

农村金融发展对农民收入增长的影响——以安徽省为例

刘炯

(宣城职业技术学院 旅游商贸系,安徽 宣城 242000)

[摘要]为探讨安徽省农村金融发展对农民收入增长的影响,基于总量生产函数与VAR模型,选取1990-2019年的年度时间序列数据进行分析。结果表明,长期内农村金融发展与农民收入增长之间存在稳定的均衡关系,经由农村金融规模较大的负向效应与农村金融效率较小的正向效应,农村金融发展负向影响农民收入增长;农村金融规模与农民收入增长存在双向的格兰杰因果关系,农村金融效率是农民收入增长单方向的格兰杰原因。短期内,农村金融规模与农村金融效率对农民收入增长的脉冲影响渐趋稳定,二者对农民收入增长方差的变化均具有较高的贡献度。扩大农村地区资金供给,完善农村金融信用环境,加强农村金融创新,有利于发挥农村金融对农民增收的促进作用。

[关键词]农村金融;农村金融规模;农村金融效率;农民收入;VAR模型;安徽省

doi:10.3969/j.issn.1673-9477.2021.04.006

[中图分类号]F832

[文献标识码]A

[文章编号]1673-9477(2021)04-037-09

“三农”问题,事关乡村振兴战略的成败,2004-2021年连续18年的中央一号文件坚定不移地聚焦“三农”,“三农”问题归根结底还是农民收入问题,因而研究农民收入增长具有极为重要的意义。作为传统农业大省与人口大省的安徽省,尽管取得了脱贫攻坚战的全面胜利,农村经济也获得了较大的成就,但无可争辩的是,农民收入水平依然不高,生活质量有待进一步改善。

理论与实践均表明,现代经济的核心是金融,其与经济增长联系非常紧密。安徽省农村金融发展是否影响安徽省农民收入增长?如果影响,其影响方向与影响程度如何?这些都是值得我们深入探究的重要问题。

一、文献回顾

国外学者普遍通过研究金融发展与经济增长以及金融发展与城乡(农民)收入差距来揭示农村金融发展与农民收入的关系。Krugman(1999)认为,如果农村金融市场得不到改进,其发展必然掣肘农村经济增长^[1];Burgess等(2005)采取印度农村银行业相关数据的计量分析证实,农村金融机构的发展优化了农村资本的配置,助推了农村经济增长,提高了农民收入,提升了农民生活水平^[2];Jennency等(2011)指出,发展中国家的金融发展经过分配效应有助于收入差距的缩小,但金融发展不稳定会弱化其减贫

效应^[3]。Luo等(2016)以C-D生产函数模型为基础对我国东中西部地区1995-2000年的面板数据分析得出,农村金融规模有利于促进东、西部农民收入增长,而农村金融效率则对东、中部农民增收具有显著的正向影响^[4]。

国内学者,一般选取全国层面或省域范围数据,又常常将农村金融分解为规模、效率两个维度或者规模、效率与结构三个维度,采用不同的方法设定不同的模型,对农村金融与农民收入(农村经济)的关系做出了许多有益的研讨,获得了大量的不同的研究成果。基于VAR模型;姚凤阁等(2017)通过对黑龙江省1978-2014年的数据实证分析指明,黑龙江省农村金融规模和效率对城乡收入差距分别存在正向影响与负向效应,换言之,农村金融规模的扩张拉大了城乡收入差距,农村金融效率的提高有助于城乡收入差距的减缓^[5];刘尧飞(2019)利用江苏省1994-2015年年度数据的实证研究说明,农村金融规模与农村经济增长呈正相关,农村经济增长与农村金融效率呈负相关,且江苏省农村金融规模的正向影响大于农村金融效率的负向影响,农村金融整体上促进了农村经济发展^[6];孔凡斌等(2019)运用江西省1990-2016年数据为样本的计量分析显示,农村金融规模的扩大与效率的提升,使农民收入增加,贫困减低,继而缩小城乡收入差距,不过,农村金融助推农村经济增长是一个比较漫长的过程^[7]。基

[投稿日期]2021-07-23

[基金项目]安徽高校人文社会科学研究重点资助项目(编号:SK2019A0958)

[作者简介]刘炯(1974-),男,安徽合肥人,硕士,副教授,研究方向:农村金融。

于面板模型,谢玉梅等(2016)以我国2006-2011年的面板数据建立固定效应模型的计量分析证明,农村金融机构发展效率与人均贷款的提高对东中西部农民收入增长均能够发挥显著的促进作用^[8];王江等(2020)利用1998-2018年全国30个省市面板数据构建门槛回归模型,计量检验指出,农村金融对农村经济的负向效应随着农业科技水平的逐渐提高日益减低并最终转变为正向效应,为了更好地实现金融支农作用,既要农村金融加强改革,又要增加农业科技投入^[9];刘赛红等(2021)采用湖南省79个县2013-2018年面板数据的实证检验表明,信贷支持对农民收入增长的正向影响受到农村三产融合的“双门槛效应”限制,当农村三产融合度跨越第二个门槛值时,信贷支持显著地带动了农民收入的提升^[10]。此外,丁述军等(2017)选取我国1978-2014年的数据并利用因子分析法和协整检验发现,农村金融发展对农民收入的间接效应明显大于直接效应^[11];李清娥(2019)以2012-2016年为样本区间的研究反映,四川省农村金融的滞后发展使得农村居民无法像城镇居民一样可以凭借金融支持获取较快的财产性收入增长^[12];罗振军(2020)采用帕加诺模型对浙江省1978-2016年农村金融与农村经济相关数据的实证分析认为,虽然农村金融规模与效率有力地推动了浙江省农村经济的增长,但是农村金融结构仍然不合理,该省当前农村金融的主力军依然是农村信用社,囿于本身体量的限制,已经难以满足农村经济主体的金融需求^[13]。

综观现有文献,由于采用的方法模型不同、设定的变量指标不一、选取的样本数据的差别以及针对的研究对象的相异,农村金融发展与农民收入增长的关系纷繁复杂,国内外学者尚未达成一个一致的观点,争议与分歧较大甚至相左。我国幅员辽阔,各个省份的区域经济、金融发展水平不平衡现象比较突出,因此,在省域范围内探讨农村金融对农民收入的影响,具体问题具体分析而得出的结论将会更加符合实际,显得更为可信,也就更加具有参考价值。当前,关于安徽省农村金融发展对农民收入增长影响的相关研究较少,作为长三角与中西部地区欠发达的农业大省,农村经济发展与农民收入增长又亟需农村金融支持,鉴于此,本文选取安徽省1990-2019年年度时间序列数据,实证分析农村金融发展对农民收入增长的影响,以期对安徽省以至中西部地区改善农村金融服务和农民收入增长都具有一定的理论意义与实践价值。

二、模型设定、指标选取与数据说明

(一) 模型设定

借助总量生产函数的分析框架,参照Odedokun(1992)^[14]、Pagano(1993)^[15]和Murinde(1994)^[16]等人的研究,把农村金融作为一项独立的投入要素引入生产函数,建立反映农民收入和农村金融发展之间关系的生产函数如下:

$$Y = f(K, L, F) \quad (1)$$

(1)式中, Y 代表农民收入, K 代表资本投入, L 代表劳动力投入, F 代表农村金融发展水平,对(1)式全微分,可得

$$dY = \frac{\partial f}{\partial K} dK + \frac{\partial f}{\partial L} dL + \frac{\partial f}{\partial F} dF \quad (2)$$

Greewood等(1994)^[17]、Khan(2000)^[18]等人认为,金融规模的扩张,引致金融体系得以吸纳更多的金融资源。金融效率的提高,致使更多的金融资源得以配置到所需之处,提高经济运行效率,因而金融发展经由金融规模与金融效率促进经济增长。参考相关学者的基本思想与研究成果并考虑安徽省农村金融的实际状况与统计数据的有限性,从农村金融规模(Financial scale,简记 FS)和农村金融效率(Financial efficiency,简记 FE)两个维度考察农村金融发展,故而可以将安徽省农村金融发展函数表示为:

$$F = g(FS, FE) \quad (3)$$

将(3)式全微分并插入(2)式,化简、整理,得到:

$$dY = \frac{\partial f}{\partial FS} dFS + \frac{\partial f}{\partial FE} dFE + \frac{\partial f}{\partial K} dK + \frac{\partial f}{\partial L} dL \quad (4)$$

用 α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 顺次代表农村金融规模的边际产出、农村金融效率的边际产出、农村资本投入的边际产出、农村劳动力投入的边际产出,并把 α_1 、 α_2 、 α_3 与 α_4 代入方程(4),可得:

$$dY = \alpha_1 dFS + \alpha_2 dFE + \alpha_3 dK + \alpha_4 dL \quad (5)$$

进一步,由(5)式,给出基本计量经济模型:

$$dY = a_0 + \alpha_1 dFS + \alpha_2 dFE + \alpha_3 dK + \alpha_4 dL + \mu \quad (6)$$

方程(6)反映 FS 、 FE 、 K 、 L 均对 Y 产生影响, a_0 是常数项, μ 表示随机误差项。

迄今为止,对于向量自回归VAR模型的研究业已从二维拓展至多维,由于经济、金融计量分析往往触及多个变量,因而在探讨多元时间序列经济问题中相互联系的多个变量的共同变动影响时,广泛地应用VAR模型展开分析^[26]。实际中, FS 、 FE 、 K 与 L 对 Y 的影响常常带有一定的滞后性,为了实证检验安徽省农村金融发展对农民收入增长的影响,建立

如下 VAR 模型:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} FS_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} FE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} K_{t-i} + \sum_{i=4}^n \alpha_{4i} L_{t-i} + \mu_t \quad (7)$$

方程(7)中, t 表示时间期数, i 为滞后期数。

(二) 指标选取

1. 被解释变量

本文的被解释变量为农民收入。为了消除人口变化对收入的影响,采用农民人均可支配收入(元)作为衡量指标。李国祥(2018)^[19]、姚成胜(2019)^[20]、刘赛红(2021)^[10]等学者在其文献中也使用该指标度量农民收入。农民可支配收入,是指考察期内所有农民从所有的来源渠道获得的可自由支配的所有收入。农民可支配收入平均分配到所有的农民,则是农民人均可支配收入。为了反映农民实际收入水平,以1990为基期,定值为100,采用消费者物价指数CPI对农民人均可支配收入加以调整;为了避免产生异方差,对变量指标取对数用以压缩数据的波动幅度,但数据对数变换后,原先存在的协整关系不会改变。取对数后将农民人均可支配收入记为LGRPI。

2. 解释变量

尽管安徽省农村金融市场有商业银行保险公司租赁公司等商业性金融、农业发展银行等政策性金融、村镇银行等新型农村金融以及民间借贷等非正规金融,但合作金融仍是其主力军,在农村金融市场长期演唱“独角戏”,因而采用农村合作金融代表农村金融。衡量农村金融发展,不同的学者使用不同的评价指标,并未达成一个统一的标准,不过,麦氏指标与戈氏指标的使用频率较高。本文领会麦氏、戈氏两种指标的启示,结合设定的计量模型,借鉴Levine等(1998)^[21]、杜江等(2017)^[22]、罗振军(2020)^[13]等量度农村金融发展的做法,并考虑安徽省农村金融发展状况以及数据的可获得性,选取农村金融规模与农村金融效率两个指标作为解释变量,衡量安徽省农村金融发展水平。

(1)安徽省农村金融规模指标。存贷款是安徽省农村金融的绝对主体业务,农村金融资产总量也主要由存款和贷款两部分构成。采用农村合作金融机构存贷款总额与第一产业生产总值之比表示农村金融发展规模,该指标越大,说明农村经济活动的货币化程度越高、农村金融资产规模越大、农村金融发展水平越发达,对数化后记为LGFS。

(2)安徽省农村金融效率指标。采用农村合作金融机构贷款总额对存款总额比例表示农村金融效率,体现农村金融中介支持与服务“三农”的意愿和水平。该指标越大,表明农村金融中介将存款转化为贷款的比重越大、能力越强,取对数后记为LGFE。

3. 控制变量

本研究主要讨论安徽省农村金融对农民收入的影响,在总量生产函数的基础上构建计量模型,除了农村金融影响农民收入,资本与劳动力投入也对农民收入产生影响,故而对资本投入与劳动力投入进行控制。借鉴杜江等(2017)^[22]、温红梅等(2020)^[23]、廖宏伟等(2020)^[24]等学者在其学术论文中使用(人均)农业机械总动力指标作为农村经济增长计量模型的控制变量或者作为农村资本投入的代理变量,本文采用人均农业机械总动力(千瓦/人)代表农村资本投入,由全部农业机械设备额定动力总和除以农民人口数得到,较好地反映农村人均资本投入水平与变化趋势,对其对数化,记为LGRK。参考姚成胜(2019)^[20]、李国祥(2020)^[19]、中国社会科学院农村发展研究所课题组(2020)^[25]等的做法,采用第一产业就业比例代表农村劳动力投入指标,它是第一产业就业人数对三次产业就业总人数的占比,该指标越小,反映农村地区从事第一产业的劳动力人数越少,对数化处理后简记为LGRE。

(三) 数据说明

本研究选取安徽省1990-2019年合计30年的年度时间序列数据,运用VAR模型探讨农村金融发展对农民收入增长的影响,所有数据包括安徽省农民人均可支配收入,消费者价格指数,农业人口数,农村合作金融存、贷款总额,农业机械总动力,第一产业就业比例,皆源自于相应年度的《安徽统计年鉴》。

三、实证分析

(一) 静态分析

1. 变量平稳性检验

现代计量经济学理论已证实,现实中的大多数经济变量都是非平稳的,然而平稳的时间序列却是计量经济检验的基础,也是VAR模型分析的前提。因此,为了防止伪回归,协整分析之前务必对数据实施平稳性检验。如果原序列经检验非平稳,那么对其做一阶差分处理并对一阶差分变量实施平稳性检验,如果一阶差分变量仍然不平稳,则需要检验二阶差分变量,一般而言,经济变量最多二阶差分即可平稳。采取当前最为普遍使用的ADF单位根检验法,EViews9.0系统根据AIC(赤池信息准则)与SC(施

瓦次准则)可以自行计算精准选择最优滞后期,检验结果如表1所示。

表1显示,五个变量 $LGRPI$ 、 $LGFS$ 、 $LGFE$ 、 $LGRK$ 、 $LGRE$ 原序列的 ADF 检验值依次为 -2.7148 、 -2.7617 、 -1.9914 、 -0.1919 、 -1.8270 ,均大于各自对应的 10% 水平临界值 -3.2217 、 -3.2217 、 -3.2217 、 -3.2217 、 -3.2253 ,且伴随概率值最小的都大于 0.22,因而不能拒绝存在单位根的原假设,进而判断五个变量在 10% 显著水平下都是非平稳的。对五个变量取一阶差分(用“ Δ ”表示一阶差分), $\Delta LGRPI$ 、 $\Delta LGFS$ 、 $\Delta LGFE$ 、 $\Delta LGRK$ 与 $\Delta LGRE$ 的 ADF 检验值依次为 -9.0837 、 -8.4257 、 -4.9939 、 -4.5442 、 -4.4667 ,均小于各自对应的 1% 水平临界值 0.0000、0.0000、0.0021、0.0063、0.0072,且概率值最大的为 0.0072,因而拒绝存在单位根的原假设,所以五个一阶差分变量在 1% 显著性水平都是平稳序列。概括地判断,在 1% 显著性水平,原序列 $LGRPI$ 、 $LGFS$ 、 $LGFE$ 、 $LGRK$ 、 $LGRE$ 都是一阶单整,满

足协整分析的条件。

2. 最优滞后期的选择

关于我国农村金融发展问题,其年度时序数据的样本容量通常较小。VAR 模型的滞后期如果增大,变量之间的动态关系信息就能够更多地表现出来,但是模型的自由度相应地就变得越小。所以,应结合 VAR 模型的平稳性,权衡滞后期和自由度两个方面,以便求得一种理想的均衡状态。通常情况下,最优滞后期依据 AIC 与 SC 来选定,滞后某一期,如果两个准则同时取到最小值,则该滞后期为最优滞后期,如果两个准则没有同时取到最小值,则需要考虑其他三个统计量:似然比 LR、最终预测误差 FPE、汉娜奎因信息原则 HQ。最优滞后期一旦确定为 p,便能构建 p 阶 VAR 模型,习惯性地记为 VAR(p)。由表 2 可以看出,在滞后不同的期数下,AIC 与 SC 都未能同时取得最小值,滞后 3 期,AIC、FPE、HQ 统计量同时达到最优,因而本研究选择 3 期为最优滞后期,从而建立 VAR(3) 模型。

表1 ADF 单位根检验

变量	检验形式	ADF 检验值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	概率值	结论
$LGRPI$	(C,T,0)	-2.7148	-4.3098	-3.5742	-3.2217	0.2383	不平稳
$\Delta LGRPI$	(C,T,0)	-9.0837	-4.3240	-3.5806	-3.2253	0.0000	平稳
$LGFS$	(C,T,0)	-2.7617	-4.3098	-3.5742	-3.2217	0.2215	不平稳
$\Delta LGFS$	(C,T,0)	-8.4257	-4.3240	-3.5806	-3.2253	0.0000	平稳
$LGFE$	(C,T,0)	-1.9914	-4.3098	-3.5742	-3.2217	0.5815	不平稳
$\Delta LGFE$	(C,T,0)	-4.9939	-4.3240	-3.5806	-3.2253	0.0021	平稳
$LGRK$	(C,T,0)	-0.1919	-4.3098	-3.5742	-3.2217	0.9901	不平稳
$\Delta LGRK$	(C,T,1)	-4.5442	-4.3393	-3.5875	-3.2292	0.0063	平稳
$LGRE$	(C,T,1)	-1.8270	-4.3240	-3.5806	-3.2253	0.6644	不平稳
$\Delta LGRE$	(C,T,0)	-4.4667	-4.3240	-3.5806	-3.2253	0.0072	平稳

表2 检验最优滞后期的信息准则表

LAG	LOGL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	115.1996	NA	1.96e-10	-8.1629	-7.9230	-8.0916
1	285.6213	265.1003	4.27e-15	-18.9349	-17.4951*	-18.5068
2	319.8311	40.5450*	2.67e-15	-19.6171	-16.9775	-18.8322
3	362.2153	34.5353	1.40e-15*	-20.9048*	-17.0653	-19.7632*

3. 协整检验

变量之间如果是协整的,表明协整的变量具有长期稳定的均衡关系,则可以采用回归分析方法建立经典的回归模型。在回归分析之前,有必要实行协整检验,以防止单整变量没有协整关系而形成伪回归。由于检验对象的不同,可将常用的协整检验方法分成两种,一种是 Engle-Granger 两步检验法,该方法通过 ADF 检验法检验回归方程的残差来判定变量之间是否具有协整关系,另一种是由 Johansen

(1988) 和 Juseline(1990) 提出的 JJ 协整检验,该方法以回归方程的参数为基础,是一种常用的多变量协整分析方法。本文采用 JJ 协整检验,展开协整检验,检验结果见表 3。

由表 3 可知,在 5% 的显著性水平,选择最大特征值标准对 JJ 协整检验结果予以评价,假设仅有两个协整方程的最大特征值 24.24251 大于其对应的临界值 17.79730,拒绝只存在两个协整方程的原假设,说明至少存在两个协整方程;假设仅有三个协整

方程的最大特征值 7.929035 小于其对应临界值 11.22480,不能拒绝最多存在三个协整方程的原假设,说明存在三个协整方程。综合来看,变量 $LGRPI$ 、 $LGFS$ 、 $LGFE$ 、 $LGRK$ 、 $LGRE$ 之间具有长期稳定的均衡关系。依照协整检验结果,表 4 输出标准化的协整系数。

表 3 JJ 协整检验

协整方程个数假设	最大特征值	5%临界值	P 值
NONE	52.08198	30.43961	0.0000
AT MOST 1	30.51296	24.15921	0.0060
AT MOST 2	24.24251	17.79730	0.0047
AT MOST 3	7.929035	11.22480	0.1790
AT MOST 4	4.485030	4.129906	0.0406

表 4 标准化的协整系数

$LGRPI$	$LGFS$	$LGFE$	$LGRK$	$LGRE$
1.000000	2.937462	-0.341854	0.407066	12.87671
	(0.38416)	(2.15004)	(0.67985)	(1.14127)

注:括号内的数据是标准差,极大似然估计值 278.6839

根据表 4 中协整分析的标准化系数,可求得标准化的协整方程如下:

$$LGRPI = -2.9375LGFS + 0.3419LGFE - 0.4071LGRK - 12.8767LGRE \quad (8)$$

方程(8)说明,五个变量 $LGRPI$ 、 $LGFS$ 、 $LGFE$ 、 $LGRK$ 、 $LGRE$ 之间存在长期稳定的均衡关系, $LGRPI$ 与 $LGFE$ 正相关, $LGRPI$ 与 $LGFS$ 、 $LGRK$ 、 $LGRE$ 负相关,即在选取的研究样本区间 1990-2019 年内,安徽省农民收入 $LGRPI$ 与农村金融效率 $LGFE$ 正相关,与农村金融规模 $LGFS$ 、农村人均资本投入 $LGRK$ 以及农村劳动力投入 $LGRE$ 负相关。

(1)协整分析结果显示,农村金融规模 $LGFS$ 的扩大,负向影响农民收入 $LGRPI$ 的增长,农村金融规模 $LGFS$ 每增加 1 个单位,农民人均可支配收入 $LGRPI$ 减少 2.9375 个单位。可能的原因是,农村金融机构没有将其从农村金融市场吸收的资金有效地投向“三农”,未能切实地发挥其应有的支农功能,从而未能切实地提高农民收入。在样本区间的 1990-2019 年内,安徽省农村合作金融存贷差逐年持续扩大,起始的 1990 年为 22.9 亿元,到 1998 年突破百亿元(105.9 亿)后只用 14 年的时间就在 2012 年突破千亿,达到 1243.1 亿元,2019 年更是高达惊人的 3040.1 亿元。更深层次的原因是,政府长期以来巧妙地利用其自身垄断的正规金融系统,将大量的资金从农村转移到城市,用来支持城市建设和工业发展。20 世纪 90 年代中后期,国有商业银行从县域地

区大量地撤出,涉农贷款的坏账与违约风险又显然高于城市工商企业贷款,因而包括农业银行在内的农村地区仅存的国有商业银行网点将其业务重点放在吸收存款方面,并通过存入本系统上级行或转贷给城镇企业而流出农村地区;政策性金融机构主要提供粮、棉、油收购融资服务,不直接对农户发放贷款;邮政储蓄体系在广袤的农村地区长期只存不贷,2007 年改制为邮政储蓄银行后依旧没能解决好其资金外流的问题;农村合作金融是农村金融市场的主力军,然而由于其公司治理结构不够完善,再加上累积的不良贷款与坏账等历史包袱,难以满足农村地区日益增加的金融需求。因此,农村金融规模的逐步扩张,导致农村资金从农村地区持续地净流出,反而阻碍了农村经济的增长,抑制了农民收入的提高。

(2)协整分析表明,农村金融效率 $LGFE$ 的提高,正向影响农民收入 $LGRPI$ 的增长,农村金融效率 $LGFE$ 每增加 1 个单位,农民收入 $LGRPI$ 增长 0.34197 个单位。究其原因,安徽省农村金融效率越高,意味更多的农村存款成功地转化为农村贷款,即更多的农村金融资源通过金融中介以贷款形式流入农村居民和农村中小企业,继而流入生产经营领域,刺激农村经济增长,带动农民收入增加。综合来看,安徽省农村金融规模的负向效应远大于农村金融效率的正向影响,因此,经由金融规模与金融效率两个方面,安徽省农村金融发展负向影响农民收入增长。

(3)由协整分析结果还能看出,农村人均资本投入 $LGRK$ 不利于农民收入增长,原因可能是,随着大量的农村劳动力从事非农产业,造成较多的农业机械闲置,未能发挥其应用的作用,隐含的政策意义是政府应增加农田水利、道路、物流等基础设施的投资与建设,改善农村生产条件、提高生产能力,助力农村经济增长与农民收入提升;农村劳动力投入 $LGRE$ 对农民收入增长产生显著的负向效应,其隐含的政策建议是在其他生产要素投入量不变的情况下,转移农村地区富余的劳动力,劳动要素投入的边际产量将会上升,因而总产出水平得到提高,农民人均可支配收入相应地得以增长。

4. 格兰杰因果检验

美国经济学家格兰杰认为,协整的时间序列至少存在一个方向上的格兰杰原因。协整检验证实,五个变量 $LGRPI$ 、 $LGFS$ 、 $LGFE$ 、 $LGRK$ 、 $LGRE$ 之间存在长期稳定的均衡关系,为了明确它们之间究竟是存在一个方向还是双向的因果关系,进行了格兰杰因果关系检验,检验结果如表 5 所示。

表5 Granger 因果关系检验结果

Null Hypothesis	Obs	F-statistic	Prob.
<i>LGFS</i> does not Granger Cause <i>LGRPI</i>	26	4.21004	0.0150
<i>LGRPI</i> does not Granger Cause <i>LGFS</i>	26	3.81521	0.0217
<i>LGFE</i> does not Granger Cause <i>LGRPI</i>	26	3.39713	0.0324
<i>LGRPI</i> does not Granger Cause <i>LGFE</i>	26	2.24296	0.1073
<i>LGRK</i> does not Granger Cause <i>LGRPI</i>	26	4.13089	0.0162
<i>LGRPI</i> does not Granger Cause <i>LGRK</i>	26	2.74604	0.0627
<i>LGRE</i> does not Granger Cause <i>LGRPI</i>	26	4.23747	0.0147
<i>LGRPI</i> does not Granger Cause <i>LGRE</i>	26	0.77474	0.5566

表5说明“*LGFS* does not Granger Cause *LGRPI*”的相伴概率为0.0150,小于0.05,所以拒绝原假设,“*LGRPI* does not Granger Cause *LGFS*”的相伴概率为0.0217,同样拒绝原假设,因此,安徽省农民收入*LGRPI*与农村金融规模*LGFS*在5%的显著性水平下存在双向格兰杰因果关系。“*LGFE* does not Granger Cause *LGRPI*”的相伴概率为0.0324,在5%显著性水平拒绝原假设,“*LGRPI* does not Granger Cause *LGFE*”的相伴概率为0.1073,在5%显著性水平不能拒绝原假设,因此,安徽省农村金融效率*LGFE*仅是农民收入*LGRPI*5%显著性水平上的单方向的格兰杰原因。考量协整检验解释的农村金融规模对农民收入具有负向效应、农村金融效率对农民收入产生正向作用,格兰杰因果检验进一步阐释了农村金融效率的提高与农村金融规模的扩大从正负两个方向影响农民收入的增长。

就资金的投资收益率而言,工业高于农业,城市高于农村,农村金融规模的扩大反而使得更多的资金从农业流向工业、从农村流向城市,阻碍了农村经济的发展,抑制了农民收入的增长。不过,格兰杰因果关系检验透露的言外之意是假若农村经济发展水平提高,其投资收益率就会较快地增长,就能够吸引更多的资金投资于农村。协整分析说明,农村金融规模对农民收入的负向影响力度远超农村金融效率的正向作用,格兰杰因果关系检验揭示农村金融规模与农民收入增长构成双向的格兰杰因果关系,农村金融效率是农民收入增长的单方向格兰杰原因,因而,安徽省农村金融发展主要通过农村金融规模负向影响农民收入增长。

表5还表明,安徽省农村资本投入*LGRK*与农民收入*LGRPI*在10%的显著性水平下存在双向的格兰杰因果关系,结合前面的协整分析可知,农民收入增长使其有能力添置农业机械,然而由于更多的农村劳动力从事非农产业,闲置了农业机械,反倒负向影

响农民收入增长;在10%显著性水平,安徽省农村劳动力投入*LGRE*是农民收入*LGRPI*单方向的格兰杰原因,反映劳动生产效率的提升转移农村过剩的劳动力将有助于农民收入的增长,但是农村经济增长难以吸纳过多的农村劳动力。

(二) 动态分析

1. VAR 模型稳定性检验

VAR模型稳定性的条件为全部特征根的倒数模均必须小于1,即都必须位于单位圆之内。如果任意一个特征根的倒数的模要是大于或者等于1,即不处在单位圆之内,则模型不稳定,需要予以重新设定。脉冲响应函数分析与方差分解,二者皆需要建立在稳定的VAR模型之上,是以应对VAR模型进行稳定性检验。在已经建立的VAR(3)模型的主界面下,可得表6的AR特征表。本文建立的VAR(3)共有五个变量,因而有 $15(5 \times 3 = 15)$ 个特征根,表6中所有的15个特征根的倒数模都小于1,都位于单位圆之内,所以该VAR(3)模型符合稳定性条件。

表6 AR 特征根表

特征根	特征根倒数的模
0.992708±0.083609i	0.996223
0.179562±0.941845i	0.958809
0.848032±0.353803i	0.918877
0.093471±0.897923i	0.902775
-0.703377±0.307559i	0.767679
-0.256992±0.521159i	0.581078
-0.120154±0.445996i	0.461889
-0.088199	0.088199

2. 脉冲响应函数分析

脉冲响应函数解释一个变量的意外变化的冲击是如何影响到模型中其他内生变量的。为了能够较为全面地分析*LGFS*、*LGFE*、*LGRK*与*LGRE*对*LGRPI*的短期动态影响,执行脉冲响应函数分析与方差分解,表7为*LGRPI*脉冲响应函数分析表。

表7 LGRPI 脉冲响应函数分析

时期	LGRPI	LGFS	LGFE	LGRK	LGRE
1	0.034	0.000	0.000	0.000	0.000
2	0.027	0.011	-0.018	0.005	-0.014
3	0.038	0.017	-0.035	0.003	-0.017
4	0.037	0.027	-0.014	0.0266	-0.020
5	0.032	0.028	-0.006	0.0143	-0.018
6	0.031	0.040	-0.018	0.0020	-0.024
7	0.024	0.037	-0.026	0.0211	-0.024
8	0.011	0.024	-0.002	0.0269	-0.008
9	0.009	0.020	0.014	0.0131	-0.006
10	0.009	0.020	0.004	0.0027	-0.012

从表7可知,农民收入LGRPI对来自于自身的一个单位的正向冲击立即做出正向响应0.034,第2期稍稍下降后于第3期达到最大的0.038,第4期后逐渐下降,至第10期依旧表现为正向响应0.009,反映LGRPI具有自我强化机制。表7中第三列代表来自农村金融规模LGFS冲击之后农民收入LGRPI的变化情况,展现明显的严格的先上升后下降的趋势,但LGFS的变化对LGRPI的冲击效应在10期内始终保持为正,先从第1期的0.011逐步上升到最高的6期的0.041后再逐步下降。第4列表示农村金融效率LGFE对农民收入增长LGRPI的冲击,即LGRPI对LGFE一个标准差的变动的脉冲响应,LGRPI接受一个单位冲击后立即表现出0.019的负向效应并迅速于2期降至最低的-0.035,3期后先上升后下降再上升,9期达到最高的0.014,10期下降为0.005,表现为波浪式起伏。综合来看,短期内,滞后的LG-

FS、LGFE对LGRPI带来一个单位正向冲击,对LGRPI形成的效应渐趋收敛,意味农村金融发展对农民收入的增长具有稳定的影响。

若给农村资本投入LGRK一个单位的正向冲击,第5列中农民收入增长LGRPI的脉冲影响第1期为0.006的正效应,第2期正向响应趋近于零,第3期最大,之后表现为下降趋势。第6列中的农村劳动力投入LGRE对农民收入增长LGRPI一个单位的正向冲击的影响始终为负,第7期到达谷底后转为缓慢上升,且呈现出先下降后上升再下降的波浪式变化态势。

3. 方差分解

为了阐明每一个扰动项因素对LGRPI的相对影响程度,也就是分清来源于LGRPI本身或者其他变量冲击而引起的方差变动的比例,有必要实施方差分解。表8为LGRPI方差分解表。

表8 LGRPI 方差分解表

时期	LGRPI	LGFS	LGFE	LGRK	LGRE
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	72.40837	4.885558	13.66394	1.360605	7.681530
3	56.39947	7.259557	27.32588	0.607606	8.407482
4	49.97186	12.84446	19.49860	8.020132	9.664949
5	48.38911	17.13516	15.70674	8.087147	10.68185
6	43.57133	23.97585	14.22650	6.238004	11.98831
7	37.96787	26.77864	15.02217	7.347447	12.88387
8	35.68182	27.77071	13.93711	10.31618	12.29418
9	34.54664	28.49900	14.29716	10.67536	11.98184
10	33.85498	29.44377	13.97138	10.38691	12.34296

由表8可以看出,第1期的农民收入增长LGRPI的变动全部由其自身解释。从第2期开始,随着期数的逐渐增加,农民收入增长变化方差因为其自身变动的贡献度逐步减低。农村金融规模LGFS、农村

资本投入LGRK与农村劳动力投入LGRE对农民收入增长LGRPI方差变动的贡献程度总体上呈现上升趋势,而农村金融效率LGFE对农民收入增长LGRPI方差变动的贡献度则表现为先上升后下降的趋势。

到第10期, $LGFS$ 、 $LGFE$ 、 $LGRK$ 、 $LGRE$ 对方差变动的贡献程度分别为 29.44%、13.97%、10.39%、12.34% 左右。整体上看,随着期数的增加, $LGFS$ 比 $LGFE$ 对 $LGRGDP$ 方差变动的贡献程度要大得多,农民收入增长方差变动主要由其自身与农村金融规模 $LGFS$ 变动来解释。

四、结论与建议

(一) 结论

1. 长期来看,安徽省农村金融规模 $LGFS$ 与农村金融效率 $LGFE$ 均与农民收入增长 $LGRPI$ 存在协整关系, $LGFS$ 负向影响 $LGRPI$, $LGFE$ 正向影响 $LGRPI$, 但 $LGFS$ 的负向影响远大于 $LGFE$ 正向影响, 所以, 经由农村金融规模与农村金融效率两个维度, 安徽省农村金融发展负向影响农民收入增长, 且安徽省农村金融发展与农民收入增长之间存在长期稳定的均衡关系。

2. 格兰杰因果关系检验表明, 安徽省农村金融规模 $LGFS$ 与农民收入增长 $LGRPI$ 存在双向格兰杰因果关系, 安徽省农村金融效率 $LGFE$ 是农民收入增长 $LGRPI$ 单方向的格兰杰原因, 样本区间内的 $LGFE$ 与 $LGRPI$ 没有能够产生良好的互动关系。

3. 短期来看, $VAR(3)$ 模型下的安徽省农村金融规模 $LGFS$ 与农村金融效率 $LGFE$ 对安徽省农民收入增长 $LGRPI$ 带来一个单位正向冲击, 对 $LGRPI$ 形成的脉冲影响趋于收敛, 表明农村金融发展对农民收入增长的影响渐趋稳定。方差分解证实, 到10期, 安徽省农村金融规模 $LGFS$ 与农村金融效率 $LGFE$ 对农民收入增长 $LGRPI$ 预测误差的最大影响分别为 29.44% 与 13.97%, 表明二者对农民收入增长方差变化具有较高的贡献程度与解释能力。

(二) 建议

1. 扩大农村地区资金供给

资本的逐利性驱使资金无可厚非地“嫌贫爱富”, 使得农村地区资金净流出, 农村经济主体的资金需求难以得到满足, 负向影响农村经济发展与农民收入增长, 以致城乡收入差距不断扩大。为了阻止农村地区资金净流出, 扩大农村地区资金供给, 第一, 政府应利用其自身垄断的庞大的正规金融体系, 因地制宜地实行差异化的再贷款、再贴现、准备金等政策、窗口指导货币工具, 灵活运用财政贴息补助与税收优惠减免等财政工具, 甚至可以采用行政手段硬性限定大型金融机构对农村经济投入的最低额度, 引导其取之于农村的资金, 用之于农村。第二, 继续深化改革, 增强农村合作金融的资本实力, 强化

其支农定位, 提高其经营管理效率, 提升其支农力度, 真正地发挥其支农主力军的初心和使命。第三, 放宽在农村地区设立中小金融机构的准入门槛, 打造一个富有竞争力的多层次的农村金融体系, 增强农村金融体系与机构的生机与活力, 吸引更多的资金投入农村金融市场, 机动设置与灵活调整切合农村经济发展要求的贷款金额、贷款期限与贷款利率, 加大多样化的惠农、强农、富农支持, 更好地适应农村金融需求。最后, 非正规金融是农村地区不可忽视的一股力量, 因其拥有正规金融机构所欠缺的某些优势, 它在农村范围更加具有效率, 应充分发挥非正规金融的人缘、血缘、地缘与信息优势, 引导其规范有序地增加涉农资金供给, 为农村居民和中小企业提供资金支持。

2. 完善农村金融信用环境

应加快农村信用体系建设, 构建农村地区信用评级制度, 建立农村信用数据库, 依照信用等级安排授信条件, 加大违约成本提升惩罚力度, 形成良好的信用环境, 这样既能够降低农村金融的信息成本、违约风险和坏账发生率, 又能够增强农村金融机构的可持续发展能力。

参考文献

- [1] Krugman P. The Role of Geography in Development[J]. International Regional Science Review, 1999, 22(2): 142-161.
- [2] R. Burgess, R. Pande. Do Rural Banks Matter? Evidence from the Indian Social Banking Experiment[J]. American Economic Review, 2005, 95(3): 780-795.
- [3] Jennency S G, Kpodar K. Financial Development and Poverty Reduction: Can There Be a Benefit Without a Cost? [J]. The Journal of Development Studies, 2011, 47(1): 143-163.
- [4] Luo H, Li J J. Influence of Rural Financial Development on the Rural Income: Based on the Research of Jiangsu, Henan and Guangxi[C]//Service System and Service Management (ICSSSM), 2016 13th International Conference on IEEE, 2016: 1-6.
- [5] 姚凤阁, 路少朋. 黑龙江省农村金融发展对城乡收入差距影响的实证研究[J]. 哈尔滨商业大学学报, 2017(4): 3-12.
- [6] 刘尧飞. 基于 VAR 模型的农村金融发展与农村经济增长关系实证研究——以江苏省为例[J]. 江西科技师范大学学报, 2019(2): 65-74.
- [7] 孔凡斌, 陆雨, 许正松. 农村金融发展的减贫效应及其影响机理——基于江西省 1990-2016 年统计数据的分析[J]. 企业经济, 2019(3): 154-160.
- [8] 谢玉梅, 徐玮. 农村金融发展对我国农民收入增长影响实证研究[J]. 湖南大学学报, 2016(5): 89-94.
- [9] 王江, 黄艳红. 我国农村金融发展与农村经济增长——基

- 于科技投入的门槛效应[J]. 石河子大学学报(哲学社会科学), 2020, 34(4): 36-43.
- [10] 刘赛红, 杨颖, 陈修谦. 信贷支持、农村三产融合与农民收入增长——基于湖南省县域面板数据的门槛模型分析[J]. 云南财经大学学报, 2021(6): 56-66.
- [11] 丁述军, 曹玉环. 农村金融发展对农民收入的效应研究[J]. 东北农业大学学报(哲学科学版), 2017, (8): 60-69.
- [12] 李清娥. 四川农村金融发展对增加农民财产性收入的支持路径[J]. 西南科技大学学报(哲学社会科学版), 2019, 36(1): 46-54.
- [13] 罗振军. 农村金融发展与农村经济增长的关系——基于1978-2016年浙江省数据[J]. 江苏农业科学, 2020, 48(21): 328-332.
- [14] Odedokun, M. O. Supply-leading and Demand-following Relationship between Economic Activity and Development Banking in Developing Countries: An International Evidence[J]. Singapore Economic Review, 1992(37): 46-58.
- [15] Pagano, M. The Flotation of Companies on the Stock Market: A Co-ordination Failure Model[J]. European Economic Review, 1993(36): 763-81.
- [16] Murinde, V. Emerging Stock Markets: A Survey of Leading Issues[J]. Discussion Paper Series in Financial and Banking Economics, Cardiff Business School, FABER/94/3/1/B, 1994.
- [17] Greenwood J, Jovanovic B, 1990. Financial development, growth, and the distribution of income[J]. Journal of Political Economy, 1998(5): 1076-1107.
- [18] Khan A. The finance and growth nexus[J]. Business Review, 2000(1): 3-14.
- [19] 李国祥. 实现乡村振兴战略必须正确认识和处理的若干重大关系[J]. 中州学刊, 2018, 253(1): 32-38.
- [20] 姚成胜, 朱伟华, 黄琳. 中国农业经济发展的区域差异、时空格局演变及其驱动机制分析[J]. 农业现代化研究, 2019, 40(4): 537-546.
- [21] Levine R, Zervos S. Stock Market, Bank, and Economic Growth[J]. American Economic Review, 1998, 88(3): 537-558.
- [22] 杜江, 张伟科, 范锦玲. 农村金融发展对农民收入影响的双重特征分析——基于面板门槛模型和空间计量模型的实证研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2017, 132(6): 35-43.
- [23] 温红梅, 王宏宇, 赵睿藜. 农村金融发展对农业经济增长的空间溢出效应分析——基于1978-2016年省级面板数据[J]. 哈尔滨商业大学学报, 2020, (4): 3-13.
- [24] 廖宏伟, 迟也迪. 乡村振兴战略下农村产业结构调整的政策性金融支持[J]. 理论月刊, 2020(1): 86-96.
- [25] 中国社会科学院农村发展研究所课题组. 农村全面建成小康社会及后小康时期乡村振兴研究[J]. 经济研究参考, 2020(9): 5-45.
- [26] 孙敬水, 马淑琴. 计量经济学[M]. 北京: 清华大学出版社, 2018, 316-322.

[责任编辑 李新]

The Impact of Rural Financial Development on Farmers' Income Growth ——A Case Study of Anhui Province

LIU Jiong

(Department of Tourism and Commerce, Xuancheng Vocational and Technical College, Xuancheng, Anhui 242000, China)

Abstract: By selecting the annual time series data from 1990 to 2019, based on the total production function and VAR model, this paper discusses the impact of rural financial development on Farmers' income growth in Anhui Province. The results show that there is a stable equilibrium relationship between rural financial development and farmers' income growth in the long run. The negative effect of rural financial scale on Farmers' income growth is greater than the positive effect of rural financial efficiency on Farmers' income growth. Therefore, rural financial development has a negative impact on Farmers' income growth. There is a two-way Granger causality between rural financial scale and farmers' income growth, and rural financial efficiency is only the Granger reason for farmers' income growth. In the short term, the impulse impact of rural financial scale and efficiency on Farmers' income growth is becoming more and more stable, and both of them have a certain contribution to the change of farmers' income growth variance. Expanding capital supply in rural areas, improving rural financial credit environment and strengthening rural financial innovation are conducive to giving full play to the role of rural finance in increasing farmers' income.

Key Words: rural finance; rural financial scale; rural financial efficiency; farmers' income; VAR model; Anhui Province