

农村金融区域发展差异及其影响因素

李鑫,王礼力 魏 姗

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)

摘 要: 以全国 29 个省(市、自治区) 2002—2011 年的数据为基础,利用泰尔指数方法衡量了我国东、中、西三大区域的农村金融发展差异,并在此基础上运用面板数据模型,从区位发展因素、经济发展因素、政治因素和市场因素四个方面定量分析了影响差异形成的因素。研究表明:我国农村金融发展程度的地区差异显著,且区域内差异对总差异贡献较大;地区教育水平、地区商品交易效率、地区信息化水平、地区政策支持和金融市场交易效率对金融相关比率均有显著的正向影响,受农业的弱质性和农业资金外流的影响,地区经济发展水平对金融发展有微弱的反向作用;上一期的农村金融发展水平对本期的农村金融发展影响非常显著,这表明农村金融区域发展差异存在扩大的迹象。

关键词: 农村金融; 区域发展差异; 泰尔指数; 面板数据; 广义矩估计

中图分类号: F832.35

文献标识码: A

文章编号: 1672-0202(2014)01-0028-10

一、引 言

2013 年国家一号文件再次将视角投向了三农问题,文件中将改善农村金融服务提到了现代农业发展的主要任务当中。随着现代农业的快速发展,农户、乡镇中小型企业以及各种形式的农民合作经营主体对发展资金的需求也日益增长,农村金融的发展承载了更多服务农业发展的社会责任^[1]。在此背景下,基于凯恩斯主义需求决定供给的市场规律,农村金融在近年来也取得了较快的发展,尤其是东部发达地区,农商银行、小额信贷公司、农村合作金融机构等多样化农村金融主体不断涌现。与此同时,农村金融发展的区域差异却在逐步加大,以江苏省为例,2000 年苏南和苏北的金融相关比率差距即在 0.5 左右,且在这之后的六年内逐年加大^[2]。

我国是一个农业大国,涉农人口众多,根据第六次全国人口普查,我国居住在乡村的人口达到 67415 万人,占比 50.32%^①,因此农业的平衡发展关乎我国经济、社会的快速稳定发展。农村金融的区域发展失调对我国的经济、社会发展必将带来一定的影响。第一,农村金融的区域发展失衡会加剧农村的经济发展失衡,造成现代化农业和原始农业并存的局面。陈秀山等^[3]以及 ZHANG Jun 等^[4]的研究证实了资本投入的差距显著影响地域经济发展差距,另外农村金融的发展对农村经济发展的促进作用明显,这一点已由众多学者研究证实^[5-7]。由此可以认为,农村金融发展会对农村经济发展产生一定的影响。第二,适度的农村金融的区域发展差异有利于促进资本的流动,但是过度的区域发展差异则可能影响金融市场的稳定,形成两极分化的农村金融市场环境。目前

收稿日期: 2013-10-25

基金项目: 国家社会科学基金一般项目(13BJY106)

作者简介: 李鑫(1988—),男,江苏徐州人,西北农林科技大学经济管理学院硕士研究生,主要研究方向为农业经济与管理。E-mail: amenylx@163.com

① 数据来源: 中华人民共和国国家统计局网站。

我国农业和农村对金融服务的需求不断增加,农村金融快速发展扩张,但其区域发展失衡的问题也越来越严重。本文旨在通过衡量国内三大区域农村金融发展的区域差异,并在此基础上,建立农村金融发展模型,分析影响农村金融发展的各项因素,为全国农村金融区域平衡发展提供政策建议。

二、相关文献综述

(一) 区域金融发展差异的度量

20 世纪 50 年代,金融地理学开始作为一个经济学分支出现在研究领域,为金融问题研究提供了新的思路。早期金融地理学的研究范围主要包括金融的区位选择、金融排斥问题以及货币地理问题^[8]。随着区域经济发展不均衡现象的蔓延,与之对应的区域金融发展差异问题进入了国内外学者的研究视野。Stijn 等^[9]从区域金融差异的形成与扩散角度对区域金融发展差异进行了分析,认为金融自由化会加剧金融发展的区域不均衡问题,而区域金融发展的不均衡会导致行政势力的不均等,而行政势力的不均等又会加剧金融差异^[9]。Juan 等^[10]运用 Theil 指标度量了 1993—2001 年间欧洲各国的金融发展差异程度,认为欧洲在利率收敛上所取得的成果会分解到各个国家的金融市场,区域金融发展理论的研究不应该仅仅关注区域金融的发展差异,更重要的是在此基础上探讨促进区域金融合作的政策措施。国内在区域金融发展差异上的研究也取得了诸多成果。从研究方法上来看,周立和胡鞍钢^[11]、王修华等^[12]直接选取一个或多个金融发展指标进行区域间的比较,进而得出我国金融发展区域不均衡的结论。赵伟和马瑞永^[13]、李敬等^[14]、谭力铭和曹建珍^[15]等运用多种金融发展指标通过泰尔指数、变异系数、基尼系数、极大极小值等方法构建不平等指数来衡量区域间金融发展差异,并对部分差异进行了分解,更为细致准确地度量了区域金融发展差异。金雪军和田霖^[16]、李敬等^[17]运用时间序列分析法、Hodrick Prescott 滤波方法等对我国区域金融发展差异的收敛性、变动趋势等进行了实证分析。

鉴于直接选取金融发展指标进行区域间比较,只能对农村金融差异的局部进行度量(如金融规模、金融效率等),并不能综合反映农村金融区域发展差异的程度,在此排除直接指标对比法;另外本文研究的侧重点在于对农村金融区域发展差异现状的度量,而对农村金融区域发展差异的收敛性、未来进行趋势等不作过多考究,因此排除构建计量模型的方法;泰尔指数方法作为衡量个人或区域间差异的指标被众多学者所引用,其最大优点在于可以衡量组内差距和组间差距对总差距的贡献,因此本文选用泰尔指数方法对农村金融区域发展差异进行度量,以考察我国农村金融区域间差异、区域内差异以及二者对总差异的贡献。

(二) 区域金融发展差异的影响因素

现阶段对区域金融发展差异的影响因素的研究大多基于 20 世纪中期产生的金融发展理论。Gurley 和 Shaw^[18]首先建立了逐步演进的金融发展模型,开创了金融发展理论研究的先河。Patrick^[19]进一步提出了需求追随型和供给领先型金融发展模式,认为金融发展的不同阶段对应不同的发展模式。这一时期金融发展理论主要集中在经济因素对金融发展的影响,包括之后的内生金融增长论也没有脱离这一范畴,后者只不过将金融从经济发展体系之外纳入到经济发展体系之内。到 20 世纪末至 21 世纪初,学者们对金融发展理论研究的思路逐渐改变,转而研究经济因素之外的其他因素对金融发展的影响,自此出现了新制度金融发展理论。如国外学者们从法律制度、政治因素、自然资源条件、社会资本等角度对金融发展及其差异形成进行了分析,其成果对促进地区金融协调发展与金融合作具有重要的理论价值^[20-23]。国内对金融发展差异的影响因素的研究

大多基于国外学者的金融发展模型,但研究角度和研究方法各不相同。如谈儒勇^[24]从供给角度对金融发展的微观动因进行分析,认为供给领先型金融发展的影响因素主要有技术进步、范围经济、规模经济和制度环境的变化;韩廷春、林磊^[25]从宏观经济制度和法律制度变迁的角度运用格兰杰因果关系检验分析了二者与金融发展的关系,得出制度变迁对我国金融发展具有推动作用的结论;李敬、冉光和和万广华^[26]基于劳动分工理论创新构建了金融发展模型,并运用夏普里值分解法对我国区域金融发展差异进行分解,研究表明区域金融发展水平和商品交易效率、金融交易效率、投资品的生产弹性系数、地区人均受教育年限、社会福利水平之间具有稳定的协整关系,经济地理条件和国家制度倾斜等方面的差异是形成区域金融发展差异的主要原因,人均受教育年限、商品交易效率与金融交易效率对区域金融发展差异也具有重要贡献;张金清等^[27]利用VEC模型对我国金融发展及其影响因素进行了分析,指出经济因素、法律因素和信用水平对金融发展影响显著,政治因素对金融发展的影响不显著,城市化水平反而对金融发展起到阻碍作用;刘同山^[28]采用空间面板回归方法,在考虑空间效应的情况下,认为区域金融发展主要受到周边省区金融发展、自身经济水平和本区域内的人力资本等因素的影响。

综合国内外学者的观点,区域金融发展差异的影响因素主要体现在以下几个方面:区位地理因素、经济发展因素、制度因素和政治因素等。由于农村金融市场特征与通称的金融市场特征差异较大,因此本文在模型中加入市场因素,最终模型中将区域金融发展差异的影响因素主要设定为四个方面:区位发展因素、经济发展因素、政治因素和市场因素。

三、农村金融区域发展差异的度量

结合前文的分析,本研究选用泰尔指数对我国农村金融区域发展差异进行度量。泰尔指数的基本形式设定如下:

$$TL = \sum_i \left(\frac{CD_i}{CD} \ln \frac{CD_i/CD}{AGDP_i/AGDP} \right)$$

其中TL为泰尔指数值,CD_i为各地区农村存贷款之和,数据由各省市农商行、农村信用社、中国农业银行以及中国农业发展银行中的农业存贷款之和统计得出,AGDP_i为各地区农业GDP,因考虑到现有乡镇企业较多的跨界经营,且主营业务与农业大多无关,故仅选用各地农林牧渔业总产值作为农业GDP的衡量指标。本文根据国家统计局划分方法将全国划分为东、中、西三大区域,其中重庆和西藏的数据缺失,在文中剔除。根据泰尔指数的可分解性,泰尔指数值由区域内差异值和区域间差异值组成,其中区域间差异为:

$$TL_{BE} = \frac{CD_E}{CD} \ln \frac{CD_E/CD}{AGDP_E/AGDP} + \frac{CD_C}{CD} \ln \frac{CD_C/CD}{AGDP_C/AGDP} + \frac{CD_W}{CD} \ln \frac{CD_W/CD}{AGDP_W/AGDP}$$

$$\text{区域内差异为: } TL_{IN} = \frac{CD_E}{CD} \frac{TL_E}{TL} + \frac{CD_C}{CD} \frac{TL_C}{TL} + \frac{CD_W}{CD} \frac{TL_W}{TL}$$

全国的泰尔指数值为: $TL = TL_{BE} + TL_{IN}$

式中下标E、C、W分别表示东、中、西部地区。泰尔指数是基于熵进行的运算,可以有效反映个体之间的差异性。泰尔指数的值越大,表明个体之间的差异越明显。

表1为衡量2002—2011年间农村金融区域发展差异的泰尔指数值。整体来看,总体差异的泰尔指数值均高于0.314,高于国内学者用同样方法测算的全国区域金融发展差异的泰尔指数值(均值为0.15)^[29],农村金融区域发展差异程度远较金融行业总体水平要高。为了更直观显示国内农

村金融区域发展差异水平,本文将区域内和区域间差异以及各区域发展差异的泰尔指数分别用图 1 和图 2 表示。图 1 中可以看出,区域内差异对总体差异的贡献占了绝大部分,整体趋势为在波动中下降;区域间差异一直维持在较低的水平(在 0.015 附近水平),且存在轻微下降趋势。另外,从图 2 中分析得出,我国东部地区农村金融区域发展差异总体上较中西部要高,且较为稳定;中部地区的发展差异有上升的趋势,到 2011 年已接近东部地区的差异水平;西部地区农村金融发展水平发展缓慢,发展差异较小且差异水平有下降的趋势。总体看来,我国农村金融发展的区域内差异较大,而全国农村金融发展三大区域的差异水平比较均衡,除西部地区因为发展水平低导致的差异内敛,中东部的发展差异程度相差不大。从泰尔指数值可以看出,我国农村金融发展的地区差异显著,表明我国农村金融区域发展不均衡现象已较为突出。

表 1 2002—2011 年间的农村金融区域发展差异的泰尔指数值

| 类别 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 东部地区 | 0.082 | 0.089 | 0.106 | 0.080 | 0.076 | 0.086 | 0.088 | 0.085 | 0.088 | 0.093 |
| 中部地区 | 0.053 | 0.055 | 0.066 | 0.078 | 0.083 | 0.075 | 0.065 | 0.066 | 0.075 | 0.084 |
| 西部地区 | 0.055 | 0.063 | 0.123 | 0.055 | 0.055 | 0.078 | 0.034 | 0.040 | 0.033 | 0.025 |
| 区域内差异 | 0.339 | 0.351 | 0.358 | 0.305 | 0.298 | 0.311 | 0.301 | 0.353 | 0.312 | 0.304 |
| 区域间差异 | 0.017 | 0.023 | 0.027 | 0.014 | 0.016 | 0.019 | 0.019 | 0.014 | 0.012 | 0.010 |
| 总体差异 | 0.355 | 0.374 | 0.385 | 0.319 | 0.314 | 0.330 | 0.320 | 0.367 | 0.324 | 0.314 |

资料来源:2003—2012 年《中国金融年鉴》、《中国农村统计年鉴》以及各省统计年鉴等;表中数据由原始数据整理计算得出,泰尔指数值均保留三位小数点。

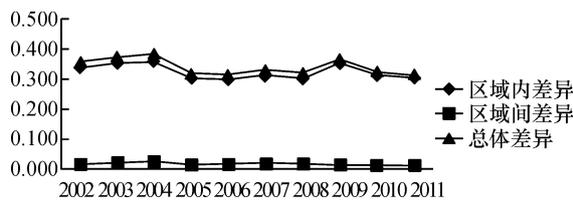


图 1 农村金融区域发展差异的区域内和区域间分解

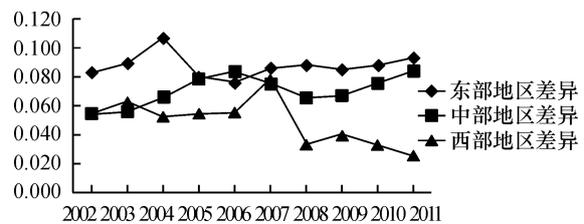


图 2 东中西部农村金融区域发展差异的泰尔指数统计描述

四、农村金融区域发展差异的影响因素

由于我国农村金融形式单一,其表现形式主要是农村存贷款,借鉴国际通用的衡量金融发展水平的方法^①,本文选择农业存贷款之和与农业 GDP 之比计算金融相关比率以衡量各地农村金融发展水平,其中农业存贷款之和由农村商业银行存贷款、农村信用社存贷款、中国农业银行农业类存贷款和中国农业发展银行存贷款之和计算得出。本文的实证分析以金融相关比率为被解释变量,设定各种影响因素为解释变量,采用混合回归模型和非观测效应模型对所获数据进行分析。

(一) 变量选择、数据来源与模型构建

本文借鉴国内外学者的研究成果,将农村金融区域发展差异的影响因素分为四个方面:区位

① 目前的研究通常采用戈德史密斯(Gold Smith)的金融相关比率和麦金农(Mckinnon)的货币化程度指标来衡量一个地区的金融发展水平。戈德史密斯的金融相关比率是指全部金融资产总量与 GDP 之比,通常用来测度一个地区的金融发展规模。麦金农的货币化程度指标通常被简化为 M2 和 GDP 之比。

发展因素、经济发展因素、政治因素和市场因素。区位发展因素包括地区教育水平、地区商品交易效率和地区信息化水平。其中地区教育水平由地区人均受教育年限表示,计算方法采用万广华、陆铭和陈钊^[30]的换算公式^①。相关数据来源于《中国人口和就业统计年鉴 2003—2012》;地区商品市场交易效率用地区交通条件间接反映,本文借鉴李敬、冉光和和万广华^[26]的计算方法,将公路密集度和铁路密集度和内河航运密集度(公里/万平方公里)通过因子分析综合成一个指数代表商品交易效率,相关数据来源于《中国统计年鉴 2003—2012》;地区信息化水平采用当地人均邮电业务总量反映,相关数据来源于《中国统计年鉴 2003—2012》。经济发展因素主要指地区经济发展水平,本文使用地区人均农林牧渔业总产值来表示,数据来源于《中国农村统计年鉴 2003—2012》,但年鉴中 2010 年数据缺失,本文采用 K 最近距离邻法(K-means clustering)补齐。政治因素表现为地区政策支持,本文用当地人均财政支出来表示,人均财政支出数据直接来源于《中国财政年鉴 2003—2012》。市场因素设定为金融市场交易效率,在本文中主要指的是银行的贷款效率,借鉴贾立、石倩和黄馨^[31]的方法,本文使用农业总贷款与农业总存款之比来表示。

基于以上分析,我们构建如下静态面板数据模型:

$$\begin{aligned} \text{FIR}_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 \text{Edu}_{it} + \alpha_2 \text{Inf}_{it} + \alpha_3 \text{Pgdp}_{it} + \alpha_4 \text{Pexp}_{it} + \alpha_5 K_{1it} + \alpha_6 K_{2it} + \mu_{it} \\ \mu_{it} &= \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T) \end{aligned}$$

其中 FIR 为金融相关比率, Edu 为地区教育水平, K_1 为地区商品交易效率, Inf 为地区信息化水平, Pgdp 为地区经济发展水平, Pexp 为地区政策支持, K_2 为金融市场交易效率, α_0 为常数项, μ_{it} 为复合扰动项,包括随个体和时间改变的随机扰动项 ε_{it} 以及对于特定的个体而言不随时间变化的影响因素 η_i 。 η_i 通称为“个体效应”,固定效应模型中我们将“个体效应”视为不随时间变化的固定因素,同样随机效应模型中我们视其为随机因素。在本文中由于使用的样本是全国 29 个省、市、自治区,几乎占总体的全部,我们认为该模型中的“个体效应”应该是不随时间改变的固定性因素,因此倾向于选择固定效应模型。为验证以上推论,在下文中我们会采用计量方法进行检验。

另外,上述静态模型的假设是基于被解释变量随着解释变量的变动及时完全变动,而未考虑到滞后因素。鉴于农村金融业的发展可能存在一定的惯性效应,因此将滞后因素纳入模型中是必要的,而引用动态模型将能较好地解决模型中滞后因素缺失的问题。因此,我们构建如下动态调整模型:

$$\text{FIR}_{it} = \alpha_0 + \lambda \text{FIR}_{it-1} + \alpha_1 \text{Edu}_{it} + \alpha_2 \text{Inf}_{it} + \alpha_3 \text{Pgdp}_{it} + \alpha_4 \text{Pexp}_{it} + \alpha_5 K_{1it} + \alpha_6 K_{2it} + \mu_{it}$$

其中 FIR_{it-1} 是 FIR_{it} 的一阶滞后项,调整系数 λ 是衡量滞后期因素对本期因素的影响程度值。通常动态面板数据模型估计需借助工具变量进行,一般有两种估计方法,即两阶段差分广义矩估计(DID-GMM)和系统广义矩估计(SYS-GMM)。本文将使用这两种方法对模型进行估计。

(二) 实证分析

1. 描述性统计

本文使用 STATA11.0SE 统计软件对各变量进行数据分析。由于西藏和重庆的部分数据缺失过多,因此本文剔除这两个样本,样本量共计 290 个。在计算过程中,各变量的单位均按照国家统计局标准单位进行了标准化处理。各变量的描述性统计如表 2 所示。

① 换算公式为 $\text{Edu} = \frac{p_0 \times 0 + p_1 \times 6 + p_2 \times 9 + p_3 \times 12 + p_4 \times 15}{p_0 + p_1 + p_2 + p_3 + p_4}$ 。其中 p_0 为文盲人口数, p_1 为小学水平人口数, p_2

为初中水平人口数, p_3 为高中水平人口数, p_4 为大专及以上学历人口数。

为检验模型是否存在多重共线性问题,本文计算了各变量的 Pearson 相关系数(如表 3 所示),发现各变量间相关系数均较低,在此基础上我们计算了解释变量的方差膨胀因子(如表 4 所示),发现全部小于 10,说明模型中并不存在多重共线性的问题。

表 2 变量描述性统计

| 变量 | | 平均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 | 样本容量 |
|-----------|----|----------|----------|----------|----------|------|
| FIR | 整体 | 1.754096 | 1.114462 | 0.384278 | 6.728549 | 290 |
| | 组间 | | 1.034583 | 0.503175 | 4.540592 | 29 |
| | 组内 | | 0.452764 | 0.514096 | 4.575169 | 10 |
| Edu/年 | 整体 | 7.187041 | 0.694612 | 5.14867 | 9.13943 | 290 |
| | 组间 | | 0.610806 | 5.628332 | 8.470287 | 29 |
| | 组内 | | 0.347881 | 6.267196 | 8.630423 | 10 |
| Inft/亿元 | 整体 | 1342.299 | 1006.062 | 200.521 | 6255.87 | 290 |
| | 组间 | | 724.1995 | 681.4378 | 3576.138 | 29 |
| | 组内 | | 709.9501 | -433.069 | 4022.031 | 10 |
| Pgdp/亿元 | 整体 | 7218.931 | 4255.583 | 1350.91 | 23096.8 | 290 |
| | 组间 | | 2597.154 | 2687.838 | 12818.52 | 29 |
| | 组内 | | 3402.181 | 423.3369 | 18586.07 | 10 |
| Pexp/亿元 | 整体 | 3931.078 | 3196.475 | 654.51 | 17027.8 | 290 |
| | 组间 | | 2172.456 | 2065.132 | 11277.08 | 29 |
| | 组内 | | 2375.893 | -2039.02 | 14465.14 | 10 |
| K_1 | 整体 | 0.057425 | 0.99229 | -1.27831 | 3.57643 | 290 |
| | 组间 | | 0.999005 | -1.2337 | 3.415624 | 29 |
| | 组内 | | 0.133077 | -0.36031 | 0.572003 | 10 |
| $K_2/1\%$ | 整体 | 1.55939 | 1.272576 | 0.114259 | 8.37406 | 290 |
| | 组间 | | 0.993969 | 0.629574 | 5.009428 | 29 |
| | 组内 | | 0.813783 | -3.26663 | 5.228661 | 10 |

表 3 Pearson 相关系数矩阵

| | FIR | Edu | Inft | Pgdp | Pexp | K_1 | K_2 |
|-------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|-------|
| FIR | 1.000 | | | | | | |
| Edu | 0.305*** | 1.000 | | | | | |
| Inft | 0.488*** | 0.533*** | 1.000 | | | | |
| Pgdp | -0.047 | 0.591*** | 0.506*** | 1.000 | | | |
| Pexp | 0.485*** | 0.450*** | 0.683*** | 0.634*** | 1.000 | | |
| K_1 | 0.466*** | 0.448*** | 0.458*** | 0.135** | 0.355*** | 1.000 | |
| K_2 | -0.060 | 0.449*** | 0.363*** | 0.256*** | 0.239*** | 0.385*** | 1.000 |

注：“*”、“**”、“***”分别表示 10%、5% 和 1% 的水平上显著。下同。

表 4 解释变量的方差膨胀因子

| | Pexp | Pdgp | Inft | Edu | K_1 | K_2 | Mean VIF |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|----------|
| VIF | 2.480 | 2.340 | 2.280 | 2.160 | 1.600 | 1.340 | 2.030 |
| 1/VIF | 0.403 | 0.428 | 0.438 | 0.464 | 0.626 | 0.744 | |

2. 模型估计结果与分析

表 5 报告了模型 1~5 的估计结果,模型 1 和模型 2 分别为静态回归模型中的固定效应模型和

随机效应模型。固定效应模型中, F 检验结果显著,表明固定效应模型优于混合 OLS 模型;随机效应模型中,通过 Breusch and Pagan 检验结果显著,表明随机效应同样非常显著。由于随机效应模型要求文中解释变量与个体效应相关,而固定效应模型要求解释变量是严格外生的,因此构造一个统计量判断个体效应和解释变量是否相关即可作为应选用何种模型的依据。本文使用国内外通用的 Hausman 检验方法检验文中适合使用何种模型,检验结果显示协方差矩阵是非正定的,因此 Hausman 检验结果不能作为评判标准。通过固定效应和随机效应模型的实证分析结果,发现除了 K_1 的系数差异较大,二者差异不是很大,说明固定效应模型和随机效应模型均有一定的适应性。但由于本文属于全样本分析,因此选择固定效应模型更为合适。

表5 模型估计结果

| 解释变量 | 模型1 | | | 解释变量 | 模型2 | | | 解释变量 | 模型3 | | |
|----------------|-------------|-------|-------|----------------|-------------|------|-------|----------|------------|-------|-------|
| | 系数 | t 值 | P 值 | | 系数 | Z 值 | P 值 | | 系数 | Z 值 | P 值 |
| Edu | 0.2786** | 2.22 | 0.028 | Edu | 0.3261*** | 2.96 | 0.003 | Edu | 0.5737*** | 6.8 | 0.000 |
| Inft | 5.38E-05 | 1.11 | 0.268 | Inft | 0.0001** | 2.12 | 0.034 | Inft | 0.0003*** | 4.86 | 0.000 |
| pgdp | -6.3E-05*** | 4.08 | 0.000 | pgdp | -9.7E-05*** | 6.53 | 0.000 | pgdp | -0.0002*** | -13.7 | 0.000 |
| pexp | 0.0001*** | 4.77 | 0.000 | pexp | 0.0002*** | 7.28 | 0.000 | pexp | 0.0002*** | 10.95 | 0.000 |
| K_1 | -0.146 | -0.72 | 0.469 | K_1 | 0.2812*** | 3.15 | 0.002 | K_1 | 0.1658*** | 3.26 | 0.001 |
| K_2 | 0.1781*** | 4.38 | 0.000 | K_2 | 0.1976 | 5.14 | 0.000 | K_2 | 0.1826*** | 5.03 | 0.000 |
| Constant | -0.596 | -0.71 | 0.478 | Constant | -0.973 | -1.3 | 0.194 | Constant | -2.48*** | -4.32 | 0.000 |
| R^2 -overall | 0.2994 | | | R^2 -overall | 0.5789 | | | 对数似然值 | -298.8 | | |
| F 值 | 8.77 | | | Wald 检验 | 114.97 | | | Wald 检验 | 490.71 | | |
| 估计方法 | FE | | | 估计方法 | RE | | | 估计方法 | FGLS | | |

| 解释变量 | 模型4 | | | 解释变量 | 模型5 | | |
|-------------|-----------|-------|-------|-------------|-------------|-------|-------|
| | 系数 | Z 值 | P 值 | | 系数 | Z 值 | P 值 |
| FIR_{t-1} | 0.1297* | 1.7 | 0.089 | FIR_{t-1} | 0.2963*** | 5.17 | 0.000 |
| Edu | 0.5573** | 2.43 | 0.015 | Edu | 0.6787*** | 4.11 | 0.000 |
| Inft | 2.51E-05 | 0.46 | 0.647 | Inft | 6.45E-05 | 1.14 | 0.254 |
| Pgdp | -2.5E-05 | -1.02 | 0.306 | Pgdp | -5.6E-05*** | 2.26 | 0.024 |
| Pexp | 3.79E-05 | 1.04 | 0.298 | Pexp | 6.41E-05** | 2.33 | 0.020 |
| K_1 | -0.314 | -0.82 | 0.415 | K_1 | 0.4822*** | 3.74 | 0.000 |
| K_2 | 0.2202*** | 3.64 | 0.000 | K_2 | 0.2730*** | 4.44 | 0.000 |
| Constant | -2.793* | -1.82 | 0.069 | Constant | -4.02*** | -3.61 | 0.000 |
| Hansen 检验 | 0.9753* | | | Hansen 检验 | 0.7214 | | |
| AR(2)-Z 值 | 0.3813 | | | AR(2)-Z 值 | 0.6227 | | |
| Wald 检验 | 33.39 | | | Wald 检验 | 155.16 | | |
| 估计方法 | DID-GMM | | | 估计方法 | SYS-GMM | | |

通常,面板数据有可能存在异方差和自相关问题,本文使用 Wooldridge 检验对模型自相关问题进行检验,结果接受原假设,说明模型的自相关问题不明显。另外,我们用似然比检验对异方差问题进行了检验,结果显示,异方差问题较为严重。为消除异方差问题,本文使用广义最小二乘法(FGLS)对模型进行估计,以修正异方差问题。结果显示,对数似然值和 Wald 检验均显著,说明模型拟合效果较好。根据模型3的估计结果,解释变量的估计均在1%程度上显著,说明地区教育水平、地区商品交易效率、地区信息化水平、地区政策支持和金融市场交易效率对金融相关比率都有

显著影响,地区经济发展水平则对金融发展有微弱的反向作用,这可能与以下两个因素有关:一是农业自身的弱质性带来的对经济增长的作用不明显,据测算,我国第一产业贡献率自 1990 年开始逐步下降,至 2012 年已降至 10% 以下,同时第二第三产业发达的地区第一产业占比降低,发展缓慢,因此导致了地区经济发展水平因素对金融发展的反向作用^[32];二是农村普遍存在资金流出现象,农村经济的发展对农村金融的促进作用并不能明显体现出来。

模型 4 和模型 5 分别运用两种动态面板数据模型估计方法对动态调整模型进行了估计。由于金融发展存在一定的滞后效应,本文将金融相关比率的滞后一阶引入方程解释变量中进行分析,滞后项系数体现了现有农村金融发展水平对下一期农村金融发展水平的影响程度。对于动态面板模型,需满足残差项不能存在二阶序列相关的假设,因此本文使用 Arellano and Bond 检验对二阶序列相关进行检验,结果显示两种模型均通过检验,不存在二阶序列相关。另外,对于 GMM 估计的有效性还需检验其工具变量的有效性,通常采用 Sargan 或 Hansen 检验来识别,由于本文工具变量少,且数据为短面板,使用 Hansen 检验较为适合。结果显示,差分 GMM 估计在 10% 程度上未能通过检验,而系统 GMM 模型估计通过检验,因此本文认为系统 GMM 估计是有效的。

由于金融发展存在一定的惯性,上一期的金融发展程度对本期金融发展的影响通常是正向的,受金融发展规模、金融发展效率等的影响,金融发展程度越高的地区金融发展的速度越快,因此滞后项的回归系数应该为正。从模型 5 可以看出, FIR_{t-1} 的系数为 0.2963,且在 1% 程度上显著,这说明上一期的农村金融发展对本期的农村金融发展影响是非常显著的,这与金融发展理论的预期是相符的。同时这也表明,农村区域金融发展的差异存在扩大的趋势。另外,在此模型中,地区信息化水平对于被解释变量影响并不显著,就现阶段来看,农村信息化水平的提高并不能显著推动农村金融发展,原因首先在于农村信息化的应用还未达到金融层面,其次电子交易在农村难以快速普及,因此,信息化水平的提高暂未能对农村金融的发展产生深刻影响。

总结上文可以发现,四个因素(区位发展因素、经济发展因素、政治因素和市场因素)对农村金融区域发展均有显著影响,其中经济发展因素对农村金融发展有反向影响,国内学者对整体金融市场的研究结论则与其恰好相反,这与农村金融市场的特殊性有一定的关系,农业的弱质性和长期的资金外流使得农村经济的发展未能很好地带动农村金融的发展,随着地区经济增长以及储蓄水平和消费水平的提高,农村贷款率反而没有相应的增长,由此导致经济发展因素对农村金融发展呈现微弱的反向影响;地区教育水平、地区商品交易效率、地区信息化水平、地区政策支持和金融市场交易效率对农村金融区域发展有显著的正向影响。

五、结论与政策建议

本文选取我国 29 个省(市、自治区)的数据,运用泰尔指数对我国农村金融区域发展差异进行了度量,并在此基础上运用静态和动态面板数据模型对农村金融区域发展差异的影响因素进行了实证检验。基于以上研究,本文得出以下结论:第一,我国农村金融区域发展差异普遍存在,三大区域的差异水平较为均衡;从差异分解的情况来看,区域间差异远小于区域内差异,区域内差异在一定程度上决定了总体差异的水平。第二,静态面板模型的结果显示,地区教育水平、地区商品交易效率、地区信息化水平、地区政策支持和金融市场交易效率对金融相关比率均有影响,地区经济发展水平对金融发展有微弱的反向作用,这与农业的弱质性和农业资金外流有一定的关系。第三,动态面板模型的结果显示,上一期的农村金融发展水平对本期的农村金融发展影响是非常显著的,这表明,地区农村金融发展的差距可能会出现越来越大的现象,国家应该通过制定相应的政策对此现象进行宏观调控,防止差异扩大。

因此,本文提出如下政策建议:

第一,通过鼓励正规金融组织进入农村市场、扶持民间新型金融组织(如资金互助社、贷款公司等)提升农村金融发展的水平。第二,促进地区经济发展水平和区位发展水平的同等提升,包括地区教育水平、地区信息化水平、地区商品交易效率、地区经济发展水平等。第三,农村金融区域发展差异是由多种因素造成的,除了各种短期不可控的因素外(如区位发展因素、经济发展因素等),如政治因素、市场因素这些可控变量对农村金融区域发展差异的形成也具有不可忽视的作用。因此,政府可以通过财政支持、提高市场开放程度和地区市场化程度等促进地区农村金融均衡发展。

参考文献:

- [1] 马九杰,吴本健,周向阳. 农村金融欠发展的表现、成因与普惠金融体系构建[J]. 理论探讨, 2013 (2): 74 - 78.
- [2] 杜婷婷,杨全年. 江苏省各区域农村金融发展差异分析[J]. 中国商界(下半月), 2008 (7): 26 - 27.
- [3] 陈秀山,徐 瑛. 中国区域差距影响因素的实证研究[J]. 中国社会科学, 2004 (5): 117 - 129.
- [4] ZHANG Jun, WAN Guang-hua, YU Jin. The Financial Deepening-Productivity Nexus in China: 1987—2001 [J]. Journal of Chinese Economic and Business Studies, 2007 (5): 37 - 49.
- [5] 黄燕君,钟 璐. 农村金融发展对农村经济增长的影响——基于浙江省数据的实证分析[J]. 系统工程, 2009 (4): 104 - 107.
- [6] 江美芳,朱冬梅. 农村金融发展对农村经济增长的影响——基于江苏省数据的实证分析[J]. 经济问题, 2011 (12): 74 - 78.
- [7] 赵洪丹. 中国农村金融发展与农村经济发展的关系——基于1978—2009年数据的实证研究[J]. 经济学家, 2011 (11): 58 - 63.
- [8] 武 巍,刘卫东,刘 毅. 西方金融地理学研究进展及其启示[J]. 地理科学进展, 2005 (4): 19 - 27.
- [9] CLAESSENS STIJN, PEROTTI ENRICO. Finance and Inequality: Channels and Evidence [J]. Journal of Comparative Economics, 2007, 35(4): 748 - 773.
- [10] JUAN FERNANDEZ DE GUEVARA, JOAQUIN MAUDOS, FRANCISCO PEREZ. Integration and Competition in the European Financial Markets [J]. Journal of International Money and Finance, 2007, 26(1): 26 - 45.
- [11] 周 立,胡鞍钢. 中国金融发展的地区差距状况分析(1978—1999) [J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2002 (2): 60 - 74.
- [12] 王修华. 我国区域金融发展差异的比较[J]. 经济地理, 2007 (2): 183 - 186.
- [13] 赵 伟,马瑞永. 中国区域金融增长的差异——基于泰尔指数的测度[J]. 经济地理, 2006 (1): 11 - 15.
- [14] 李 敬,冉光和,孙晓铎. 中国区域金融发展差异的度量与变动趋势分析[J]. 当代财经, 2008 (3): 34 - 40.
- [15] 谭力铭,曹建珍. 我国农村金融发展区域差异及其收敛性分析[J]. 企业家天地(理论版), 2011 (6): 60 - 61.
- [16] 金雪军,田 霖. 我国区域金融成长差异的态势:1978—2003年[J]. 经济理论与经济管理, 2004 (8): 24 - 30.
- [17] 李 敬,徐 鲲,杜 晓. 区域金融发展的收敛机制与中国区域金融发展差异的变动[J]. 中国软科学, 2008 (11): 96 - 105.
- [18] GURLEY JOHN G, SHAW EDWARD S. Money in a Theory of Finance [M]. Washington D. C.: Brookings Institution, 1960: 25 - 60.
- [19] PATRICK HUGH T. Financial Development and Economic Growth in Underdevelopment Countries [J]. Economic Development Cultural Change, 1966, 14(2): 174 - 189.
- [20] LA PORTA RAFAEL, LOPEZ-DE-SILANES F, SHLEIFER A, VISHNY R. Agency Problems and Dividend Policies Around the World [J]. The Journal of Finance, 2000, 55(1): 1 - 33.

- [21] RAJAN R G , ZINGALES L. The Great Reversals: The Politics of Financial Development in the Twentieth Century [J]. *Journal of Financial Economics* , 2003 , 69: 5 – 50.
- [22] LEVINE R. Financial and Growth: Theory , Evidence , and Mechanisms [R]. NBER Working Paper , 2004.
- [23] GUISSO L , SAPIENZA P , ZINGALES L. The Role of Social Capital in Financial Development [R]. NBER Working Paper , 2000.
- [24] 谈儒勇. 金融发展的微观动因——供给角度的考察 [J]. *财贸经济* 2003 (9) : 19 – 24.
- [25] 韩廷春 林 磊. 制度因素对中国金融发展影响的实证研究 [J]. *经济与管理研究* 2006 (7) : 41 – 45.
- [26] 李 敬 冉光和 万广华. 中国区域金融发展差异的解释——基于劳动分工理论与 Shapley 值分解方法 [J]. *经济研究* 2007 (5) : 42 – 54.
- [27] 张金清 蒋水冰 陈 卉 等. 基于 VEC 模型的我国金融发展影响因素实证分析 [J]. *世界经济情况* 2010 , (10) : 47 – 57.
- [28] 刘同山. 区域金融发展影响因素的空间面板计量分析 [J]. *金融与经济* 2011 (7) : 33 – 35.
- [29] 张 勇 郭 沛. 山西区域金融发展差异研究: 基于泰尔指数的分析 [J]. *东方企业文化* 2013 (2) : 34 – 36.
- [30] 万广华 陆 铭 陈 钊. 全球化与地区间收入差距: 来自中国的证据 [J]. *中国社会科学* 2005 (3) : 17 – 26 205.
- [31] 贾 立 石 倩 黄 馨. 农村金融发展对农村基础设施建设支持效应的分析 [J]. *农业技术经济* 2011 , (11) : 34 – 44.
- [32] 袁 静. 我国产业结构贡献率的测算与优化 [J]. *统计与决策* 2012 (13) : 130 – 132.

Research on Differences and Affecting Factors of Regional Development in Rural Finance

LI Xin , WANG Li-li , WEI Shan

(*College of Economics & Management , Northwest A&F University , Yangling 712100 , China*)

Abstract: Based on panel data of 29 provinces (municipalities and autonomous regions) from 2002 – 2011 , it measures quantitatively the rural finance development differences in China’s eastern , central and West regions using the Theil index , and investigates its influencing factors using the quantitative analysis of panel data model. The results show that there is widespread differences of regional development in rural finance in China , and differences within the region accounts for the major part of the difference; Monetary Ratio and Explanatory variables (including regional education level , regional commodity trading efficiency , regional informatization level , regional policy support and the efficiency of financial market transactions) are significantly affected , and for the influence of agricultural capital outflows and weak regional economic development , the level of financial development has a weak reverse effect; The rural financial development level of last period has a positive impact on the rural financial development level of current period , which suggests that differences of regional development in rural finance shows expansion signs.

Key Words: rural finance; differences of regional development; theil index; panel data; GMM