融发展水平的作用显著,且普惠金融发展与城乡收入差距之间存在长期的均衡关系,提高普惠金融发展水平可以显著地缩小城乡收入差距。普惠金融发展在改善城乡收入差距时具有较长的持久效应,且普惠金融发展与城乡收入差距之间具有明显的相互改善、相互促进的作用。基于此,针对互联网金融背景下普惠金融发展如何缩小城乡收入差距提出了相关政策建议。

【关键词】互联网金融;普惠金融发展;城乡收入差距;VECM模型

【中图分类号】F830

【文献标识码】A

【文章编号】1004-0994(2016)17-0094-4

一、问题的提出

自改革开放以来,我国经济发展迅猛,居民的收入也得到了很大的提高。但在经济飞速发展的过程中,城乡分割的二元经济结构并未得到根本性改变,我国城乡居民收入差距仍在不断扩大,城乡居民收入比从1985年的2.1增长到2014年的2.92,增幅高达38.6%,并且这种城乡收入的不均衡会对我国经济社会发展产生不利影响。尤其是在经济新常态下,随着“人口红利”的逐渐消失,缩小城乡收入差距成为当前我国经济发展的迫切任务。而金融作为资源配置的决定要素对城乡收入差距的影响深远,为满足农村及农民的金融需求,我国近年来大力发展普惠金融,不断进行着金融产品和服务的创新。

党的十八届三中全会明确提出要“发展普惠金融”,表明我国普惠金融发展将迎来全新的发展时期。随着互联网金融发展规模的不断扩大,互联网金融自身的诸多优势可以为普惠金融的发展提供更加多元化、更加便捷的渠道和平台。在互联网金融背景下,普惠金融以平等、便利、快捷的特征促使农村经济主体获得更多的金融产品和服务,缓解了农民融资困境,增加了农民提高收入的机会,从而有效改善了城乡收入分配失衡的现状。因此,在研究我国普惠金融发展的基础上,深入探究互联网金融背景下我国普惠金融发展与城乡收入差距的内在联系具有重要的现实意义。

二、文献综述

目前,学者对于金融是否能改善城乡收入差距尚未达成共识。主要有以下几种结论:

1. 金融发展与城乡收入差距呈“倒U”关系。Greenwood等(1990)提出,金融发展与收入分配存在着库兹涅茨倒U效应,当金融发展跨过一定的门槛后会改善城乡收入的差距。Kim Dong-Hyeon等(2011)也指出金融发展与收入分配之间存在“倒U”关系。李志军和奚君羊(2012)通过实证检验我国金融发展与城乡收入差距之间是否存在倒U关系时提出,在金融发展水平不断提高的过程中,金融发展对城乡收入差距的扩大效应逐步减弱,当金融发展达到一定的门槛时,会缩小城乡收入差距。

2. 金融发展可缩小城乡收入差距。Clark等(2003)通过研究全球相关数据发现,金融发展对降低一国收入分配差距的作用明显。胡振华等(2013)、周泽炯等(2014)发现,农村金融规模的扩大显著地加大了城乡收入差距,而农村金融效率与城乡收入差距之间呈负相关关系。胡宗义和李鹏(2013)对我国31个省市2003~2010年的相关数据运用空间计量方法进行实证研究时发现,农村正规金融和非正规金融给城乡收入差距带来了负效应,但农村正规金融的减贫效应更明显。

3. 金融发展扩大了城乡收入差距。Cagetti和De Nardi(2006)认为,当金融市场不够完美时,金融发展将会促进城

【基金项目】江苏省社会科学基金基地项目“经济新常态下江苏沿海地区经济增长新动力源泉研究”(项目编号:14JD023)

乡收入差距的扩大。孙永刚(2012)指出,未能消除金融城乡二元结构时,我国金融发展对城乡收入差距的影响是正向的,但这种影响具有明显的滞后性。田杰和陶建平(2012)通过对我国1887个县(市)的面板数据进行研究后认为,由于中西部地区普惠金融资源和大型农业企业的匮乏导致农村普惠金融发展带来的收入效应为负,反而抑制了农户收入水平的提高。张宏彦等(2013)认为,城乡收入差距不断拉大的原因在于农村金融机构资金外流,非正规金融发展不足。

综上,金融发展与城乡收入差距的关系有待进一步探究。同时,在探究金融发展在城乡收入分配中的作用时,大多数文献是从宏观方面展开的,从农村普惠金融发展的角度来研究城乡收入差距问题的文献极为少见。王修华等(2011)指出,缩小城乡收入差距的有效途径是创建普惠性金融体系,成立蕴含包容性质的农村金融机构。

基于此,本文在互联网金融迅猛发展的时代背景下,采用2004~2014年我国相关数据,构建VECM模型对我国普惠金融发展在缩小城乡收入差距过程中的内在作用进行实证分析。本文从互联网金融发展视角,研究我国普惠金融发展状况,首次将互联网金融发展纳入衡量普惠金融指数的指标体系,同时探究在互联网背景下我国普惠金融发展在改善城乡收入差距过程中的作用。

三、指标选取及模型设定

1. 指标选取与数据来源。

(1)普惠金融发展水平(IFI)。随着互联网金融的快速发展,普惠金融与互联网金融的联系越来越紧密,而传统的指标体系在衡量普惠金融发展水平时均未考虑互联网金融的重要性,即未将互联网金融发展纳入指标体系,这与现实普惠金融的发展不符。因此,本文在Mandira Sarma(2010)构建的多维度普惠金融指数的基础上,首次尝试将互联网金融发展纳入指标体系,从而更真实、合理地衡量我国普惠金融发展水平。本文从三个维度选取了七个具体指标衡量普惠金融发展水平,其中每万平方千米金融机构网点数和金融机构从业人员数表示地理维度服务渗透性;每十万人拥有的金融机构网点数和金融机构从业人员数表示人口维度服务渗透性;人均各项存款、各项贷款和互联网金融规模占人均GDP的比重表示金融服务的可获得性。本文采用熵值法计算各指标的权重。

首先,对原始数据进行归一化处理,计算公式如下:

$$C_{ij} = \frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^n x_{ij}} \quad (1)$$

式(1)中, i 表示第 i 年, j 为第 j 个指标。

然后,确定熵值。计算公式如下:

$$e_j = -\frac{1}{\ln(n)} \times \sum_{i=1}^n C_{ij} \times \ln C_{ij} \quad (2)$$

最后,确定各指标的权重。计算公式如下:

$$w_j = \frac{1 - e_j}{\sum_{j=1}^7 (1 - e_j)} \quad (3)$$

表1列示了指标构造及权重计算结果,可以看出,金融服务的可获得性在我国普惠金融发展过程中具有明显的主导效应。对普惠金融发展水平影响权重最大的前三个指标中,人均互联网金融规模占人均GDP的比重排名第二,略低于人均各项存款占人均GDP的比重,这说明我国互联网金融发展对提高普惠金融发展水平具有非常重要的影响,因此将互联网金融发展纳入指标体系才更加真实、合理。

表1 普惠金融发展水平指标体系及权重

维度	具体指标	计算方法	权重
地理维度服务渗透性	每万平方千米金融机构网点数	银行机构网点数/面积	0.152
	每万平方千米金融机构从业人员数	银行机构从业人员数/面积	0.075
人口维度服务渗透性	每十万人拥有的金融机构网点数	银行机构网点数/地区人口	0.122
	每十万人拥有的金融机构从业人员数	银行机构从业人员数/地区人口	0.074
金融服务的可获得性	人均各项存款占人均GDP的比重	人均各项存款/人均GDP	0.289
	人均各项贷款占人均GDP的比重	人均各项贷款/人均GDP	0.073
	人均互联网金融规模占人均GDP的比重	人均互联网第三方支付额/人均GDP	0.215

在确定指标权重的基础上,将各指标进行无量纲化处理,计算公式如下:

$$p_j = w_j \times \frac{A_j - \text{MIN}_j}{\text{MAX}_j - \text{MIN}_j} \quad (4)$$

其中, p_j 、 w_j 、 A_j 、 MAX_j 和 MIN_j 分别表示第 j 个指标的无量纲化测度值、权重、实际测量值、最大值和最小值。

采用欧式距离法计算2004~2014年我国的普惠金融发展水平,计算公式如下:

$$\text{IFI} = 1 - \frac{\sqrt{(w_1 - p_1)^2 + (w_2 - p_2)^2 + \dots + (w_n - p_n)^2}}{\sqrt{w_1^2 + w_2^2 + \dots + w_n^2}} \quad (5)$$

(2)城乡收入差距指标(GAP)。考虑到数据的可获得性、连续性和可比性,本文借鉴钞小静和沈坤荣(2014)的做法,采用城镇人均可支配收入与农村人均可支配纯收入之比来衡量城乡收入差距。

(3)控制变量。影响城乡收入差距的因素众多,不能全部纳入模型。陈斌开和林毅夫(2013)指出,我国城镇化滞后将导致城乡收入居高不下,需要以推进城镇化为主要抓手来改善城乡收入分配。王艺明和蔡翔(2010)研究发现,财政支出占GDP的比重越高,给居民带来的好处越多,越能改善居民

□ 金融·保险

的收入。故本文只选择具有代表性的两个变量即对财政干预(CZZ)和城镇化水平(URB),分别用对财政预算支出占GDP的比重和城镇人口占总人口的比重来表示。

考虑到相关年份数据的可获得性,本文的研究时间跨度为2004~2014年。用于计算各指标的相关数据主要来自于历年《中国金融年鉴》、《中国区域金融运行报告》、《中国统计年鉴》、中经网络数据库、中国统计局网站等。其中,由于2005年中国人民银行才开始发布《中国区域金融运行报告》,故2004年的银行机构网点数、银行机构从业人员数是由当年各省市《区域金融运行报告》中的数据计算而来;互联网金融按模式主要分为众筹、P2P网贷和第三方支付平台,考虑到第三方支付交易量占互联网交易量的比例大于60%及数据可获得性,本文以互联网第三方支付交易额来替代互联网金融发展,相关数据来源于艾瑞咨询。各指标的描述性统计见表2。

表2 各指标的描述性统计

具体指标	最小值	平均值	中位数	最大值	标准差
城乡收入差距(GAP)	2.9159	3.1901	3.2238	3.3328	0.1337
普惠金融发展(IFI)	0.0433	0.3330	0.2249	0.8734	0.2920
财政干预(CZZ)	0.1773	0.2098	0.2198	0.2384	0.0243
城镇化水平(URB)	0.4176	0.4842	0.4834	0.5477	0.0442

2. 模型设定。考虑到向量误差修正模型是包含了协整约束条件的向量自回归模型(VAR),本文采用向量误差修正模型(VECM),从长期均衡关系和短期动态关系两个方面探究互联网金融背景下普惠金融发展对城乡收入差距的影响。VECM模型如下:

$$\Delta y_t = \alpha \text{VECM}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中, $y_t = (\text{GAP}_t, \text{IFI}_t, \text{CZZ}_t, \text{URB}_t)$, αVECM_{t-1} 为向量误差修正项, α 绝对值的大小反映了变量之间受短期影响冲击后向长期均衡值调整的力度。

四、实证分析

1. 平稳性检验。一般多数时间序列数据均为不平稳序列,若对这些不平稳的变量进行回归,可能会出现“伪回归”,使统计检验失效。因此,在进行实证分析前本文采用ADF单位根检验法对变量及其一阶差分的平稳性进行检验,结果如表3所示。各变量的原序列均是非平稳的时间序列,而其一阶差分均在10%的水平上拒绝“存在单位根”的原假设,即服从I(1)单位根过程,因此,各变量均为一阶单整序列。

2. 协整分析。单位根检验结果表明,各变量均为一阶单整序列,符合协整检验的前提。由于Engle-Granger检验主要用于两变量之间的协整关系检验,而本文解释变量个数较多,故选择Johansen检验法分别对两个模型进行检验,即检验相关变量之间是否存在长期均衡关系(协整关系)。根据模型滞后期选择标准,滞后期数为2时,AIC和SC的值最小,故本文选择模型滞后期数为2。检验结果如表4所示。

表3 各变量的ADF检验结果

变量	ADF	临界值			P值	结论
		1%	5%	10%		
GAP	-0.373	-4.380	-3.600	-3.240	0.971	不平稳
DGAP	-2.930	-4.380	-3.600	-3.240	0.095*	平稳
IFI	1.480	-3.750	-3.000	-2.630	0.997	不平稳
DIFI	-3.092	-4.380	-3.600	-3.240	0.099*	平稳
CZZ	-0.704	-3.750	-3.000	-2.630	0.846	不平稳
DCZZ	-2.703	-3.750	-3.000	-2.630	0.073*	平稳
URB	-1.479	-4.352	-3.588	-3.233	0.836	不平稳
DURB	-7.635	-4.380	-3.600	-3.240	0.000***	平稳

注: *、**、***分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上拒绝单位根。

表4 Johansen协整检验结果

原假设	特征值	迹统计值	临界值(5%)
None	0.961	32.486	27.071
At most 1	0.840	18.344	20.970
At most 2	0.664	10.934	14.071
At most 3	0.491	6.744	3.736

从表4可以看出,迹统计值32.486>27.071,表明在5%的水平上拒绝“不存在协整关系”的原假设,城乡收入差距与普惠金融发展、财政干预、城镇化之间存在协整关系,即各变量之间存在长期稳定的均衡关系,协整方程如下式所示:

$$\text{GAP} = -1.073\text{IFI} - 0.233\text{CZZ} + 0.771\text{URB} \quad (10)$$

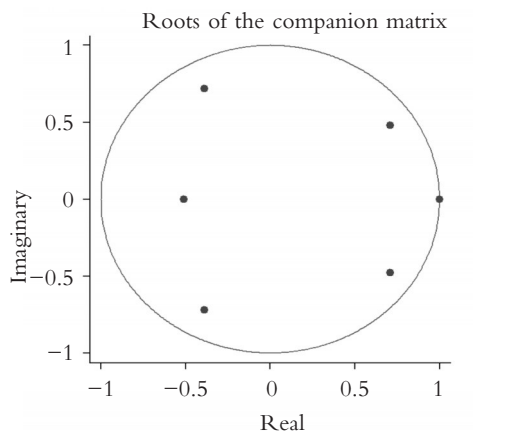
(0.000) (0.044) (0.000)

由式(10)可知,各变量系数均通过了显著性检验,表明在5%的水平上普惠金融发展、财政干预、城镇化与城乡收入差距具有较强的长期均衡关系,且普惠金融发展与城乡收入差距呈现显著的负相关关系,即普惠金融发展水平每提高1%,城乡收入差距就降低1.073%。说明普惠金融发展通过了门槛效应,减弱了金融排斥效应,具有明显的减贫效应,缩小城乡收入差距的效果明显。财政干预有助于缩小城乡收入差距,而城镇化却显著地扩大了城乡收入差距,表明我国农民未能从城镇化发展的过程中分享到真正的好处。

若VECM模型不稳定,则估计的结果将是不可靠的。因此,需要对VECM模型进行稳定性检验,本文利用单位根检验图来进行检验,结果如图1所示。除了VECM模型本身假设的单位根,所有的单位根都落于单位圆内,因此所设定的VECM模型是稳定的。

3. 脉冲响应函数分析。协整方程的稳健性等相关检验表明所估计的模型是可靠的。为获得普惠金融发展与城乡收入差距之间动态关系的详细信息,本文构建了脉冲响应函数来刻画干扰项的冲击给内生变量带来的影响,如图2所示。

由图2可知,GAP对普惠金融发展(IFI)一个标准差的冲击中,城乡收入差距(GAP)在整个观测期呈负反应,前3期快



The VECM specification imposes 3 unit moduli

图1 VECM系统稳定性判别

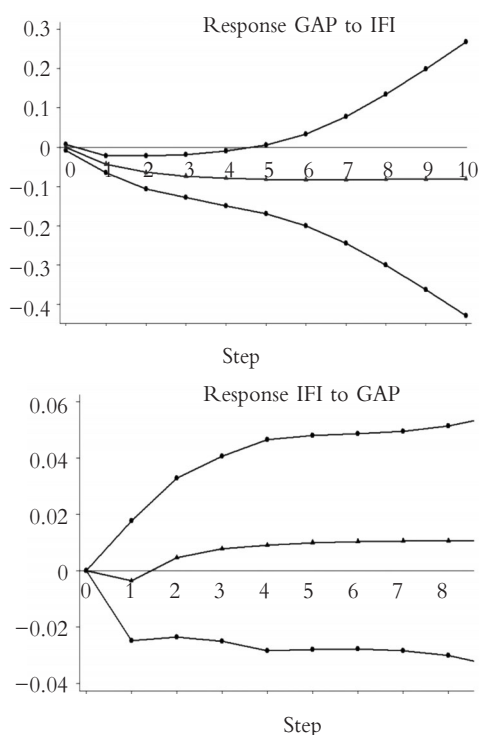


图2 VCEM模型正交化的脉冲响应

速向负方向波动,且负效应呈现出不断扩大的趋势,到第4期以后这一负效应逐渐趋于稳定。这表明在互联网金融快速发展的背景下,提高普惠金融发展水平能有效地缩小城乡收入差距,普惠金融发展程度越高,对改善城乡收入差距的作用越强,同时,这一改善作用具有较长的持久效应。普惠金融发展(IFI)对GAP一个标准差的冲击中,普惠金融发展在第1期呈负反应,而从第2期开始迅速转为正效应,并且在第6期后这种正效应趋于稳定。由此可以看出,城乡收入差距的缩小对普惠金融发展的作用主要是正的促进作用,即当城乡收入差距得到改善时,会反过来提高普惠金融的发展程度。综上,普惠金融发展与城乡收入差距之间相互促进、相互改善的作用明显。

五、研究结论与政策建议

本文利用2004~2014年我国互联网金融、普惠金融与城乡收入差距的相关数据,首次将互联网金融发展纳入普惠金融发展水平的指标体系,并对我国普惠金融水平进行了测度,且基于此建立了VECM模型,实证分析了互联网金融背景下我国普惠金融发展对城乡收入差距的影响。研究表明:第一,在我国普惠金融发展过程中金融服务的可获得性具有明显的主导效应,且互联网金融发展指标在指标体系中所占的权重仅次于人均各项存款占人均GDP的比重,说明互联网金融发展对提高普惠金融发展水平具有重要的推动作用;第二,普惠金融发展与城乡收入差距之间存在长期均衡关系,提高普惠金融发展水平可以显著地降低城乡收入差距,即在互联网金融发展的支持下普惠金融发展通过了门槛效应,减弱了金融排斥效应,表现出明显的减贫效应,从而改善了城乡收入差距;第三,在改善城乡收入差距时普惠金融发展的作用具有较长的持久效应,且降低城乡收入差距可以显著地提高普惠金融发展水平,即普惠金融发展与城乡收入差距之间具有明显的相互改善、相互促进的作用。

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议:一是要积极构建互联网金融与普惠金融协同发展的政策机制,充分发挥互联网金融助推普惠金融发展的作用。一方面,给予互联网金融发展合适的空间,鼓励互联网金融产品和服务创新,加大互联网金融发展的配套支撑,推进互联网金融健康发展;另一方面,建立健全互联网金融与普惠金融协同发展的长效机制,逐步打造互联网普惠金融服务平台,提高金融服务的普惠化程度。二是要深化农村金融体制改革,构建农村普惠金融体系,扩大普惠金融服务的覆盖群体。建立资金回流机制,全面落实和完善涉农贷款的优惠政策,引导金融资金支持“三农”建设,为普惠金融发展提供支撑;降低农村金融服务准入门槛,鼓励社会资本积极参与建立针对农村融资需求的小型金融机构,推动农村金融产品创新,提高农村金融效率,切实发挥金融对提高农民的收入水平的作用。三是要逐步打破城乡二元结构,构建普惠金融与城乡收入差距之间的良性互动平台。进一步加大国家对“三农”的支持力度,打破阻碍城乡资源自由流动的政策瓶颈,优化农村普惠金融发展的外部环境,有效发挥普惠金融的减贫效应,逐步缩小城乡收入差距,最终形成两者的良性互动。

主要参考文献:

周泽炯,王磊.农村金融发展对城乡居民收入差距的影响效应分析及其检验[J].农村经济,2014(10).

张宏彦,何清,余谦.中国农村金融发展对城乡收入差距影响的实证研究[J].中南财经政法大学学报,2013(1).

作者单位:1.盐城师范学院商学院,江苏盐城 224051; 2.盐城市金融研究院,江苏盐城 224051