DOI:10.19641/j.cnki.42-1290/f.2019.02.021

农业财政投入与农业经济增长的动态关联性

于 扬[1]，吴鸣然[2]

【摘要】农业是国民经济的基础性产业，其健康、稳定发展离不开政府的财政支持。基于我国1990~2016年的时间序列数据，选取具有代表性的指标，对农业财政投入与农业经济增长的动态关联性展开研究。结果发现，研究期内农业财政投入在短期对农业经济增长呈现出负向影响，然而在长期则呈现出正向作用。这可能是由于农业资金在前期未能得到良好配置，因而未能发挥明显经济效益。然而从总体上看，我国财政支农投入对农业经济增长呈现正向作用，但贡献率较低，原因可能在于相应体制机制的不完善。因此，一味地增加农业资金投入对于农业经济增长的作用是有限的。相较而言，优化资金的前期配置以及加强后期的使用与监管，才是政府更需要做的工作。

【关键词】农业财政投入；农业经济增长；协调性；动态关联；贡献率

【中图分类号】F323　　【文献标识码】A　　【文章编号】1004-0994(2019)02-0171-6

农业财政投入是指国家用于农业综合开发与生产的资金投入。从资金来源看，它既包括中央财政支出、地方财政支出等政府资金，也包含银行贷款与自筹资金等民间资本；从资金的使用路径看，目前我国农业财政投入主要用于土地治理、农产品的产业化经营、现代农业园区建设、农业生产条件的改善与农产品生产能力的增强[1]。在我国，农业是弱质性产业，同时也是国民经济的基础与战略性产业[2]。因此，我国农业的健康稳定与可持续发展离不开国家与社会的财力支持。

21世纪以来，中央政府始终将解决好“三农问题”作为工作的重中之重，连续十个中央一号文件均将财政支农作为政府工作的重心[3]。那么，大量的资金投入究竟在多大程度上驱动了农业经济增长，以及资金投入与农业经济增长二者之间呈现出怎样的相关关系成为值得思考的问题。本文基于1990~2016年我国农业财政投入与经济增长的基础数据，采用向量自回归模型(VAR)、脉冲响应函数(IRF)与方差分解(VD)等一系列计量方法对我国农业财政投入与经济增长之间的相关关系展开实证分析，期望可以为优化农业财政支出机制与促进农业可持续健康发展提供有益的参考。

一、文献综述

新古典经济增长理论将经济增长归功于资本投入、劳动力的增加与科技水平的进步[4]。由此可见，财政投入与经济增长之间的关系一直是国内外学术界关注的焦点。在农业经济方面，已有诸多学者针对农业财政投入对农业经济增长的驱动作用展开了一系列研究[5,6]，大多数研究发现农业财政投入可以在不同程度上有效地促进农业经济的增长。除此以外，李雪松等[2]将财政分权制度与农业经济增长纳入一个统一的框架，通过VAR分析认为二者具有长期均衡关系，且财政分权更多的在长期内对农业经济增长有利。吕诚伦等[7]分析了财政支农效应的诸

【基金项目】国家自然科学基金资助项目“‘生产—消费’视角下我国水足迹空间异质性研究”(项目编号:41401634)

多影响因素，发现经济增长水平、消费水平、空间溢出与农业税的冲销效应会对财政支农的经济效应产生较大影响。魏朗[8]、黎翠梅[9]、李俊杰等[10]和曹跃群等[11]分析了我国不同地区财政支农效果的差异性，发现财政支农的效果在农业产业竞争优势地区要好于劣势地区。因此，为了获得更大的投资回报，政府宜将资金更多地投放于经济发展水平和投资收益回报率较高的地区。

此外，与以往研究多将重点放在政府财政资金上不同，刘晗等[12]研究了私人资本投入对农业经济增长的影响，发现私人资本投入会对农业经济增长产生积极影响。因此，我国的支农政策应该合理设计支农资金的分配结构，以取得令人满意的效果。米浩铭等[13]通过分析我国水利投资与农业经济增长的长期关系，发现以水利设施为代表的基础设施投资会对农业经济增长产生明显的促进作用，但效果只有在长期内才较为明显。辛冲冲等[14]创造性地将财政支农的影响效应分解为活动效应、结构效应和效率效应，发现只有活动效应对农业经济增长的贡献为正且最明显，其他两个效应都是负效应且作用较小。王建明[15]分析了农业科研投资与农业经济增长的关系，发现农业科技投入对经济增长的影响需要借助生产要素科技化来实现。

由此可见，国内外学术界对财政支农与农业经济增长之间的关系已经有较为充分的研究，但仍存在完善的空间。首先，已有研究往往只选用政府支农投入与农业GDP来分别衡量农业财政投入与农业经济增长，指标选取过于单一，有以偏概全之嫌，不利于综合反映二者的发展水平。其次，已有研究多通过构建联立方程组的方式计算财政支农投入与农业经济增长之间的静态关联系数，忽视了财政支农与农业经济增长之间复杂的、双向的长期动态关系。鉴于此，为了弥补已有研究的不足，本文选取一系列具有代表性的指标来衡量农业财政投入和农业经济增长，并引入VAR方法，以便更客观、科学地反映农业财政支出与农业经济增长之间的长期动态关联性。

二、基于熵值法的农业财政投入与农业经济增长水平评价

熵，也称为信息熵，即Information Entropy[16]，是对指标不确定性的一种度量。熵的数值越大，其影响综合评价的程度相对越大。假设存在m项待评方案、n个评价指标，则原始指标数据矩阵为$X=(x_{ij})_{m\times n}$，针对某一指标x_j，在指标x_{ij}间距离较大的情况下，这一指标对综合评价产生的影响就相对更大；若某一指标的数值都一致，则这一指标在综合评价内没有影响。用熵值法进行农业财政投入与农业经济增长水平评价的计算过程如下：

（1）标准化处理。因为熵值法的计算所使用的是不同方案的一个指标在另一个指标总和中占据的比值，并未有量纲作用的存在，所以不用做标准化处理。但为了规避熵值的数据不存在意义的情况，要做出数据平移：

针对正指标（数值越大越有利）：

$$X'_{ij}=\frac{X_{1j}-\min(X_{1j},X_{2j},\cdots,X_{nj})}{\max(X_{1j},X_{2j},\cdots,X_{nj})-\min(X_{1j},X_{2j},\cdots,X_{nj})}+1 \qquad i=1,2,\cdots,n;\ j=1,2,\cdots,m$$

针对负指标（数值越小越有利）：

$$X'_{ij}=\frac{\max(X_{1j},X_{2j},\cdots,X_{nj})-X_{ij}}{\max(X_{1j},X_{2j},\cdots,X_{nj})-\min(X_{1j},X_{2j},\cdots,X_{nj})}+1 \qquad i=1,2,\cdots,n;\ j=1,2,\cdots,m$$

（2）对第j项指标进行计算，计算该指标下第i项方案所占比重：

$$P_{ij}=\frac{X_{ij}}{\sum_{i=1}^{n}X_{ij}} \qquad j=1,2,\cdots,m$$

（3）对第j项指标的熵值进行计算：

$$e_j=-k\sum_{i=1}^{n}p_{ij}\ln(p_{ij})$$

其中，$k>0$，$k=1/\ln(n)$，$e_j\geqslant 0$。

（4）对第j项指标的差值进行计算。对于第j项指标，其差值较大的情况下，所评价的方案差值也较大，熵值则相对较小，将其定义为差异系数：

$$g_j=\frac{1-e_j}{m-E_e}$$

式中，$E_e=\sum_{j=1}^{m}e_j$，$0\leqslant g_j\leqslant 1$，$\sum_{j=1}^{m}g_j=1$。

（5）求权重：

$$w_j=\frac{g_j}{\sum_{i=1}^{m}g_j} \qquad 1\leqslant j\leqslant m$$

（6）计算农业财政投入与农业经济增长的综合水平得分：

$$s_i=\sum_{i=1}^{m}w_j\times p_{ij} \qquad i=1,2,\cdots,n$$

学术界现有研究多采用单一指标代表农业财政投入与农业经济增长水平，这种做法不够精准。本文认为，财政投入与经济增长均为复杂的经济概念，更应该体现为一种复合系统，而非单一指标，如农业财政投入既应该包括政府财政资金，也应该包括民间资本，而农业经济增长也不应仅包含农业GDP，还应包含农民收入与消费水平等民生类指标。因此，本文尝试采用多指标的方式描绘这两个变量，具体指标选取见表1。本文的研究年份为1990～2016年，原始数据来源于2017年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》与《中国财政年鉴》。

表1 农业财政投入与农业经济增长综合评价指标体系

目标层	系统层	指标层	单位	权重
农业财政投入与农业经济增长水平评价（A）	农业财政投入（B）	B1中央财政资金投入	万元	0.2496
		B2地方财政资金投入	万元	0.2499
		B3银行贷款资金投入	万元	0.2504
		B4自筹资金投入	万元	0.2501
	农业经济增长（C）	C1第一产业生产总值	亿元	0.2499
		C2县及县以下乡镇社会消费品零售额	亿元	0.2499
		C3农村居民消费水平	元/人	0.2501
		C4农村居民人均纯收入	元/人	0.2502

基于熵值法与表1中的指标数据，本文首先算出1990～2016年我国农业财政投入与农业经济增长的综合水平，并分别用Finance和Economy表示（见表2）。

表2 1990～2016年农业财政投入与农业经济增长的综合水平得分

Finance				Economy			
年份	综合得分	年份	综合得分	年份	综合得分	年份	综合得分
1990	0.079	2004	0.345	1990	0.01	2004	0.172
1991	0.097	2005	0.423	1991	0.013	2005	0.191
1992	0.1	2006	0.432	1992	0.018	2006	0.213
1993	0.124	2007	0.459	1993	0.026	2007	0.255
1994	0.107	2008	0.469	1994	0.048	2008	0.305
1995	0.132	2009	0.541	1995	0.072	2009	0.340
1996	0.217	2010	0.519	1996	0.094	2010	0.395
1997	0.229	2011	0.448	1997	0.102	2011	0.478
1998	0.254	2012	0.443	1998	0.106	2012	0.543
1999	0.291	2013	0.493	1999	0.108	2013	0.611
2000	0.225	2014	0.609	2000	0.114	2014	0.683
2001	0.278	2015	0.639	2001	0.123	2015	0.747
2002	0.36	2016	0.546	2002	0.131	2016	0.827
2003	0.318	平均	0.34	2003	0.141	平均	0.254

由表2可知，在研究期内，农业财政投入的综合水平得分从1990年的0.079逐渐上升到2016年的0.546，27年间翻了5.9倍，平均水平为0.34。从变化趋势来看，农业财政投入的综合水平得分虽然在某些年份不乏有小的下跌和波动，但在研究期内总体呈现明显的上升趋势。而农业经济增长的综合水平得分从1990年的0.01逐年上涨到2016年的0.827，27年间翻了81.7倍，体现出近年来我国农业经济取得了巨大成果。从变化趋势来看，农业经济增长得分的增长速度在2000年后明显快于2000年以前，表明2000年以后我国农业经济发展势头要明显好于之前。

三、农业财政投入与农业经济增长的动态关系

本章将基于表2中的综合水平得分，首先运用单位根检验来考察变量之间在研究期内是否存在短期和长期的因果关系，然后用脉冲响应函数描绘变量间的动态关联与互动效应，最后应用方差分解法量化财政投入对农业经济增长影响的相对重要性。此外，考虑到对数化处理不改变数据原有结构，且有助于指数平滑，消除可能存在的异方差，因此在分析二者的动态关系之前，本文首先对两个变量进行对数化处理，分别记为lnFinance和lnEconomy。

本文构建了VAR模型来分析变量间的动态关系，构建的模型[17]如下：

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

其中，Y_t是由第t期观测值构成的n维内生变量向量，A_i是n×n系数矩阵，p为内生变量的滞后期，ε_t为n维随机扰动项。其中，随机扰动项ε_i（i=1，2，…，n）为白噪音过程，且满足$Cov(\varepsilon_t, \varepsilon_s)=0(t\neq s)$。

1. 变量的平稳性检验。在分析我国农业财政投入和农业经济增长的动态关系之前，本文要对lnFinance和lnEconomy两个时间序列数据进行单位根检验。本文采用的是最常见的ADF方法，检验结果见表3，考虑到样本容量有限，最大滞后阶数设定为3。

表3 变量序列的单位根检验（ADF）结果

变量序列	ADF检验值	5%显著性水平	滞后期	结论
lnFinance	−5.44902	−3.00486	2	平稳
lnEconomy	−3.64237	−2.98104	0	平稳

检验结果显示，在5%的显著性水平上，两个指标均通过了显著性检验，因此可以判断两个指标在研究期内均为平稳性时间序列，二者存在协整关系。因此，我国农业财政投入与农业经济增长在研究期内存在稳定、均衡的关系。

2. *向量自回归模型的建立*。本文构建的VAR模型是我国农业财政投入与农业经济增长的双变量模型，根据赤池信息准则（AIC）所规定的“AIC值越小越好”的原则，本文将模型滞后阶数设定为2。同样，本文运用Eviews（Version 7.2）对方程的参数进行估计，结果见表4。

表4　农业财政投入与农业经济增长的向量自回归方程参数估计

变量	lnFinance	lnEconomy
lnFinance（−1）	0.4577 （0.2473）	−0.0762 （0.1368）
lnFinance（−2）	−0.0205 （0.1955）	0.1455 （0.1082）
lnEconomy（−1）	0.0741 （0.2935）	1.6892 （0.1624）
lnEconomy（−2）	0.1737 （0.3288）	−0.8287 （0.1819）
C	−0.1192 （0.0747）	0.0421 （0.0413）
R−squared	0.9433	0.9949

注：括号内为标准误差。

首先，从回归的拟合优度（0.9433，0.9949）来看，该模型有较高的拟合程度。其次，对农业经济增长（lnEconomy）而言，农业财政投入（lnFinance）的系数在滞后一期的情形下为负，在滞后二期的情形下为正，说明农业财政投入在短期内对农业经济增长存在负面影响，在长期内存在正面影响。最后，农业财政投入在滞后二期情形下系数的绝对值（0.1455）要明显高于滞后一期情形下系数的绝对值（0.0762），说明我国财政支农投入对农业经济增长在长期的作用力度要大于短期。对农业财政投入（lnFinance）而言，农业经济增长（lnEconomy）的系数在滞后一期与滞后二期情形下均为正，说明农业经济增长有利于农业财政投入的增加。此外，农业经济增长在滞后二期情形下系数的绝对值（0.1737）要明显高于滞后一期情形下系数的绝对值（0.0741），也表明在长期内我国农业经济增长对农业财政投入的作用要大于短期。由此可见，财政支农是一项长期工程，虽然财政投入在短期内可能看不到明显的经济效益，然而，从长远来看财政投入有利于农业经济的增长。

对于VAR模型而言，只有在VAR模型所有根模的倒数小于1即位于单位圆内的情形下，模型才是有效的，否则，模型的估计结果会有偏差。因此，本文对VAR模型进行了检验，检验结果显示所有根模倒数小于1（见表5），且均位于单位圆内（见图1）。

表5　VAR模型滞后结构检验

Root	Modulus
0.910763	0.910763
0.626931−0.346396i	0.716263
0.626931+0.346396i	0.716263
−0.01768	0.017683

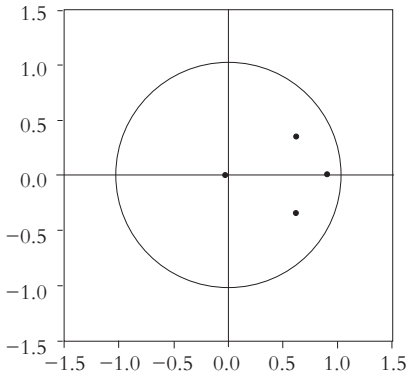

图1　VAR特征多项式根模倒数

3. *广义脉冲响应分析*。脉冲响应函数多用来描绘来自随机扰动项一个标准差大小的冲击对模型所有内生变量当期与未来的影响，它可以较为清晰、直观地描述这种动态的冲击轨迹。因此，本文借助这一方法去描述农业财政投入与农业经济增长之间的长期动态关系。本文将冲击的响应期设定为10期，分析结果见表6和图2。在图2中，实线表示脉冲响应函数，虚线表示正负两倍标准差偏离带。

本文重点考察的是lnFinance和lnEconomy分别对彼此的响应情况和响应路径。首先来看农业经济增长在农业财政投入冲击下的响应情况和响应路径。由表6和图2可知，从整体上看，面对农业财政投入（lnFinance）的冲击，农业经济增长（lnEconomy）在整个反应期内累计反应为正（0.2814），表明农业财政投入有利于农业经济的增长。然而从时间上看，lnEconomy在一开始表现为负值（−0.028），直到第4期才为正值（0.0195），之后则长期呈现较为明显的正效应，说明短期内农业财政投入对农业经济增长具有负面的影响，而在中长期以后则表现出正面的影响，且这种正面影响非常显著与稳定，这一结果与表4一致。而面对lnEconomy的冲击，lnFinance在整个反应期内表现均为正，且呈现出上升趋势，说明现阶段我国农业财政投入与农业经济增长存在正的相关关系，反映出农业经济增长对投资有着较为刚性

表 6　　广义脉冲响应分析结果

时期	lnFinance 对 lnFinance 的响应	lnFinance 对 lnEconomy 的响应	lnEconomy 对 lnFinance 的响应	lnEconomy 对 lnEconomy 的响应
1	0.1433	0	−0.028	0.0741
2	0.0635	0.0055	−0.0364	0.1252
3	0.0186	0.0247	−0.0126	0.1505
4	−0.0001	0.0441	0.0195	0.1532
5	−0.0011	0.0572	0.0462	0.1410
6	0.0063	0.0623	0.0617	0.1220
7	0.0155	0.0609	0.0662	0.1023
8	0.0226	0.0553	0.0629	0.0854
9	0.0262	0.0482	0.0553	0.0726
10	0.0265	0.0411	0.0466	0.0636
累计	0.3212	0.3993	0.2814	1.09

表 7　　农业财政投入与农业经济增长的方差分解

时期	lnFinance 的方差分解			lnEconomy 的方差分解		
	标准差	lnFinance	lnEconomy	标准差	lnFinance	lnEconomy
1	0.143	100	0	0.079	12.494	87.506
2	0.157	99.877	0.123	0.153	9.058	90.942
3	0.160	97.498	2.502	0.215	4.919	95.081
4	0.166	90.602	9.398	0.265	3.788	96.212
5	0.175	80.972	19.028	0.303	5.198	94.802
6	0.186	71.925	28.075	0.333	7.757	92.243
7	0.197	65.198	34.802	0.354	10.334	89.666
8	0.205	60.884	39.116	0.37	12.375	87.625
9	0.213	58.35	41.65	0.381	13.773	86.227
10	0.218	56.892	43.108	0.389	14.643	85.357
平均	0.182	78.22	21.78	0.284	9.434	90.566

注：表中数字除标准差外均为百分数。

的需求，二者关系紧密。这也从侧面表明了我国农业经济增长非常依赖于物质要素的投入，呈现出明显的粗放型发展态势。

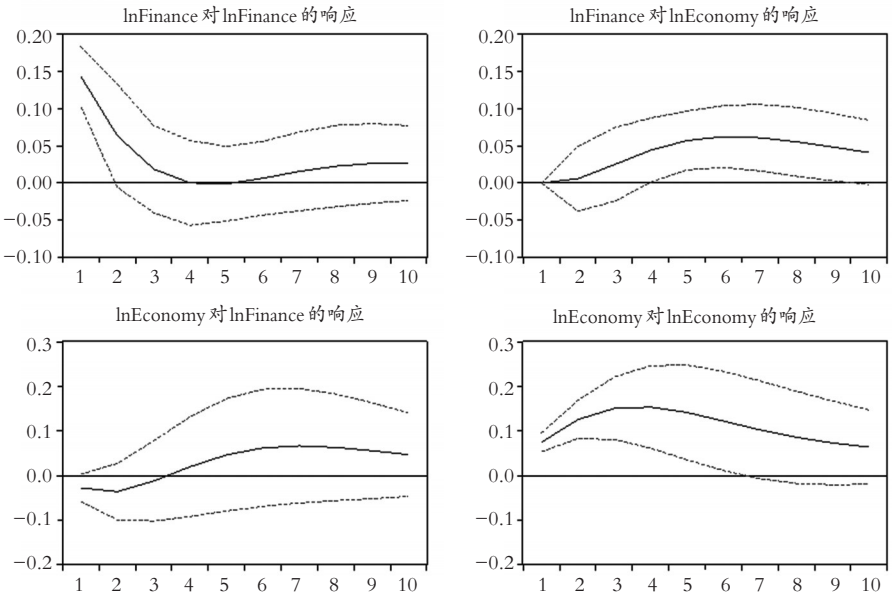

图 2　农业财政投入与农业经济增长脉冲响应曲线

4. *方差分解*。方差分解多用于描述不同解释变量在研究期内的变化对被解释变量变化的贡献度，它常用于表达向量自回归模型中不同解释变量相对重要程度的信息。我国农业财政投入与农业经济增长的方差分析结果见表7。

根据表7可以得知，农业财政投入水平的得分在反应期内波动的影响因素中，其自身在第1期为100%，之后逐渐下降到第10期的56.892%，平均占比78.22%，这说明其波动主要受自身影响。农业经济增长水平占比从第1期的0一直上涨到第10期的43.108%，也占到了较大的份额。

农业经济增长得分水平在反应期内波动的影响因素中，其自身在第1期为87.506%，随后逐渐上升并于第4期到达顶点96.212%，之后逐步下降到第10期的85.357%，平均占比90.566%，说明其波动受自身的影响较大。农业财政投入水平占比从第1期的12.494%逐渐下降，并于第4期到达谷底3.788%，之后逐渐上升到第10期的14.643%，平均占比9.434%，表明我国农业财政投入对于农业经济增长的影响力仍非常有限，也说明了农业财政支农效果不甚理想。最主要的原因可能仍在于体制机制的落后。目前，我国财政支农的体制机制存在诸多不足，如农业财政投放结构不合理，对农业经济增长有直接推动作用的生产资料与基础设施并未得到足够的资金支持。此外，政府对于财政的监管模式也较为落后，跟不上现代化农业的发展，如管理主体较多、职责分摊较杂，导致监管缺位、越位现象较为普遍，职责难以真正落实，很多原因共同导致财政资金的经济效益和对于农业经济增长的服务功能未能得到很好的发挥。

四、结论与对策建议

财政投入是保证农业经济稳定持续发展的重要手段。本文首先选取具有代表性的指标，通过熵值法计算出1990～2016年我国农业财政投入与农业经济增长的综合水平。然后，运用向量自回归模型、脉冲响应函数与方差分解法进一步探讨二者的动态关联性。结果发现：在研究期内，我国农业财政投入与农业经济增长呈现出稳定的正相关性，农业财政投入能明显地促进农业经济的增长。此外，值得注意的是，我国财政投入对农业经济增长的驱动作用更多地体现在长期而非短期，原因可能在于农业资金在前期未能得到良好配置，因而未能发挥出良好的经济效益。

对于此，本文认为接下来不仅要进一步加大农业财政支农力度，保证农业发展有充足的资金支持，以促进农业转型发展方式，走上一条依靠技术、管理的现代化发展之路。还要优化补贴方式，重点支持对现代化农业生产有重要作用的领域，这不仅包括水利、交通等农村基础设施，还包括农业机械、低污染化肥农药等现代化农业生产资料。其中，最重要的一点是要加大对农业科技与教育的投入，以培育更多的农业科技和人力资本。同时，还要完善支农资金的分配与监管。地方政府不仅要对资金进行更加科学合理的配置，更要在资金的使用后期不定期抽查，强化事后监管。严格完善资金的统计、审核、整理、存档等工作，并通过频繁的事后走访与调查，确保资金的使用落实到位。此外，通过财政公开的形式将资金的使用标准与实际应用情况进行公示，以接受民众的监督。

主要参考文献：

[1] 中国财政年鉴编辑委员会. 2017中国财政年鉴[M]. 北京：中国财政杂志社，2017：1～796.

[2] 赵清强，陈池波，肖锐. 社会资本支持新农村建设的进路研究[J]. 学习与实践，2017(3)：34～40.

[3] 郑力文，孔祥智. 新世纪十个中央一号文件与财政支农体系的建立[J]. 学习论坛，2013(10)：28～33.

[4] R. Solow. Technical Change and the Aggregate Production Function[J]. The Review of Economics and Statistics，1957(3)：312～320.

[5] Liu Y.，Wang X.. Technological Progress and Chinese Agricultural Growth in the 1990s[J]. China Economic Review，2005(16)：419～440.

[6] Matsuyama K.. Agriculture Productivity，Comparative Advantage，and Economic Growth[J]. Journal of Economic Theory，1992(2)：317～334.

[7] 吕诚伦，江海潮. 财政农业支出影响农业经济增长效应研究——基于1952～2012年的数据分析[J]. 财经理论与实践，2016(6)：90～95.

[8] 魏朗. 财政支农支出对中国农业经济增长影响的研究——对1999～2003年农业生产贡献率的实证分析[J]. 中央财经大学学报，2007(9)：11～16.

[9] 黎翠梅. 地方财政农业支出与区域农业经济增长——基于东、中、西部地区面板数据的实证研究[J]. 中国软科学，2009(1)：182～188.

[10] 李俊杰，李建平，牛云霞等. 农业综合开发投资增长的经济效果评价——基于各省面板数据模型的实证分析[J]. 农业技术经济，2016(11)：87～94.

[11] 曹跃群，孙小玥，张卫国. 省际农业资本投入与农业经济增长——基于东中西部面板数据的检验[J]. 山西财经大学学报，2011(2)：46～53.

[12] 刘晗，曹祖文. 基础设施投资、人力资本积累与农业经济增长[J]. 经济问题探索，2012(12)：84～90.

[13] 米浩铭，陆迁. 陕西省水利投资对农业经济增长的影响——基于阿尔蒙多项式分布滞后模型的实证分析[J]. 中国农业大学学报，2015(1)：262～267.

[14] 辛冲冲，陈志勇. 中国财政支农支出与农业经济增长——基于LMDI分解法的研究[J]. 上海经济研究，2017(3)：78～86.

[15] 王建明. 中国农业科研投资与农业经济增长的互动关系研究[J]. 农业技术经济，2009(1)：103～109.

[16] Shannon C. E.. A Mathematical Theory of Communication[J]. Bell System Technology Journal，1948(27)：379～423.

[17] 吴鸣然，赵敏. 能源消费、环境污染与经济增长的动态关系——基于中国1990～2014年时间序列数据[J]. 技术经济与管理研究，2016(12)：25～29.

作者单位：1.南京晓庄学院团委，南京210017；2.河海大学商学院，南京211100