

浙江经济增长与技术进步贡献率关系实证分析

余雪锋

(台州职业技术学院, 浙江台州 318000)

【摘要】在完全竞争均衡假设条件下,新古典主义将技术进步理解为是传统的要素投入的增长所不能解释的那部分产出增长,并把全要素生产率作为衡量经济增长和技术进步的良好指标。通过运用计量模型构建与引入制度变量和经济结构变量的C—D函数,运用浙江省1985—2006年的时间序列数据进行了实证分析,研究资本、劳动、科技和制度要素共同作用下的经济增长,在现代经济增长理论的基础上将结构因素与制度因素从全要素生产率中分离出去,从而测算出比较真实的技术进步对经济增长的贡献程度。

【关键词】全要素生产率;技术进步;C—D函数

【中图分类号】F127

【文献标志码】A

【文章编号】1671-7112(2010)01-0068-05

经济增长理论自萌芽开始就将技术进步作为其重要的研究对象。以亚当·斯密为代表的古典经济学家的研究主要集中在积累及其与劳动分工、人口增长和收入分配之间的关系,认为经济增长过程终将停滞于一种静态循环状态。20世纪初熊彼特首次提出了技术创新这一概念,认为实现动态均衡的基本动力就是技术创新,技术进步和创新是经济增长的源泉和决策性因素。新古典经济增长理论通过引入外生技术进步因素来修正总量生产函数,解释经济持续增长的动力问题。希克斯、哈罗德对技术进步的分解、索洛的“余值”技术进步理论、丹尼森与乔根森等在延展索洛理论进行的增长因素分析,对技术进步理论的形成与发展作出了极大的贡献^[1]。新经济增长理论和内生技术进步理论进一步弥补了新古典增长理论的缺陷,将技术进步内生化,认为知识这种特殊的生产要素能够使边际报酬递增。这些观点构成了近年来广泛讨论的“新经济”的理论框架。内生技术进步理论是新经济的核心理论,它不仅延展了舒尔茨和贝克尔等的人力资本理论,也发展了索洛和丹尼森为代表的新古典技术进步理论。

一、技术进步对经济增长贡献的测量方法

(一)基于传统C—D函数的技术进步—传统TFP的测算

索洛将技术进步纳入生产函数中,在把资本—增长和劳动投入增长对经济增长的贡献剥离出来以后,剩余部分归结为广义技术进步,从而定量分离出了技术进步在经济增长中的作用,这就是著名的“索洛余值”,也称全要素生产率。索洛假设技术进步是希克斯中性的,从而采用式(1)的生产函数 $Y=A(t)F(K, L)$,Y为产出,K为资本投入,L为劳动投入,A(t)为t期的技术水平的一个衡量指标。也被称为全要素生产率^[2]。定义 $\alpha=(Y/K)(K/Y)$ 和 $\beta=(Y/L)(L/Y)$,分别为资本和劳动的产出弹性,即在其他条件不变的情况下,资本或劳动每增加1%,产出分别增加 $\alpha\%$ 或 $\beta\%$ 。(1)式求全微分并在两端同除以Y,经整理可得式(2): $dY/Y=dA/A+\alpha(dK/K)+\beta(dL/L)$,式(2)被称为增长速度方程,表明产出的增长是由资本、劳动投入量的增加和技术水平的提高带来的。用差分近似取代微分,可变换式(2)为式(3): $\Delta Y/Y=\Delta A/A+\alpha(\Delta K/K)+\beta(\Delta L/L)$ 。因此,全要素生产率包含了比单纯技术进步更为丰富的内容。它解释了要素投入资本和劳动投入所不能解释的产出增长量。实际上, $\Delta A/A$ 就是全要素生产率的增长率, $\Delta A/A$ 有时

收稿日期:2009-06-07

基金项目:2008年浙江省教育厅科研项目(Y200806059)《金融危机下浙江外贸经济增长实证研究》和2008年浙江省优秀青年教师资助计划的部分成果

作者简介:余雪锋(1979-),男,湖北随州人,讲师,硕士,从事国际贸易与国际投资研究。

被称为“索洛余值”。全要素生产率除了技术进步影响之外,教育、政府管制或者管理水平的改善也都会影响全要素生产率。通常,经济学家们对全要素生产率的测算所采用的生产函数都是给予柯布—道格拉斯生产函数来测算,其形式如式(4): $Y = F(K, L) = AK^\alpha L^\beta$,对函数式(2)求微分后两边除以Y,把含有A的部分移到左边,其他的全移到右边可得式(5):

$$\frac{DTFP}{TFP} = \frac{dA}{A} = \frac{dY}{Y} - \alpha \frac{dK}{K} - \beta \frac{dL}{L}$$

(二)基于发展的索洛余值的技术进步测算

一个国家或者地区经济增长的影响除了劳动力因素和资本因素外,还有制度因素和产业结构因素两个重要的因素。合理的产业配置可以优化资源配置的效率,从而有利于使经济持续增长^[3]。根据这一经济学观点,采用的生产函数是一个包括资本和劳动投入、技术进步、结构变量和制度变量的C—D函数。基本方程具体形式如式(6): $Y = BK^\alpha L^\beta P^\lambda S^\xi e^\epsilon$,式(6)中各字母代表的经济学含义如下:B为剔除制度和结构因素的全要素生产率TFP;K为资本投入量;L为劳动投入量;P为结构变量;S为制度变量;e为随机项。 α 、 β 、 λ 等分别表示劳动力、资本弹性系数、结构变量和制度变量对经济增长的贡献。狭义技术进步因素就是在通过一定的统计方法来实现结构因子P和制度因子S的量化,在此基础上从传统的全要素TFP1中将其剔除,从而得到更合理的代表技术进步的新全要素TFP2。

(三)指标的选取和浙江省数据的实证研究

1. 指标的选取

一个有效率的经济组织是经济增长的重要因素,新制度学派据此将制度因素作为内生变量纳入分析模型中,以说明制度安排和制度选择对经济发展的影响。本文选取市场化程度、非国有化度、对外开放度和外资依存度四个指标来衡量制度因素的变化情况。考虑到指标的代表性和可获得性的原则,产出指标Y以浙江省国内生产总值(GDP)表示,劳动力L以从业人员数表示,资本投入K以当年的全省固定资产投资来衡量。数据来源于浙江省统计年鉴,选取1985—2006年的数据来分析。合理的产业结构也可以促进一国经济的发展。本文选Clark所定义的结构转换系数P来反应产业结构的情况。Clark所定义的结构转换系数是第一产业的劳动力占劳动力总数的比重,P的值越小,说明结构变换的速度越迅速,产业结构的高级化程度越高。

2. 基于浙江数据的实证研究

经济增长的决定因素包括资本、劳动力、结构变动、制度变迁和技术进步,所以,可计量的经济增长模型应包含如下投入要素:实物资本、劳动力、结构变量和制度因子,相应的经济增长模型如式(7): $Y = BK^\alpha L^\beta P^\lambda S^\xi e^\epsilon$,式(7)左右同时取对数得: $\ln Y = \ln B + \alpha \ln K + \beta \ln L + \lambda \ln P + \gamma \ln S + \epsilon$,由于资本、劳动力、结构变动及制度变迁存在较强的多重共线性^[4],从表1可以看出各指标间皮尔森相关系数都较高,不适合直接做多元线性回归。本文将以上四个变量的对数进行主成分分析,把第一主成分的得分作为一个综合指标 $\ln Z$ 。进而得到如式(8)之计量模型: $\ln Y = \ln B + \eta \ln Z + \mu$,由于 $\ln Z$ 并非代表资本、劳动力、结构变动及制度变迁的全部信息,仅具有上述指标累计贡献率部分的信息,因此, $TFP = \exp(\ln B)$ (其中, $\ln B = \ln Y - \ln Z$) (9)。

首先,应用SPSS分析软件对资本、劳动力、结构变动及制度变迁进行主成分分析,选用第一主成分,其特征值 $\lambda_1 = 0.97$,主成分的方差占总方差的比例为98.441%,说明主成分代表了原来四个因素的98.441%的信息。第一主成分如式(10): $\ln Z = 0.8526 \ln K + 0.0861 \ln L - 0.1754 \ln P + 0.4851 \ln S$,如式(10)所示,得到的第一主成分虽然不包括资本、劳动、制度因素及制度因素的全部信息,但却概括了这四个指标的98.441%的信息量,且避免了多元线性回归时出现的多重共线性。 $\ln Y$ 和 $\ln Z$ 之间存在明显的线性关系。 $\ln Y$ 和 $\ln Z$ 之间的相关系数为0.9957,比较适合做线性拟合。运用Eviews3.1统计分析软件,拟合 $\ln Y$ 和 $\ln Z$ 之间的线性关系,如表2。

表 1 皮尔森相关分析

	lnY	lnK	lnL	lnP	lnS
lnY	1	0.9931	0.7685	-0.9168	0.9934
lnK		1	0.7323	-0.9247	0.9873
lnL			1	-0.4697	0.776
lnP				1	-0.9098
lnS					1

表 2 实际产出对综合得分的回归

Dependent Variable	LNZ	Method	Least Squares	Sample	1985-2006	Included observations	22
Variable	Coefficient			Std. Error		t-Statistic	Prob.
C	2.191785			0.105376		20.79957	0.0000
LNZ	0.686754			0.014353		47.84827	0.0000
R-squared	0.991340				Mean dependent var		7.193179
Adjusted R-squared	0.990907				Std. dependent var		0.657141
Sum of Squared Residuals	0.062663				Akaike info criterion		-2.615573
Sum squared resid	0.078534				Schwarz criterion		-2.516388
Log likelihood	30.77131				F-statistic		2289.457

表 3 采用二阶广义差分后的回归

Dependent Variable	LNZ	Method	Least Squares	Sample	(adjusted),	1987-2006
Variable	Coefficient	Std. Error		t-Statistic		Prob.
C	2.221581	0.097673		22.74516		0.0000
LNZ	0.684243	0.013200		51.83520		0.0000
AR(1)	1.018012	0.157265		6.473233		0.0000
AR(2)	-0.685768	0.162975		-4.207811		0.0007
R-squared	0.997688				Mean dependent var	7.282533
Adjusted R-squared	0.997255				Std. dependent var	0.620267
Sum of Squared Residuals	0.032499				Akaike info criterion	-3.838339
Sum squared resid	0.016899				Schwarz criterion	-3.639192
Log likelihood	42.38339				F-statistic	2301.635
Durbin-Watson stat	2.256921				Prob(F-statistic)	0.000000

由 Eviews3.1 输出结果可以看出, D.W 太小。模型存在正自相关性, 经检验模型存在二阶自回归性。采取二阶广义差分法来消除这种自相关性。可以看出, 估计结果为: $\ln Y = 2.22 + 0.681 \ln Z + 1.02AR(1) - 0.69AR(2)$ 。

(22.75) (51.83) (6.47) (-4.207811) $R^2 = 0.9977$ $R^2 = 0.9973$ $D.W = 2.2569$ $F = 2301.635$ $D.W = 2.256921$ 在 2 附近, 因此, 可以确认模型自回归性已经消除。这样, 我们可以得到浙江省 1985—2006 年来的全要素增长率定量化的相关数据

二、结果分析

根据以上所得的模型, 可以得到表 3 中每年的 TFP、TFP 增长率和 TFP 对实际 GDP 增长的贡献率(见表 4)。

表 4 1985—2006年 TFP实证数据

年份	lnB	TFP	TFP增长率	实际 GDP增长率	TFP对 GDP增长贡献率
1997	2.2632	9.6141	0.0191	0.0940	0.2030
1998	2.2451	9.4418	-0.0179	0.0843	-0.2126
1999	2.2525	9.5114	0.0074	0.0832	0.0886
2000	2.2640	9.6214	0.0116	0.1101	0.1051
2001	2.2949	9.9233	0.0314	0.0968	0.3241
2002	2.2741	9.7194	-0.0205	0.1307	-0.1572
2003	2.1587	8.6594	-0.1091	0.1615	-0.6752
2004	2.1373	8.4769	-0.0211	0.1582	-0.1332
2005	2.1574	8.6487	0.0203	0.1950	0.1040
2006	2.2221	9.2265	0.0668	0.1638	0.4078

从表 4 可以看出, 1985—1989 年 TFP 大体在 8—10 之间波动。图 2 显示了它的变化趋势。在 1986—1993 年 TFP 先是得到了快速发展, 之后出现下滑趋势; 在 1993—2001 年全要素生产率处于平稳的上升阶段; 之后小幅下降后又出现微弱的上升势头。1985—2006 年, 实际产出的年平均增长率为 10.78%, TFP 在这期间的年平均增长率为 0.2945%, 科技进步对实际产出增长的贡献率是 2.73%。这说明技术进步对经济增长的贡献率并不大。虽然浙江经济一直快速发展, 但其增长方式是粗放型的, 浙江“世界工厂”的称号可谓是名副其实。转变经济发展方式, 变粗放型增长为集约型增长方式, 增加产品的科技含量刻不容缓。

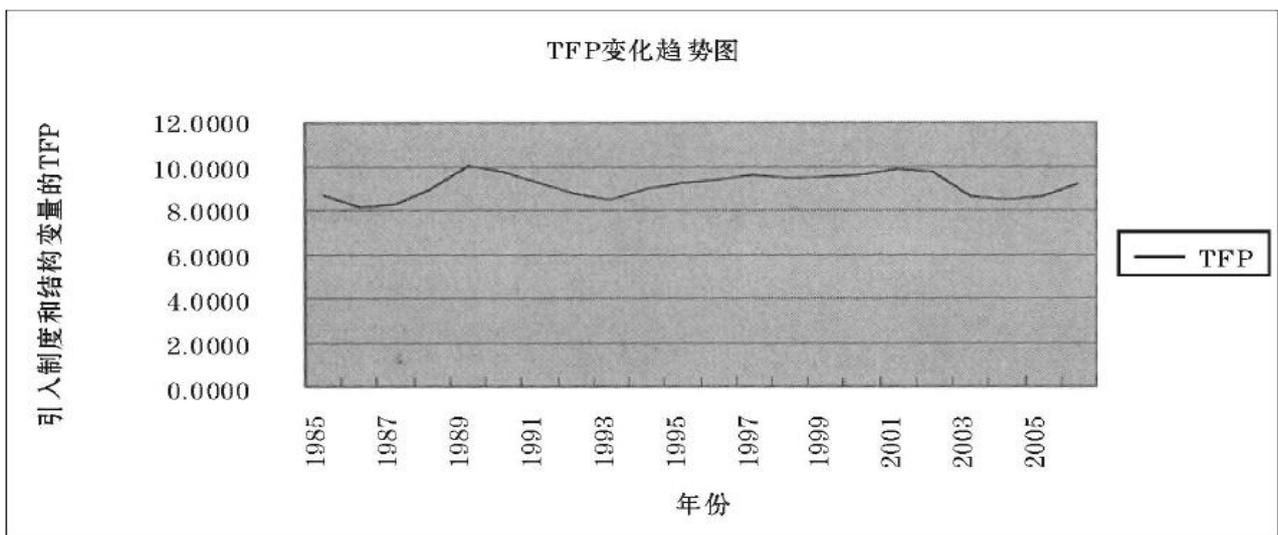


图 1 TFP在 1982—2006年的变化趋势

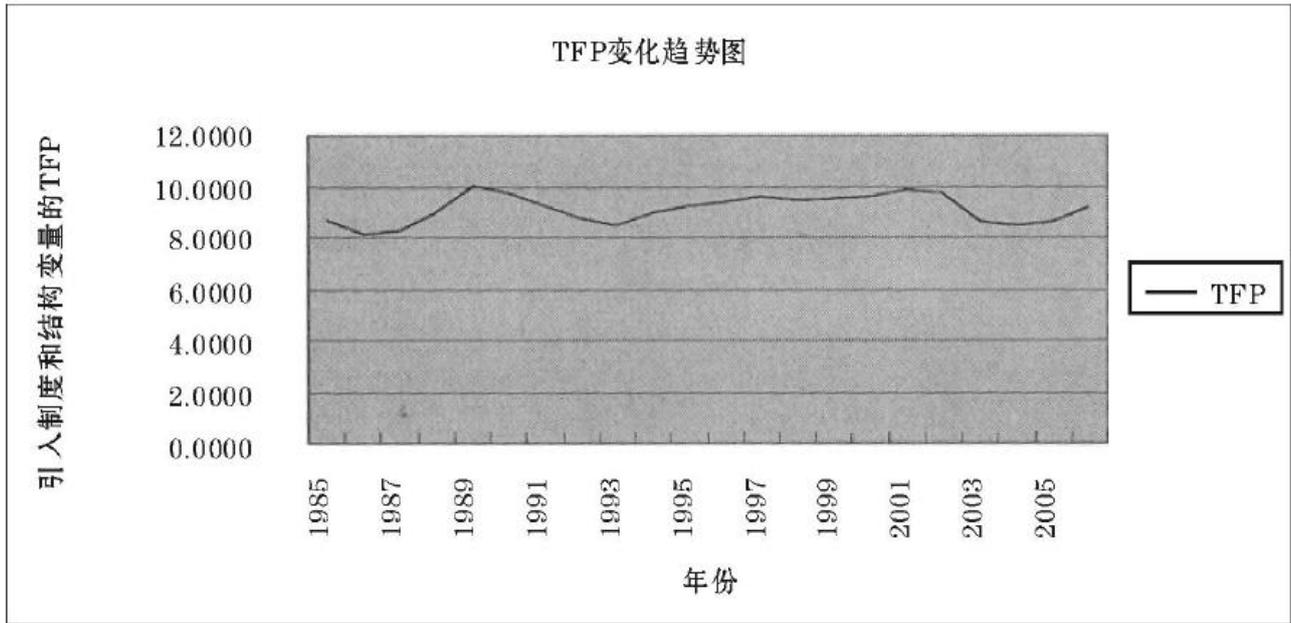


图 2 TFP和实际 GDP增长率

图 1 显示了全要素生产率和实际产出的增长率情况。结合图 1 和图 2 分析,可以得到以下具体结论:

1. 在 1985— 1993 年, TFP 出现了大起大落的现象, 波动幅度比较剧烈且较为频繁。但实际产出却处于快速增长的时期。计算得到 1985—1993 年 TFP 年平均增长率为 - 2. 96%, 实际 GDP 增长率为 9. 19%, 贡献率 - 0. 032% 为负值。这一方面说明这段时期的经济增长方式属于单纯靠要素投入的粗放型的增长方式; 另一方面, 说明技术进步对经济增长的影响是伴随着相应的投入而发生的, 对经济增长有一定的滞后性和阶段性。

2. 在 1993— 2001 年, TFP 和实际 GDP 都处于平稳增长的状态。TFP 总体处于上升势头, 其增长率除 1998 年为负增长外其余年份均正值, 而实际产出每年的增长率都维持在 10% 附近。这也可以很好地反映 TFP 对实际产出增长的贡献率。计算得到 1985—1993 年, TFP 年平均增长率为 1. 99%, 实际 GDP 增长率为 9. 11%, 贡献率是 21. 92%。在 2001— 2006 年, TFP 波动较大, 实际 GDP 增长率每年都保持在 10% 以上。

3. TFP 的增长率不少年份出现了负增长的情况, 尤其在 1990— 1993 四年的时间内, 出现了 TFP 连续下滑但实际 GDP 却连年保持高增长的状态。显然不能由此简单地判断技术进步在这几年对经济增长起副作用。 1993 年之前我国处于改革开放初期, 经济体制发生了巨大的变化, 经济得到了快速发展。扣除价格因素后, 浙江的固定资产投资由 1989 年的 155. 08 亿元迅速增长到了 1993 年的 406. 23 亿元, 是 1989 年的 2. 61 倍。而技术进步可以是自己投资进行自主研发或者直接向其他国家学习模仿。改革开放初期为了避免自主研发带来的高额成本, 我国通常是通过引进机器设备或者购买专利技术来提高技术水平, 而这些都反映在固定资产投资上。所以, 在固定资产投资增长较大的年份, 用全要素生产率作为指标难以说明中国存在明显的技术进步。

参考文献:

- [1]朱勇,吴易风. 技术进步与经济的内生增长——新增长理论发展述评[J]. 中国社会科学, 1999, (1):21- 39.
- [2]朱锋峰,贺德化,杜延军. 国民经济增长中科技进步贡献率的计量分析[J]. 华南理工大学学报:自然科学版, 1998, (6):138-143.
- [3]胡宗伟,何大安. 科技进步的最优测算方法研究——兼评“SOLOW 余值法” [J]. 科学学与科学技术管理, 2005, (5):39- 42.
- [4]周方. 科技进步与“增长函数”——兼评 Solow 教授“生产函数法”的原理性错误[J]. 数量经济技术经济研究, 1999, (10):32-50.