华南农业大学学报(社会科学版)
2008年第3期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 3 2008
(第7卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 7)

中国财政支农支出对第一产业增加值的影响研究:1952 - 2006

刘宏杰

(中国社会科学院 财贸所 北京 100836)

摘 要:分析了1952 - 2006年中国财政支农支出的变化趋势,并且对第一产业增加值状况进行研究。在此基础上,运用VAR模型和Granger因果关系检验理论对中国财政支农支出对第一产业的带动作用进行了实证研究。结论表明,1952 - 2006年,中国财政支农支出明显促进第一产业的发展,财政支农支出冲击对第一产业有较强的正向作用,且这种积极影响呈递增趋势。中国财政支农支出对第一产业增加值的贡献份额持续上升,最高达26.7%。从因果关系检验来看,二者之间有显著的双向因果关系。

关键词:财政支农支出;第一产业增加值;VAR模型;脉冲响应;因果检验

中图分类号:F323.9 **文献标识码**:A **文章编号**:1672 - 0202(2008)03 - 0041 - 08

引言

政府的经济作用主要体现在它具有财政职能,而政府财政职能则主要通过公共支出得以实现。正确认识中国财政支农支出对第一产业的带动作用,实现二者之间的协调发展,最大限度地发挥政府对农业发展的财政支持作用,是当前中国公共财政所面临的重要课题。

国内学者对财政支农支出的经济带动作用做了一定的研究,魏朗利用C - D生产函数对1999 - 2003年我国各省农业经济增长的面板数据进行实证分析。研究发现,地方财政支农支出有利于农业经济增长,大约30%的农业经济增长是靠财政支农支出推动的。与其他要素相比,财政支农支出的平均贡献率占着重要地位[1]。李剑等对河北省近20年来财政支农资金中生产性支出与非生产性支出进行了对比分析,并通过简单回归模型分析了生产性支出与非生产性支出对农业增长及农民增收的作用。认为非生产性支出增长过快在一定程度上影响了支农资金的使用效益,应在保持财政支农资金增长的前提下,不断提高生产性支出的比重[2]。何振国、王强在生产函数模型分析的基础上,利用经济计量分析得出中国财政支农支出的安排次序为支援不发达地区支出、农业基本建设支出、农林水气部门事业费、支援农产品政策性补贴、农业综合开发支出和农业生产支出[3]。吴婷对1990 - 2003年我国财政支农资金结构问题进行了深入的研究,认为我国当前既要加强农村基本生产设施建设,又要着力调整农业生产格局,提高农业科技含量。同时,还要加强农村义务教育和农民职业培训的资金支出,不断改善农村面貌,提高农村劳动生产率[4]。赵石磊分析了1985 - 2004我国财政支农支出在财政支出中的所占比重以及城乡居民可支配收入的变动情况,并在此基础上利用协整分析财政支农支出与农民纯收入之间的关系,认为财政支农支出与农民纯收入变动之间存在着一定的联系,提高财政支农支出的总量并调整其结构是扭转农民纯收

收稿日期:2008 - 04 - 20

作者简介:刘宏杰(1972—),男,河北唐山人,中国社会科学院财贸所在站博士后,主要研究方向为财政政策与经济增长.

入增长停滞的有效手段[5]。胡荣华对以财政支农支出为主的财政支出项目的作用及效率进行了分析,指出我国的财政支出效率有下降趋势,提出了增加财源,适时进退,提高管理效率,正确处理好地方与中央的关系,提倡勤俭节约等提高财政资金使用效率的政策建议[6]。此外,丁亮等还利用 ARIMA 模型对中国财政支农支出进行了时间序列分析[7]。

本研究借鉴财政支农支出的相关研究文献,克服国内学者对财政支农支出的经济带动作用研究的相对不足,在分析 1952 – 2006 年中国财政支农支出与第一产业增加值变化趋势的基础上,运用协整理论和因果关系检验分析方法,按照不同的时间序列对中国财政支农支出对第一产业的带动作用进行了深入地研究。

一、中国财政支农支出与第一产业增加值的变化趋势

建国以来,中国财政支农支出和第一产业增加值均出现大幅增长(见表 1),财政支农支出从 1952 年的 2.69 亿元增加到 1977 年的 50.7 亿元,再由 1978 年的 77 亿元增长到 2006 年的 2161.4 亿元,年均增长速度分别为 12.5%、12.6%。第一产业增加值由 1952 年的 342.9 亿元增加到 1977 年的 942.1 亿元。改革开放后,第一产业发展十分迅速,2006 年其产业增加值达到 24737 亿元人民币。1953 – 1977 年和 1978 – 2006 年两个不同历史时期,中国第一产业增加值的增长率分别为 4.1%、12.1%。总的来看,中国财政支农支出与第一产业增加值表现出如下特点:

(一)财政支农支出与第一产业增加值持续增长

1952 – 2006 年,中国财政支农支出总体上呈增长趋势,55 个年份中有 10 个年份的财政支农支出增长率为负,其中有 8 个年份属于计划经济时期。降幅最大的是 1962 年,财政支农支出较上年下降 42.2%。从 1978 年开始,中国财政支农支出规模出现根本性转变,当年增长率高达 51.8%。在改革开放的近三十年间,中国财政支农支出规模增长了 27 倍,仅 1980 年、1981 年的支农支出增长出现下降,降幅分别为 8.9% 和 10.3%。在第一产业增加值的增长中,55 年中仅有 6 个年份出现负增长,多数集中在计划经济时期。而改革开放后,中国第一产业增加值持续增加,2006 年,中国第一产业增加值分别相当于 1952 年、1978 年的 72 倍、24 倍。

(二)财政支农支出与第一产业增加值变化率的波动性较强

从财政支农支出增长率的变动来看,1953 – 1977 年,增长率最大的年份为 1959 年,支农支出增长率达 151.8%。1978 – 2006 年,除了 1980、1981 两个负增长年份外,其它各年份的财政支农支出增长率平均高达 15.2%,其中 8 个年份的增长率超过 20%。1978 年,中国财政支农支出增长率高达 51.8%,比均值高 36.6 个百分点。1953 – 1977 年,中国第一产业增加值增长率最大的年份是 1961 年,增幅为 29.5%,与负增长的 1960 年相差 40.7%。1978 – 2006 年,中国第一产业增加值的平均增长率达 12.2%,有 11 个年份的增长率在 15% 以上。其中增长率最大的是 1994 年,增幅达 37.4%,较均值高 25.2 个百分点。

(三)财政支农支出占财政支出的比重不断变化

1952 – 1977 年,中国财政支农支出占财政支出的比重均值为 4.0%,有 16 个年份低于平均值水平。改革开放之后,中国财政支农支出占财政支出的比重均值为 6.1%,稍高于改革开放前的水平(如图 1 所示)。从 1979 – 1985 年,中国财政支农支出占比逐年下降,此后到 1992 年这一比重有所上升。从 1992 年开始,这一比重呈下降趋势,一直持续到 2000 年(1996 年除外)。2001 年、2002 年这一比重略有回升,2006 年,这一比值为 5.3%,还不及改革开放后的平均水平。

表 1　1952 – 2006 年中国财政支农支出与第一产业增加值的变化情况(环比)　　单位:%

年份	财政支农支出增长率	GDP1 增长率	财政支农支出占财政支出比重	年份	财政支农支出增长率	GDP1 增长率	财政支农支出占财政支出比重
1953	56.9	10.2	1.9	1980	–8.9	8.0	6.7
1954	48.3	3.7	2.6	1981	–10.3	13.7	6.5
1955	25.2	7.4	3.0	1982	8.4	14.0	6.5
1956	25.6	5.4	3.3	1983	8.5	11.3	6.1
1957	–8.0	–3.1	3.1	1984	10.7	17.1	5.6
1958	–3.3	3.7	2.2	1985	5.3	10.7	5.0
1959	151.8	–13.9	4.1	1986	23.0	8.7	5.6
1960	52.9	–11.2	5.2	1987	7.9	15.9	5.9
1961	–8.3	29.5	8.7	1988	18.3	19.6	6.4
1962	–42.2	2.7	6.1	1989	24.2	10.4	7.0
1963	20.6	9.8	6.5	1990	12.5	18.7	7.2
1964	–3.8	12.4	5.3	1991	9.8	5.4	7.2
1965	–16.4	16.5	3.8	1992	10.5	9.7	7.2
1966	8.8	7.8	3.5	1993	20.2	18.7	7.0
1967	–15.5	1.7	3.6	1994	23.6	37.4	6.9
1968	–20.6	1.7	3.5	1995	7.6	26.8	6.3
1969	17.5	1.4	2.8	1996	18.6	15.4	6.4
1970	7.0	7.8	2.4	1997	9.9	2.7	6.1
1971	23.5	4.2	2.7	1998	11.6	2.4	5.8
1972	27.7	0.1	3.3	1999	8.2	–0.6	5.1
1973	41.4	9.7	4.4	2000	13.2	1.1	4.8
1974	7.7	4.2	4.8	2001	19.7	5.4	4.9
1975	11.2	2.7	5.2	2002	20.1	4.6	5.0
1976	8.2	–0.4	5.7	2003	2.9	5.0	4.6
1977	10.1	–2.6	6.0	2004	49.3	22.7	5.9
1978	51.8	8.1	6.9	2005	5.8	11.1	5.3
1979	17.1	23.6	7.0	2006	20.6	7.2	5.3

数据来源:历年《中国统计年鉴》相关数据计算而得。

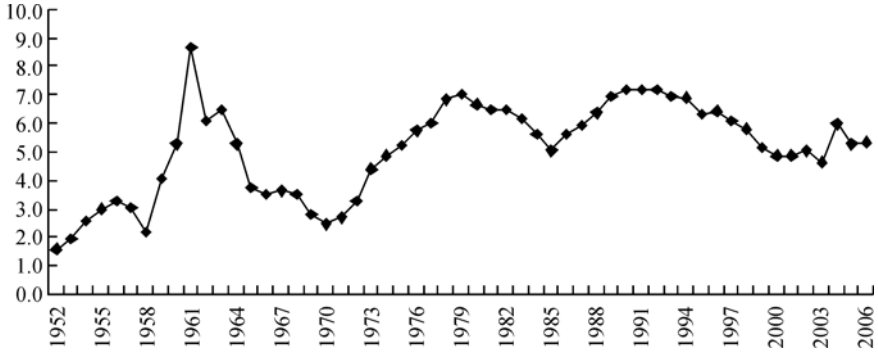


图 1　1952 – 2006 年中国财政支农支出占财政支出比重的变化趋势

二、中国财政支农支出与第一产业增加值的 VAR 模型和脉冲响应分析

(一)单位根检验

计量经济学的经典模型是把回归方程中的变量建立在平稳序列的基础上,而对非平稳序列可

能出现的虚假回归现象，传统的的经典模型不能对此进行客观准确的分析。因此，协整分析把非平稳变量的长期均衡和短期动态的变化有机地结合起来，是一种有效的分析方法。

1952－2006年，LNGDP1、LNAGRI（对变量取自然对数能消除其异方差）表现出明显的非平衡性特征，且二者具有相同的变化趋势，而两个变量的差分序列DLNGDP1、DLNAGRI表现出平稳的特征（见图2）[①]。因此对以上两个时间序列进行协整分析之前，首先要检验其单整性。对LNGDP1的ADF检验中，由于ADF = －2.09，而α=0.05，T=53的条件下临界值为－3.50，可知LNGDP1是非平稳的，应进一步检验LNGDP1的差分序列DLNGDP1的平稳性，以确定LNGDP1的单整阶数。因为DF = －5.10，ADF = －3.85，小于临界值－3.50和－2.92，两种检验的结论都是DLNGDP1－I(0)，可知LNGDP1－I(1)。同理，LNAGRI也是一阶单整变量，即LNFE－I(1)。

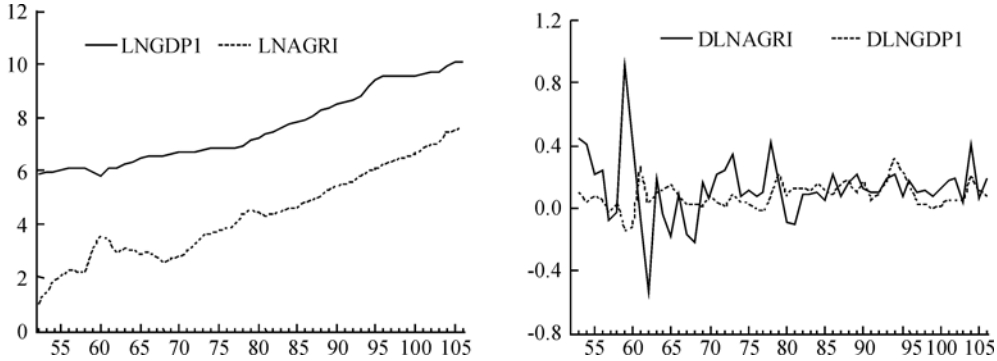


图2　LNGDP1、LNAGRI、DLNGDP1、DLNAGRI的变化趋势图

（二）向量自回归模型（VAR模型）

向量自回归模型采用多方程联立的形式，它不以经济理论为基础，内生变量对模型的全部内生变量的滞后期进行回归，从而估计全部内生变量的动态关系。本文在VAR模型的基础上，利用脉冲响应函数和方差分解法来分析财政支农支出对第一产业增加值的影响。VAR模型通常用于相关时间序列的预测和随机扰动项对变量系统的动态影响，财政支农支出与第一产业增加值的VAR(1)模型可表示为：

$$y_{1,t} = c_1 + \pi_{11.1} y_{1,t-1} + \pi_{12.1} y_{2,t-1} + u_{1t} \tag{1}$$

$$y_{2,t} = c_2 + \pi_{21.1} y_{1,t-1} + \pi_{22.1} y_{2,t-1} + u_{2t} \tag{2}$$

其中u_{1t}，$u_{2t} \sim IID(0, \sigma^2)$，$Cov(u_{1t}, u_{2t}) = 0$。写成矩阵形式为：

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \pi_{11.1} & \pi_{12.1} \\ \pi_{21.1} & \pi_{22.1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \tag{3}$$

$$\text{设，} \boldsymbol{Y}_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix}, \boldsymbol{c} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix}, \prod_1 = \begin{bmatrix} \pi_{11.1} & \pi_{12.1} \\ \pi_{21.1} & \pi_{22.1} \end{bmatrix}, \boldsymbol{u}_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix},$$

$$\text{则，} \boldsymbol{Y}_t = \boldsymbol{c} + \prod_1 \boldsymbol{Y}_{t-1} + \boldsymbol{u}_t \tag{4}$$

在上述模型中，如果u_{1t}发生变化，不仅使当期的$y_{1,t}$发生改变，而且还会通过当期的$y_{1,t}$影响到$y_{1,t}$和$y_{2,t}$的未来取值。脉冲响应函数描述一个内生变量对误差冲击的反应。具体地讲，它描述的是在随机误差项上施加一个标准差大小的冲击后对内生变量的当期值和未来值所带来的影响，显

① GDP1、AGRI分别代表第一产业增加值和财政支农支出。

示任意一个变量的扰动如何通过模型影响所有其它变量,最终反馈到自身的过程。

与脉冲响应函数追踪系统中各变量对系统中某一变量的冲击效果不同,方差分解法则将系统中某一个变量的预测均方差分解成由系统中各变量冲击所带来的影响部分,记录系统中每一变量冲击影响的比例,从而了解各新息(innovation)对该变量的预测均方差的相对重要程度。

(三)VAR 模型和脉冲反应分析

1. VAR 模型分析

利用 Johansen 方法对中国财政支农支出与第一产业增加值之间的关系进行协整检验,通过 Eviews5.1 软件对二变量之间协整关系的唯一性进行分析,如表 2 所示。

表 2　LNGDP1、LNAGRI 的协整检验结果

零假设	特征值	迹统计量	5% 水平临界值	1% 水平临界值
Rk(∏) = 0	0.268889	16.27467	12.53	16.31
Rk(∏) = 1	0.012228	0.615156	3.84	6.51

在上表中,因为 LR = 16.27 > 12.53,所以拒绝零假设 Rk(∏) = 0,即认为两个变量之间存在协整关系。接下来应继续检验二者之间是否存在一个协整关系。因为 LR = 0.62 < 3.84,所以在 5% 水平上接受零假设 Rk(∏) = 1,即两变量只存在一个协整关系。

下面要选择 VAR 模型的滞后期,根据模型的 AIC 和 SC 最小值原则来判断滞后期,当 AIC 和 SC 最小值的滞后期不同时进行取舍。依据 LR 统计量、赤池准则和信息准则检验的原则,通过 Eviews5.1 软件可以选择模型的滞后期为 2,即建立滞后 2 期的 VAR 模型足以消除随机误差中存在的自相关,如表 3 所示。

表 3　LNGDP1、LNAGRI 的 VAR 模型滞后期选择

滞后期	极大似然估计值 LogL	检验统计量 LR	最终预测误差 FPE	AIC	SC	HQ
0	-109.4336	NA	0.270956	4.369944	4.445702	4.398894
1	69.60801	337.0195	0.000283	-2.494432	-2.267158*	-2.407584
2	77.07374	13.46759	0.000247*	-2.630343*	-2.251554	-2.485596*
3	78.33442	2.175277	0.000276	-2.522918	-1.992613	-2.320273
4	84.61042	10.33694*	0.000253	-2.612173	-1.930352	-2.351629

在单位根检验和协整关系检验的基础上,利用 Eviews5.1 软件可以得到 LNGDP1 与 LNAGRI 之间存在的 VEC 模型:

$$D(LNGDP1) = -0.07776637048 \times (LNGDP1(-1) - 0.8468446994 * LNAGRI(-1) - 3.883271258)$$
$$(-2.17253)$$
$$+0.351475356 \times D(LNGDP1(-1)) + 0.142941968 \times D(LNGDP1(-2))$$
$$(2.55989) \qquad (0.98117)$$
$$-0.0007403193613 \times D(LNAGRI(-1)) + 0.06329197422 * D(LNAGRI(-2)) + 0.03287870486 \quad (5)$$
$$(-0.01309) \qquad (1.16083) \qquad (1.65755)$$

$R^2 = 0.272259$　　s.e. = 0.077201　　logL = 62.59238

显然二者之间的长期关系式为:

$$LNGDP1(-1) = 3.883271258 + 0.8468446994 \times LNAGRI(-1) \quad (6)$$

在长期中,财政支农支出每增加 1 单位,第一产业增加值会发生 0.85 单位的增量变化。

2. 脉冲响应函数

为了进一步研究中国财政支农支出发生随机扰动时对第一产业增加值的影响,就需要在已建立 VAR 模型的基础上,利用脉冲响应函数和方差分解法来分析第一产业增加值受财政支农支出冲击后的反应形态及其影响程度,即分析中国财政支农支出对第一产业增加值的影响时滞问题。利用 Eviews5.1 软件可以得到脉冲响应和方差分解结果,如图 3、4 和表 4 所示。

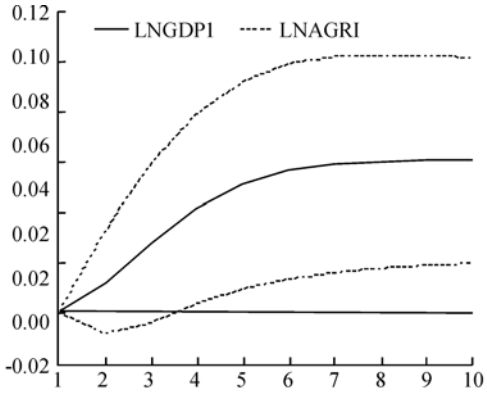


图 3 GDP1 对财政支农支出的脉冲反应

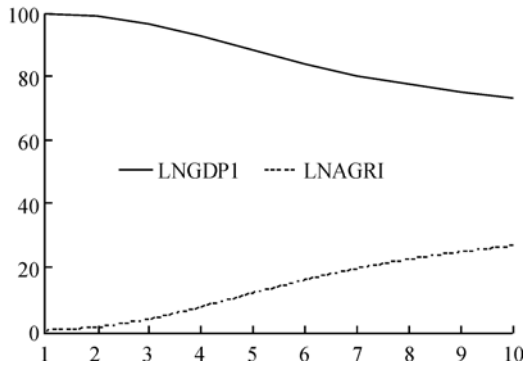


图 4 第一产业增加值的方差分解

表 4 第一产业增加值对财政支农支出的脉冲反应值及方差分解

时间间隔(年)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
LNGDP1 对 LNAGRI 的脉冲反应值	0.0000	0.0118	0.0275	0.0411	0.0505	0.0560	0.0587	0.0598	0.0602	0.0604
LNGDP1 对 LNAGRI 的新息方差分解(%)	0.0	0.9	3.5	7.4	11.8	16.0	19.6	22.5	24.9	26.7

通过图 3、4 和表 4 的结果可以看出,中国财政支农支出增加对第一产业增加值有正向影响。当年财政支农支出增加 1 个百分点,GDP1 并未发生相应的变化。此后,随着时间间隔的增加,财政支农支出对未来 GDP1 的冲击不断上升。在第 10 年,财政支农支出冲击对 GDP1 的影响达到最大值,为 0.0604 个百分点。同样,在方差分解中可以看出,随着时间的推移,财政支农支出对 GDP1 的贡献越来越大,在第 10 年达到 26.7%,说明中国财政支农支出对第一产业有较大的影响。

三、中国财政支农支出与第一产业增加值之间的因果关系检验

(一)理论模型

Granger 因果检验理论可表述为:如果 X 是引起 Y 变化的原因,则必须满足两个条件。第一,X 应当有助于预测 Y,即在 Y 关于其过去的回归模型中,添加 X 的过去值作为独立变量,应当显著地增加回归模型的解释能力;第二,Y 不应当有助于预测 X,如果 X 有助于预测 Y,同时 Y 也有助于预测 X,很可能存在着一个或几个其它的变量,它们既是引起 X 变化的原因,也是引起 Y 变化的原因。

检验 X 是否为引起 Y 变化的原因的主要步骤如下:首先,检验“X 不是引起 Y 变化的原因”的原假设,对下列两个回归模型进行估计

无条件限制模型: $$Y(t) = \sum_{i=1}^{m} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \beta_i X_{t-i} + \mu_t \quad (7)$$

有条件限制模型:$Y(t) = \sum_{i=1}^{m} \alpha_i Y_{t-i} + \mu_t$　　(8)

根据这两个方程的残差平方和来计算 F 统计量,检验方程(7)中的系数的 $\beta_1, \beta_2, \cdots\cdots \beta_m$ 是否同时显著地不为零,如果这些系数不同时为零,我们就拒绝"X 不是引起 Y 变化的原因"的原假设。

然后检验"Y 不是引起 X 变化的原因"的原假设,做同样的回归估计,检验 Y 的滞后项是否显著不为零。要得到 X 是引起 Y 变化的原因的结论,必须拒绝原假设"X 不是引起 Y 变化的原因",同时接受原假设"Y 不是引起 X 变化的原因"。在模型(7)和(8)中的 m 是最优滞后阶数,即选择滞后阶数 m 使模型中的误差项 μ_t 为白噪声。上述检验用 F 统计量来完成:

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u)/m}{SSE_u/(T - mN)} \quad (9)$$

其中 SSEr 表示施加约束(零假设成立)后的残差平方和,SSE_u 表示不施加约束条件下的残差平方和,m 表示最大滞后期。

(二)因果检验

验证了中国财政支农支出与 GDP1 之间的协整关系之后,利用 Granger 因果关系检验原理,通过 Eviews5.1 软件对 LNGDP1 和 LNAGRI 之间的因果关系进行分析,结果见表 5。

表 5　1952 – 2006 年中国财政支农支出与 GDP1 之间的因果性关系检验

滞后期	样本数	Granger 因果关系检验	F 统计量	概率 P	结论
2	53	LNAGRI 不是 LNGDP1 的 Granger 原因	3.21885	0.04877	拒绝
		LNGDP1 不是 LNAGRI 的 Granger 原因	6.35294	0.00357	拒绝
3	52	LNAGRI 不是 LNGDP1 的 Granger 原因	2.60820	0.06314	拒绝
		LNGDP1 不是 LNAGRI 的 Granger 原因	3.21470	0.03160	拒绝
4	51	LNAGRI 不是 LNGDP1 的 Granger 原因	4.77494	0.00289	拒绝
		LNGDP1 不是 LNAGRI 的 Granger 原因	2.53890	0.05390	拒绝
5	50	LNAGRI 不是 LNGDP1 的 Granger 原因	3.90945	0.00573	拒绝
		LNGDP1 不是 LNAGRI 的 Granger 原因	1.93190	0.11103	接受

显然,通过对不同滞后期的因果关系检验,近似认为,在低于 5% 的水平上拒绝了两个原假设,接受了财政支农支出与 GDP1 之间存在双向因果关系的结论。可以认为,1952 – 2006 年,中国财政支农支出与第一产业增加值之间具有显著的 Granger 因果关系,二者互为因果关系。

四、主要结论

1、建国以来,中国财政支农支出与第一产业增加值均出现大幅增长。在 1952 – 1977 年和 1978 – 2006 年两个不同历史时期,中国财政支农支出年均增速分别为 12.5%、12.6%,第一产业增加值的年均增长速度分别为 4.1%、12.1%。总的来看,中国财政支农支出与第一产业增加值不断增加,但二者变化率的波动性较大,改革开放后财政支农支出与第一产业增加值的增长率明显高于改革开放前这一时期。但是,中国财政支农支出占财政支出的比重较低。1998 – 2006 年,该比重明显低于改革开放后这一时期的平均水平。因此,我国应进一步加大财政支农力度,提高财政支农支出占财政支出的比重,实现农业快速发展。

2、中国财政支农支出与第一产业增加值之间存在着单一的协整关系。从 VAR 模型的分析来看,1952 – 2006 年,中国财政支农支出对第一产业的带动作用较强,财政支农支出每增加 1 单位,第一产业增加值将发生 0.85 单位的增量变动。从脉冲反应函数来看,中国财政支农支出冲击对第一产业增加值有正向影响。当年财政支农支出增加 1 个百分点,GDP1 并未发生相应的变化。但

随着时间间隔的增加,财政支农支出对未来 GDP1 的冲击呈递增趋势。显然,财政支农支出对第一产业有显著的带动作用,中国要加快第一产业的发展,实现经济又好又快发展,必须有充足的财政支农支出作保障,将支农支出规模保持在一个合理的范围之内。

3、中国财政支农支出对第一产业增加值的贡献份额持续上升,且二者之间有显著的因果关系。在方差分解中,财政支农支出对第一产业增加值的贡献不断上升,最高达 26.7%,说明中国财政支农支出对第一产业有较大且较为持久的影响。在因果关系方面,中国财政支农支出增加是第一产业发展的重要原因,而第一产业的发展又促进了财政支农支出的增加。因此,我国在实施稳健财政政策的过程中,应在产业结构优化升级的基础上,充分把握好财政支农支出的时机,适时调整财政支农支出规模,最大限度地发挥财政支农支出的作用。

参考文献:

[1] 魏 朗. 财政支农支出对我国农业经济增长影响的研究[J]. 中央财经大学学报,2007,(9):11.
[2] 李 剑,成同杰,等. 河北省财政支农生产性支出与非生产性支出的对比分析[J]. 河北农业科学,2006,(1):69.
[3] 何振国,王 强. 财政支农支出优先次序研究[J]. 管理世界,2006,(10):150.
[4] 吴 婷. 论财政支农资金支出结构及其优化[J]. 经济研究参考,2007,(5):48.
[5] 赵石磊. 财政支农支出与农民纯收入关系研究[J]. 兰州商学院学报,2007,(2):17.
[6] 胡荣华. 我国财政支出作用及效率的统计分析[J]. 江淮论坛,2002,(5):27.
[7] 丁 亮,汪晓银等. 中国国家财政支农支出的时间序列分析[J]. 2006,(5):12-13.

An Analysis on the Economic Effect of Government Expenditure for Supporting Agriculture on the Value Added of the Primary Industry: 1952 – 2006

LIU Hong-jie
(*Institute of Finance and Trade Economics, CASS, Beijing* 100836, *China*)

Abstract: With the growing up of China's economy, government expenditure for supporting agriculture increases rapidly. This thesis analyzes the great changes of government expenditure for supporting agriculture and the growth of value added of the primary industry during the course of 1952 – 2006. Based on this, the model of VAR and the theorem of Granger causality are introduced in order to testify the economic effect of government expenditure for supporting agriculture on primary industry. The article suggests that the government expenditure for supporting agriculture promotes the development of primary industry clearly, the response of value added of the primary industry to one S. D. government expenditure for supporting agriculture innovation is very strong and the response value increases step by step with time passes. The contribution proportion of government expenditure for supporting agriculture to value added of the primary industry incresaes continuously and the maximum is 26.2%. We can see that the bidirectional causality exists between government expenditure for supporting agriculture and value added of the primary industry through Granger test in 1952 – 2006.

Key Words: Government expenditure for supporting agriculture; Value added of the primary industry; VAR; Impulse-response; Causality test