

全要素生产率、国际直接投资与经济 增长的关联性研究

——基于我国经济的实证分析

陈英,李秉祥,谢兴龙

(西安理工大学 经济与管理学院,陕西 西安 710048)

摘要:利用协整理论、方差分解和自回归滑动平均模型,研究了国际直接投资、全要素生产率与经济增长相互作用的规律。研究结果表明,国际直接投资(FDI)、全要素生产率(TFP)和经济增长存在长期协整关系,我国的经济增长是由要素、投资和全要素生产率共同推动的。此外,通过自回归滑动平均模型(AR-MA)发现,FDI对经济增长的边际效率最大,据此提出实现经济可持续增长的建议。

关键词:国际直接投资;全要素生产率;经济增长

DOI:10.3969/j.issn.1001-7348.2011.24.038

中图分类号:F222

文献标识码:A

文章编号:1001-7348(2011)24-0156-04

1 理论综述

1.1 全要素生产率和经济增长

全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)是指总产量与全部要素投入量之比。它是衡量单位总投入下产生的总产量的生产率指标,是对经济体中劳动和资本利用效率的综合测算,其数量值的提高意味着在等量投入的基础上生产更多的产出。全要素生产率的决定因素有技术水平、制度创新、资源配置效率、专业化水平和生产进步等。

我国学者对全要素生产率进行了深入研究,取得了大量的成果。如张军和施少华^[1]认为,我国1978年的TFP水平低于1952年的,对外开放以后我国的TFP有了明显的提高;徐家杰^[2]使用索洛残差法,计算出1979—2004年期间我国全要素生产率的平均增长率为3.25%;李宾和曾志雄^[3]认为,在进入WTO后我国的TFP在大多数情况下高于2.5%,而TFP的提高是推动我国经济高速增长的原因之一。可以看出,1978年实行开放的经济政策以来,特别是最近10年来,伴随大量外资的流入,我国的全要素生产率不断提高,这

是刺激我国经济增长的一个源泉。

1.2 FDI、全要素生产率和经济增长

FDI被认为是推动技术转移的源泉^[4]。大量的研究考证了国际直接投资是如何引导技术创新、发挥R&D溢出效应激发,从而促进发展中的东道国提高技术水平(Teece 1977; Coe 和 Helpman 1995; Coe Helpman 和 Hoffmaister 1997; Aiken 和 Harrison 1999; de Mello 1997, 1999; Hejazi 和 Safarian 1999; Liu, Siler, Wang 和 Wei 2000; De la Poterite 和 Lichtenberg 2001; Campos 和 Kinoshita 2002)。在委内瑞拉,De Mello(1999)发现了FDI与全要素生产率之间存在长期的正向联系;Mytelka 和 Barclay(2004)对特立尼达岛、多巴哥岛和哥斯达黎加的实证研究表明,FDI对创新具有促进作用—它不仅使单个企业受益,而且对当地企业的自主创新能力具有强化作用;Marin 和 Bell(2006)对阿根廷的经济研究结论是,跨国公司对阿根廷的技术进步产生正效应;Haddad Harrison(1993)和 Gorg Strol(2001)对非洲的研究表明,FDI是实施技术转移的有效工具,比如在赞比亚和摩洛哥;Javorcik(2004)对立陶宛的研究表明,FDI的生产力溢出是通过FDI,与当地供应商的联系而实现的。

收稿日期:2011-07-12

基金项目:国家自然科学基金项目(71073125);西安理工大学博士基金项目(107—210611)

作者简介:陈英(1973—),女,陕西汉中人,西安理工大学教师、博士研究生,研究方向为投资和财务管理;李秉祥(1964—),男,陕西扶风人,西安理工大学教授,博士生导师,研究方向为公司财务与资本管理;谢兴龙(1968—),男,四川彭州人,西安理工大学教师,研究方向为国际直接理论和实证。

在对我国的研究中,Fang 和 Parker(2004)测算了电子产业的全要素生产力,得出的结论是不同产权制度下的企业生产力水平都有了提高,但国有企业的生产力水平低于集体和合资企业的水平。来自电子和纺织产业的证据显示,FDI 促进了有外资流入的公司的生产力水平,并使其它企业受到挤压(Hu 和 Jefferson 2002)。Ng 和 Tuan(2005)认为,基于不同所有权和行业的 FDI 对吸收国的生产力提高和经济增长产生影响,而且来自合资企业的微观数据显示,具有高技术和创新能力的 FDI 能够使这些合资企业获得较好的技术业绩。张宇^[5]使用 DEA 与协整方法,研究 FDI 与中国全要素生产率的关系,得出的结论是从长远看,FDI 的流入将有助于我国全要素的提高,但在短期内没有影响。一般来说,FDI 对生产力可产生直接和间接效应。Blasubramanyam、Salisu 和 Sapsford(1996)指出,FDI 带来的不仅仅是生产知识,而且有管理技能,这正是 FDI 与其它投资类型(比如组合投资、外国援助)的区别之处。同时,FDI 是引进技术的有效方法(Haskel、Pereira 和 Slaughter 2002)。但 Haddad 和 Harrison(1993)以及 Aitken 和 Harrison(1999)认为,FDI 和生产力之间存在反向关系,甚至不会发生积极的溢出效应。尽管研究结论存在差异,但普遍的共识是东道国必须跨越一定的人力资本门槛,才能够从 FDI 的溢出效应中获益。

归纳起来,在技术转移、技术扩散和创新活动中,FDI 发挥了重要作用。Archibugi 和 Iammarino^[8](2002)认为,在全球的技术创新活动中以及吸收国进行 R&D 绿地投资的并购中,FDI 都扮演了极其重要的角色。

2 模型和方法

2.1 模型

2.1.1 生产函数模型

根据上述理论分析以及经济学理论,我们把全要素生产率作为解释变量引入生产函数,同时根据传统方式,模型中应包含投资(FDI 和国内投资)以及劳动。所以,生产函数定义如下:

$$F = F(DI, FDI, LA, TFP) \quad (1)$$

假设该式是线性函数,因变量 F 用 OUTPUT 代替,我们建立如下的实证生产函数模型:

$$\begin{aligned} F_t &= OUTPUT_t = c_0 + c_1 DI_t + c_2 FDI_t \\ &\quad + c_3 LA_t + c_4 TFP_t + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

其中,DI 表示国内投资,FDI 表示国际直接投资,LA 表示劳动,TFP 表示全要素生产率,u 表示误差项,t 表示时间年份。

2.1.2 自回归滑动平均模型(ARMA)

如果时间序列 $\{\mu_t\}$ 的均值、方差和自协方差都不取决于时刻 t,则称时间序列 $\{\mu_t\}$ 是弱平稳或者协方差平稳,即满足下列 3 个性质: $E(\mu_t) = \mu$; $Var(\mu_t) = \delta^2$; $Cov(\mu_t, \mu_{t-s}) = \gamma$ 。本文的讨论是在此平稳假设下进行的。

ARMA(p,q) 模型:

$$\begin{aligned} u_t &= c + \phi_1 u_{t-1} + \phi_2 u_{t-2} + \cdots + \phi_p u_{t-p} \\ &\quad + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \cdots + \theta_q \varepsilon_{t-q}, t = 1, 2, \dots, T \end{aligned} \quad (3)$$

显然,当 p=0 时,ARMA(p,q) 模型就变成 MA(q);q=0 时,ARMA(p,0) 模型就变成 AR(P)。所以,ARMA(p,q) 模型也称为混合模型^[9]。

需要说明的是,如果时间序列是平稳的,就适合建立 ARMA 模型;如果时间序列不平稳但一阶平稳,就适合建立协整方程。

3 实证分析

3.1 数据来源和处理

在实证分析中,解释变量是国际直接投资、全要素生产率、劳动力和国内投资分别用 FDI、TFP、ENROLL 和 GCF 表示,时间从 1980—2008 年;GCF 是国内资本占 GDP 的百分比。由于劳动者的技能和受教育程度对经济增长至关重要,因此对于劳动力,我们用大学生的注册人数作为其代理变量,使用每个劳动者创造的 GDP 作为产出值,用 GDPEM 表示。GDPEM、FDI 和 GCF 来源于世界银行网站(2010),1980—2007 年的全要素生产率数据来源于文献^[3],2008 年的数据是根据 2007 年的数据拟合而成;大学生注册人数来自中国统计年鉴(2010)、中国科技统计年鉴(2009)和各年统计年报。为了减少时间序列的波动性,我们对绝对数值较大的原始数据进行自然对数处理,然后进行无量纲化处理:

$$x_i = (x_i - x_{\min}) / (x_{\max} - x_{\min}) \quad (4)$$

x_i 、 x_{\min} 、 x_{\max} 分别表示同一时间序列的第 i 个值、最小值和最大值。

3.2 序列的稳定性检验

本文采用 ADF 和 PP 两种方法对时间序列的稳定性进行检验。表 1 描述的是 ADF 单位根检验的结果,表 2 描述的是 PP 的检验结果。小括号中的 C、T、L 分别表示常数项、时间趋势项和滞后阶数。滞后阶数的选择以滞后阶数按照 AIC 和 SC 最小原则来决定,同时 DW 值接近 2,即以检验式的随机误差项不存在自相关为标准。

由表 1 和表 2 可知,所有的时间序列都不平稳,但它们的一阶差分是平稳的,所以所有的时间序列是 I(1) 的,也就是所有的时间序列是单位根过程。

表 1 ADF 的单位根检验

变量	检验式(C,T,L)	ADF 检验	1% 水平临界值	5% 水平的临界值	10% 水平的临界值	D.W 值	结论
lngdpem	(C,T,1)	-1.039 125	-4.339 330	-3.587 527	-3.229 230	2.039 821	不平稳
Dlngdpem	(C,,0,0)	-3.141 872	-3.699 871	-2.976 263	-2.627 420	2.037 769	* * * *
lnfdi	(C,T,1)	-1.608 453	-4.339 330	-3.587 527	-3.229 230	1.580 975	不平稳
Dlnfdi	(C,T,0)	-5.222 850	-3.699 871	-2.976 263	-2.627 420	1.701 652	* * * * *
lngcf	(C,T,0)	-2.089 249	-4.323 979	-3.580 623	-3.225 334	1.495 849	不平稳
Dlngcf	(C,0,0)	-4.578 835	-3.699 871	-2.976 263	-2.627 420	1.983 053	* * * * *
TFP	(C,T,0)	-1.663 850	-4.323 979	-3.580 623	-3.225 334	1.243 214	不平稳
DTFP	(C,0,0)	-3.639 621	-3.699 871	-2.976 263	-2.627 420	1.775 966	* * * *
lnenroll	(C,T,1)	-1.750 386	-4.339 330	-3.587 527	-3.229 230	2.066 403	不平稳
Dlnenroll	(C,0,0)	-3.526 546	-3.699 871	-2.976 263	-2.627 420	1.972 778	* * * *

注: * * *、* * 和 * 表示在 1%、5% 和 10% 的水平上平稳。

表 2 PP 检验

变量	检验形式(C,T,L)	PP 检验值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	D.W 值	结论
lngdpem	(C,T,1)	-0.241 992	-4.323 979	-3.580 623	-3.225 334	1.281 711	不平稳
Dlngdpem	(C,0,1)	-3.201 931	-3.699 871	-2.976 263	-2.627 420	2.037 769	* * * *
lnfdi	(C,T,1)	-3.344 838	-4.323 979	-3.580 623	-3.425 334	1.176 565	不平稳
Dlnfdi	(C,T,1)	-5.188 842	-3.699 871	-2.976 263	-2.627 420	1.701 652	* * * * *
lngcf	(C,T,1)	-2.089 249	-4.323 979	-3.580 623	-3.225 334	1.495 849	不平稳
Dlngcf	(C,0,1)	-4.578 835	-3.699 871	-2.976 263	-2.627 420	1.983 053	* * * * *
TFP	(C,T,1)	-1.942 019	-4.323 979	-3.580 623	-3.225 334	1.243 214	不平稳
DTFP	(C,0,1)	-3.699 058	-3.699 871	-2.976 263	-2.627 420	1.775 966	* * * * *
lnenroll	(C,T,1)	-1.497 774	-4.323 979	-3.580 623	-3.225 334	1.285 087	不平稳
Dlnenroll	(C,0,1)	-3.526 546	-3.699 871	-2.976 263	-2.627 420	1.972 778	* * * *

注: * * *、* * 和 * 表示在 1%、5% 和 10% 的水平上平稳。

表 3 协整检验

变量	Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	滞后阶数	Prob. *	结论
Lngdpem	协整方程个数	特征值	迹统计值	0.05 临界值		概率	
Lnfdi	None * 1 个	0.711 471	101.209 1	76.972 77		0.0002	有三个
Lngcf	At most 1 * 最多 1 个	0.615 078	67.649 20	54.079 04	1	0.0020	协整方程
TFP	At most 1 * 最多 2 个	0.555 456	41.871 94	35.192 75		0.0082	
Lnenroll							

注: * 表示在 0.05 的水平上拒绝原假设。迹统计表明有三个协整方程。

3.3 协整关系检验

由协整检验(表 3)可知,统计值大于临界值,说明存在协整关系。协整方程为:

$$\begin{aligned} Lngdpem_t &= 0.32 \ln fdi_t + 0.15 TFP_t \\ &+ 0.14 \ln gcf_t + 0.68 \ln Enroll_t + c \end{aligned} \quad (5)$$

基于本文的研究目的,我们重点分析变量 TFP 和 FDI 产生的效应。式(5)表明,在所有的生产要素中,全要素对经济增长的弹性为 0.15,全要素每增加一个单位,经济增长就提升 0.15 个单位;国际直接投资对经济增长的弹性为 0.32,说明 FDI 每增加一个单位,经济增长就提升 0.32 个单位。产出弹性表示对经济变量作用的强度,所以二者对经济增长的强度较高。

索洛用全要素生产率解释了美国在 20 世纪 50 年代的经济增长情况。他的研究结果是,美国的经济增长只有 12.5% 源于资本和劳动投入的贡献,而剩余的 87.5% 增长归因于全要素生产率的提高。和美国相比,我国的 TFP 对经济增长的贡献还不够。

3.4 误差修正和方差分解

误差修正模型描述了变量向长期均衡状态调整的动态过程、其偏离均衡状态的程度以及自变量对因变

量的短期影响。表 4 是 GDP 误差修正模型。其中, R^2 为 0.87922, 表明模型具有显著性; 误差修正项的系数为 -0.30, 说明经济增长由非均衡状态向均衡状态转变的速度较快; 全要素对 FDI 和国内投资的短期影响较大, 系数为 0.48 和 1.21; 全要素生产率对人力资本的短期影响系数为 0.287。

此外,短期内 FDI 和劳动力对经济增长的影响较大, 相关系数为 0.16 和 0.18。由其它误差修整模型(限于篇幅没有列出)得出的主要结论是, 上一期的国际直接投资对本期的国际直接投资影响较大, 相关系数为 0.197; FDI 对国内投资影响和全要素影响较大, 相关系数为 0.94 和 0.50。方差分解见表 5, 限于篇幅我们只列举出中期方差分解表。人力资本和全要素对 GDP 的预测作用较大, 均方差的影响分别为 54% 和 37%; 对人力资本预测作用最大的是 FDI, 均方误差为 24.3%; 对 FDI 的预测作用明显是国内投资和全要素, 均方差的影响分别约是 27% 和 11%; 对全要素均方差影响较大的是国内投资和人力资本, 为 36% 和 13%; 对国内投资预测作用最大的是全要素, 均方误差为 17.5%。可以看出, 人力资本对 GDP 和全要素具有强的预测作用, FDI 对人力资本具有强的预测作用, 全要素对 GDP、FDI、国内投资具有强的预测作用。

表4 误差修正模型

Error Correction	CointEq1	D(LNGDPEM(-1))	D(LNFDI(-1))	D(LNGCF(-1))	D(LNTFP(-1))	D(LNENROLL(-1))	c
D(LNGDPEM)	-0.303 (-2.08)	0.266 (1.32)	0.160 (-1.26)	0.016 (0.59)	0.0715 (0.86)	-0.182 (-1.22)	0.029 (2.71)

注:括弧里是t值。

表5 GDP 方差分解

Period	S. E.	LNGDPEM	LNFDI	LNGCF	TFP	LNENROLL
...
15	0.120 718	2.932 688	3.932 467	3.841 743	37.470 22	51.822 88
16	0.124 872	2.859 431	3.789 883	3.708 092	37.345 12	52.297 48
17	0.128 817	2.789 375	3.696 929	3.587 102	37.159 77	52.766 82
18	0.132 524	2.728 423	3.635 468	3.466 876	36.938 27	53.230 97
19	0.136 016	2.679 032	3.586 909	3.346 106	36.715 17	53.672 78
20	0.139 344	2.640 216	3.538 842	3.228 645	36.514 47	54.077 83

Cholesky Ordering: LNFDI LNGCF LNENROLL TFP LNGDPEM

3.5 ARMA 模型检验

在增量 ARMA 的模型(见表 6)中,如果根的倒数在单位圆内,即 MA 过程是可逆的,说明 ARMA 模型可靠。模型的可决系数 R2ad 值为 0.86,通过显著性检验,说明模型具有说服力。解释变量的 t 值较大,都通过显著性检验,解释变量的显著性强。回归方程为:

$$\begin{aligned} D\ln gdpem_t = & 0.27 D\ln fdi_t + 0.07 D\ln gcf_t + 0.095 Dtfp_t \\ & + 0.179 D\ln enroll_t + 0.026 + 0.842 \mu_{t-1} + \epsilon_{t-1} \quad (6) \end{aligned}$$

可以看出,FDI 的增量对 GDP 增长的贡献最大,系数为 0.27;其次对经济增长影响较大的是人力资本,系数为 0.178;国内投资增量和全要素增量对经济增长的影响不大,相关系数分别为 0.07 和 0.095,说明二者的边际产量较低。在其它投入不变的条件下,增加 1 个单位的 FDI,其对经济增长的效益最大。目前,我国是发展国家中吸引 FDI 最多的国家,主要原因是国际直接投资在国内的边际效率较高,这符合凯恩斯的观点,即资本边际效率是投资的主要决定因素。

表6 自相关滑动平均模型

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNFDI	0.271 367	0.090 533	2.997 433	0.007 7
C	0.026 207	0.008 457	3.098 757	0.006 2
LNGCF(-2)	0.070 433	0.011 501	6.124 197	0.000 0
TFP(-2)	0.095 289	0.052 697	1.808 252	0.087 3
LNENROLL	0.178 579	0.087 390	2.043 482	0.055 9
AR(1)	0.842 633	0.113 002	7.456 775	0.000 0
MA(2)	-0.956 291	0.060 733	-15.745 83	0.000 0
R-squared	0.842 461	Adjusted R-squared	0.856 615	
Inverted AR Roots			0.84	
Inverted MA Roots	0.98		-0.98	

4 结论和建议

新古典经济增长理论认为,经济增长的源泉是要素积累和 TFP 增长。资本积累的效率是边际递减,因此可持续发展不可能依靠要素的大量投入。所以,建立在技术创新、管理创新和高效率资源配置基础上的经济增长才能是可持续的。换句话说,只有全要素生产率的提高才能实现可持续增长。因此,本文建议,在吸引和利用 FDI 的早期阶段,一个国家尤其是发展中国家应该利用免税等优惠政策吸引大量的海外投资,以弥补发展的资金缺口;在中期,重点是利用 FDI 提升

人力资本的发展水平;在长期,就要注意 FDI、全要素和人力资本的协同作用,引进 FDI 的目标是提高资源配置的效率以及技术水平,重点是提升全要素生产率水平,实现“帕累托最优”,增强国民经济的内生性,为国民经济的可持续发展铺平道路。

最后需要说明的是,本研究还存在一些不足:第一,生产函数采用的是线性形式,没有考虑更加精确的生产函数模型,比如非参数回归模型;第二,由于统计数据的局限性和可获得性,没有把影响经济增长的一切元素纳入模型,比如经济制度和意识形态,这在一定程度影响了模型的准确性;第三,全要素生产率的数据没有统一公认的、具有权威性的数值,是由不同的学者计算出的不同的分值。无论谁的数据都存在局限性,本文数据的也不例外。这些都是未来研究的方向和需要完善的地方。

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].世界经济文汇,2003(2):17-24.
- [2] 徐家杰.中国全要素生产率估计:1978-2006[J].亚太经济,2007(6):65-68.
- [3] 李宾,曾志雄.中国全要素生产率变动的测算:1978-2007[J].数量经济技术经济研究,2009(3):3-15.
- [4] CHYAU TUAN, LINDA F. Y. NG, and BO ZHAO. China's post-economic reform growth: the role of FDI and productivity progress[J]. Journal of Asian Economics, 2009(20):280-293.
- [5] 张宇.FDI与中国全要素生产率的变动[J].世界经济研究,2007(5):14-19.
- [6] MURAKAMI, Y. Technology spillover from foreign-owned firms in Japanese manufacturing industry[J]. Journal of Asian Economics, 2007(18):284-293.
- [7] TODO, Y. Knowledge spillovers from foreign direct investment in R&D: Evidence from Japanese firm-level data[J]. Journal of Asian Economics, 2006(17):996-1013.
- [8] ARCHIBUGI, D., & IAMMARINO, S. The globalization and technological innovation: Definition and evidence[J]. Review of International Political Economy, 2002, 9(1):98-122.
- [9] 高铁梅.计量经济分析方法与建模[M].北京:清华大学出版社,2006:134.
- [10] 潘红宇.时间序列分析[M].北京:对外经济贸易大学出版社,2005:231.

(责任编辑:胡俊健)