

财政支农支出总量及结构与农业经济增长的关系 ——基于 1980—2005 年中国数据的实证分析

陈灿煌

(湖南理工学院 经济与管理学院, 湖南 岳阳 414006)

摘 要:本文在 C-D 生产函数的框架下,利用 1980—2005 年我国政府财政支农支出和农业 GDP 的相关数据,对财政支农支出的总量和结构对农业经济增长的关系进行了实证分析。结果表明:政府财政支农支出总量对农业经济增长具有显著的正效应,即财政支农支出总量每增长 1 个百分点,农业 GDP 将增长 0.3087 个百分点;目前我国财政支农支出与农业经济增长之间存在一定的结构性偏差。因此,政府应在增加财政支农支出总量的同时,不断优化财政支农支出结构,以提高农业经济增长效率。

关键词:财政支农支出;农业经济增长;协整检验

中图分类号:F812.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2009)12-0076-04

1 研究背景

中国“三农”问题产生的重要原因之一是贫困,而贫困的主要根源在于农业投入不足。我国作为一个发展中的社会主义国家,农民收入不高、私人农业投资有限,这就决定了政府财政对农业投资始终是政府支持农业发展的重要手段。政府财政支农支出为农业生产提供了良好的基础设施,推进了农业科技进步,有效提高了农业抗御自然灾害的能力,有效地增加了农业公共物品供给从而促进农业经济增长。因此,探究政府财政支农支出对农业经济增长的影响,对处理好财政支农支出与农业经济增长的关系,充分发挥政府财政支农支出在农业经济增长中的作用具有十分重要的意义。

近年来,我国学者对政府财政支农支出与农业经济增长的关系问题开展了一系列的研究,这些研究主要从 3 个视角切入:探讨财政支农支出总量对农业经济增长的影响;探讨政府财政支农支出结构与农业经济增长之间的关系,甄别出哪些支出项目对农业经济增长的影响最显著;探讨财政支农支出的最优规模。在政府财政支农支出总量分析方面,张元红^[1]的研究表明,中国政府财政支农支出波动与农业特别是粮食生产波动明显同步;魏朗^[2]利用面板数据模型对中国西部各省地方财政支农支出总量与农业经济增长的关系进行实证分析,研究发现,地方政府财政支农支出有利于农业经济增长,其产出弹性系数为 0.06。在财政支农支出结构分析方面,李焕彰、钱忠好^[3]认为,政府财政支农支出

增长与农业产出增长之间存在着互为因果关系,加大科研投入和基本建设支出有利于提高财政支农支出的效率;刘笑萍^[4]对政府财政支农支出总量与结构作了定性分析,认为我国政府财政投资农业的规模与国外相比比重仍然偏低、投资结构与方向不合理、投资效应与投资方向错位。在财政支农支出的最优规模分析方面,侯石安^[5]分析了我国财政支农支出目标选择政策优化问题,结论是政府应进一步加大财政支农支出的规模,使未来政府财政支农支出占农业 GDP 的比重达到 10% 左右。郭玉清^[6]通过构建符合我国具体情况的农业生产函数模型,运用 1981—2004 年我国政府财政支农支出与农业经济增长的样本数据进行回归,认为中国财政支农支出的最优规模即财政支农支出占农业 GDP 的比重应达到 8.26%。

从上面的文献综述不难看出,现有研究虽然讨论了中国政府财政支农支出总量、投入结构与农业经济增长之间的关系,但是这些研究主要侧重于问题的某一个方面,把这些问题联系起来探讨的并不多见。从中国当前政府财政支农支出的现状看,不仅要研究政府财政支农支出总量与农业经济增长的关系,而且要研究在政府财政支农支出总量保持不变的条件下,财政支农支出结构的变化对农业经济增长的影响。因此,本文试图在 C-D 生产函数的框架下,运用实证分析的方法对改革开放后中国政府财政支农支出总量及结构与农业经济增长的关系进行分析,目的在于对近 30 年来国家财政支农支出作出经验总结,同时为我国进一步制定和完善财政支

收稿日期:2009-10-25

作者简介:陈灿煌(1964—),男,湖南汨罗人,湖南理工学院经济与管理学院副教授,经济学硕士,研究方向:农村经济理论与计量经济分析。

农政策提供理论依据。

2 变量与数据

本文选取 1980—2005 年我国的相关统计资料作为建模的样本数据,数据主要来源于《中国统计年鉴》(1981—2006 年历年)、《中国农村统计年鉴》(1981—2006 年历年)以及一些部门统计数据,数据均以各种指标调整到 1980 年基期水平。

对主要变量指标和数据获得进行必要的解释说明: $AGDP$ 代表以不变价格表示的农业 GDP (亿元),用以反映农业经济增长; K 代表对当年农业 GDP 产生贡献的物质资本投入 (亿元),以全国的固定资产投资存量代表物质资本投入,同时以相应的农业 GDP 指数来消除固定资产投资的价格影响,以 5.6% 作为样本期间资产折旧率水平,得到实际资本存量的估算公式为 $K_t = 0.944 K_{t-1} + I_t$ (I 为不变价固定资产投资); L 代表劳动份额,采用全国当年全部从业人员数表示 (万人); AG 代表政府当年财政支农支出总量 (亿元); G 代表政府当年公共财政投入总量 (亿元); X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 分别代表以农业事业费 G_1 、农业基本建设支出 G_2 、农业科技三项费用 G_3 、农村救济费 G_4 占政府财政支农支出总额的比重,用以反映政府财政支农支出结构的变化。

3 模型的建立与实证分析

3.1 模型建立

衡量农业产出问题时,很多文献表明财政支农支出对农业总产值具有重要贡献。本文认为财政支农支出是生产性的,基于此,选择如下形式的柯布-道格拉斯生产函数作为实证分析的基础:

$$AGDP_t = A_t L_t^\alpha K_t^\beta A G_t^\gamma e^{u_t}$$

其中: e^{u_t} 为第 t 期随机误差项; A_t 、 α 、 β 、 γ 为待估参数。这样,可以通过估计参数来考察劳动、资本与政府财政支农支出总量对农业增长的影响。

为了分析政府财政支农支出结构对农业经济增长的影响,本文借鉴钞小静、任保平^[7]的方法,在政府财政支农支出指数中引入结构变量 X_1 、 X_2 、 X_3 、 X_4 , 这样总量生产函数可表示成如下形式:

$$AGDP_t = A_t L_t^\alpha K_t^\beta A G_t^{r_1 X_1 + r_2 X_2 + r_3 X_3 + r_4 X_4} e^{u_t}$$

分别对总量函数两边取自然对数得:

$$\ln AGDP_t = \ln A_t + \alpha \ln L_t + \beta \ln K_t + \gamma_1 X_{1t} \ln AG_t + \gamma_2 X_{2t} \ln AG_t + \gamma_3 X_{3t} \ln AG_t + \gamma_4 X_{4t} \ln AG_t + \mu_t$$

其中, γ_1 、 γ_2 、 γ_3 、 γ_4 分别表示农业事业费、农业基本建设支出、农业科技 3 项费用、农村救济费用的结构产出弹性。其经济含义为:在政府财政支农

支出总量保持不变的情况下,某一投入项目比重变动 1 个百分点时所引起的农业 GDP 变动的百分比。这样就可以用结构产出弹性来度量政府财政支农支出结构的调整对农业经济增长效应的大小。

根据以上的分析框架,建立模型 1 检验政府财政支农支出总量与农业经济增长之间关系。

模型 1:

$$\ln AGDP_t = \ln A_t + \alpha \ln L_t + \beta \ln K_t + \gamma \ln AG_t + \mu_{1t}$$

又因为 $\gamma = \gamma_1 X_{1t} + \gamma_2 X_{2t} + \gamma_3 X_{3t} + \gamma_4 X_{4t}$, 所以建立模型 2 检验在政府财政支农支出总量保持不变的条件下,财政支农支出结构与农业经济增长之间的关系。

模型 2:

$$\ln AGDP_t = C + \gamma_1 X_{1t} \ln AG_t + \gamma_2 X_{2t} \ln AG_t + \gamma_3 X_{3t} \ln AG_t + \gamma_4 X_{4t} \ln AG_t + \mu_{2t}$$

其中: C 为常数项, μ_{1t} 、 μ_{2t} 为随机扰动项。

上述对数模型的优点在于它反映了解释变量的变动与被解释变量变动的关系,所要估计的结构系数恰好是变量之间的弹性系数,而且它反映了被解释变量增长与解释变量增长之间的关系,适合长期的时间序列数据。本部分的目的是分析财政支农支出总量与结构对我国农业经济增长的影响,选择多元对数模型显然合适。

3.2 实证分析

3.2.1 回归结果分析

对于模型 1,运用 Eviews4.1 软件进行最小二乘回归估计,结果发现,农业资本投入的回归系数为负值,与经济理论相违背,原因可能是资本、劳动力、政府财政支农支出三个变量之间存在高度的多重共线性,采用方差膨胀因子检验 ($VIF = 10.2$) 证明了多重共线性的存在。由于农业资本投入是一个很重要的解释变量,如果从模型中去掉可能导致回归结果的偏误。为了克服严重的多重共线性问题,用 SAS6.1 软件编程对模型运用岭回归的方法 ($K = 0.05$) 进行分析,结果如下:

$$\begin{aligned} \ln AGDP_t = & -52.5145 + 0.2247 \ln K_t + \\ & t \quad (-6.5479) \quad (4.2130) \\ & 0.4703 \ln L_t + 0.3087 \ln AG_t \\ & (5.6952) \quad (4.5743) \end{aligned}$$

$$R_{adj}^2 = 0.9973; D.W. = 1.9072; F = 1565.7000$$

从以上各项统计指标看,回归结果令人满意,调整后的 R^2 高达 0.9973,说明模型对样本数据的拟合程度很好,各解释变量前面的系数均为正值,与经济理论相符合;同时,在 5% 的显著水平上,4 个解释变量系数的 t 统计值 (方程系数下面圆括号内的数

字)都是显著的。计量模型 1 的回归结果显示,在政府财政支农支出结构既定的条件下,财政支农支出总量对农业经济增长有显著的促进作用,政府财政支农支出总量每增长 1 个百分点,农业 GDP 将平均增长 0.3087 个百分点,因此,政府财政支农支出的农业经济增长效应明显。

对于模型 2,运用 Eviews4.1 软件进行普通最小二乘回归,考虑到各类政府财政支农支出对农业经济增长所起的作用都有一定的滞后期,因此本文采用格兰杰因果检验的方法确定滞后期。根据检验结果,农业科技三项费用滞后 3 期,农业事业费、农业基本建设支出费滞后 1 期是农业经济增长的格兰杰原因,同时农村救济费对农业 GDP 影响不显著,将该变量从模型中去掉,得到修正后的回归模型如下:

$$\begin{aligned} \text{LnAGDP}_t = & 5.0157 - 0.0591x_{1(t-1)}\text{LnAG}_{t-1} + \\ & t \quad (9.6326) \quad (7.42615) \\ & 0.0482x_{2(t-1)}\text{LnAG}_{t-1} + 0.0557x_{3(t-3)}\text{LnAG}_{t-3} \\ & (5.8238) \quad (1.8349) \\ R^2_{adj} = & 0.8538; D.W. = 1.4470; F = 25.8155 \end{aligned}$$

上述回归结果令人满意。调整后的 R^2 达 0.8538,说明模型对样本数据的拟合程度较高,各变量都基本通过了显著水平为 5%的 t 检验。为消除随机误差项的自相关性,在回归方程中加入了 AR(1)项,DW 值通过检验。从计量模型 2 的解释力来看,在 5%的显著水平上,在政府财政支农支出总量保持不变的情况下,农业事业费占政府财政支农支出比重每增长 1 个百分点,农业 GDP 将减少 0.0591 个百分点;农业基本建设支出费占政府财政支农支出总额的比重每增长 1 个百分点,农业 GDP 将增长 0.0482 个百分点;农业科技三项费用占政府

财政支农支出总额的比重每增长 1 个百分点,农业 GDP 将增长 0.0557 个百分点。从分析结果可看出,农业科技三项费用支出的结构产出弹性最大,农业基本建设支出的结构产出弹性次之,农业事业费支出的结构产出弹性为负值。对这一回归结果的可能解释是:我国当前对农业科技三项费用的支出相对于农业基本建设支出较低,从而使得每增加一单位农业科技三项费用支出所带来的边际收益高于农业基本建设支出;农业事业费的结构产出弹性为负,主要原因是农业事业费属非生产性支出,在我国乡镇行政体制改革滞后的情况下,农业事业费呈加速膨胀的态势以至超过了其应有的份额,挤占了其它项目所需要的支出。

3.2.2 协整检验

现实中大多数的宏观经济变量都是非平稳的或带有趋势的,对于非平稳的一组变量进行回归分析有可能导致“伪回归”,因此有必要对上述模型 1 和模型 2 涉及的变量进行协整关系检验,检验步骤如下:首先对每个变量进行单位根检验,检验它们的单整阶数以判断它们之间是满足协整检验要求,然后在此基础上采用 Johansen 极大似然法进行协整关系检验。单位根检验结果表明,在模型 1 中, LnAGDP_t 、 $\text{Ln}k_t$ 、 $\text{Ln}L_t$ 、 LnAG_t 都是二阶单整的时间序列,因此,解释变量与被解释变量之间可能存在协整关系。模型 2 中, LnAGDP_t 、 $x_{1t}\text{LnAG}_t$ 、 $x_{2t}\text{LnAG}_t$ 、 $x_{3t}\text{LnAG}_t$ 4 个变量也是二阶单整的时间序列,解释变量与被解释变量之间也可能存在协整关系。

在上述单位根检验的基础上,再分别考察模型 1 和 2 中的变量是否存在协整关系。基于多元 VAR 模型的 Johansen 协整关系检验,结果如表 3:

表 1 Johansen 协整检验

模型	原假设	特征根	特征根迹检验		最大特征根检验	
			迹统计量	Prob.	λ -max 统计量	Prob.
模型 1	0 个协整向量	0.7995	91.1462	0.0310	38.5605	0.0375
	至少有 1 个协整向量	0.7245	52.5856	0.0385	30.9369	0.0405
	至少有 2 个协整向	0.5125	21.6489	0.0452	17.4893	0.0486
	至少有 3 个协整向	0.1591	3.1592	0.4251	3.1592	0.4251
模型 2	0 个协整向量	0.8863	105.3802	0.0295	52.1824	0.0301
	至少有 1 个协整向量	0.7858	53.19773	0.0352	36.9844	0.0364
	至少有 2 个协整向	0.3848	16.21332	0.3241	11.6587	0.3245

注:检验的滞后期为 1。

上述协整检验结果表明农业 GDP、农村劳动力、农业资本投入、政府财政支农支出总量 4 个变量间存在协整关系,因此,4 个变量间存在长期均衡关系;对于模型 2,协整检验结果表明农业 GDP、农业

事业费、农业基本建设支出、农业科技三项费用 4 个变量间存在协整关系,因此,4 个变量间存在长期均衡关系。上述检验结果说明,模型 1 和模型 2 在我们选择的样本期间内均是稳定的。

4 结论与建议

本文通过运用中国 1980—2005 年样本数据进行实证分析,结果表明:在政府财政支农支出结构保持不变的条件下,财政支农支出总量的产出弹性约为 0.3087,即财政支农支出每增加 1 个百分点,农业 GDP 将增加 0.3087 个百分点,这表明政府财政支农支出对农业经济增长有显著的正效应,扩大财政支农支出规模有利于农业经济增长。目前我国政府财政支农支出与农业经济增长之间存在一定的结构性偏差。。这主要表现在:农业科技三项费用的结构产出弹性最高,为 0.0557,其次是农业基本建设支出,为 0.0482,农业事业费的结构产出弹性最低,为 -0.0591。而目前我国财政支农支出资金分配的现实是农业生产和农村水利气象等部门的事业费占政府财政支农支出的比重最大,农业基本建设费次之,科技三项费用所占比重最低,这说明现行财政支农支出结构不合理。

因此,为了充分发挥政府财政支农支出对农业经济增长的积极影响,我们提出以下建议:

第一,政府应合理调整国民收入再分配格局,形成政府财政支农资金投入稳定增长的机制。一方面,政府财政支农支出的增长幅度要继续高于财政经常性收入的增长幅度;另一方面,政府新增财力要向“三农”倾斜,国家财政每年新增财力要保留出一定份额用于农业投入。

第二,积极优化财政支农支出结构。由于在保持政府财政支农支出总量不变的情况下,对财政支

农支出结构进行优化可以提高财政支农支出总量的效率,因此,在实际安排政府财政支农支出时,应充分考虑农业事业费支出、农业基本建设支出、农业科技三项费支出的不同影响方式,通过优化财政支农支出结构,充分发挥各项支出对农业经济增长的促进效果。目前,在中国财政支农资金极为有限的条件下,大幅度增加农业科技投入、适度增加农业基础设施建设投入、根据需要确定农业事业费,保持原有规模不变甚至有所降低,这是提高财政支农效率的有效途径。

第三,由于农业科技三项费用对农业经济增长影响的滞后性,因此,保持财政支农政策的相对稳定性也显得尤为重要。

参考文献

- [1] 张元红. 财政政策与中国农业的周期性波动[J]. 中国农村观察,2000(4):2-11.
- [2] 魏朗. 政府财政支农支出对西部农业经济增长的贡献[J]. 财经科学,2006(4):111-118.
- [3] 李焕彰,钱忠好. 财政支农政策与中国农业增长:因果与结构分析[J]. 中国农村经济,2004(8):38-42.
- [4] 刘笑萍. 中国新农村建设筹资政策研究[M]. 北京:经济科学出版社,2007:201-205.
- [5] 侯石安. 中国财政支农支出的目标选择与政策优化[J]. 农业经济问题,2004(3):40-43.
- [6] 郭玉清. 中国财政支农支出最优规模实证分析[J]. 财经问题研究,2006(5):68-72.
- [7] 钞小静,任保平. 中国公共支出结构对经济增长影响的实证分析:1978—2004[J]. 经济评论,2007(5):33-40.

Relationship between Quantity & Structure of Fiscal Expenditure for Supporting Agriculture and Agricultural Economic Growth in China : Based the date from 1980 to 2005

Chen Canhuang

(Department of Economics and Management ,Hunan Institute of Science and Technology ,Yueyang Hunan 414006 ,China)

Abstract : Based on the Cobb-Dauglas production function ,this paper analyzes the effects of the quantity and structure of fiscal expenditure for supporting agriculture on the agricultural economic growth through using the related date from 1980 to 2005. The empirical result shows that : the quantity of fiscal expenditure for supporting agriculture has postive effects on the agricultural economic growth in China ,namely ,agricultural GDP will increase by 0.3087 percentage points if the quantity of fiscal expenditure for supporting agriculture increase 1 percentage point ;there exists a deviation between the structure of fiscal expenditure for supporting agriculture and agricultural economic growth effect of itself at present. Thus ,the government should not only increase the quantity of fiscal expenditure for supporting agriculture ,but also optimize the structure of it so as to improve the efficiency of agricultural economic growth.

Key words : fiscal expenditure for supporting agriculture ;agricultural economic growth ;co-integration test