金融支持农村经济增长的实证分析*

——基于结构的视角

王松奇　郭江山

〔摘　要〕基于中国 1978 年到 2010 年的年度数据，本文研究了金融支持、结构优化与新农村建设的关系，发现农村经济水平提升与农村产业结构优化、农村消费结构改善密切相关，信贷资金和财政资金实际上是通过农村产业结构和农村消费结构作用于农村经济增长。

关键词：金融支持　农村经济　经济结构

JEL 分类号：G20　O13　Q14

一、问题的提出

2006 年，中共中央 1 号文件以新农村建设为主题掀开了中国农村、农业、农民问题系统化解决的历史序幕。六年来，新农村建设各地进展不一，模式亦多种多样。

中国近百年来有梁漱溟、晏阳初、董时进等志士仁人以一己之力或大声疾呼或进行长期区域试验或勾勒中国新农村理想图景，事实上，在一个以地主和资本家为统治基础的政治背景下，他们的新农村建设目标注定无法实现，尽管他们都可以被称之为“侠之大者”，但书生意气、空想主义限制了他们的眼界，帮助农民建设新农村的目标只能由中国共产党人来完成。

经过 33 年的改革发展，中国已成为世界第二大经济体，中国共产党作为有近 8000 万党员的世界第一大政党，在党政共管体制下，手中握有足够的可支配资源，中华精英绝大多数聚集在中共党内，也为智慧集中政策出台提供了精神保障。城市反哺农村，工业反哺农业，城乡统筹，三化同步等一系列指导方针也为新农村建设铺平了现实发展道路。

34 年来波澜壮阔的中国农村改革究竟是哪些因素发挥了作用，金融等虚拟经济因素作用的程度如何？下面我们通过计量实证模型尝试探寻问题的本源，期望找到解决农业问题，推进农村经济增长之正确道路。

二、文献回顾

关于金融发展和经济增长的关系，国外学者已经取得了一系列丰富的理论和实践成果。最早的是戈德史密斯(1969)提出的金融结构论，表明一国或地区的经济增长与金融发展同步进行，经济快速增长的时期一般都伴随着金融发展的超常水平；后来麦金农和肖(1973)等通过研究指出，发展中国家对利率实行的严格管制，加剧了信贷资源的紧张，导致信贷配给现象的出现；King and Levine(1993)等学者提出“金融约束”论，指出政府通过制定相关政策，在金融部门和生产部门创

* 王松奇，中国社会科学院金融研究所，党委书记兼副所长，教授，博士生导师，经济学博士；郭江山，中央财经大学金融学院，博士研究生。本文是中国社会科学院重大课题项目“社会主义新农村建设的金融支持问题”的阶段性成果。

造“租金机会”,从而促进经济增长;Patrick(1966)通过把金融发展路径区分为“供给引导型”和“需求跟随型”,来研究金融发展与经增长的因果关系。

目前,许多学者从结构的视角研究经济增长。这里面归纳起来主要有产业结构、需求结构和经济增长的互动关系。产业结构与消费结构是经济学的两个范畴。反映居民消费需求的消费结构与反映供给方面的产业结构存在一种内生的相互关系。产业结构既是经济增长的动力,又是消费结构改善的保证。而关于产业结构和经济增长的论述主要有两类:经济总量变化是经济结构变化的结果(罗斯托,1960)和经济结构变化是经济总量变化的结果(Kuznets,1955),后来的 Peneder(2002)进一步指出经济增长得以持续增长的原因是存在“结构红利”。

在此方面,我国学者由于研究较晚,成果较国外学者而言较少,而且主要集中在中国的经验研究领域。马智力、周翔宇(2008)发现中国产业结构升级和金融发展之间存在长期均衡关系。王展祥(2009)借助面板模型证实中国不存在农业相对劳动生产率的倒“U”曲线,中国结构变化滞后于经济增长。除了传统的居民收入影响消费行为外,在中国这独具特色的国家中,体制性因素及政府行为也会极大地影响居民消费行为。针对农村消费水平长期偏低问题,对中国省级面板数据的研究发现,政府财政支农政策可以大大增进农村消费水平(吕炜、孙永军、范辉,2010)。叶德珠和陆家骝(2009)在行为经济学双曲线贴现模型框架下,从时间偏好的角度讨论了中国农村居民由于受长期传统文化的影响而存在过度自我控制偏差,致使消费时“重未来 轻现在”,导致持续消费不足。中国人民银行上饶中心支行课题组(2006)对江西上饶市农业产业的内部结构进行分析,发现第一产业中狭义农业占比偏高,且产业内部存在结构性矛盾。张萃(2011)从产业的构成视角,就经济增长论题进行了实证分析。干春晖等学者(2011)指出现阶段我国产业结构合理化对经济增长的作用要明显大于产业结构高级化。

需要注意的是,以上研究一个最大的问题是,这些研究都是将金融或结构变量独立与经济增长进行比较和分析,也就是说缺乏从供给和需求整体的角度来考虑问题。因此本研究试图在供求框架体系内对农村经济增长进行实证研究,尝试打开金融赖以发挥作用的黑匣子,探寻金融究竟是通过何种机制作用于经济增长。本文此后的部分实证分析了金融对产业结构和消费结构的作用,以及产业结构和消费结构对农村经济增长的作用,然后对研究结果进行了简要总结。

三、实证研究

(一)研究变量的选择与数据说明

根据相关理论分析,我们在数据可得前提下选取了一系列指标对结构优化和新农村建设进行计量。

1.新农村建设指标(A)

新农村建设的本质仍然是着眼于提高农村经济发展水平,因此选择名义第一产业总产值(包括农林牧渔)作为新农村建设指标,为了消除人口因素的影响,采取全国乡村就业人员从事第一产业的人数作为除数,即

$$A=\frac{\text{第一产业总产值}}{\text{全国乡村就业人员从事第一产业的人数}}。$$

2.结构指标

本文提出的三个结构指标分别是:农村就业结构(X);农村产业结构(Y);农村需求结构(Z)。需要说明的是许多学者通常使用传统的农村第一产业、第二产业和第三产业之间的结构比例作为农村结构指标,考虑农业的跨越发展必然由农业粮食生产的“一粮独大”转向农林牧渔的“百花齐

放”,同时考虑到数据的可得性,特选取农业总产值和第一产业总产值的比例作为农村结构指标。

$$X=\frac{\text{全国乡村就业人员从事第一产业的人数}}{\text{全国乡村就业人员数}};$$

$$Y=\frac{\text{农业总产值}}{\text{第一产业总产值}};$$

$$Z(\text{农村居民家庭恩格尔系数})=\frac{\text{农村居民的食品支出}}{\text{农村消费的总支出}}。$$

3.金融指标

这里的金融事实上是大金融概念,既包括新农村建设的银行信贷资金,同时也包括了国家财政(包括中央和地方)资金。一般来说,银行信贷资可以占到新农村建设资金的 40%左右,这里我们用农业贷款指标(L)表示银行对农村经济的信贷资金支持,这也是和第一产业总产值代表农村经济增长相对应。除信贷力量外,国家财政资金(G)在新农村建设中也发挥着不可或缺的作用。

本项研究样本数据来源于历年《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》和《中国金融年鉴》等数据库,并进行整理与计算得出。为了消除异方差的影响,对 A、L、Z 取自然对数。1989 年全国乡村就业人数无法查证,采取移动平均法得出;1978 年和 2010 年的农业贷款数据缺失,取这两年的年末贷款余额数 1890 亿元和 479196 亿元,分别乘以 0.06 计算得到。整理后的数据如表 1 所示。

表 1　结构优化和新农村建设的相关变量数据

年份	农村就业结构(X)	农村产业结构(Y)	农村消费结构(Z)	人均第一产业总产值(A)(万元)	农业贷款(L)(亿元)	国家财政用于农业的支出(G)(亿元)
1978	0.92	0.80	0.68	0.05	113.4	150.66
1980	0.91	0.76	0.62	0.07	175.88	149.95
1985	0.84	0.69	0.58	0.12	416.63	153.62
1989	0.88	0.63	0.55	0.20	895.05	265.94
1990	0.82	0.65	0.59	0.20	1038.08	307.84
1991	0.81	0.63	0.58	0.21	1209.48	347.57
1992	0.80	0.62	0.58	0.23	1448.72	376.02
1993	0.78	0.60	0.58	0.29	1720.23	440.45
1994	0.75	0.58	0.59	0.43	1143.9	532.98
1995	0.72	0.58	0.59	0.57	1544.8	574.93
1996	0.71	0.61	0.56	0.64	1919.1	700.43
1997	0.71	0.58	0.55	0.68	3314.6	766.39
1998	0.72	0.58	0.53	0.70	4444.2	1154.76
1999	0.73	0.58	0.53	0.69	4792.4	1085.76
2000	0.74	0.56	0.49	0.69	4889.0	1231.54
2001	0.75	0.55	0.48	0.72	5711.5	1456.73
2002	0.76	0.55	0.46	0.75	6884.6	1580.76
2003	0.76	0.50	0.46	0.82	8411.4	1754.45
2004	0.74	0.50	0.47	1.04	9843.1	2337.6
2005	0.83	0.50	0.46	1.03	11529.9	2450.3
2006	0.70	0.53	0.43	1.28	13208.2	3173.0
2007	0.69	0.50	0.43	1.59	15429.0	4318.3
2008	0.69	0.48	0.44	1.94	17629.0	5955.5
2009	0.68	0.51	0.41	2.09	21623.0	7253.0
2010	0.67	0.53	0.41	2.48	28751.76	8571.4

(二)结构优化和农村经济增长的实证分析

1.单位根检验

从数据上看,经济活动的时间序列数据往往表现为一致性的上升或下降,即它们主要是非平稳时间序列,此时即使它们之间没有任何经济关系,在进行回归时也将表现出较高的拟合程度。这样使用通常的分析方法——假设经济数据和产生这些数据的随机过程是稳定随机过程,进行分析,结果失去意义。因此,我们首先利用 ADF 单位根检验方法,对数据进行平稳性检验。使用 Eviews6.0 检验的结果见表 2。

表 2 各变量 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 检验值	检验类型 (c,t,p)	临界值			结论
			1%	5%	10%	
A	-2.172	(c,t,2)	-4.441	-3.633	-3.255	非平稳
D(A)	-2.8***	(c,t,0)	-3.753	-2.998	-2.639	平稳
X	-2.2	(c,0,0)	-3.738	-2.992	-2.636	非平稳
D(X)	-7.488*	(c,t,0)	-4.416	-3.622	-3.248	平稳
Y	-4	(c,0,0)	-3.738	-2.992	-2.636	非平稳
D(Y)	-4.03**	(c,0,1)	-4.441	-3.633	-3.255	平稳
Z	-3.59	(c,t,5)	-4.532	-3.674	-3.277	非平稳
D(Z)	-4.513*	(c,t,0)	-4.416	-3.622	-3.248	平稳

注:(1)检验形式(c,t,p),c 为常数项,t 为趋势项,p 为滞后期;(2)滞后期 p 的选择标准是以 AIC 和 SC 值最小为准则;(3)D(·)为变量系列的一阶差分;(4)*(**,***)表示在 1%(5%,10%)的显著水平上拒绝有单位根的原假设。

由表 2 可知:各变量 X、Y、Z 和 A 的 ADF 值在显著性水平为 10%时都不显著,证实这些系列都存在单位根;但所有这些变量的一阶差分系列的 ADF 值都在 10%的显著性水平下拒绝了原假设的存在单位根,因此以上分析得出各变量都是一阶单整 I(1)系列。这就意味着无论是农村的就业、产业和消费结构,还是农业产值都是非平稳的,但它们各自经过一阶差分后都变成平稳系列,这说明它们之间在长期中可能存在稳定关系。为了确定是否存在这种长期稳定关系,下面我们进入协整检验。

2.协整检验

协整检验从检验的对象上分为两种:一种是基于回归系数的协整检验,例如 Johansen 协整检验;另一种是基于回归残差的协整检验,主要应用于单方程变量检验,本文采用此法进行多变量单方程检验。设置 A 为被解释变量,而 X、Y 和 Z 为解释变量,进行 OLS 估计并检验残差系列是否平稳,显然 1%的显著性水平下协整的 ADF 检验临界值为-2.665,其检验值为-4.042,因此拒绝存在单位根的假设,说明残差项是稳定的,可以认为这些变量间存在(1,1)阶协整,即变量 A、X、Y 和 Z 间存在长期稳定的均衡关系(见表 3)。

3.格兰杰因果关系分析

以上协整关系只能说明农村经济增长和就业结构、产业结构和消费结构之间存在显著的相关关系,但不表明它们一定具有确切的经济含义,是否构成因果关系还需进一步验证。我们对 VAR(1)模型用比较常见的格兰杰(Granger)因果检验方法检验各变量之间的因果关系(滞后阶数由 VAR 模型的最佳滞后阶数确定),检验结果见表 4。从表 5 中的情况看:

(1)农村产业结构和消费结构是农村经济增长的格兰杰原因,而农村就业结构不是农村经济

表 3　协整方程回归结果

变量	回归系数	标准差	T 检验值	概率值
X	–6.14	0.84	–7.3	0
Y	–4.20	1.16	–3.61	0.0016
Z	–4.67	1.06	–4.41	0.0002
C	8.92	0.41	21.7	0.0000
调整的可决系数：	0.97	F 检验值：	254.97	
		残差的单位根检验		
变量	AEG 检验值	检验类型(c,t,p)	临界值	结论
残差的原系列	–4.042	(0,0,0)	–2.665(1%)	平稳

表 4　格兰杰因果检验滞后阶数的确定

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	71.95603	NA	2.03e–07	–6.895603	–6.746244	–6.866447
1	141.5837	111.4043	4.81e–10	–12.95837	–12.36093	–12.84174
2	150.5625	11.67240	5.20e–10	–12.95625	–11.91073	–12.75215
3	160.3151	9.752653	5.91e–10	–13.03151	–11.53791	–12.73995
4	168.2498	5.554245	1.04e–09	–12.92498	–10.98330	–12.54594
5	222.4267	21.67077*	3.20e–11*	–17.44267*	–15.05291*	–16.97616*

表 5　农村经济增长和农村产业结构、农村消费结构的格兰杰因果关系

原假设	样本数	F 统计量	相伴概率
X does not Granger Cause A	21	0.67259	0.6235
A does not Granger Cause X		0.47374	0.7544
Y does not Granger Cause A	21	3.07120	0.0587
A does not Granger Cause Y		0.94602	0.4709
Z does not Granger Cause A	21	2.39812	0.1080
A does not Granger Cause Z		5.07960	0.0125
Y does not Granger Cause X	21	1.51020	0.2606
X does not Granger Cause Y		1.73443	0.2070
Z does not Granger Cause X	21	1.37445	0.3002
X does not Granger Cause Z		4.03297	0.0268
Z does not Granger Cause Y	21	1.84374	0.1854
Y does not Granger Cause Z		2.62247	0.0877

增长的格兰杰原因。以上结论有力地回答了结构变化和经济增长的因果关系问题，即无论是从供给角度还是从需求角度考虑问题，结构变化都将促进经济增长。其中的缘由不难理解：劳动力从农业部门转向林牧渔业部门，提高了整个第一产业的社会平均劳动生产率；农村居民从日常的柴米油盐消费生活境况中摆脱，转向冰箱、彩电等日常耐用消费品将显著带动国内疲软的需求，国内经济的改善引致农村劳动力离开农业，连同农业现代化机械的采用将有力改进农业生产效率；与此同时，第一产业所扮演的为工业提供重要的原料供应角色有效发挥出来，其农产品价值得到体现，这也有力拉动第一产业的快速增长。

(2)农村产业结构和农村经济增长是消费结构改善的格兰杰原因，而消费结构不是农村产业

结构的格兰杰原因。这进一步对传统的观点提出质疑,即消费结构通过产业结构促进经济增长。农村消费结构和农村经济增长的互动因果关系为我们启动农村消费市场，扩大内需打开了广阔思路。这进一步证实了朱绍格、王元凯(2009)提出的2004年新的中共中央一号文件支农惠农政策实施后,农户消费能力水平大幅提升,“农户边际消费水平MPC,由1994~2003年样本数据的0.288提高到了2004~2006年样本数据的0.342”,同时也证实了文启湘、冉净斐(2005)提出的消费结构和产业结构要保持协调的观点。

(3)农村产业结构和农村就业结构并无确定的格兰杰因果关系。

我们已经分析了农村经济增长和农村产业结构、农村消费结构之间存在长期均衡关系,而且农村产业结构、农村消费结构都对农村经济增长有显著的因果影响。下面通过构造VAR模型,找到脉冲响应函数,进而就农村产业结构、农村消费结构对农村经济增长影响的动态过程和特征进行详细刻画。

在以上单位根检验中,我们知道第一产业总产值、农村产业结构与农村消费结构三个变量的一阶差分是平稳的,因此可以建立这三个变量VAR(5)模型,于是有如下向量矩阵:

$$\begin{bmatrix}A_t\\Y_t\\Z_t\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}3.99\\-0.14\\0.7\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}1.03&-2.19&-7.12\\0&-0.07&-0.16\\0.06&-0.61&-0.83\end{bmatrix}\begin{bmatrix}A_{t-1}\\Y_{t-1}\\Z_{t-1}\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}-0.22&2.25&3.23\\0.08&0.13&0.71\\-0.12&-0.13&0.71\end{bmatrix}\begin{bmatrix}A_{t-2}\\Y_{t-2}\\Z_{t-2}\end{bmatrix}$$
$$+\begin{bmatrix}-0.13&-0.76&2.34\\-0.01&0.56&0.22\\0&0.20&0.36\end{bmatrix}\begin{bmatrix}A_{t-3}\\Y_{t-3}\\Z_{t-3}\end{bmatrix}+\begin{bmatrix}-0.49&1.7&3.28\\0&0.35&0.39\\0.01&0.29&0.07\end{bmatrix}\begin{bmatrix}A_{t-4}\\Y_{t-4}\\Z_{t-4}\end{bmatrix}$$
$$+\begin{bmatrix}0.03&-5.65&1.55\\-0.02&0.14&-0.26\\-0.09&-0.93&0.38\end{bmatrix}\begin{bmatrix}A_{t-5}\\Y_{t-5}\\Z_{t-5}\end{bmatrix}$$

在VAR模型的右侧没有内生变量,因此该模型并未明确变量之间当期相关关系,实际上这些当期相关关系隐藏在随机扰动项(μ_i)中。下面我们根据上述VAR(5)对模型进行脉冲响应函数和预测方差分解分析。

4.脉冲响应函数分析

脉冲响应函数分析方法(IRF)考察随机扰动项的一单位标准差冲击或变化对内生变量当期值和未来值的影响,并且IRF跟踪这种冲击在将来若干时期里所起的影响,表明任意一个内生变量的随机扰动,如何通过系统影响所有其他内生变量,最终又反馈到自身的动态过程。本文采用Cholesky方法进行脉冲反应实验。

图1与图2是基于模型的一单位标准差冲击所模拟的脉冲响应函数

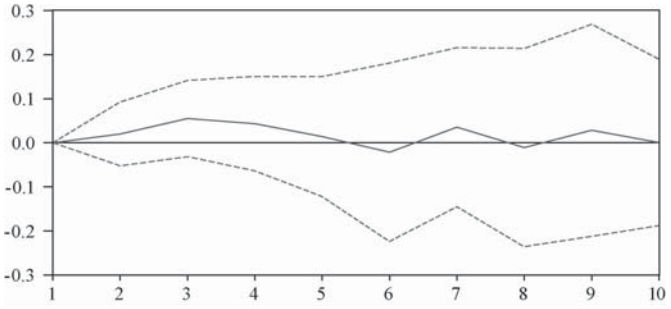

图1　农村经济增长对农村产业结构的脉冲响应

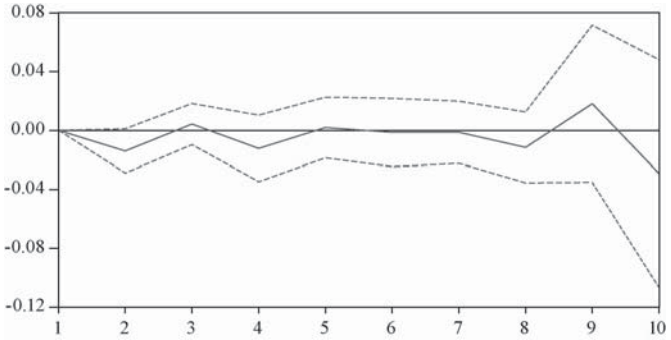

图2　农村经济增长对农村消费结构的脉冲响应

曲线,横轴表示时间,纵轴表示第一产业总值所受到的影响程度,即冲击的力度。虚线表示脉冲响应函数值加减两倍标准差的置信带。

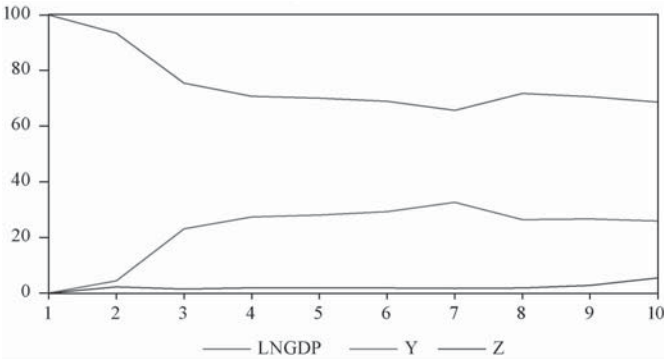

图 3　第一产业冲击贡献变化率

图 2 显示,单位新息(innovation)的农村产业结构冲击开始逐渐增加,在第 3 期作用达到最大,以后这种影响开始逐渐减弱, 到第 8 期基本消失;从图 2 可以看到第一产业总值对农村消费结构单位新息冲击开始出现了负效应,并且从第一期到第 10 期不断正负摆动。

5.预测方差分解分析

以上脉冲响应函数定性地说明了随着时间的延续,各变量对于冲击的反应情况。下面借助方差分解法(Variance Decomposition)来定量分析每一随机扰动项的冲击对内生变量变化的贡献率,从而了解不同随机扰动项的冲击对模型内生变量的相对重要性。

表 6 是第一产业总产值方差分解结果。其排列顺序为第一产业总产值、农村产业结构与农村消费结构。在第一期时,第一产业总产值水平全部是外生的,反映农村产业结构与农村消费结构对于城镇化水平的提高存在时间差。随着时间的推移,第一产业总产值水平的外生性逐渐减弱,被其他一些变量所解释。

表 6　第一产业总产值方差分解结果

时期	标准差	A	Y	Z
1	0.075108	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.093792	93.37255	4.409899	2.217547
3	0.121174	75.40498	23.14162	1.453396
4	0.138493	70.68972	27.41696	1.893321
5	0.139198	69.98093	28.12503	1.894044
6	0.142027	68.85548	29.31503	1.829499
7	0.147898	65.60154	32.70342	1.695044
8	0.165818	71.71465	26.45064	1.834713
9	0.173795	70.52280	26.71247	2.764738
10	0.176303	68.59760	25.95873	5.443676

Cholesky 顺序:AYZ

从表 6 可以看出,在第 4 期时,第一产业总产值被自己解释的部分已经下降到70.69%,而农村产业结构与农村消费结构对其波动的贡献率之和达到了 30%左右,其中农村产业结构贡献占主导地位,达到了27.42%。随着时间的延续,消费结构冲击的贡献率逐渐上升,但是与产业结构相比,仍处于较小比例;而第一产业自身冲击引起变化的贡献率基本在 70%左右(见图 3)。

(三)金融财政对供求结构的调节作用

1.变量平稳性检验

我们仍然利用 ADF 单位根检验方法,检验变量的平稳性。使用 Eviews6.0 检验的结果见表 7,由表 7 可知:G 变量以 99%的概率保证是 I(1)过程,而农业贷款是以 95%的概率保证平稳是 I(0)过程,即不含有单位根。

表 7　各变量 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 检验值	检验类型(c,t,p)	临界值	结论
L	-4.311	(c,t,0)	-3.6581(5%)	平稳
G	-2.282	(c,t,0)	-3.243(10%)	非平稳
D(G)	-5.879	(c,t,0)	-4.416(1%)	平稳

注:(1)检验形式(c,t, p)c 为常数项,t 为趋势项,p 为滞后期;(2)滞后期 p 的选择标准是以 AIC 和 SC 值最小为准则;(3)D(·)为变量系列的一阶差分。

2.协整检验和协整方程分析

因为 G 是平稳变量,而 L 和 Y、Z 都是一阶单整系列,说明 Y、L 和 G 三者之间可能存在协整,同理 Z、L 和 G 三者之间也可能存在协整。参照前文我们依旧使用基于回归残差的协整检验,主要应用于单方程变量检验,本文采用此法进行多变量单方程检验。设置 Y、Z 分别为被解释变量,而 L、Z 为解释变量,进行普通最小二乘估计并检验残差系列是否平稳。首先对于 Y、L 和 G 而言,显然 1%的显著性水平下协整的 ADF 检验临界值为-2.2669,其检验值为-3.27,因此拒绝存在单位根的假设,说明残差项是稳定的,可以认为这些变量间存在协整,说明变量 Y、L 和 G 之间存在长期稳定的均衡关系。其次对于 Z、L 和 G 来说,其检验值-2.243 小于 5%的显著性水平的临界值-1.956,因此可以认为这三者之间长期来看也存在稳定关系。另外我们同时得到的回归方程就是协整方程。

$$Y=-0.081*L+0.0379*G+0.978 \quad (1)$$

$$Z=-0.033*L-0.018*G+0.912 \quad (2)$$

回归结果如表 8 和表 9 所示,调整后的拟合优度超过 90%,这说明模型总体拟合程度较高。首先从(1)式可发现农村产业结构优化和政府财政资金表现出负相关关系,而和信贷资金呈现出正相关关系,这充分说明信贷资金在调整产业结构方面的作用远大于财政资金,其实财政资金主要在农村民生改善等非经济领域发挥作用,而信贷资金在生产等市场竞争领域具有明显提高生产率的效果。其次从(2)式中得到信贷资金、财政资金的支持对农村消费结构调整具有正面积极作用,并且信贷资金的作用力度也大于财政资金。结合前文格兰杰因果分析,这暗示我们,金融等虚拟经济因素通过产业结构和农村消费结构等中介管道对农村经济增长等实体因素发挥积极作用。这也为 Patrick(1966)提出的金融发展路径理论给出了有力的案例支持。我国仍然处在经济发展的早期,供给引导型的金融发展占居主导地位,金融服务对于实体经济的快速发展至关重要。

3.误差修正模型(ECM)

尽管我们已经证实农村产业结构和信贷资金、财政资金之间存在长期稳定关系,然而这种关系是在短期动态过程的不断调整下得以维持的,即现实中的变量之间是短期非均衡的。我们可对农村产业结构和金融变量建立误差修正方程:

$$D(Y)=-0.05*D(L)-0.0006*D(G)-0.6043*RESID(-1)$$

在上述的误差修正方程中,差分项反映了短期波动的影响,这种短期经济波动分为短期金

融的影响和偏离长期经济均衡的影响。当下一年短期波动偏离长期均衡时,本年非均衡误差将以(–0.6043)的调整力度将农村产业结构从非均衡状态拉回到均衡状态。

表 8　农业贷款、国家财政支农资金和农村产业结构的协整方程回归结果

变量	回归系数	标准差	T 检验值	概率值
L	–0.081	0.012	–6.319	0.0000
G	0.0379	0.016	2.42	0.0242
截距项	0.978	0.027	35.66	0.0000
调整的可决系数	0.921	F 检验值	128.3	
		残差的单位根检验		
变量	AEG 检验值	检验类型(c,t,p)	临界值	结论
残差的原系列	–3.27	(0,0,1)	–2.669(1%)	平稳

表 9　农业贷款、国家财政支农资金和农村消费结构协整方程回归结果

变量	回归系数	标准差	T 检验值	概率值
L	–0.032934	0.012764	–2.580300	0.0171
G	–0.018315	0.015499	–1.181653	0.2500
截距项	0.911899	0.027175	33.55652	0.0000
调整的可决系数	0.91	F 检验值	110.63	
		残差的单位根检验		
变量	AEG 检验值	检验类型(c,t,p)	临界值	结论
残差的原系列	–2.243	(0,0,0)	–1.956(5%)	平稳

四、结　论

基于中国 1978 年到 2010 年的年度数据,我们着重研究了金融支持、结构优化与新农村建设的关系,通过计量模型的动态分析,可以得到如下结论(见图 4)。

1.农村经济水平提升与农村产业结构优化、农村消费结构改善密切相关。通过协整检验发现,它们之间存在着长期的均衡关系,而且格兰杰因果检验证实农村产业结构和农村消费结构均对农村经济增长有显著正向作用,同时农村产业结构和农村经济增长均是农村消费结构改善的格兰杰原因。简言之,农村消费结构的改善和农村经济增长实际上是一种良性互动机制,而农村产业结构的优化有助于这种双向反馈机制的完善和提高。

2.从动态角度分析,脉冲响应实验证实农村经济增长对来自农村产业结构的随机扰动具有很大正效应,而农村消费结构随着时间的延续,对经济增长

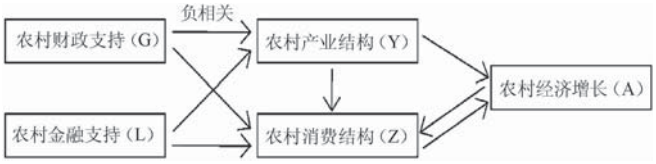

图 4　金融财政对农村经济增长的作用

注:图中箭头未注明负相关者,均表示正相关作用。

的效应不断增强。进一步通过方差分解结果可以看出,农村产业结构对农村经济增长将起到越来越重要的作用。

3.信贷资金和财政资金实际上是通过农村产业结构和农村消费结构作用于农村经济增长。银行信贷资金对农村产业结构优化升级和农村消费结构改善更有显著作用,与此相反的是国家财政资金无助于农村产业结构的改善,但有力地优化了农村消费结构。

参考文献

干春晖、郑若谷、余典范(2011):《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》,第 5 期。

戈德史密斯(1969):*Finance Structure and Development*, Yale University Press. 中译本:《金融结构与金融发展》,周朔等译,上海三联书店,1990 年版。

罗斯托(1960):*The Process of Economic Growth*, Clarendon Press. 中译本:《经济增长的阶段》,郭熙保,王松茂译,中国社会科学出版社,2001 年版。

吕炜、孙永军、范辉(2010):《社会公平、财政支农与农村消费需求》,《财经科学》,第 1 期。

马智力、周翔宇(2008):《中国金融发展与产业结构升级关系的实证研究》,《上海金融》,第 2 期。

麦金农(1973):*Money and Capital in Economic Development*, Brookings Institution.中译本:《经济发展中的货币与资本》,卢骢译,三联书店上海分店,1988 年版。

王展祥(2009):《结构变化与经济增长》,《山西财经大学学报》,第 8 期。

文启湘、冉净斐(2005):《消费结构与产业结构的和谐:和谐性及其测度》,《中国工业经济》,第 8 期。

肖(1973):*Financial Deepening in Economic Development*, Oxford University Press.中译本:《经济发展中的金融深化》,邵伏军等译,三联书店上海分店,1988 年版。

叶德珠、陆家骝(2009):《中国农村居民消费的时间偏好与扩大内需政策创新》,《学术研究》,第 3 期。

中国人民银行上饶中心支行课题组 (2006):《农村产业结构调整与政策性金融支持的理论及实证分析——农村产业与金融视角下的市场融资失灵和政策导向》,《金融研究》,第 10 期。

张萃(2011):《中国经济增长与贫困减少》,《数量经济技术经济研究》,第 5 期。

朱绍格、王元凯(2009):《农户消费的时序固定效应研究——基于省级面板数据的实证分析》,《统计与信息论坛》,第 6 期。

King, R. and R. Levine (1993): "Finance and Growth: Schumpeter might be Right", *Quarterly Journal of Economics*, 108, 717–738.

Kuznets, S. (1955): "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, 45, 1–28.

Patrick, H. (1966): "Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries", *Economic Development and Cultural Change*, 2, 174–189.

Pender, M. (2002): "Structural Change and Aggregate Growth", WIFO Working Paper. Austrian Institute of Economic Research, Vienna.

(责任编辑:赵一新)