

FDI 与我国技术进步关系的实证分析

浙江大学经济学院 金祥荣 李有

[摘要] 本文利用协整理论考察外商直接投资与我国技术进步的关系。实证结果表明,外商直接投资与我国技术进步之间存在长期稳定的均衡关系,在短期,外商直接投资与技术进步互为因果,从长期看,外商直接投资也构成了我国技术进步的原因。外商直接投资对我国的技术进步起到了明显的促进作用。

[关键词] 外商直接投资,技术进步,协整,格兰杰因果

一、引言

技术进步是经济增长的重要源泉。一个国家可以依靠自身能力进行技术开发和创新推动技术进步,也可以通过购买先进技术、引进外资获取技术溢出方式来提高自身的技术水平。但自主开发技术往往耗时过长、费资过大且充满巨大风险,并且一个国家不可能开发所需的全部技术。而跨国公司拥有世界上最先进的技术,控制了世界上绝大多数的研发活动,同时,技术优势是跨国公司最核心的垄断优势,跨国公司不会轻易转让其技术。因而,通过吸引外商直接投资(FDI)获取技术溢出就成为了发展中国家普遍重视的促进技术进步的途径。由于我国总体的技术水平相对落后,吸引跨国公司对华技术转移,并在此基础上诱导跨国公司的技术溢出,就成为改革开放以来我国推进技术进步的重要手段。技术进步的概念是通过全要素生产率来体现的。本文利用协整技术就 FDI 与全要素生产率的关系进行实证分析以表明:FDI 与我国技术进步之间是否存在长期稳定的关系,它们之间的因果关系如何。

二、数据、方法及实证结果

外商直接投资用 FDI 占国内产出(Y)的比重(X)来衡量,即 $X(t) = FDI(t) / Y(t)$,选取 GDP 作为产出的指标。利用不变价的 GDP 指数和现价 GDP 指数生成 DP 平减指数对 Y 和 FDI 两个变量进行调整,得到以 1978 年价格计算的产出和实际外商直接投资。全要素生产率用 TFP 表示。我们采用索洛对全要素生产率的度量方法求出我国的 TFP。增广的索洛模型来自于下面的总量生产函数*:

$$Y(t) = K(t) [A(t)L(t)]^{\alpha} \tag{1}$$

其中, Y(t) 表示产出, K(t) 表示物质资本存量, L(t) 表示劳动, A(t) 是劳动增广要素或全要素生产率,即代表技术水平。由(1)式可得: $\ln A(t) = \ln Y(t) - \ln L(t) - (1 - \alpha) \ln K(t)$ \tag{2}

进一步得: $\ln A(t) = \ln [Y(t)/L(t)] - \ln [K(t)/L(t)]$ \tag{3}

资本存量的测算如下: $K(t) = I(t)/P(t) + (1 - \delta(t)) K(t-1)$

其中 K(t) 为 t 年的实际资本存量, K(t-1) 为 t-1 年的实际资本存量, p(t) 为固定资产投资价格指数, I(t) 为 t 年的名义投资, $\delta(t)$ 为 t 年的固定资产折旧率。得到资本存量的数据后对(16)式通过最小二乘法(OLS)就得到了 lnA(t) 的数据。数据的样本范围为:1983—2002 年。实际资本存量的数据转自郭庆旺,贾

品,为缩短开发时间、降低开发成本,可采用国外引进的投资战略。但引进后必须加以吸收消化,除了掌握其核心技术外,对其设备资产进行消化、完善,以形成适合本土化、且在国内具有领先优势的核心设备资产。

(3) 核心文化投资战略。企业核心文化的构建对企业持续的效益增长具有较强的支撑作用。企业核心价值在于它们难以模仿和替代,因此具有促进企业稳定增长的战略意义。在当前形势下,构建企业核心文化的投资战略重点是:企业信息化建设、现代企业制度的完善(有效的管理机制和治理结构)、CIS 导入等。在构建过程中,应注意以下三点: 提出独立和鲜明的企业个性文化。这一过程应坚持专业化运作,即聘请专业管理咨询机构进行完整策划,实现高起点,高效率和高水平。缺点是投资成本较高,但受益长久。 管理层要投入足够的时间和精力。持之以恒、不懈努力,克服路径依赖造成的困难,使企业最终形成良好的核心文化氛围; 通过人才流动机制,为企业带来新的思想、新的观念和新的思维冲击。有利于企业核心文化的健康发展。

[参考文献]

[1] Philip Selznick. Leadership in Administration[M]. New York: Harper, 1957

[2] C. C. Markides, P. J. Williamson. Related Diversification, Core Competences and Corporate Performance[J]. Strategy Management Journal, 1994, 15: 149 ~ 165

[3] G. Buyster, J. Hagedoorn. Core Competence and Company Performance in the World - wide Computer Industry [J]. Journal of High Technology Management Research, 2000(Spring), 11: 75

[4] 王毅,陈劲,许庆瑞. 企业核心能力:理论溯源与逻辑结构剖析[J]. 管理科学学报, 2000, 5(3): 24 ~ 26

[5] D. L. Barton. Core Capabilities and Core Rigidities: A Paradox in Managing New Product Development [J]. Strategic Management, 1992, 13: 111 ~ 125

* 通常假设规模收益不变。



俊雪(2004)。其余数据源自《中国统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》各期。同时对各变量取自然对数,分别以 LnX 和 LnTFP 表示。引入对数是为了研究的方便,因为取对数后更容易得到平稳性,有助于消除时间序列中存在的异方差现象并且不会改变时间序列的性质和相互关系。对变量进行协整分析之前,首先需要对变量的平稳性作检验,所有变量同阶单整是变量之间存在协整关系的必要条件。Grang(1998)指出,如果变量是协整的,那么至少存在一个方向上的因果关系;在非协整的情况下,任何原因的推断将是无效的。在变量之间存在协整关系的情况下,Engle 和 Granger(1987)提供了一个通过协整和误差修正模型进行因果关系检验的方法。因而,本文首先对变量进行平稳性检验,如果各变量是同阶单整的(如果一个变量的 n 阶差分是平稳的,则称此变量是 n 阶单整的,记为 I(n)),接着检验各变量之间是否存在协整关系,如果各变量之间存在协整关系,最后检验各变量之间的因果关系。

(一) 变量的平稳性检验。本文采用增广迪基—富勒(ADF)单位根检验方法对变量的平稳性作检验。检验时,先根据其基本时序图确定常数项和时间趋势项是否存在,也就是确定 ADF 检验的基本形式,再根据赤池信息准则(AIC)确定滞后阶数,最后根据 ADF 统计量判定是否平稳。检验结果见表 1。

表 1 单位根检验结果

变量序列	检验形式(C, T, P)	ADF 统计量	临界值	平稳性
lnX	(C, T, 1)	- 2.282337	- 3.2856 * * *	不平稳
DlnX	(N, N, 1)	- 2.304286	- 1.9627 * *	平稳
lnTFP	(C, T, 1)	- 2.905078	- 3.2856 * * *	不平稳
DlnTFP	(N, N, 1)	- 3.271525	- 2.7158 *	平稳

注:(1)变量序列中的 D 表示一阶差分;检验形式中的 C 和 T 表示常数项和趋势项,P 表示所采用的滞后阶数,N 表示检验方程中此处对应项不存在。(2) * (* * *, * * *) 分别表示 1 % (5 %, 10 %) 显著性水平下的临界值。(3) 统计结果来自 Eviews3.1。

由表 1 可知,所有变量的水平序列都是非平稳的,而它们的一阶差分序列都是平稳的,即同属于一阶单整,即 I(1)。

(二) 协整关系检验。如果所有变量都是同阶单整,且这些变量的某种线性组合是平稳的,则称这些变量之间存在协整关系,它表明所研究变量之间存在一种长期稳定的均衡关系。本文采用 Johansen 提出的通过建立基于最大特征值的似然比统计量来判别变量和之间的协整关系。Johansen 协整检验是一种基于 VAR(向量自回归)模型的检验方法,本质上是单变量 ADF 方法在多变量情况下的拓展。因而在运用 Johansen 协整方法检验变量之间是否存在协整关系之前还要确定每个 VAR 模型的最优滞后期,本文对最优滞后期的选择根据 AIC 准则确定。检验结果见表 2。

表 2 协整检验结果

特征值	似然比	5 % 显著水平临界值	1 % 显著水平临界值	零假设 H0
0.748908	28.21268	15.41	20.04	r = 0 * *
0.242425	4.719752	3.76	6.65	r = 1 *

注:本表统计结果由 Eview3.1 软件计算得出;* 表示在 1 % 的显著水平上拒绝原假设; * 表示在 5 % 的显著水平上拒绝原假设;r 代表协整关系的数量。

由表 2 协整检验结果可知,在 1 % 的显著性水平上,FDI 与全要素生产率之间存在一个协整关系,反映了 FDI 与全要素生产率之间存在长期稳定的均衡关系。其协整方程如下:

$$RES = \ln TFP - 0.111758 \ln X - 0.45016 \quad (4)$$

(0.03124)

其中,RES 为协整方程中的回归残差项,括号内的数字为渐近标准误差。

(三) 格兰杰因果检验。由协整检验结果可知,FDI 与全要素生产率之间存在长期稳定的均衡关系,但是这种均衡关系是否构成因果关系以及因果关系的方向如何,尚需进一步验证。在变量之间存在协整关系的情况下,Engle 和 Granger(1987)提供了一个通过协整和误差修正模型进行因果关系检验的方法。一个协整系统等价地由误差修正模型表示,这被称为戈氏表示定理(Engle 和 Granger,1987)。本文利用误差修正模型对 FDI 与全要素生产率进行因果分析。FDI 与全要素生产率之间的协整方程的误差修正模型表示如下:

$$D \ln TFP = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i D \ln TFP_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j D \ln X_{t-j} + RES_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

$$D \ln X = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i D \ln X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j D \ln TFP_{t-j} + RES_{t-1} + \epsilon_t \quad (6)$$

其中,μ_t 和 ε_t 是不相关的干扰项,RES 为误差校正项,即为协整方程(4)中的回归残差项。

利用 Eview3.1,得到的误差修正模型如下:

$$D \ln TFP = -0.004974 + 0.081545 D \ln TFP_{t-1} - 0.859092 D \ln TFP_{t-2} + 0.054011 D \ln X_{t-1} + 0.020862 D \ln X_{t-2} - 0.315230 RES_{t-1}$$

$$R^2 = 0.801125 \quad DW = 2.200328 \quad F = 13.89051 \quad P = 0.000194$$

$$D \ln X = 0.048281 + 3.39168 D \ln X_{t-1} - 5.880557 D \ln X_{t-2} + 0.787958 D \ln TFP_{t-1} - 0.154029 D \ln TFP_{t-2} + 0.081313 RES_{t-1}$$

$$R^2 = 0.600840 \quad DW = 2.288028 \quad F = 5.816829 \quad P = 0.007230$$

基于项目管理的技术创新风险管理

武汉大学商学院 饶扬德

[摘要] 技术创新是一类典型的项目活动,具有探索性、创造性、竞争性和战略性等特征,因此它是一高成本、高风险的活动。本文在对技术创新风险识别的基础上,结合技术创新风险产生的内在规律,提出了防范和控制风险的一些对策和措施。

[关键词] 项目,技术创新,探索性,风险管理

一、技术创新活动是一类典型的项目活动

企业的经营活动过程体现为一系列的活动,管理文献中常把企业活动分为两类:项目和运作。项目有几种定义,其中美国项目管理协会(PMI)的《项目管理知识体系》中给项目下的定义是:项目是为创造某一独特的产品、服务或完成某一特定任务所做的一次性努力。简单地说,项目是一次性的活动,而运作则是指具有重复性、日常性的活动。项目的最根本特征是它的一次性或独特性,即项目所要完成的活动或工作是以以前没有做过的,或以前做过但由于条件或环境的变化需要用不同的方法去做。

从技术上看,每一次技术创新活动总是与以前有不同之处,要不然就称不上技术创新。企业在实践中实

表 3 误差修正模型的整体检验结果

Determinant Residual Covariance	1.66E - 06
Log Likelihood	64.87719
Akaike Information Criteria	- 5.985552
Schwarz Criteria	- 5.299377

其中, R^{*2} 表示调整之后的拟合优度。P 表示显著性水平。通常我们更关注模型的整体效果。模型的整体检验结果如表 3:

模型整体检验结果表明,模型整体的对数似然函数值足够大,同时 AIC 和 SC 值相当小,说明模型整体解释力较强。以上情况表明

本文设定的误差修正模型能够很好地表述变量的动态结构。

使用 Wald 检验对误差修正模型各方程系数的显著性进行联合检验即可实现格兰杰(Granger)因果关系检验。检验结果见表 4。

表 4 格兰杰因果关系检验结果

短期	F- 统计值	P- 值	X^2 - 统计值	P- 值
lnX 不是 lnTFP 的 Granger 原因	11.26620	0.002176	22.53239	0.000013
lnTFP 不是 lnX 的 Granger 原因	5.782042	0.019225	11.56408	0.003082
长期	F- 统计值	P- 值	X^2 - 统计值	P- 值
lnX 不是 lnTFP 的 Granger 原因	32.78273	0.000133	32.78273	0.000000
lnTFP 不是 lnX 的 Granger 原因	0.011302	0.917251	0.011302	0.915337

注:统计结果来自 Eviews3.1。

由表 4 可知,无论是短期还是长期,FDI 都是全要素生产率的 Granger 原因。从短期看,全要素生产率构成了 FDI 的 Granger 原因,但从长期看,全要素生产率不是 FDI 的 Granger 原因。

三、结论

我们的分析表明,FDI 与我国全要素生产率之间存在长期稳定的均衡关系;不仅在短期而且在长期,FDI 都是全要素生产率的原因。因而,FDI 在我国技术进步中所起的作用是明显而巨大的。

实际上,跨国公司在华适度的技术转让与技术溢出在很大的程度上提高了我国的技术进步。跨国公司在占领我国市场的同时,也带来了一批先进适用的技术,填补了我国许多产品技术空白。跨国公司提供先进的生产线和技术与中国设立合资企业,使国内企业通过学习、模仿和逆向工程从而掌握其先进生产技术。跨国公司在华雇佣中方员工,使得中国技术人员有可能通过“干中学”掌握先进技术,而这些人员流动到国内其他企业或自主创业时,提高了企业整体的技术水平。随着越来越多的跨国公司进入我国,他们的产品面临越来越激烈的竞争,他们不得不向其子公司转移更多更先进的技术,从而为我国获取技术溢出提供了条件;外资的进入也使我国的企业面临激烈的竞争压力,我国企业不得不千方百计地提高生产效率。

[参考文献]

- [1] 郭庆旺,贾俊雪,2004,《中国潜在产出与产出缺口的估算》,《经济研究》第 5 期。
- [2] Engle R. F. and Granger C. W. J. (1987), "Cointegration and error - correction: representation, estimation, and testing", *Econometrica*, 55, 251 - 76.
- [3] Hamilton J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- [4] Mankiw N. G., Romer D. and Weil D. N. (1992), "A contribution to the empirics of economic growth", *The Quarterly Journal of Economics*, CVII, 407 - 37.
- [5] Mills T. C., *The Econometric Modeling of Financial Time Series*, Cambridge University Press, 1999.

