

doi:10.16104/j.issn.1673-1891.2021.01.005

民间金融与农民收入的动态关系——以安徽宣城为例

刘 炯,吴海琴

(宣城职业技术学院旅游商贸系,安徽 宣城 242000)

摘要:基于 VAR 模型计量分析宣城市这一特定区域民间金融与农民收入之间的动态关系,旨在促进农民收入增长进而加快“三农”问题的解决。协整检验表明,民间金融与农民收入保持长期稳定的均衡关系;格兰杰因果检验表明,民间金融与农民收入互为因果关系;脉冲响应函数分析表明,农民收入对民间金融冲击的反应是负向的,民间金融对农民收入冲击的反应是正向的;方差分解表明,民间金融对农民收入的影响大于农民收入对其本身的影响,民间金融对其自身的影响亦大于农民收入对民间金融的影响。基于研究结果,提出了完善农村正规金融体系,对民间金融分类管理,提高农村经济效率等政策建议。

关键词:民间金融;农民收入;VAR 模型;脉冲响应函数分析;方差分解

中图分类号:F832.7;F323.8 **文献标志码:**A **文章编号:**1673-1891(2021)01-0022-05

The Dynamic Relations between Private Finance and Farmers' Income: A Case Study of Xuancheng, Anhui Province

LIU Jiong, WU Haiqin

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

Abstract: Based on VAR model, this paper analyzes the dynamic relationship between private finance and farmers' income in Xuancheng City in order to promote the growth of farmers' income and speed up the solution of issues in relation to agriculture, rural and farmer. Cointegration test shows that private finance and farmers' income maintain a long-term stable and balanced relationship; Granger causality test shows that private finance and farmers' income are cause and effect to each other; Impulse response function analysis shows that the response of farmers' income to the impact of private finance is negative, and the response of private finance to the impact of farmers' income is positive; variance decomposition shows that the impact of private finance on farmers' income is greater than that of farmers' income on itself, and the impact of private finance on itself is greater than that of farmers' income on it. Based on the above conclusions, the paper puts forward some policy suggestions, such as regularizing rural financial system, classified management of private finance, and improving the efficiency of rural economy.

Keywords: private finance; farmers' income; vector auto-regressive model; impulse response function analysis; variance decomposition

0 引言

关于民间金融,迄今未有一个确切的界定,学术界一般认为,所有发生在正规金融体系之外、未纳入国家金融监管的融资活动即为民间金融。Schreiner^[1](2000),何广文等^[2](2004),林毅夫等^[3](2005),何大安等^[4](2009)的研究表明,在世界各

地的农村地区,民间金融已然是一种普遍现象。金融是经济的核心,当正规金融在农村地区供给相对不足,民间金融蓬勃发展,为农村经济增长与农民收入增加注入动力支持。因而,研究民间金融与农民收入之间的动态关系,具有重要的理论意义与实践价值。

关于金融发展与农民收入关系的研究,大多包

收稿日期:2020-10-06

基金项目:安徽省高校人文社会科学研究项目重点资助项目(SK2019A0958);安徽省高校质量工程资助项目(2017JXTD080);宣城职业技术学院科研振兴基金资助项目(ZXTS2018010)。

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

含于金融发展与农村经济增长关系的研究框架之内。Pischke等^[5](1987)的研究结果显示,发展中国家廉价的农村信贷成本,不但无法推动农村经济发展,反而侵蚀了农村经济发展的根基;King等^[6](1993)以80个国家近30a的数据为样本,实证分析指出金融发展与农村经济增长呈现较强的正相关性。无独有偶,国内一众学者对这一课题的研究亦形成了截然相反的2种观点。多数认为金融发展对农民增收具有显著的促进作用,娄永跃^[7](2010)综合运用灰色关联法和经济计量分析探讨农村金融发展与农民收入增长的关系,结果表明二者相互促进;苏静等^[8](2013)利用面板数据的研究结果证实,民间金融对我国东、中、西部3个地区的农民产生明显的正向收入效应;李祎雯等^[9](2018)的研究认为,通过增加创业资金的可得性,民间金融有力地促进了农民收入的提高。不过,也有学者认为金融的发展阻碍了农民收入的增长,谭燕芝^[10](2009)的研究指出,农村金融发展不利于农民增收,但农民收入的增长却促进了农村金融发展;杜兴瑞等^[11](2011)基于VAR模型的计量分析指出,我国农村金融发展不但对农民收入增长没有积极作用,相反却对农民收入的增长产生了消极作用。

纵观金融发展与农民收入增长关系的相关文献,笔者发现大量研究聚焦于正规金融与农民的收入关系,对民间金融与农民收入的关系关注程度明显不够,且绝大部分为全国范围数据,忽略地区经济发展的差异性,特定区域数据的个案研究较少。鉴于此,本文选取安徽省宣城市2002—2018年的数据为样本,构建并基于VAR模型展开协整分析、格兰杰因果关系检验、脉冲响应函数分析与方差分解,实证研究民间金融与农民收入之间的动态关系,以期为提高宣城市以及经济发展程度相当的地区的农民收入进而加快解决“三农”问题建言献策。

1 VAR模型的构建

以经济理论为基础的传统计量经济分析需要事先明确内生变量与外生变量,然而,变量之间往往相互影响,经济理论通常难以识别内生变量与外生变量,以致无法明确地区分变量之间的动态关系。本文研究安徽省宣城市民间金融 PF (Private finance)与农民收入 FI (Farmers' income)之间的动态影响,不能肯定地分辨内生变量与外生变量,是以选用VAR模型,即向量自回归模型,均等地对待 PF 与 FI ,将它们皆视为内生变量,允许 PF 与 FI 互相影响,从而评估2个内生变量的动态关系。

本文的VAR模型分析过程分为2个部分:模型的构建与实证分析。其中,VAR模型的构建又包括3个步骤:第1步是序列的平稳性检验,以避免伪回归问题;第2步是模型滞后期数的确定,合理地选择最优滞后期是建立VAR模型的基础;第3步是VAR模型平稳性检验,用以保证脉冲响应函数分析与方差分解的有效性。VAR模型的实证分析分为4个步骤执行:第1步是协整检验,检验变量之间是否具有长期稳定的关系;第2步为格兰杰因果关系检验,分析变量之间的先后影响关系;第3步是基于VAR模型的脉冲响应函数分析,考察变量受其本身及其他变量冲击的影响,进而考察变量之间的动态关系;第4步是方差分解,评价不同结构冲击的相对重要性,即说明每一个结构冲击对内生变量变化的影响程度。

1.1 指标选择、数据来源与处理

本文研究宣城市民间金融与宣城市农民收入之间的关系,主要涉及2个指标,一是反映宣城市民间金融发展水平的指标,用民间金融规模来表示,记为 PF ,借鉴李建军的 θ 值法^[12],将正规金融组成部分的股票融资修正为票据融资,并以北京市为参照物,测算出样本区间年份宣城市民间金融的时间序列值;二是反映宣城市农民收入水平的指标,用农民人均年收入来表示,记为 FI ,其数据来源于相应年度的《宣城统计年鉴》。

1.2 变量的单位根检验

本文研究的宣城市民间金融 PF 与农民收入 FI 都是时间序列,为了避免伪回归,使用最为常用的ADF法进行平稳性检验。在经济意义成立的前提下,为了降低异方差性的影响,将二者对数化处理,用以压缩变动幅度,分别用 $LGPF$ 和 $LGFI$ 表示,并将其一阶差分分别表示为 $DLGPF$ 和 $DLGFI$ 。

依据AIC以及SC最小标准确定最佳滞后期数,表1为ADF单位根检验结果。在3种检验形式中, $LGPF$ 与 $LGFI$ 的ADF检验统计量均大于对应的显著性水平下的临界值,无法拒绝原假设,因而都存在单位根,都是非平稳序列;然后对其一阶差分序列 $DLGPF$ 与 $DLGFI$ 进行单位根检验,依次得到ADF检验统计量为-3.8016和-3.8177,都小于其5%显著性水平的临界值,拒绝原假设,不存在单位根。因此,变量 $LGPF$ 与 $LGFI$ 皆为一阶单整序列,满足构建VAR模型的必要条件。

1.3 模型最优滞后阶数的确定

VAR模型下的计量分析,首先需要判定至关重要的模型参数——最优滞后阶数,对 $LGFI$ 与 $LGPF$

表 1 LGFI 与 LGPF 单位根检验结果

变量	检验类型	ADF 统计量	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	P 值	结论
LGFI	(C,T,0)	-2.406 7	-4.667 9	-3.733 2	-3.310 3	0.362 5	
	(C,0,0)	0.431 6	-3.920 4	-3.065 6	-2.673 5	0.977 6	不平稳
	(0,0,0)	11.378 1	-2.717 5	-1.964 4	-1.605 6	1.000 0	
DLGFI	(C,T,0)	-3.817 7	-4.728 4	-3.759 7	-3.325 0	0.045 5	平稳
	(C,T,0)	-2.003 3	-4.667 9	-3.733 2	-3.310 3	0.556 0	
LGPF	(C,0,0)	-0.840 7	-3.920 4	-3.065 6	-2.673 5	0.779 5	不平稳
	(0,0,0)	2.785 0	-2.717 5	-1.964 4	-1.605 6	0.996 9	
DLGPF	(C,T,0)	-3.801 6	-4.728 4	-3.759 7	-3.325 0	0.046 7	平稳

表 2 确定最优滞后期的信息准则比较表

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	39.622 7	59.285 6	1.98e-05	-5.172 7	-4.912 0	-5.226 3
2	45.371 2	7.075 0	1.61e-05	-5.441 7	-5.007 1	-5.531 0
3	49.229 0	3.561 1	1.96e-05	-5.419 9	-4.811 4	-5.544 9
4	53.707 3	2.755 9	2.68e-05	-5.493 4	-4.711 2	-5.654 2

分别滞后 1~4 期,表 2 为输出相关统计量的数值。

在 AIC 与 SC 统计量未能同时最小的情况下,综合考量滞后阶数、样本容量和模型自由度,以能够刻画出变量 LGFI 与 LGPF 之间绝大部分的互相影响与动态特征,因此,选择最优滞后阶数为 2,得以建立 VAR(2)模型,该模型有 2 个内生变量,所以有 4 个特征根。

1.4 VAR 模型构建与稳定性检验

VAR 模型稳定条件:所有特征根的倒数模皆小于 1,即都在单位圆之内^[13]。图 1 是 VAR(2)模型的稳定性检验,4 个圆点都在单位圆内,4 个 AR 特征根的倒数模均小于 1,故而 VAR(2)模型稳定,可以依据该模型展开脉冲响应函数分析和方差分解。

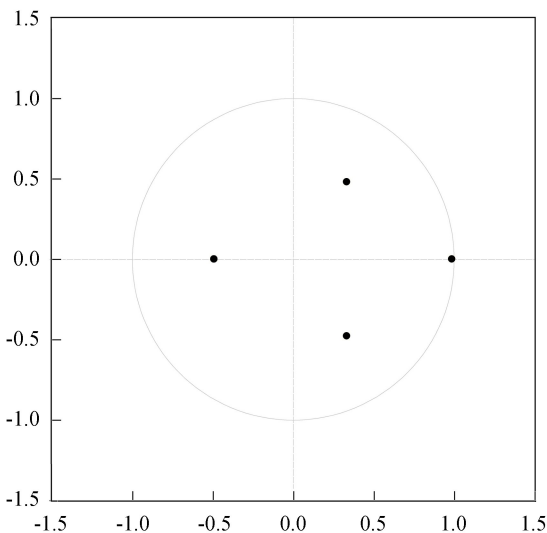


图 1 VAR 模型稳定性检验

2 实证分析

2.1 协整检验

LGPF 与 LGFI 均为 1 阶单整序列,或许存在协

整关系,基于 VAR 模型,本文选用 Johansen 协整检验法,表 3 给出检验结果。

表 3 Johansen 协整检验结果

最大特征值	临界值	概率	迹统计量	临界值	概率	假设的协整方程数目
27.002 7	19.387 0	0.003 2	37.339 3	25.872 1	0.001 2	None *
10.336 5	12.518 0	0.112 7	10.336 5	12.518 0	0.112 7	At most 1

由表 3 可知,最大特征值 27.002 7 > 临界值 19.387 0,迹统计量 37.3393 > 临界值 25.872 1,拒绝无协整方程的原假设,说明至少有一个协整方程;又因为最大特征值与迹统计量都是 10.336 5,且都小于其临界值 12.518 0,接受最多有一个协整方程的原假设,表明有一个协整方程,据此判定变量 LGPF 与 LGFI 存在长期稳定的均衡关系。

2.2 格兰杰因果检验

Johansen 协整检验证实, LGPF 与 LGFI 具有协整关系,但是, LGPF 与 LGFI 是否具有因果关系呢?本文以格兰杰因果关系检验进行判断。

表 4 显示,滞后 2 期,原假设“LNPF 不是 LGFI 的格兰杰原因”“LNFI 不是 LNPF 的格兰杰原因”的概率分别为 0.005 0、0.016 6,因此,在 5% 的显著性水平下,宣城市民间金融与宣城市农民收入互为格兰杰因果关系。

表 4 格兰杰因果关系检验

原假设	滞后期	F 值	P 值	结论
LNPF 不是 LGFI 的格兰杰原因	2	9.424 3	0.005 0	拒绝
LNFI 不是 LNPF 的格兰杰原因	2	6.343 7	0.016 6	拒绝

2.3 脉冲响应函数分析

格兰杰因果关系检验与协整分析没有解释 LNPF 与 LGFI 关系的强度,进一步探究它们的动态影响关系,一个行之有效的解决办法是:采用建立在 VAR 模型基础之上的脉冲响应函数进行分析。

图 2 为脉冲响应函数,蓝色线代表 1 单位脉冲冲击的脉冲响应函数的时间路径,红色线为 2 个标准差的置信区间。在图 2a 中, LGFI 对于它本身新息一个标准差的冲击反应迅速且皆为正向,第 1 期即为最大的 0.027,第 2 期降到 0.012,第 3 期反弹为 0.016,第 4 期又降为 0.012,第 5~10 期保持在 0.013,表明农民人均年收入对于本身新息的冲击,表现为显著的长期正向效应,随着时间的推移,正向效应趋于稳定,农民前期收入的增长致使下一期收入稳定的增长。这主要是因为收入的增长,使得农民加大对生产的投入或者调整生产结构,提高生产效率,或者向正规金融投资,获取投资收益,导致

农民收入持续稳定增长。在图 2b 中, $LGFI$ 对于 $LGPF$ 的一个新息标准差冲击的响应一开始为零, 随后下降, 第 2 期为 -0.028 , 到第 4 期降到最低的 -0.038 , 而后缓慢上升, 第 5 期为 -0.033 , 第 6~10 期基本收敛在 -0.030 , 说明民间金融受到外部冲击之后, 传导至农民人均年收入并显著地带来持续的负向影响, 究其原因, 主要是传统的农业与农村经济效率低下, 民间金融将大量资金从农村转移到城镇, 降低农村金融资源总量, 从农村地区“抽血”, 负向影响农村经济发展, 负向影响农民收入增长。在图 2c 中, $LGPF$ 对 $LGFI$ 新息一个标准差的冲击的响应始终为正, 第 1 期为 0.02, 第 2 期为 0.03, 第 3 期为 0.02, 第 4~10 期皆为 0.01, 说明农民人均年收入的持续增长对民间金融的发展产生持续的长期的正向冲击, 这主要是因为农村地区正规金融服务不足, 正规金融产品稀少, 农民收入的增长使得农民对民间金融领域的资金投入增加, 促进民间金融不断发展壮大。在图 2d 中, 民间金融对其本身一个新息标准差的冲击, 第 1 期响应最大, 为 0.11, 然后逐渐下降, 第 3 期已经呈现负向反应, 到第 4 期为最低的 -0.06 , 而后转为缓慢上升, 到第 7 期达到 -0.03 并保持到第 10 期, 这说明民间金融对于其本身的冲击, 起初增进民间金融的发展, 而后持续的负向影响民间金融的增长。

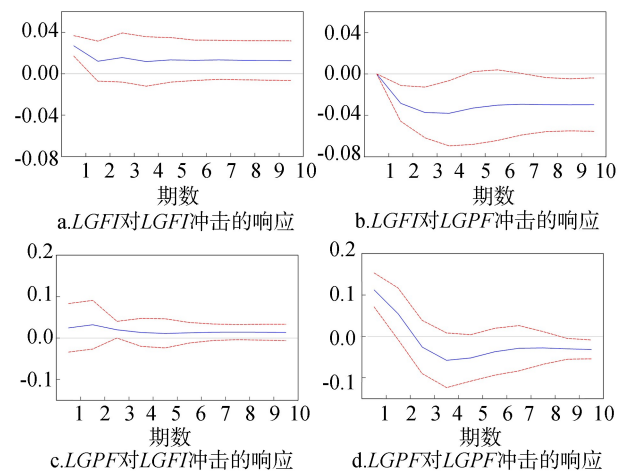


图 2 脉冲响应函数曲线

2.4 方差分解

脉冲响应函数解释了 2 个内生变量 $LGPF$ 与 $LGFI$ 的冲击对其自身及另一个变量的影响, 而方差分解可以评价 VAR 模型中每一个结构冲击的重要性, 即可以解释每一个结构冲击影响内生变量变化的程度。

图 3 为方差分解。图 3a 为 $LGFI$ 对自身方差分解的时间路径, 一直为正然则持续下降, 说明当期

农民人均年收入变化对后面各时期农民人均年收入变化的贡献越来越小, 从第 5 期开始, 贡献率缓慢下降, 从 23% 逐步下降到第 10 期的 20%。图 3b 为 $LGPF$ 对 $LGFI$ 方差分解的时间路径, 始终为正且不断上升, 说明民间金融变化对农民人均年收入变化的贡献率越来越大, 第 4 期后各期的贡献率一直维持在 70% 以上, 远大于农民人均年收入对其本身变化的贡献率。图 3c 为 $LGFI$ 对 $LGPF$ 方差分解的时间路径, 第 1 期为最低的贡献率 5%, 上升至最高的第 3 期后再缓慢下降, 第 4 期即趋于平稳, 农民人均年收入变化对民间金融变化的贡献率基本维持在 5%~11%。图 3d 为 $LGPF$ 对自身方差分解的时间路径, 始终为正, 与图 3d 相对应, 表现为先缓慢下降继而缓慢上升再趋于稳定, 民间金融对其本身变化的贡献率大约维持在 89%~95%, 远远大于农民人均年收入的变化对民间金融变化的贡献度。

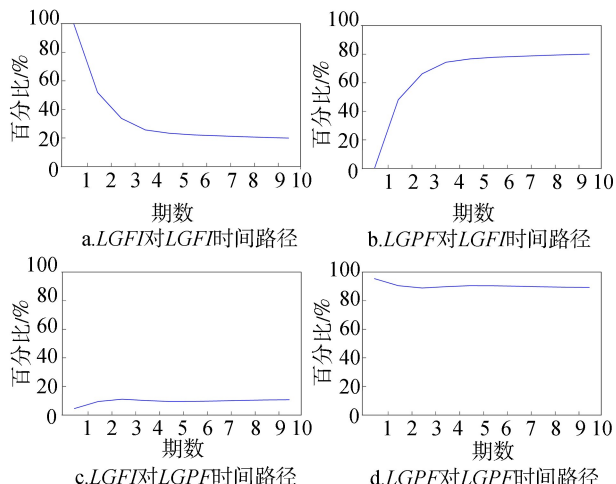


图 3 方差分解

3 结论与建议

3.1 主要结论

本文选取“ θ ”值法测算出宣城市 2002—2018 年的民间金融规模, 基于 VAR 模型实证分析宣城市民间金融与农民收入之间的动态关系。协整检验表明, 以民间金融规模衡量的宣城市民间金融发展与以农民人均年收入衡量的宣城市农民收入之间存在一种长期的稳定的均衡关系。格兰杰因果关系检验表明, 宣城市民间金融与农民收入之间互为因果关系。脉冲响应函数分析表明, 宣城市农民收入对民间金融冲击的反应是负向的, 宣城市民间金融对农民收入冲击的反应是正向的。方差分解表明, 宣城市民间金融对农民收入的影响大于农民收入对其自身的影响, 宣城市民间金融对其本身的影响亦大于农民收入对民间金融的影响。

3.2 建议

“三农”问题,追本溯源,实质是农民收入问题,所以农村工作的重中之重是增加农民收入,鉴于民间金融与农民收入的动态关系,本文提出如下建议。

3.2.1 完善农村正规金融体系

因具有正规金融体系所短缺的一些特征与优势,民间金融在农村地区常常更有效率,农村经济组织与居民受到利益的驱动,资金流向民间金融市场,民间金融活动受到利益的驱使,又将资金转出农村地区,负面影响农村地区经济发展与农民收入增长。为此,正规金融应研究和学习民间金融,借鉴民间金融投融资活动的优点,增加农村富余资金的投资途径,努力创造条件阻止农村资金通过民间金融外流,创新切合农村经济组织和农民需求的金融产品,扩大涉农金融资源供给,推动农村经济发展与农民收入增加。

3.2.2 加强民间金融管理

对于促进农村经济发展与农民收入增加的民间金融活动,政府应当给予一个合法的生存空间,

提供一个充分的法律保障,辅导其规范并加强经营管理,鼓励其不断发展壮大,引导甚至补贴其发展涉农贷款业务,支持农村经济社会建设;对于那些破坏农村金融市场平衡、扰乱农村金融市场秩序、影响农村经济社会稳定的民间金融活动,应该予以坚决的打击和取缔,防范与消除民间金融风险。

3.2.3 提高农村经济效率

一是发展绿色农业。绿色食品、有机食品与无公害产品等主要的绿色农产品,因其销售价格高于通常的农产品许多,所以有着丰厚的利润和收入,也能够承受较高的资金成本;二是根据市场需求,不断调整农村产业结构,因地制宜地发展特色产业,大力发展服务业,促进农村经济高速增长;三是加强涉农技术培训与创业培训,加强农村基础设施建设,支持农民工返乡创业。如此多措并举,积极培植新的农村经济增长点,竭力提高农村经济效率,拓宽民间金融在农村的用武之地,助推农村经济发展,提高农民收入。

参考文献:

- [1] SCHREINER M. Informal finance and the design of microfinance[J]. Development in Practice, 2000, 11(5): 637-640.
- [2] 何广文, 冯兴元. 农村金融体制改革亟待深化[J]. 中国乡镇企业, 2004(4): 16-19.
- [3] 林毅夫, 孙希芳. 信息、非正规金融与中小企业融资[J]. 经济研究, 2005(7): 35-44.
- [4] 何大安. 中国农村金融市场风险的理论分析[J]. 中国农村经济, 2009(7): 59-67.
- [5] PISCHKE, ADAMA. Donald rural financial market developing countries[M]. Baltimore MD: The Johns Hopkins University Press, 1987: 67-69.
- [6] KING R G, LEVINE R. Finance and growth: schumpeter might be right[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3): 717-737.
- [7] 姜永跃. 农村金融发展与农民收入问题研究[J]. 金融理论与实践, 2010(9): 46-50.
- [8] 苏静, 胡宗义, 朱强. 中国农村非正规金融发展的收入效应——基于东、中、西部地区面板数据的实证[J]. 经济经纬, 2013(3): 31-35.
- [9] 李祎雯, 张兵. 非正规金融与农村家庭创业成效: 影响效应及作用机理[J]. 农业技术经济, 2018(12): 4-17.
- [10] 谭燕芝. 农村金融发展与农民收入增长之间关系的实证分析: 1978—2007[J]. 上海经济研究, 2009(4): 50-57.
- [11] 杜兴瑞, 杨少垒. 农村金融发展与农民收入增长关系的实证分析[J]. 统计与决策, 2011(9): 120-122.
- [12] 李建军. 中国地下金融规模与宏观经济影响研究[M]. 北京: 中国金融出版社, 2005: 162-184.
- [13] 王爱民. 计量经济学教程[M]. 北京: 北京大学出版社, 2018: 163.