

农村金融对农村消费影响的实证分析

——基于浙江省农村信用社1980—2010年数据

徐冯璐

(浙江金融职业学院 金融系, 浙江 杭州 310018)

摘要: 基于1980—2010年浙江省农村信用社金融支农和农村消费的实证研究发现, 金融支农规模、效率、结构与农村居民消费支出之间存在长期均衡的关系, 其中金融支农规模与消费支出负相关, 金融支农效率和结构与消费支出正相关, 而且金融支农结构对农村居民消费增长的贡献最大。因此, 为激发农村消费潜力, 农业贷款结构应与农业生产结构优化相协调, 创新小额农贷产品, 深化农信社市场化改革, 与其他农村金融机构形成合力。

关键词: 金融支农; 农村消费; 农信社; 时间序列; 协整检验

中图分类号: F126.2

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2013)03-0021-08

Empirical study on the influence of rural finance on rural resident consumption: Based on 1980-2010 time series data of Zhejiang rural credit cooperatives

XU Feng-lu

(Financial Department, Zhejiang Financial College, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Empirical study is made on rural credit cooperatives' financial support on rural areas and rural resident consumption by using Zhejiang's time series data from 1980 to 2010. The result shows that long-term co-integration relationship exists between the scale, efficiency and structure of rural financial support and rural resident consumption, among which, financial scale is negatively correlated with rural resident consumption, while financial efficiency and structure are positively correlated with rural resident consumption, and furthermore, financial structure accounts for most of rural resident consumption growth. Therefore, in order to motivate rural consumption potential, coordinating rural financial structure and agricultural production structure optimization, innovating small rural loan products, deepening RCC's marketization reform, and developing the joint support force with other rural financial institutions.

Key words: rural finance; rural resident consumption; rural credit cooperatives; time series data; co-integration test

一、问题的提出

国际金融危机使得中国出口导向型经济增长模式受到挑战, 扩大内需是从根本上转变中国经济发展方式, 保证中国在后金融危机时代经济持续增长的重要途径, 而启动占总人口一半以上的农村消费市场无疑是扩大内需的关键。2009年中央1号

文件明确指出, 扩大内需最大潜力在农村。近几年来, 虽然农村经济驶入快车道, 农民收入不断提高, 农村消费市场逐步发展, 农村消费结构逐渐升级。但是, 农村消费需求增长仍然缓慢, 总体消费水平仍然比较落后, 与城镇居民家庭消费差距不断扩大。有关农村居民消费问题的分析视角大体有两种: 一是实体经济视角, 如农村产业结构调整、城市化过程中农民利益的得失、农村现有社会保障制度和农村消费基础设施条件等; 二是虚拟经济视角, 如农产品价格波动对农民收入和消费预期的影响、农村金融支持等。比较而言, 国内学者们大多

收稿日期: 2013-04-28

基金项目: 浙江金融职业学院省级优势专业资助项目

作者简介: 徐冯璐(1980—), 女, 浙江舟山人, 博士, 副教授, 研究方向: 农村金融。

习惯从收入分配、产业结构、城市化、土地制度等角度来破解农村消费问题,对农村居民消费问题从实体经济角度的分析多于从虚拟经济角度尤其是金融角度的分析,基于此,笔者拟从农村金融支持的角度分析农村居民消费增长的问题,以弥补已有研究的不足。

在金融对消费影响的理论研究方面,流动性约束理论即消费约束问题揭示了信贷约束对消费的影响,如果消费者预期未来可能面临流动性约束,即无法利用信贷手段进行消费,则其当期和以后各期的消费都会下降。^[1,2]Morton and Berge 对金融的功能进行系统归纳,认为金融具有重新分配、跨期转移资源、管理风险和提供信息的功能,因此可以影响消费在不同时期的转换。^[3]消费的生命周期理论核心思想是一个人现期的消费行为取决于他所预期的在整个生命周期里的收入,一个人不仅会根据自己当前的财富和收入情况而且会根据他对未来收入的理性预期最优地安排消费,^[4]而金融则可以促使消费在不同时期转换。国内学者也普遍认为金融会对消费产生影响。^[5-7]在金融对消费影响的实证研究方面,Zeldes 发现预期的消费信贷增长与消费支出之间呈现正相关。^[8]Antzoulatos 发现把金融支持作为一个解释变量来预测消费时,预测值会变得更加精确。^[9]张奎利用美国 1959—2009 年共 60 年的月度样本数据进行实证研究得出,金融支持对消费产生长期的拉动作用。^[10]虽然大部分学者支持金融和消费之间的相关性,也有一些学者得出了相反的结论,如 Alexander 和 Kong Dan Oh 发现,在简化的经济模型中从长期来看金融支持对消费没有影响,而在复杂的经济模型中两者关系变得不确定。^[11]林晓楠对中国 1990—2004 年的消费信贷和居民消费数据进行分析,认为中国消费信贷对居民消费的刺激作用不明显。^[12]具体到从金融视角探讨中国农村消费问题的研究多集中在近几年。刘广明认为金融支持是农村消费市场开拓的关键所在,然而,实践中金融支持不足抑制了农村消费市场的发展。^[13]裘晓菊、刘奇山提出应该通过完善小额信贷、发展微小金融机构、充分发挥合作金融功能等措施加强农村地区的金融支持,从而扩大农村居民的消

费需求。^[14]刘纯彬、桑铁柱利用实证检验证明农村金融深化在长期内对农村居民消费有极强的带动作用,但短期影响并不显著。^[15]

总体说来,现有文献对于农村金融与农村消费关系的研究比较匮乏,而且研究偏重定性分析,即使进行实证研究,指标选择和数据处理也还存在诸多漏洞:如简单地以农业贷款余额作为衡量农村金融的变量指标,缺乏足够的代表性;采用农村居民消费水平数据而非消费增长率数据,无法考察农村居民消费的动态效应;忽略了时间序列数据的异方差或伪回归现象等等。另外,研究多立足于全国范围,采用地区跨度较宽而时间跨度较短的数据。据此,笔者拟立足农村经济金融强省浙江,选择农村信用合作社(简称农信社)作为最主要的、最有代表性的农村金融机构,实证分析改革开放以来农信社金融支农对浙江农村消费增长率的影响。

浙江是改革开放以来中国农村现代化、工业化、城镇化和金融深化推进最快的省份之一。^[16]较之全国,浙江农村地方金融发展迅速,市场化、民营化程度最高。改革开放以来,浙江省支持农村建设、服务“三农”的农村金融机构主要有农业发展银行、中国农业银行和农村信用社。农业发展银行主要资金来源于中央银行,业务范围狭窄、功能单一,仅在农产品收购等方面发挥政策性金融组织作用;中国农业银行与农村信用社分离后已将其信贷业务基本从农村市场撤出,全面向城市倾斜;而农信社经过不断改革和发展,市场竞争力、盈利能力和风险防范能力持续走强(表 1),逐渐壮大成为浙江农村金融市场的主要供应者,处于垄断地位,在利用农村地方金融资源推动农村经济的发展上起到了重要作用,已经成为浙江农村金融的主要支撑。

最近一项浙江农村消费需求状况调研显示^[17]:浙江农村居民消费逐年增长并长期处于全国领先水平。农村居民消费结构不断升级,恩格尔系数快速降低,并已达到全国城市平均水平。消费内容从生存需要向享受需要和发展需要过渡,电脑、空调和冰箱是农民未来购买计划的首选。农民信贷消费观念不断增强,支持和同意贷款消费的比例达到了 90%,充分表明农民有足够的购买欲望。

浙江农信社金融支农对农村居民消费的促进作用体现在以下方面：一是通过对农村生产经营提供必要的信贷支持，增加产出效益，促进农民增收，进而促进农村居民消费。农信社对劳动密集型的乡镇企业、农业龙头企业、农民专业合作社、农户等提供信贷，促进了农村经济发展和农民增收，带动了农村居民消费水平不断提高。二是通过对农村生产和消费性基础设施建设提供资金支持，改善农村消费硬环境。农信社加大对农村水、电、路及乡镇超市、集贸市场、农资配送枢纽建设的信贷支持，拓宽了农村商贸物流网络渠道。三是通过农村金融产品和服务方式创新，解决农民贷款难问题，使农民放松预算约束，刺激农村居民消费。农村生产贷

款和消费贷款无法严格区分，有时两种贷款是相互结合的，农信社创新多种农村抵押担保形式，针对农户贷款期限短、金额小、客户分散且差异性大的特点开发个性化小额信用贷款产品等，对农村生产环节的金融支持也会在某种程度上刺激农村消费。因此，从理论上分析，农信社加强对农村地区的金融支持能够有助于农村居民消费增长。当然，浙江省农信社金融支农对农村居民消费增长的影响作用到底如何，还存在哪些不足尚需要实证检验。笔者拟以浙江省农信社 1980—2010 年的时间序列数据进行分析农村金融发展对农村居民消费增长的作用，探讨如何进一步发挥农村金融支农惠农的作用，促进农村居民消费水平提高。

表 1 浙江省农信社改革和发展大事记(1980—2012)

时间	农信社改革和发展大事
1980	温州苍南县金乡镇农村信用社进行浮动利率改革试点。
1983	全省农信社“三性”改革，建立农村信用县联社，促进支农信贷业务发展。
1992	农信社在全省金融系统中率先实施资产负债比例管理，使存款积极性和资金运用率明显提高，经营状况明显改善。
1996	全省农信社与中国农业银行脱离行政隶属关系，浙江省信用合作协会正式成立，行使对全省农信社的指导管理。
2003	浙江省被国务院列为深化农信社改革试点地，新一轮农信社改革进入全面实施阶段。农信社对农村经济的贡献不断提高，2003年末比1999年末，全省农信社各项存款增长121%，各项贷款增长124.8%，农业贷款提高17.8个百分点，不良贷款下降15.93个百分点。
2004	在省信用合作协会基础上组建省农信联社，真正实施“四自”管理体制。全面开展组建农村合作银行、一级法人和继续规范县联社、信用社二级法人体制等各项深化信用社改革的工作。
2007	瑞安市率先进行农民信用合作、专业合作、供销合作三位一体的农村合作协会创办试点。
2007后	全省农信社不断完善“三会一层”治理结构，进行股权改造，逐渐扩大负债来源和资产运用规模，全省农信社存贷款总量居全省银行业第一位，全国农信社第二位。

资料来源：历年《浙江统计年鉴》和《浙江金融年鉴》

二、研究的指标选择和数据来源

1. 指标选择

(1) 农村消费增长指标(CE)。为了考察影响农村居民消费增长变动的因素，更好地反映出农村居民消费的动态变化，本文使用农村居民消费支出增长率这一相对指标。

(2) 金融支农水平指标。本文金融支农水平指标以金融支农规模(FS)、金融支农效率(FE)和金融支农结构(FC)三个指标来描述，以全面体现农信社金融支农的量、质和结构特点。国际上通常用广义货币存量或金融资产总额与国民生产总值的比值来衡量金融规模指标，借鉴这种思路并考虑到数据的可得性，本文以农信社存贷款总额与农村生产总

值的比值来衡量农信社金融支农规模。对于金融效率，学术界通常采用金融资产和金融相关比率、储蓄投资转化率、市场结构和市场化程度、边际投资率、金融机构竞争力等来衡量。^[18-21]为了体现农信社在服务农村建设中资本投入产出效率，本文用农信社贷款额与存款额的比值来表示农信社金融支农效率。农信社金融支农结构指标在这里主要是指农信社各类贷款的比重。根据1994年后国家统计局对农村贷款的分类，有短期贷款和长期贷款，其中短期贷款又分为农业贷款、乡镇企业贷款和其他贷款。考虑到农业仍是农村产业结构中最主要的一部分，与农民生产生活联系也最为紧密，本文以农信社农业贷款占农信社总贷款的比例作为农信社金融支农结构指标。

2. 数据来源

本文数据的时间跨度为 1980—2010 年，数据来自于历年的《浙江统计年鉴》和《浙江金融年鉴》。由于数据的自然对数形式能够在不改变原来协整关系的情况下使其趋势线性化，从而消除时间序列中存在的异方差现象，因此，笔者对各变量进行了自然对数处理，得到变量 *LCE*、*LFS*、*LFE* 和 *LFC*。

三、变量检验与计量结果分析

由于时间序列变量可能存在非平稳性，容易产生伪回归现象，笔者首先利用 ADF 单位根检验法检验各变量的平稳性，对于非平稳性数据一般是通过差分处理来消除数据的不平稳性。如果变量是同阶单整的，需要对相关变量进行 Johansen 协整检验，以确定农信社金融支农和农村居民消费间是否存在长期均衡关系，即协整关系。进而使用格兰杰因果关系检验(Granger Causality Test)以分析变量间是否存在格兰杰因果关系。在确定变量间存在长期协整关系的基础上，进一步建立向量误差修正模型(VEC)进行变量短期关系分析，并用脉冲响应函数观察变量对外生冲击的反应。在此基础上，通过方差分解分析各变量随机冲击的相对重要性。

1. 单位根检验

从表 2 可以看出，变量 *LCE*、*LFS*、*LFE*、*LFC* 的 ADF 检验统计量的值在 10% 的显著性水平下大于所对应的临界值，而变量的一阶差分值 ΔLCE 、 ΔLFS 、 ΔLFE 、 ΔLFC 的 ADF 统计量在 5% 的显著性水平下均小于所对应的临界值。因此，变量

表 2 单位根检验

变量	ADF 检验	检验类型	滞后阶数	显著水平(临界值)
<i>LCE</i>	-0.561 677	含线性趋势项	1	10%(-2.6552)
ΔLCE	-3.397 615	含线性趋势项	1	5%(-3.0400)
<i>LFS</i>	-0.369 041	含线性趋势项	1	10%(-2.6552)
ΔLFS	-4.857 577	含线性趋势项	0	1%(-3.8304)
<i>LFE</i>	-1.565 766	含线性趋势项	1	10%(-2.6552)
ΔLFE	-3.958 138	含线性趋势项	1	1%(-3.8572)
<i>LFC</i>	-0.757 345	含线性趋势项	1	10%(-2.6552)
ΔLFC	-4.615 161	含线性趋势项	0	1%(-3.8304)
<i>LU</i>	0.004 713	含线性趋势项	3	10%(2.6672)
ΔLU	-3.423 432	含线性趋势项	0	5%(-3.0294)

注：滞后阶数的选择标准是以 AIC 值和 SC 值最小为准则

LCE、*LFS*、*LFE* 和 *LFC* 是不平稳的一阶单整数列。为了避免对非平稳时间序列直接建模产生的“伪回归”现象，需要通过协整检验进一步确定变量间是否存在某种稳定长期均衡关系，即协整关系。

2. 协整检验

笔者利用 Johansen 协整检验法对变量 *LCE*、*LFS*、*LFE* 和 *LFC* 进行协整检验。在进行检验时，一个关键问题是滞后阶数的确定，使用不同的滞后阶数会产生截然不同的结果。Johansen 检验的最优滞后阶数根据 VAR 模型的最优滞后阶数来确定。为了使滞后阶数足够大以完整地反映模型的动态特征，又能使模型有足够的自由度，根据 AIC 原则和 SC 原则，确定最优滞后阶数为 3 阶并构建 VAR 模型。表 3 给出了 Johansen 协整检验结果。

表 3 *LCE*、*LFS*、*LFE* 和 *LFC* 的 Johansen 协整检验

特征值	迹统计量	5%显著性水平	1%显著性水平	零假设
0.817 274	83.185 26	47.21	54.46	0**
0.638 004	37.291 60	29.68	35.65	最多 1 个*
0.266 495	9.856 322	15.41	20.04	最多 2 个
0.053 635	1.488 440	3.76	6.65	最多 3 个

注：*(**)表示在 5%(1%)的显著性水平下拒绝零假设；迹检验显示在 5%的显著性水平下有两个协整方程；滞后阶数的选择标准是以 AIC 和 SC 原则

协整检验表明在 1980—2010 年的样本区间内，5%的显著性水平下，*LCE*、*LFS*、*LFE* 和 *LFC* 这四个变量之间存在两个协整关系。其中具有经济学意义的只有一个，所对应的长期方程为：

$$LCE = -0.085\ 560LFS + 0.253\ 657LFE + 0.070\ 832LFC + 0.179\ 944 \quad (1)$$

(0.020 93) (0.059 35) (0.013 33)

括号内数字为标准差，从方程(1)中可以看出，农信社金融支农规模、效率、结构和农村居民消费支出增长之间存在长期均衡关系。金融支农规模每增加 1，农村居民消费增长率将大约减少 0.09；金融支农效率每增加 1，农村居民消费增长率将大约增加 0.25；金融支农结构每增加 1，农村居民消费增长率将大约增加 0.07。从长期看，农信社金融支农效率和结构对农村居民消费增长有正向作用，说明农信社存款转化贷款比例的提高及贷款中农业贷款比例的提高能够提升农村居民消费。这不难理解，农业贷款总量的增加有助于农业产业化发展

和农民增收,农民收入增加会带来消费增加。而金融支农规模对农村居民消费增长有负向作用,存贷款规模增加没有带来农村居民消费相应增加。这可能有几种原因:首先,农村居民储蓄和消费成反比,储蓄存款规模增加时居民消费支出会减少;其次,这在一定程度上说明农村存款外流或闲置现象,部分农村金融资源没有转化为有效的支农贷款,没有为农村经济的发展提供支持,因而也无助于农民生活的改善。此外,农信社贷款量的增加并不意味着支农贷款质量改善和结构优化,农信社在贷款投放的选择上考虑更多的是自身经济利益而不是农村社

会效益。

3. 格兰杰因果关系检验

协整检验结果说明变量之间存在长期均衡关系,但是这种关系是否构成因果关系还需要进一步验证。根据 Granger 理论^[22]如果把变量 A 的滞后值包括进来能显著地改进对变量 B 的预测,就可认为变量 A 是变量 B 的格兰杰原因。本文利用格兰杰因果检验对农村居民消费增长与农信社金融支农规模、效率和结构之间的因果关系予以分析,并根据 AIC 和 SC 准则确定各变量的滞后阶数为 3,检验结果如表 4 所示。

表 4 格兰杰因果关系检验

零假设	样本数	F-统计值	概率	结论
LFS 不是 LCE 的格兰杰原因	29	0.264 23	0.770 00	拒绝
LCE 不是 LFS 的格兰杰原因	29	1.337 63	0.281 34	拒绝
LFE 不是 LCE 的格兰杰原因	29	0.422 53	0.660 17	拒绝
LCE 不是 LFE 的格兰杰原因	29	0.068 21	0.934 24	拒绝
LFC 不是 LCE 的格兰杰原因	29	1.114 92	0.344 34	拒绝
LCE 不是 LFC 的格兰杰原因	29	0.314 83	0.732 88	拒绝

从表 4 可以看出,在 1% 显著性水平下,拒绝原假设,浙江省的农村居民消费增长和农信社金融支农规模、效率、结构间互为格兰杰原因。农信社金融支农规模、效率、结构都能显著影响农村居民消费,而农村居民消费也能有效地影响农信社金融支农的规模、效率和结构,这进一步加强了协整检验的结论。农信社金融体制改革和发展对于提高农村居民消费具有一定的积极作用,反之,如果农信社金融体制改革和发展滞后,必然会在一定程度抑制农村居民消费。

4. 误差修正模型(ECM)

由上述分析可知,浙江省农信社金融支农规模、效率和结构与农村居民消费增长之间存在长期均衡关系。根据 Granger 理论,^[22]如果非平稳变量间存在协整关系,则可以建立误差修正模型对变量间短期动态调整过程进行研究。从表 5 可知,估计出的误差修正模型的拟合度较高,为 0.88。误差修正项系数为负,说明该修正模型具有反向修正机制,农村居民消费的变动受到协整方程的约束,对长期均衡关系的偏离会在下一期得到修正。也就是说,如果上一期农村居民消费偏低,则本期农村居民消费就会相应增高;反之,如果上一期农村居民

消费偏高,本期农村居民消费就会调低,从而保证各变量间的关系不会明显偏离均衡状态。误差修正项系数值为-1.791 257 表明变量的短期波动对偏离

表 5 时间序列误差修正模型(ECM)

回归变量	参数估计量	标准差	T 统计量
EC(-1)	-1.791 257	0.322 44	-5.555 26
Δ LCE(-1)	0.935 245	0.236 98	3.946 49
Δ LCE(-2)	0.585 874	0.146 65	3.995 15
Δ LCE(-3)	0.465 491	0.120 81	3.853 19
Δ LFS(-1)	-0.413 832	0.146 29	-2.828 87
Δ LFS(-2)	0.046 546	0.137 66	0.338 12
Δ LFS(-3)	-0.416 568	0.148 22	-2.810 52
Δ LFE(-1)	0.526 899	0.195 33	2.697 44
Δ LFE(-2)	0.283 360	0.161 18	1.758 02
Δ LFE(-3)	0.212 531	0.107 66	1.974 06
Δ LFC(-1)	0.192 104	0.072 64	2.644 50
Δ LFC(-2)	-0.000 518	0.052 19	-0.009 92
Δ LFC(-3)	-0.043 231	0.045 66	-0.946 82
C	0.064 573	0.036 77	1.755 91

R-Squared=0.876 174, F=7.075 878

长期均衡的调整力度较大,速度较快。其余解释变量中,农村居民消费增长率自身滞后三期的数值对本期都有一定正向影响,但影响程度递减,分别为 0.935 245, 0.585 874, 0.465 491。农信社金融支农规模的变化对农村居民消费增长率的影响在第一

期为-0.413 832, 第二期为 0.046 546, 第三期为 -0.416 568, 从长期看, 农信社金融支农规模对农村居民消费增长有负向影响。农信社金融支农效率的变化对农村居民消费增长率的影响在滞后三期的数值为正向递减, 分别是 0.526 899 0.283 360 0.212 531, 从第二期开始影响程度减弱。农信社金融支农结构变化对农村居民消费增长率的影响在第一期为正, 后两期为负, 在第二期的影响程度最弱。从误差修正模型所描述的短期关系(差分项)和长期关系(误差修正项)来看, 农信社金融支农规模、效率、结构和农村居民消费增长率关系与前述分析相符合。

5. 脉冲响应分析

为了进一步分析农信社金融支农规模、效率、结构影响农村居民消费增长的相对程度, 本文采用

基于向量自回归(VAR)模型和脉冲响应函数(Impulse Response Function, IRF)进行检验。IRF函数可以为变量之间相互作用的动态特征提供更多的信息。它描述的是在误差修正模型的扰动项上加上一个单位标准差大小新息冲击(innovation)对内生变量当前值和未来值的影响。利用脉冲响应函数可以识别农村居民消费增长对农村金融各变量单位冲击的反应, 以及反应程度的大小、长短。

分别给各个变量一个标准差大小的冲击, 得到关于农村居民消费增长的脉冲响应图。在图 1、2、3、4 中, 纵轴代表农村居民消费增长响应程度, 横轴表示冲击作用的期间数, 这里定为 10 期。图中实线表示响应函数的计算值, 实线两侧的虚线是响应函数加(或减)两倍标准差的置信带。

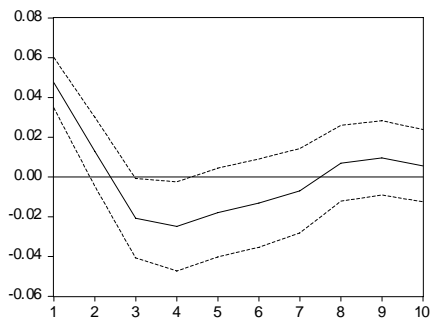


图 1 LCE 对 LCE 自身信息的响应

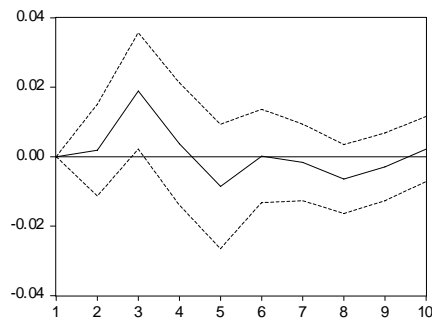


图 2 LCE 对 LFS 冲击的响应

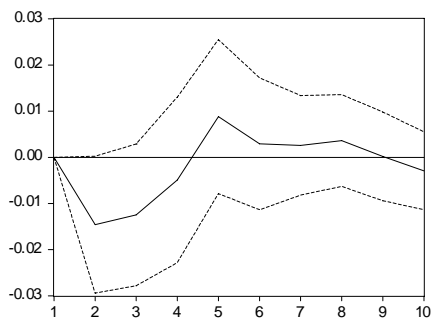


图 3 LCE 对 LFE 冲击的响应

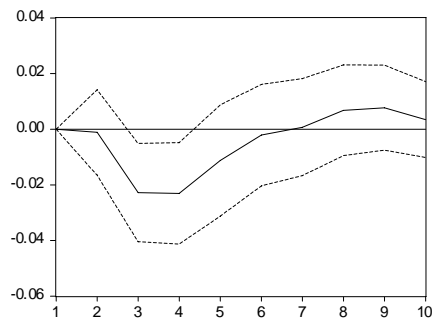


图 4 LCE 对 LFC 冲击的响应

图 1 是农村居民消费增长对自身信息冲击的脉冲响应图。可以看出, 农村居民消费增长对自身一个标准差扰动的脉冲响应在第 1 期就达到最大值, 约为 0.05, 以后逐期递减, 衰减至负值, 到第 4 期达到 -0.03 的最低值, 随后又缓慢增加, 第 7 期以后又变为正响应并趋于均衡水平。可见, 农村居民消费增长受自身信息冲击, 会立即发生变化, 并且没

有任何时滞, 但在第 7 期之后冲击作用消失。图 2 是金融支农规模(LFS)的冲击引起的农村居民消费增长(LCE)变化的脉冲响应图。图中曲线表现为大起大落, 农村居民消费增长对金融支农规模的响应比较强烈, 一开始为正响应, 直到第 3 期达到最大, 约为 0.02, 然后迅速下降, 第 4 期以后变为负响应, 至第 5 期达到最低值, 之后几经起伏, 幅度逐渐趋

缓接近均衡水平。图3是农信社金融支农效率(LFE)的冲击引起的农村居民消费增长(LCE)变化的脉冲响应图。从图3可以看出,农村居民消费增长对金融支农效率立即产生较强烈负响应,在第2期直接下降到最低值-0.015,之后迅速上升,到第5期接近0.01,之后一直趋于下降,并接近均衡水平。图4是农信社金融支农结构(LFC)的冲击引起农村居民消费增长(LCE)变化的脉冲响应图。从图4可以看出,农村居民消费增长对金融支农结构的一个标准差信息的干扰在第1、2期几乎没有影响,然后在第3期直接下降到最低值-0.025,并在第4期维

持同一水平,之后缓慢提升,在第7期转为正响应,而后又逐渐回落到均衡状态。说明农信社金融支农规模、效率和结构与农村居民消费增长有着较强的关联性,影响时间较长,且具有时滞效应。

一个时间序列预测的误差方差是各个变量冲击共同作用的结果,为了进一步明确农信社金融支农规模、效率和结构的变动对农村居民消费增长变化的影响程度,同时比较变量间相对重要性,本文接下来利用方差分解(Variance Decomposition)方法将系统的预测误差分解成各个变量冲击所做的贡献。结果如表6所示。

表6 农村消费增长率预测误差的方差分解

时期	标准误	LNCE	LNFS	LNFE	LNFC
1	0.047 410	100.000 00	0.000 000	0.000 000	0.000 000
2	0.051 281	91.731 55	0.127 040	8.093 287	0.048 128
3	0.063 993	69.456 06	8.817 447	8.997 655	12.728 840
4	0.072 696	65.541 54	7.085 118	7.425 076	19.948 270
5	0.076 706	64.334 88	7.612 300	7.983 106	20.069 720
6	0.077 913	65.216 84	7.378 766	7.877 527	19.526 860
7	0.078 288	65.386 56	7.354 589	7.910 022	19.348 830
8	0.079 234	64.592 88	7.846 553	7.931 438	19.629 130
9	0.080 239	64.411 06	7.785 056	7.734 396	20.069 490
10	0.080 591	64.332 06	7.790 370	7.798 799	20.078 780

表中数据是基于VAR模型各变量对农村居民消费各期预测误差方差的贡献度,数值越大代表相应变量在模型中的影响越大。浙江省农村居民消费增长的方差分解显示,在第1期,农村居民消费增长率自身的贡献率达到100%,其他变量的贡献率不存在。第2期,农村居民消费增长率自身贡献率为91.7%,金融支农规模和结构贡献率依然很低,分别为0.13%和0.05%,而金融支农效率的贡献率上升为8.09%。可见,农信社金融支农规模、效率和结构对农村居民消费的影响存在时滞,且金融支农规模和结构的时滞长于金融支农效率。从第3期开始,农村居民消费增长率自身贡献率逐步降低到64%—65%,而其他变量的贡献率也都提高。从长期看金融支农规模、效率和结构的冲击对农村居民消费增长率变动的解释度分别为8%、8%和20%左右,金融支农结构对农村居民消费增长的贡献最大。这表明在长期均衡中,农信社金融支农规模、效率和结构的冲击是影响农村居民消费增长变动的主要因素,这与前面协整分析的结果是一致的。

四、结论及其政策含义

(1) 农村金融支农规模、效率、结构与农村居民消费支出之间存在长期均衡关系,而且互为格兰杰因果。前三个变量的波动与后者变动有较强关联性,影响时间较长,且具有时滞效应。说明金融支农的规模、效率和结构是长期影响农村居民消费的重要因素。这提示相关部门应解决农信社发展的深层次问题,减少政府行政干预,通过健全的市场化利益诱导机制将农信社的经济效益与农民的利益紧密挂钩,引导农信社自发地开展多层次、多样化、适销对路的支农服务。除此之外,影响的时滞效应也说明当前农信社垄断农村地方金融市场的格局不利于完全满足农村多样化的金融需求,不能充分刺激农村消费增长。需要尽快发挥邮政储蓄银行、村镇银行、小额贷款公司等其他农村正规金融机构以及民间借贷、资金互助会等农村非正规金融机构的支农合力,形成一个竞争充分、监管到位的农村地方金融环境。

(2) 金融支农规模与农村居民消费支出负相关,而金融支农效率和结构与消费支出正相关。说明地方金融如果能有效将农民存款转化为支农贷款,提高贷款质量、优化贷款结构,为农民的生产生活提供必要的资金支持,就能切实拉动农村居民消费,改善居民生活。然而,单单农信社存贷款总额的提高并不能提高农村居民消费水平。因为一方面,存款额的提高意味着居民消费意愿降低、消费支出减少,另一方面,农信社对农民存款一定程度的低效利用会阻碍农村经济、挫伤居民消费意愿。因此,改善农信社金融支农,促进农村居民消费增长,关键要提高农信社农贷资金的运作效率、优化农贷结构。农信社支农贷款中最大的障碍是信息不对称、交易成本过高和申请的时效性差,所以,大力开发小额农贷信息系统,打造有利于农村信贷产品创新的信息平台是提高农贷资金运作效率和结构的当务之急。

(3) 长期来看,地方金融支农结构对农村居民消费增长的贡献最大。这就关系到农村金融资源应如何在微观领域有效配置以最大化农村居民的消费效用。因此,农信社应真正立足农村、服务农村,避免农村金融资源的外流或投放非农领域,应扩大对旅游农业、生态农业等特色农业和农村劳动密集型产业的资金投放力度,稳定增长农民收入。随着浙江省农业生产方式由粗放数量型增长向集约效益型增长转变,农业贷款结构也应同农村生产结构优化的步伐相协调,在合理的风险预期水平下,创新金融支农产品,设计开发农业贷款新形式,为农民扩产增收服务。另外,农信社等农村金融机构应把农村信贷的重点从单一的支持农村生产经营活动,转向兼顾生活消费性活动,立足于市场需求积极开发农户消费性贷款新品种,提高农村居民消费积极性。

参考文献:

- [1] Browning M, Lusardi, Annamaria. Household Saving: Micro Theories and Micro Facts[J]. Journal of Economic Literature, 1996: 1797-1855.
- [2] Christopher D Carroll, Miles S Kimball. Liquidity Constraints and Precautionary Saving[M]. NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research Inc, 2001: 8496.
- [3] Morton A C, Berge C. Heavy mineral suites in the Statfjord and Nansen Formations of the Brent Field North Sea: a new tool for reservoir subdivision and correlation[J]. Petroleum Geoscience, 1995: 355-364.
- [4] Gourinchas P, Parker J A. Consumption over the life cycle[J]. Econometrica, 2002: 47-89.
- [5] 梁云.从储蓄与消费的关系看扩大居民消费需求的金融对策[J].广西大学学报:哲学社会科学版,1999(3): 29-31.
- [6] 宋文昌.以特色金融模式支持居民消费[J].中国金融, 2011(4): 58-59.
- [7] 鲁钊阳,黄津.城乡金融发展非均衡化与城乡居民消费差距[J].当代经济研究, 2012(7): 40-44.
- [8] Zeldes S P. Optimal consumption with stochastic income: deviations from certainty equivalence[J]. Quarterly Journal Economics, 1989(5): 104.
- [9] Angelos A, Antzoulatos. Consumer credit and consumption forecasts[J]. International journal of forecasting, 1996(12): 439-453.
- [10] 张奎,金江,王红霞,等.消费信贷对消费影响作用的实证研究[J].技术经济, 2010(2): 103-106.
- [11] Arthur J, Alexander, Kong Dan Oh. The development and structure of consumer credit in Japan[M]. Santa Monica CA: Band Corp, 1989.
- [12] 林晓楠.消费信贷对消费需求的影响效应分析[J].财贸经济, 2006(11): 27-31.
- [13] 刘广明.农村消费市场开拓的金融支持探析[J].中央财经大学学报, 2011(6): 35-40.
- [14] 裘晓菊,刘奇山.论扩大农村消费的金融支持[J].现代财经, 2010(8): 35-42.
- [15] 刘纯彬,桑铁柱.农村金融深化与农村居民消费增长:假说与实证[J].江西财经大学学报, 2010(2): 62-66.
- [16] 陈时兴.农村地方金融结构、地方政府行为与支农绩效[J].数量经济技术经济研究, 2009(3): 83.
- [17] 郑书莉.扩大农村消费需求可行性对策研究——基于浙江省农村消费需求状况的调研[J].湖北行政学院学报, 2011(2): 65-69.
- [18] 赵志华,贺光明,杨海平.内蒙古地区金融效率及其对经济增长支持的实证研究[J].金融研究, 2005(6): 145-153.
- [19] 王军峰.农村金融市场结构与综合绩效关系实证分析[J].金融理论与实践, 2009(3): 57-60.
- [20] 温涛,熊德平.“十五”期间各地区农村资金配置效率比较[J].统计研究, 2008(4): 83-89.
- [21] 游江,范梁.农村金融竞争程度与农村金融机构的发展[J].财经科学, 2010(4): 17-24.
- [22] 张晓峒.Eviews使用指南与案例[M].北京:机械工业出版社, 2007.

责任编辑: 李东辉