

# 基于协整的公共财政科技投资对社会科技投资的带动效应研究

杨敏利, 贺利平

(西安理工大学 工商管理学院, 陕西 西安 710054)

**摘要:**利用协整理论,对我国1989-2005年的公共财政科技投资与社会科技投资之间的关系进行了协整分析,结果表明,我国公共财政科技投资与社会科技投资之间存在长期的均衡关系;在此基础上建立了两个变量的误差修正模型(ECM),并进行了Granger因果关系检验,最后得出公共财政科技投资对社会科技投资具有带动效应。

**关键词:**公共财政;社会资本;科技投资;协整检验;Granger检验

中图分类号:G311

文献标识码:A

文章编号:1001-7348(2009)08-0013-03

## 0 引言

改革开放30多年来,随着国民经济的发展和经济体制改革的深入,我国科技产业的发展极其迅猛,逐渐成为推动我国经济技术发展的主力军。公共财政对科技产业的投入是促使科技产业发展的重要因素之一,然而随着科技产业的不断发展壮大,公共财政的投入已不能满足科技产业的发展所需,因此吸引社会资本投向科技产业,是科技产业发展的必经之路。

然而目前我国社会民间投资增长速度下降,说明社会民间投资动员不足<sup>[1]</sup>。对此国内学者持有不同的观点:孟耀<sup>[2]</sup>认为,政府投资过多,会挤占民间投资;而孙保营<sup>[3]</sup>认为,政府财政投资并未产生挤出效应,企业投资的不断减少,主要是行业投资预期利润低的原因;孙旭<sup>[4]</sup>通过实证分析发现政府投资与民间投资不存在长期的均衡联系和反馈作用,既未表现出“带动效应”,也未产生“挤出效应”;目前,对政府投资与民间投资、科技投入与经济增长之间关系的研究文献很多<sup>[5]</sup>,但是对公共财政科技投资与社会科技投资之间关系的研究还是凤毛麟角<sup>[6]</sup>。因此,本文基于协整理论,对我国公共财政科技投资与社会科技投资之间的关系进行实证研究,揭示它们之间的内在关系,这将为国家的政策选择提供一定的实证依据,具有一定的现实意义。

## 1 变量选取与数据说明

根据中国统计年鉴关于主要统计指标的解释<sup>[7]</sup>,科技

活动经费筹集是指从各种渠道筹集到的计划用于科技活动的经费,包括政府资金、企业资金、事业单位资金、金融机构贷款、国外资金和其它资金等。用来反映各社会经济主体对促进科技进步所作的努力。其中政府资金,是指从各级政府部门获得的计划用于科技活动的经费,包括科学事业费、科技三项费、科研基建费、科学基金、教育等部门事业费中计划用于科技活动的经费,以及政府部门预算外资金中计划用于科技活动的经费等。企业资金,是指从自有资金中提取或接受其它企业委托的,科研院所和高校等事业单位接受企业委托获得的,计划用于科研和技术开发的经费。金融机构贷款,指从各类金融机构获得的用于科技活动的贷款。

根据以上分析,并从经济理论和实践情况来看,公共财政科技投资(PFIS)可以用科技活动经费筹集中的政府资金来表示;社会资本科技投资(SCIS)可以用科技活动经费筹集除政府资金外的其它所有资金,包括企业资金、事业单位资金、金融机构贷款、国外资金和其它资金等来表示。

本文的样本数据均取自1989-2005年各年度《中国统计年鉴》,其中公共财政科技投资的数据是用科技活动经费筹集中的政府资金数据来代替的,社会资本科技投资的数据是用科技活动经费筹集除政府资金以外的所有其它资金的数据总和来代替的,即用科技活动经费筹集的数据减去其中政府资金的数据所得。模型采用的其它变量均为笔者通过对原始数据加以计算取得的。

## 2 实证研究

为了验证变量之间的相互关系,一般的作法是根据现

收稿日期:2007-12-20

基金项目:陕西省软科学课题(2006KR32)

作者简介:杨敏利(1973-),女,陕西西安人,西安理工大学工商管理学院博士研究生,讲师,研究方向为风险投资与创业管理;贺利平(1982-),男,内蒙古呼和浩特人,西安理工大学工商管理学院硕士研究生,研究方向为风险投资与创业管理。

有的样本资料建立比较合适的回归方程。但是,在传统的回归分析中,要求所用的时间序列必须是平稳的,否则就会产生“伪回归”现象。然而,现实中绝大多数经济时间序列都是非平稳的,那么这样的经济时间序列就不满足建立传统回归模型的前提条件。为了使回归有意义,就必须解决经济时间序列的平稳性问题,而协整理论正是处理非平稳时间序列数据的一种有效方法。

协整(Cointegration)最初由Granger于1981年提出概念性设想,后由Engle与Granger一道于1987年提出严谨的定理证明及具体的可操作框架<sup>[8]</sup>,在此后的10多年里,Engle-Yoo, Johansen以及Phillips等人对其不断发展和完善。

2.1 单位根检验

本文在建立关于公共财政科技投资和社会资本科技投资的长期均衡方程之前,首先需要对各时间序列进行单位根检验以判断各序列的平稳性。检验序列平稳性的方法比较多,但最为常用的是Augmented Dickey-Fuller(ADF)和Phillips-Person(PP)单位根检验法。不过PP检验法对残差的异方差性和自相关性不敏感<sup>[9]</sup>,因此我们下面运用ADF检验对数据进行单位根检验。

下面用PFIS和SCIS分别表示公共财政科技投资和社会科技投资;由于数据的自然对数变换不改变原来的协整关系,并能使其趋势线性化,消除时间序列中存在的异方差现象,所以对实际的公共财政科技投资(PFIS)和社会科技投资(SCIS)进行对数变换,分别记为LPFIS和LSCIS。用DLPFIS和DLSCIS分别表示LPFIS和LSCIS的差分序列。因此本文将用LPFIS和LSCIS来代替PFIS和SCIS进行研究,图1是LPFIS和LSCIS两列数据在所取样本年份的折线图:

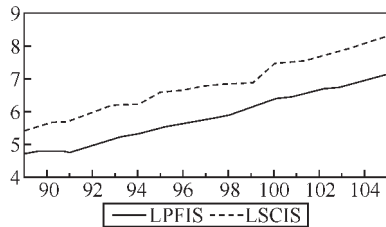


图1 LPFIS和LSCIS取样折线

从上图我们可以初步判断出LPFIS和LSCIS序列是非平稳的,并且LPFIS和LSCIS序列对时间具有趋势性,因此对LPFIS和LSCIS应采用带有趋势成分和常数项的单位根检验方法。利用Eviews 3.1软件分别对各变量水平值和一阶差分序列进行平稳性检验,其中检验过程中滞后阶数的确定采用赤池信息准则(AIC),检验结果如表1所示。

从表1的检验结果可以看出,在95%的置信区间上,LPFIS和LSCIS的ADF检验值的绝对值都小于其5%的临界值的绝对值,说明对LPFIS和LSCIS进行ADF检验不合格,数据非平稳;而在95%的置信区间上,DLPFIS和DLSCIS的ADF检验值的绝对值大于其5%的临界值的绝对值,对DLPFIS和DLSCIS进行ADF检验合格,说明其数据平稳。即

表1 各变量的ADF检验结果

变量	ADF 检验值	检验形式	1%显著水平下的临界值	5%显著水平下的临界值	10%显著水平下的临界值	结论
LPFIS	-2.647625	C,T,4	-4.9893	-3.8730	-3.3820	非平稳
LSCIS	-2.577640	C,T,6	-5.2735	-3.9948	-3.4455	非平稳
DLPFIS	-4.410056	C,T,1	-4.8025	-3.7921	-3.3393	平稳
DLSCIS	-4.355198	C,T,5	-5.2735	-3.9948	-3.4455	平稳

注:①检验类型中的C,T,N,K分别表带有常数项、趋势项、不带趋势项和所采用的滞后阶数;

②ADF检验的临界值来自软件Eviews 3.1;

③滞后期k的选择标准是以AIC和SC值最小为准则。

时间序列LPFIS、LSCIS经过一阶差分是平稳序列,所以是一阶单整序列,即LPFIS:I(1),LSCIS:I(1)过程。

2.2 协整分析

普遍使用的两变量协整检验方法是Engle和Granger提出的两阶段回归分析法<sup>[8]</sup>。

E-G两阶段回归分析具体步骤如下:

首先,运用Eviews 3.1软件,用OLS方法估计社会资本科技投资与公共财政科技投资的方程,得到下列回归方程:

$$LSCIS_t = 0.269046 + 1.125147LPFIS_t \quad (1)$$

(1.304695) (32.05284)

$$R^2 = 0.98, DW = 1.42, F = 1027.385$$

$R^2 = 0.98$ ,  $t$ 值均在0.01的水平下极显著,并得到LSCIS的实际值与拟合值如下图2所示,从图中可以看出,函数的拟合程度很好,残差序列基本表现出了平稳特征。

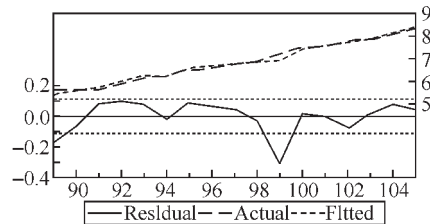


图2 LSCIS的实际值与拟合值

为了更进一步说明问题,仍利用ADF方法来检验残差序列的平稳性。用表示以上回归方程的残差,对上方程的残差进行ADF单位根检验,根据AIC和SC最小原则,确定为不含有截距项和趋势项并滞后1阶,结果如表2所示。

表2 ADF的单位根方法检验结果

ADF Test Statistic	-2.965824	1% Critical Value*	-2.7411
		5% Critical Value	-1.9658
		10% Critical Value	-1.6277

从表2可以看出,用ADF的单位根方法检验,  $u$ 的ADF检验值的绝对值大于其在5%的显著性水平下临界值的绝对值,说明序列是平稳的。因此这个序列不存在单位根,这说明在所考察的样本期内,公共财政科技投资与社会资本科技投资之间存在长期稳定的协整关系。同时OLS模型显

示公共财政科技投资的估计系数为1.125147,即表明公共财政科技投资与社会科技投资呈正相关关系,也表明公共财政科技投资每变动1,社会科技投资就变动1.125147。

### 2.3 误差修正模型

通过上述的协整分析,我们发现公共财政科技投资与社会科技投资之间存在长期均衡关系。但这不能反映出公共财政科技投资与社会科技投资之间的短期动态关系,无法得知变量偏离它们共同的随机趋势时的调整速度,但误差修正模型(Error Correction Model)可以解决这个问题。建立误差修正模型的目的在于研究因变量在短期波动中偏离长期均衡关系的程度。因此下面采用误差修正模型进一步来确定变量之间的短期动态关系。

根据Granger定理,一组具有协整关系的变量,一定具有误差修正模型的表达式存在<sup>[10]</sup>。因此在协整检验的基础上进一步建立误差修正模型,研究公共财政科技投资与社会科技投资之间关系的短期动态调整与长期特征。误差修正模型的一般形式为:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta y_{t-j} + \lambda u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中,  $u_{t-1} = \hat{y}_t - \delta_0 - \delta_1 x_{t-1}$ ,  $p, q$  是最优滞后项,  $t$  是时间,  $\varepsilon_t$  是误差扰动项。

该模型的经济含义是:  $y_t$  在  $t$  时刻的增量决定于在  $t-1$  时刻该变量与被解释变量长期均衡关系的误差。若这一误差是正的,  $y_t$  在  $t$  时刻就应该作出负的修正,即表现为一个负的反馈过程,  $y_t$  在不断的修正过程中发展。误差修正项系数的大小表明了从非均衡关系向长期均衡状态调整的速度。

运用Eviews 3.1软件,在协整的基础上,根据Hendry从“一般到特殊”的动态建模原则<sup>[11]</sup>,从滞后一期的模型开始删除不显著的变量,建立误差修正模型如下:

$$\begin{aligned} \Delta LSCIS_t = & 0.301 + 0.319 \Delta LSCIS_{t-1} + 0.114 \Delta LSCIS_{t-2} \\ & (3.16718) \quad (0.80572) \quad (0.3759) \\ & -0.67 \Delta LPFIS_{t-1} - 0.66 \Delta LPFIS_{t-2} - 1.507 u_{t-1} \\ & (-1.20294) \quad (-1.38278) \quad (-2.86941) \quad (3) \\ R^2 = & 0.65, F = 2.975 \end{aligned}$$

由上式可知,在所考察的样本期内公共财政科技投资和社会科技投资的误差修正模型的误差修正项系数小于零,符合反向修正原则,且修正速度是1.507。

### 2.4 Granger因果关系检验

Granger提出的因果关系检验的基本原理是,如果利用  $x_t$  的滞后值能够比不用它时更好地预测  $y_t$ ,那么就称  $x_t$  是  $y_t$  的Granger原因。用Grange的因果关系检验法分析公共财政科技投资与社会科技投资之间因果关系的步骤如下<sup>[12]</sup>:首先检验“LPFIS(公共财政科技投资)不是引起LSCIS(社会科技投资)变化的原因”的原假设,若拒绝“LPFIS不是引起LSCIS变化的原因”的原假设,也就是说公共财政科技投资是社会科技投资变化的原因;反之,公共财政科技投资就不是社会科技投资变化的原因。然后,作同样的回归估

计,检验“LSCIS不是引起LPFIS变化的原因”的原假设。

由于Granger因果关系检验要求变量序列必须是平稳的,上述通过对LPFIS和LSCIS的ADF检验后,得到公共财政科技投资(LPFI)和社会科技投资(LSCIS)的一阶差分是平稳的,所以可以进行Granger因果关系检验。Granger因果关系检验对滞后的阶数非常敏感,根据AIC和SC原则,当选取滞后阶为1时,运用Eviews 3.1计算结果如下:

表3 Eviews 3.1计算结果

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LSCIS does not Granger Cause LPFIS	16	0.05298	0.82153
LPFIS does not Granger Cause LSCIS		7.52137	0.01678

从表3中可以得出,“LPFIS does not Granger Cause LSCIS”的原假设被拒绝,而“LSCIS does not Granger Cause LPFIS”的原假设被接受,因此可以得到公共财政科技投资是社会科技投资变化的Granger原因,而社会科技投资不是公共财政科技投资的Granger原因。这也就意味着公共财政科技投资对社会科技投资具有带动效应,公共财政科技投资的增加有利于社会科技投资的增长。

## 3 结论及展望

本文以我国1989—2005年的统计数据作为基础,采用单位根检验、协整分析、误差修正模型和Granger因果关系检验分析了我国公共财政科技投资与社会科技投资之间的关系,得出了以下的结论:

(1)公共财政科技投资与社会科技投资都是非平稳序列,但是它们是一阶单整的,且它们之间具有长期稳定的协整关系,社会科技投资基本上可以用公共财政科技投资的函数来表示。并由回归方程式(1)可以看出公共财政科技投资每变动1,社会科技投资就变动1.125147。

(2)误差修正模型(ECM)中的模型误差修正项的系数反映了对偏离长期均衡的调整力度,而本文研究从式(3)的误差修正项系数估值可以看出,这种调整力度是比较大的,为1.507。

(3)由Granger因果关系检验得出,公共财政科技投资是社会科技投资的Granger原因,即公共财政科技投资对社会科技投资具有带动效应,且从式(1)可以看出,公共财政科技投资对社会科技投资的带动效应是非常明显的。

由于目前的样本数量比较有限,采用的数据时间跨度较短,因此未来需要扩大样本量来进行实证检验。另外,可以把社会资本科技投资进一步地细分为企业资金、事业单位资金、金融机构贷款、国外资金和其它资金等来进行研究,从而来提高研究的价值。

### 参考文献:

- [1] 陈雅婷.政府在拉动民间投资过程中应发挥作用[J].经济论坛,2004(8):7-8.
- [2] 孟耀.我国政府投资与民间投资的发展演变[J].财经问题研

# 拟成果购买制的互联网运作模式探讨

杨 杰, 奉 公

(中国农业大学 人文与发展学院, 北京 100094)

摘 要: 分析了拟成果购买制和互联网的特性, 结合互联网特点构建了以互联网为平台的拟成果购买制的运作模式, 并对其优点进行了评价。

关键词: 拟成果购买制; 互联网; 公共产品类科研

中图分类号: F713.584

文献标识码: A

文章编号: 1001-7348(2009)08-0016-04

随着互联网在规模和功能上的扩展, 以其为平台, 利用全球创新资源开展科技创新已经成为可能。这种创新平台不仅仅适用于非公共产品类科研, 而且对公共产品类科研的资金投入的拟成果购买制<sup>[1]</sup>的实施也具有重要的价值。因此, 探讨拟成果购买制的互联网运作模式问题, 对于促进我国财政科技投入体系管理模式的制度创新, 提高科技资源的配置效率, 加速科技基础条件平台的建设, 具有重要的理论意义和现实价值。

## 1 拟成果购买制互联网运作模式的定义

### 1.1 拟成果购买制的基本特点

拟成果购买制是指政府在公共产品类科研领域, 选择可拟成果购买类科研, 模拟政府采购的形式, 将原来在研究之前即投入科研资金的立项拨款制改为以附加一定利润“购买”研究成果的科研资金投入体制<sup>[1]</sup>。在拟成果购买

制的实施过程中, 按照项目是否被预先公告, 分为先行公告项目和后申报成果项目两类情况, 拟成果购买制又可以分为先行公告制和后申报成果制<sup>[2]</sup>。作为一种新型的科研资金投入体制, 拟成果购买制有助于引导财政科技投入对全球创新网络环境下产生的创新民主化和平民化趋势的经济支持, 并最大限度地开发利用全球创新资源。因此, 我们结合互联网的特点, 探讨拟成果购买制的互联网运作模式问题。

### 1.2 拟成果购买制互联网运作模式的定义

拟成果购买制互联网运作模式是指以互联网为平台, 充分利用互联网数字化、信息化、时效性、互动性、开放性等优势, 实施拟成果购买制的一种方式。互联网发展至今, 以其为工作平台的各种运行模式被广泛应用于社会的众多领域, 并发挥了重要作用。拟成果购买制以互联网为平台, 充分利用互联网的优点, 不仅可以使得拟成果购买制的优势得到充分发挥, 而且还将使拟成果购买制运作过程

究, 2004(2): 28-31.

[3] 孙保营. 我国政府投资效应析[J]. 中州大学学报, 2002(3): 17-19.

[4] 孙旭. 我国政府投资对民间投资的影响[J]. 预测, 2004(1): 7-10.

[5] 成德宁. 公共财政政策研究[J]. 科技进步与对策, 2005, 22(5): 74-76.

[6] 郑炎成. 湖北省政府科技投资与社会投资的长期均衡与因果关系分析[J]. 经济理论研究, 2006(7): 94-96.

[7] <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2005/indexch.htm>.

[8] ENGLE R. F., GRANGER C. W. J. Cointegration and error

correction representation, estimation and testing[J]. Econometrica, 1987, 19(2): 251-276.

[9] PHILLIPS P.C.B. Time series regress with a unit roots [J]. Econometric, 1987, 55(2): 277-301.

[10] 马薇. 协整理论与应用[M]. 天津: 南开大学出版社, 2004.

[11] HENDRY D.F., ERICSSON N.R. Modeling the demand for narrow money in the United Kingdom and the United States [J]. European Economic Review, 1991, 35(4): 833-836.

[12] GRANGER C.W.J. Some recent development in the concept of causality [J]. Journal of Econometrics, 1988, 39(3): 199-211.

(责任编辑: 陈晓峰)

收稿日期: 2007-12-14

基金项目: 国家自然科学基金项目(70373035)

作者简介: 杨杰(1983-), 新疆奎屯人, 中国农业大学人文与发展学院硕士研究生, 研究方向为科技发展战略与政策; 奉公(1957-), 男, 湖南隆回人, 中国农业大学人文与发展学院主任、教授、博士生导师, 研究方向为科技发展战略与政策。