

政府科技支出与全要素生产率的关系: ARDL共积检验与因果检验

祝接金¹, 胡永平²

(1.重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400044; 2.重庆工学院 会计学院, 重庆 400050)

摘 要: 在估算全要素生产率(TFP)的基础上, 运用ARDL共积检验模型和Granger因果检验方法, 对政府科技支出与TFP的关系进行了实证分析。结果显示: 改革前政府科技支出与TFP有负向的长期关系, 改革后两者之间不存在长期影响关系, 反映出政府科技支出效率不高; 改革前政府科技支出波动与TFP波动间仅为单向因果关系, 即政府科技支出波动引起TFP波动, 改革后两者间变为双向因果关系, 同时滞后期数减小, 说明政府科技支出影响TFP的时滞缩短, 两者的相互影响关系变得更为紧密。

关键词: 政府科技支出; 全要素生产率; ARDL共积检验; Granger因果检验

中图分类号: G322.0

文献标识码: A

文章编号: 1001- 7348(2008) 07- 0016- 03

0 引言

全要素生产率(Total Factors Productivity, TFP)是指各投入要素(如资本、劳动等)之外的技术进步(变化)对经济增长贡献的因素, 可用以衡量广义的技术进步。对于我国TFP的变化趋势, 张军与施少华的研究表明, 改革前我国经济的TFP波动较大, 1978年的TFP甚至低于1952年的TFP水平。改革后我国经济的TFP有了明显的提高, 1978~1998年我国的平均TFP增长率大约为2.8%, 但1992年后TFP增长率呈现递减趋势^[1]; 朱钟棣与李小平对我国制造业34个分行业的TFP进行了估算, 发现我国工业行业的TFP经历了1986~1993年的缓慢增长、1994~1997年的下降、1998~2002年的快速增长3个阶段^[2]; 涂正革与肖耿对1995~2002年37个工业行业TFP的研究发现, TFP的行业加权平均增长率为6.8%, 并呈逐年上升趋势^[3]。

针对我国TFP的增长变化, 人们从不同的角度探析了其影响因素, 发现产权制度、结构变动、资本形成及经济周期等均会对我国的TFP变动产生影响。然而, 在一国(或地区)TFP增长变化中, 政府的影响不容忽视。因为, 一方面政府是资助基础研究的主体, 而基础研究是应用研究和试验开发的基础, 基础研究的投入规模可决定一国或地区的技术创新能力; 另一方面, 政府对企业研发活动的资金支持或贷款贴息等政策措施, 也会影响一国或地区的技术进步, 也即政府科学技术支出会影响TFP的增长变化, 但目前尚未发现有政府科技支出与我国TFP关系的相关研究。本文拟探讨我国政府科技支出与TFP的关系, 分析政府科

技支出对TFP增长变化的影响作用, 以期政府优化调整其支出结构, 更有效地配置政府科学研究资金, 加速TFP的提升, 促进经济增长方式由“粗放型”向“集约型”转变提供帮助。

1 政府科技支出与全要素生产率的关系: 实证分析

1.1 全要素生产率的估算

目前, 全要素生产率的估算方法很多, 但计量经济学一般采用“索洛余值”表示全要素生产率, 即在估计总量生产函数后, 采用产出增长率扣除各要素投入增长率的产出效益后的余值来测算。尽管“余值法”在新兴经济体中应用的准确性近来受到质疑^[4], 但目前仍然被广泛应用。我们采用此方法估算TFP, 其一般形式为:

$$Y=F(X, t) \tag{1}$$

其中, $X=(X_1, X_2, \dots, X_n)^T$ 为要素投入向量; t 为时间。

其增长方程为:

$$\frac{dY}{Y} = \frac{1}{Y} \frac{\partial F}{\partial t} dt + \sum_{i=1}^n \alpha_i \frac{dX_i}{X_i} \tag{2}$$

其中, $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$, 即生产函数为规模报酬不变; $\frac{1}{Y} \frac{\partial F}{\partial t} dt$

为TFP增长率。

这样, TFP增长率为:

$$\frac{dTFP}{TFP} = \frac{dY}{Y} - \sum_{i=1}^n \alpha_i \frac{dX_i}{X_i} \tag{3}$$

如果只考虑资本和劳动两种投入要素, 则TFP增长率

为:

$$\frac{dTFP}{TFP} = \frac{dY}{Y} - \alpha_K \frac{dK}{K} - \alpha_L \frac{dL}{L}, \text{ 其中, } \alpha_K + \alpha_L = 1 \quad (4)$$

全要素生产率为:

$$TFP = \frac{Y}{K^{\alpha_K} \cdot L^{\alpha_L}} \quad (5)$$

因此, 估算全要素生产率关键是要估算资本产出弹性 (α_K) 或劳动产出弹性 (α_L)。这里, 我们借鉴张军和施少华的计算方法, 即采用如下回归方程^[1]:

$$\ln(Y/L) = C_0 + \alpha_K \ln(K/L) + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \varepsilon_t \quad (6)$$

虚拟变量 D_1 、 D_2 分别表示两个特殊时期, 其中 D_1 代表 1961~1963 年的三年困难时期, D_2 代表企业改革开始的 1984 年后 (包括 1984 年)。产出 Y 为 1990 年不变价表示的实际国内生产总值 (GDP), K 为资本存量, L 为就业人数。另外, 1953~1998 年的资本存量 K 数据来源于张军与施少华^[1], 1999~2004 年的资本数据以此为基础, 根据全社会固定资产投资总额推算得到。据此, 我们估算出资本产出弹性系数为 0.697, 劳动产出弹性系数为 0.303, 代入方程 (5) 即可估算出全要素生产率, 结果见图 1。可见, 改革前我国 TFP 在波动中呈下降趋势, 改革后 TFP 才开始缓慢上升。

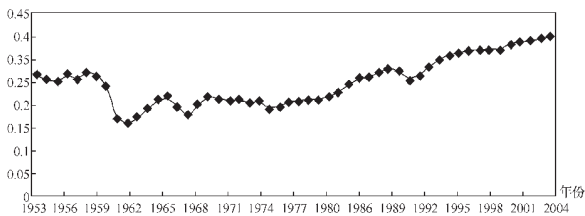


图1 全要素生产率(TFP)的时间变化趋势

1.2 政府科技支出与全要素生产率的长期关系: ARDL 共积检验

由于改革前后我国 TFP 呈现不同的变化趋势, 故以 1978 年为界, 分成 1953~1977 年及 1978~2004 年两个时段, 分别研究政府科技支出与 TFP 的长期关系。

变量间的共积关系说明变量间存在长期稳定的均衡关系, 即存在长期的相互影响作用。变量间共积关系的检验可采用 Johansen 的本征值轨迹和最大特征值似然估计法^[9], 但 Johansen 方法要求变量均须为一阶单整序列 $I(1)$, 稳定序列 $I(0)$ 的出现会使检验结果不可信, 而自回归分布滞后模型 (Auto-Regressive Distributed Lag, ARDL) 检验的最大优势是无需知道变量序列是否为 $I(1)$ 或 $I(0)$, 即 ARDL 方法可检验由稳定序列 $I(0)$ 和单位根序列 $I(1)$ 组成的混合变量组的共积关系, 只要求变量序列的单整阶数 d 不大于 1^[6,7]。ARDL 模型共积检验运用如下方程:

$$\Delta Y_t = c_0 + \pi_1 Y_{t-1} + \pi_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta X_{t-j} + \mu_t \quad (7)$$

其中: c_0 为常数项; μ_t 为随机误差项。

ARDL 模型共积关系的显著性检验方法有两种: 一是对方程 (7) 中的水平滞后系数进行无约束或带约束的联合 F 检验, 即检验原假设 $H_0: \pi_1 = \pi_2 = 0$ (无约束) 或 $c_0 = \pi_1 = \pi_2 = 0$ (带约束); 二是对方程 (7) 中因变量水平滞后系数的 t 检验, 即

检验原假设 $H_0: \pi_1 = 0$ 。如果拒绝原假设 H_0 , 则表明变量间有共积关系, 如果不能拒绝原假设 H_0 , 则不存在共积关系^[9]。政府科技支出与 TFP 的共积检验结果见表 1。

表 1 政府科技支出与 TFP 的共积关系检验: ARDL 模型

	1953~1977 年		1978~2004 年	
	ARDL(2, 2)	p	ARDL(2, 2)	p
F_{URC}	5.146	0.0199	1.733	0.2065
F_{RC}	3.492	0.0422	2.440	0.0998
t_{URC}	-2.258	0.0392	0.991	0.3355

注: F_{URC} 为无约束 F 统计量, F_{RC} 为带约束的 F 统计量, t_{URC} 为 t 统计量; ARDL 模型中的 p, q 由 AIC 标准计算确定; 政府科技支出来源于《中国统计年鉴》。

一方面, 政府作为基础研究的资助主体和科研政策的制定者, 其科技支出将长期影响一国 (或地区) 的技术进步; 另一方面技术进步也会影响政府科技支出的结构和规模, 即政府技术支出与 TFP 间可能存在长期的相互影响作用。然而, ARDL 共积检验结果显示, 政府科技支出与 TFP 间仅在改革前有共积关系, 而改革后两者间不存在共积关系, 也即政府科技支出与 TFP 之间长期稳定的相互影响关系只存在于改革前。经过具体计算, 发现改革前政府科技支出与 TFP 的长期关系为负, 即当政府科技支出增大时, TFP 在下降, 说明改革前政府科技支出未能有效地发挥促进 TFP 增长的作用, 政府科技支出效率低下。因为, 一方面, 新中国是在一片废墟上建立起来的, 经济基础非常薄弱, 可用于科技研究的政府支出不多, 难以发挥规模效应, 且多数年份政府科技支出的 30%~50% 用于修建科研基础设施; 另一方面, 1953~1977 年间, 科研人员缺乏持续稳定的科研环境, 尤其是在“文化大革命”期间, 诸多科学家、工程师等科技工作者被迫中断他们的技术研发活动, 造成科学研究停滞, 1978 年的 TFP 甚至低于 1952 年。改革后的 1978~2004 年, 虽然政府科技支出与 TFP 之间的负向影响没有了, 但两者间也不存在显著的长期相互促进作用, 反映出政府科技支出效率仍然不高, 政府科技支出的 40% 以上被消耗在事业费支出方面。

1.3 政府科技支出波动与全要素生产率波动: Granger 因果关系检验

我们采用国际上常用的变量缺口指标来衡量变量波动, 即用政府科技支出缺口动态来度量政府科技支出波动, 用全要素生产率缺口动态来度量全要素生产率波动。其中, 政府科技支出缺口是实际政府科技支出同潜在政府科技支出的差值与潜在政府科技支出的比率, 全要素生产率缺口是实际 TFP 和潜在 TFP 的差值与潜在 TFP 的比率, 而所谓潜在政府科技支出和潜在 TFP 是指经济达到潜在产出水平时所应有的政府科技支出水平和 TFP 水平。在此, 使用 HP 滤波消除趋势法估算变量缺口, 变量经过 HP 滤波后得到趋势成分和周期成分, 趋势成分即为变量的潜在水平。因此, 运用 HP 滤波可将实际政府科技支出的自然对数 $\ln GT$ 分解为趋势成分 $\ln GT^*$ 和周期成分 $(\ln GT - \ln GT^*)$, 则

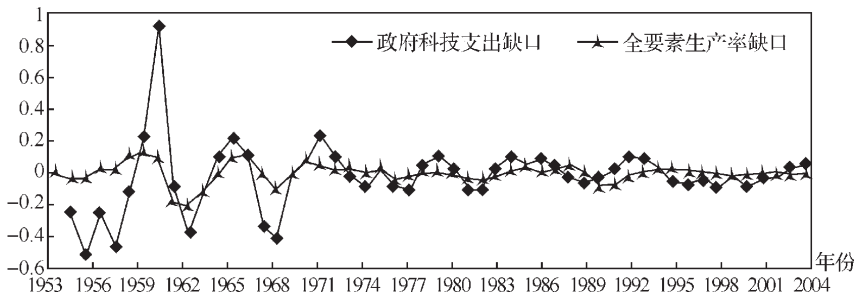


图2 政府科技支出缺口与全要素生产率缺口

政府科技支出缺口为 $(\ln GT - \ln GT^*) / \ln GT^*$ 。同样,全要素生产率(TFP)可分解为趋势成分 TFP^* 和周期成分 $(TFP - TFP^*)$,计算可得全要素生产率缺口 $(TFP - TFP^*) / TFP^*$ ^[9]。这样,依据所估算的变量缺口可绘制出图2。

由图2可知,政府科技支出与TFP均呈现出正负交替的古典周期波动,而且波动幅度逐渐减小,周期逐渐拉长,即政府科技支出和TFP的波动日益趋缓。同样,我们分为1953~1977年和1978~2004年两个时段,探讨政府科技支出波动与TFP波动的因果关系。

变量间因果关系检验的最常用方法是Granger因果检验,其原理是对于变量 Y_t 和 X_t ,对于 $\forall s > 0$,基于 (X_t, X_{t-1}, \dots) ($X_t = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{i,t})$ ($i=1, 2, 3, \dots, p$)) 预测 X_{t+s} 的均方差(MSE)与用 (X_t, X_{t-1}, \dots) 和 (Y_t, Y_{t-1}, \dots) ($Y_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{i,t})$ ($i=1, 2, \dots, p$)) 所得到的 X_{t+s} 预测的MSE相同,即 Y_t 的信息对于 X_{t+s} 的预测没有任何帮助,则 Y_t 不是 X_t 的Granger原因。同样,如果可以验证 X_t 也不是 Y_t 的Granger原因,则变量 X_t 和 Y_t 之间不存在因果关系。对于线性函数,Granger检验采用如下向量自回归(VAR)方程^[10]:

$$Y_t = \alpha_t + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + \sum_{k=1}^m \gamma_k Y_{t-k} + \mu_t \quad (8)$$

$$X_t = \alpha_t + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + \sum_{k=1}^m \gamma_k Y_{t-k} + \mu_t \quad (9)$$

原假设 $H_0: \beta_j = 0$ 或 $\gamma_k = 0$

表2 Granger因果关系检验

	原假设	滞后期数	F-Statistic	p
1953~1977年	WGT不是WTFP的Granger原因	2	5.576	0.01305
	WTFP不是WGT的Granger原因	2	2.025	0.16105
1978~2004年	WGT不是WTFP的Granger原因	1	7.705	0.01075
	WTFP不是WGT的Granger原因	1	4.366	0.04791

注:WGT,WTFP分别代表政府科技支出波动和TFP波动;p=0.05为拒绝原假设,否则接受原假设。

采用VAR方程(8)、(9)检验政府科技支出波动和TFP波动之间的因果关系,结果列于表2。由表2知,改革前政府科技支出波动与TFP波动仅存在单向因果关系,即政府科技支出波动可引起TFP波动,但改革后两者变为双向因果关系,不仅政府科技支出波动会引起TFP波动,而且TFP波动也会引起政府科技支出波动,同时滞后期数减小,说明政

府科技支出影响TFP的时滞缩短,且TFP也会影响政府科技支出,政府科技支出与TFP的关系变得更为紧密。

2 主要结论与政策建议

我们采用总量生产函数估算了1953~2004年的全要素生产率,发现改革前TFP在波动中呈现下降趋势,改革后才呈现缓慢上升态势。因此,我们以改革起始年份为界,分为1953~1977年和1978~2004年两个时段进行分析,得出如下结论:

(1) ARDL共积检验表明,改革前后政府科技支出与TFP的长期关系不同。改革前,政府科技支出与TFP间存在共积关系,只是其长期关系为负,即政府科技支出增大,而TFP趋于下降;改革后,政府科技支出与TFP间没有共积关系,即在长期两者的相互影响作用不显著。共积检验说明政府科技支出的效率不高,原因有:一是改革前社会持续动荡,缺乏求实创新的科研氛围;二是结构不合理,政府科技资金在改革前的多数年份有30%~50%投向科研基础设施建设,改革后又有40%以上消耗在包括支付科研事业单位工资的事业费支出上;三是我国政府科技支出规模小,政府科技支出占GDP的比率一直在1%左右徘徊,1988年后更是持续低于0.8%。然而,有研究表明,我国政府科技支出不应低于GDP的0.8%,否则难以最大限度地发挥其作用,而且美国和德国1997年仅政府的R&D经费拨款就分别达到其GDP的0.86%和0.84%^[11],我国政府科技投入明显偏低。

(2) 利用政府科技支出缺口和全要素生产率缺口分别作为政府科技支出波动和全要素生产率波动的动态度量,并对两变量进行Granger因果关系检验,结果发现改革前后两变量的因果关系也不同。改革前,政府科技支出波动与TFP波动之间仅为单向因果关系,即政府科技支出波动可引起TFP波动;改革后,政府科技支出波动与TFP波动之间变为双向因果关系,两者可相互影响。同时,滞后期数减小,说明政府科技支出影响TFP的时滞缩短,两者的相互影响关系更为紧密。

(3) 从提出“科教兴国”战略到“十一五规划”提出“建设创新型国家”,政府一直在强调经济发展中科技的重要性,但未能有效地贯彻实施。为了最大限度地发挥政府科技支出促进技术进步的作用,首先,应增大政府科技资金投入规模,至少应达到GDP的0.8%;其次,需调整政府科技支出结构,加速科研事业单位的体制改革,降低科研事业费的支出比例,将资金投向介于基础研究和开发研究之间的共性技术研究,发展多产业部门关联的共性技术;最后,在目前政府科技支出大规模增长乏力的情况下,应制定合适的政策措施,切实加强知识产权保护,引导和鼓励民间资本投向技术创新与研发活动。

参考文献:

[1] 张军,施少华.中国经济全要素生产率变动:1952-1998[J].

面向团簇型缝隙市场的技术开发策略研究

吴德文, 刘 伟, 付启敏

(重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400044)

摘 要: 在团簇型的缝隙市场中, 不同客户群有不同的偏好, 对企业而言, 则受到行业内部的技术障碍限制。由于资源的有限性, 企业要发展, 就必须在不同技术选择上做出取舍。提供了一个如何在团簇型缝隙市场中开发新技术的框架, 以期为企业在技术路线的选择方面提供有益的借鉴。

关键词: 团簇型缝隙市场; 技术障碍; 技术开发策略

中图分类号: F406.3

文献标识码: A

文章编号: 1001-7348(2008)07-0019-04

0 引言

在生产能力过剩、需求约束强化以及行业技术约束的大背景下, 企业之间为争夺有限的市场空间必然要在把握客户真正需求的情况下, 不断开发出更多适销对路的新产品, 以便在激烈的市场竞争中获得主动权, 这就对企业选择的技术战略提出了较高的要求。在把握特定客户群的价值基础上, 一个公司应开发哪项技术, 从而推出更符合目标客户群价值的产品? 在任何特定的时间内, 公司有机会将技术推入各个不同的发展方向, 公司应集中在降低价格或提高性能的发展上吗? 这些答案取决于特定客户群的价值是多少, 因为这些缝隙市场是团簇状的, 对某个技术障碍即使是很小的推动, 也可能产生很大的市场影响。

1 企业面临的技术障碍约束

企业的资源是有限的, 用有限的资源去提高企业技术, 就必须考虑技术的优先性问题。在任何特定的时刻, 特殊的技术是在一组性能约束或技术障碍中运行的^[1]。这些障碍确定了技术层, 其边缘是被公司(有时是行业)能力现存的限制所决定的。这样, 提供给客户的属性就受到了技术障碍层的约束, 如图 1 所示。这是由某产品族的两个重要属性 X 与 Y 维度(客户认定的, 可以通过调查得到, 参见卡诺图)和相关的技术限制构成的简单图表。

在一个特定的行业中总存在亟待突破的技术障碍, 它提供给客户的产品或服务属性会受到这些技术障碍的约束。为简化说明, 本文假设某企业受到的技术障碍主要有

- 世界经济文汇, 2003(3): 17-24.
- [2] 朱钟棣, 李小平. 中国工业行业资本形成、全要素生产率变动及其趋势异化[J]. 世界经济, 2005(9): 51-62.
- [3] 涂正革, 肖耿. 中国的工业生产力革命——用随机前沿生产模型对中国大中型工业企业全要素生产率增长的分解和分析[J]. 经济研究, 2005(3): 4-15.
- [4] 易纲, 樊纲, 李岩. 关于中国经济增长与全要素生产率的理论思考[J]. 经济研究, 2003(8): 13-20.
- [5] Johansen, S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1988 (12): 232-254.
- [6] Glauco, De Vita and Andrew, J. Abbott. Are Saving and Investment Cointegrated: An ARDL Bounds Testing Approach [J]. Economics Letters, 2002, 77: 293-299.
- [7] Andrew, Abbott and Glauco, De Vita. Another Piece in the Feldstein-Horioka Puzzle [J]. Scottish Journal of Political Economy, 2003, 50: 69-89.
- [8] Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships[J]. Journal of Applied Econometrics, 2001, 19: 289-326.
- [9] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国经济波动的解释: 投资冲击与全要素生产率冲击[J]. 管理世界, 2004(7): 22-28.
- [10] [美] 古扎拉蒂. 计量经济学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2000: 613.
- [11] 朱春奎. 财政科技投入与经济增长的动态均衡关系研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2004(3): 29-33.

(责任编辑: 高建平)

收稿日期: 2006-12-27

基金项目: 国家自然科学基金项目(70472016)

作者简介: 吴德文(1980-), 男, 湖南人, 重庆大学经济与工商管理学院硕士研究生, 研究方向为产品创新管理; 刘伟(1964-), 男, 贵州人, 重庆大学经济与工商管理学院教授, 研究方向为产品创新管理、技术管理等; 付启敏(1968-), 男, 四川简阳人, 重庆大学经济与工商管理学院博士研究生, 研究方向为技术管理。