

基于技术创新能力的 FDI 与中国经济增长

曾 慧

(浙江工商大学 统计与数学学院,杭州 310018)

摘 要:从东道国技术创新能力的视角,构建了研发活动影响 FDI 经济增长效应的理论模型,运用2000—2008年中国30个省、市、自治区的面板数据实证检验了研发活动在推动 FDI 促进我国经济增长过程中的重要作用。实证检验结果表明,FDI 对我国经济增长的促进作用受到技术创新能力的限制,而且技术创新能力对于我国东、中、西部地区 FDI 经济增长效应的影响存在明显的区域性差异。

关键词:外商直接投资;经济增长;技术创新能力

中图分类号:C812 **文献标识码:**A **文章编号:**1009-1505(2012)03-0032-07

一、引 言

外商直接投资(Foreign Direct Investment,以下简称 FDI)与东道国经济增长的关系一直备受关注。理论上,FDI 内生的技术和知识溢出可以提高东道国国内生产率水平,促进当地的经济增长。然而实证研究结果却表明,FDI 仅能促进发达国家的经济增长,对发展中东道国的检验却存在着不一致性。究其原因,学者们普遍认为这是由于发展中东道国对 FDI 的吸收能力不同而造成。他们尝试运用 Cohen 和 Levinthal(1990^[1])在分析企业研发作用时首次提出的“吸收能力”的概念来解释 FDI 经济增长效应的国别差异和地域差异,并从人力资本水平(Balasubrananyam 等,1996^[2])、金融市场效率(Alfaro 等,2004^[3])、贸易开放程度(Holmes 和 Schmitz,2001^[4];陈福中和陈诚,2011^[5])、知识产权保护(汤易兵和丁卫明,2011^[6])等多个角度诠释东道国吸收能力对 FDI 经济增长效应的影响。然而遗憾的是,纵观现有文献,从东道国技术创新能力的视角来阐释吸收能力对 FDI 经济增长效应影响的研究却非常少见。

关于东道国技术创新能力与 FDI 关系的讨论源于对技术扩散的“绝对收敛”和“条件收敛”之争。新增长理论在视知识产品具有非竞争性的前提下,假定落后国家对技术领先国家的技术模仿成本要远远小于后者的技术创新成本,并且模仿成本与可供模仿的知识产品选择集成反比,进而得到技术外溢效果与发展中国家、发达国家之间的技术差距,尤其是初始的技术水平差距呈正比,技术落后国家完全有可能利用这一后发优势实现赶超效应,即存在技术趋同效应。然而,对 FDI 技术外溢的实证检验却并不支持这一观点。Imbriani 和 Reganati(1997)^[7]对意大利的研究表明,外资企业知识和技术外

收稿日期:2011-12-27

基金项目:国家自然科学基金项目(71003084);浙江省教育厅基金项目(Y201119486);浙江省2011年度统计学类重点课题;浙江工商大学2011年度校高等教育科学研究课题(Xgy1177)

作者简介:曾慧,女,湖南临湘人,浙江工商大学统计与数学学院副教授,博士,主要从事社会经济统计方法与应用方面的研究。

溢效果的大小与内外资企业的技术差距程度呈反向变动关系。Kokko(1994)^[8], Kokko、Tansini 和 Zejan(1996)^[9]对墨西哥、乌拉圭的研究也发现,如果外资企业技术水平显著高于国内企业,则几乎不存在任何外溢效应。新增长理论仅仅考虑模仿知识产品选择集的“技术收敛”实际上是一种技术扩散的“绝对收敛”。与新增长理论不同, Cohen 和 Levinthal(1990)^[11]认为知识产品具有很强的自我累积性和路径依赖性,任何新知识都是在已有知识的基础上开发出来的,较大的现存知识量意味着具有较强的研发能力去开发更多的知识。研发投入不仅能够直接带来新的技术成果,更重要的是增强了本国对外来技术的模仿和学习能力。因此,技术差距水平对技术外溢效果的影响是两方面的:如果内、外资企业技术水平差距过大,虽然可供国内企业进行技术模仿、学习的机会很多,然而由于内资企业本身没有足够的能力去吸收、模仿外资企业的先进技术,导致最后外溢效果很小。Verspagen(1992)^[10]在 Cohen 和 Levinthal 研究的基础上,提出了“条件收敛”假说,即技术趋同假说的成立必须依赖于其它条件,其中之一就是技术落后国家自身的技术能力能否有效地吸收发达国家的先进技术。此后,大量的研究结论都证实了“条件收敛”假说(Kathuria,2000^[11];Griffith、Redding 和 Van,2003^[12])。近年来,国内部分学者也开始探讨技术创新能力对 FDI 技术外溢、东道国(地区)技术进步的影响。代表性的文献有,吕世生和张诚(2004)^[13]的研究表明提高企业的技术吸收能力的研发投入对企业生产力的促进作用远大于创新性的研发投入。吴晓波、黄娟和郑素丽(2005)^[14]等对江、浙、沪三地的实证检验,得出吸收能力越强技术追赶越快的结论。黄凌云、范艳霞和刘夏明(2007)^[15]的结果发现,东道国技术水平的提高对 FDI 技术溢出有明显促进作用,但当东道国技术水平达到一定程度后,FDI 的溢出效应则开始减弱,即吸收能力与溢出效应间存在非线性关系。李书娟(2008)^[16]的研究则发现不考虑吸收能力作用时,FDI 技术外溢对我国技术进步的贡献相对大于 R&D 活动的贡献。但是在考虑了以国内研发和人力资本表示的 FDI 吸收能力时,结果显示绝大部分 FDI 技术溢出需要通过人力资本和 R&D 活动才能促进我国的技术进步,证实了 FDI 技术大多数都不能“自动”地外溢,而是需要东道国具备一定的知识技术基础去主动吸收。

现有文献主要围绕东道国技术创新能力在 FDI 外溢过程中的作用展开讨论,而对其在推动 FDI 促进东道国经济增长方面的理论研究和实证检验却鲜有涉及。鉴于此,本文拟构建一个东道国技术创新能力影响 FDI 经济增长效应的理论分析模型,以中国的省级面板数据为样本,实证检验我国 FDI 经济增长效应的产生是否受到技术创新能力的影响,并分析这种影响在东、中、西是否存在地区差异,以便为从提高技术创新能力的角度,制定科学的引资政策提供理论依据和经验佐证。

二、理论模型

类似于新经济增长理论致力于技术进步内生化的表述,我们在产品品种增加模型的基础上,将研发能力作为技术水平的函数纳入到经济增长的理论模型中,以此建立东道国技术创新能力影响发展中国家 FDI 经济增长效应的理论分析模型。

借鉴 Borensztein 等(1998)^[17]关于动态生产函数的表述,假定总体生产函数为:

$$Y = AH^\alpha K^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中 Y 为最终产品产量, A 为技术水平, H 为人力资本存量, K 为物质资本存量,它可以看作是由不同种类的资本品组成的集合,因此资本的积累是通过资本品种类的不断扩张而形成的。即:

$$K = \left\{ \int_0^N x(j)^{1-\alpha} dj \right\}^{\frac{1}{1-\alpha}}, \quad (N = n + n^*) \quad (2)$$

其中, N 表示国内总共生产的资本品种类数,它由内资企业生产的资本品种数 n 和外资企业所生产的资本品种数 n^* 组成。

假设资本品生产厂商对其产品拥有垄断权和销售权,其以租金率 $m(j)$ 将资本品出租给最终产品的生产厂商。对于最终产品生产厂商而言,其租用资本品的最优条件是使得要素 $x(j)$ 的边际成本等于边际收益。即,资本品的边际成本等于边际收益:

$$m(j) = \frac{\partial y(j)}{\partial x(j)} = (1 - \alpha)AH^\alpha x(j)^{-\alpha} \quad (3)$$

其中, $y(j) = AH^\alpha x(j)^{1-\alpha}$ 。

对于发展中东道国而言,技术的提升除了自主创新之外,更主要的是模仿跨国公司所垄断的先进技术,而新资本品(先进技术)的采纳和吸收需要一定的配套条件和技术支持,即需要一定的初始固定成本。若用 C 表示资本品生产的初始固定成本,则可以将其表示成东道国外资比重和东道国与投资母国技术差距的函数。一般地,外资比重(用 n^*/N 来表示)越大,吸收技术外溢的成本越低。技术差距(用外国的资本品种数 N^* 与该国的资本品种数 N 的比值 N^*/N 表示)越大,模仿成本越小。即:

$$C = C(n^*/N, N^*/N) \quad (4)$$

且 $\frac{\partial C}{\partial(n^*/N)} < 0, \frac{\partial C}{\partial(N^*/N)} < 0$ 。

除初始的固定成本之外,引进新的资本品,还需要一定的养护成本。设资本品 $x(j)$ 的边际成本为常数 1,即资本全部折旧,并且利润率 r 不变,于是该资本品生产者的利润函数可以表示为:

$$R(j) = \int_0^{+\infty} [x(j)m(j) - x(j)] e^{-rs} ds - C(n^*/N, N^*/N) \quad (5)$$

由式(3)的约束条件使式(5)利润最大化,可以得到资本品 $x(j)$ 的均衡产出为:

$$x(j) = HA^{\frac{1}{\alpha}} (1 - \alpha)^{\frac{2}{\alpha}} \quad (6)$$

将式(6)代入式(3),可得:

$$m(j) = \frac{1}{1 - \alpha} \quad (7)$$

从长期来看,由于存在激烈的竞争,市场可自由进入,故长期垄断利润不存在,则有:

$$R(j) = \frac{1}{r} [x(j)m(j) - x(j)] - C(n^*/N, N^*/N) = 0 \quad (8)$$

于是可以确定利率 r 的值为:

$$r = \alpha HA^{\frac{1}{\alpha}} (1 - \alpha)^{\frac{2-\alpha}{\alpha}} C^{-1}(n^*/N, N^*/N) \quad (9)$$

由于技术创新能力(通常用 R&D 活动来衡量)主要是通过影响东道国技术水平的途径来推动经济增长的。因此,设定技术水平是 R&D 的函数,而且在一般情况下,东道国的 R&D 活动水平越高对当地技术水平的提升越有利,即东道国的技术水平可以表示为:

$$A = A(R\&D) \quad (10)$$

并且 $\frac{\partial A}{\partial(R\&D)} > 0$ 。

将式(10)代入到式(9),可得:

$$r = \alpha HA(R\&D)^{\frac{1}{\alpha}} (1 - \alpha)^{\frac{2-\alpha}{\alpha}} C^{-1}(n^*/N, N^*/N) \quad (11)$$

为了描述资本的积累过程,引入标准跨时期消费函数:

$$U_t = \int_t^{+\infty} \frac{C_t^{1-\delta}}{1-\delta} e^{-\rho(s-t)} ds \quad (C \text{ 表示消费消费品 } Y \text{ 的数量}) \quad (12)$$

由跨时期消费函数效用最大化原理,求解带预算约束的总效用最大化汉密尔顿方程,得到在均衡稳定状态下,整个社会经济增长最优平衡路径为:

$$g = \frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \frac{\dot{C}_t}{C_t} = \frac{1}{\delta} (r - \rho) = \frac{1}{\delta} [\alpha HA(R\&D)^{\frac{1}{\alpha}} (1 - \alpha)^{\frac{2-\alpha}{\alpha}} C^{-1}(n^*/N, N^*/N) - \rho] \quad (13)$$

其中 g 为一国经济增长率, δ, ρ 为两个跨时消费决策指数。

三、实证研究

(一) 模型设定、变量解释及数据来源

式(13)理论模型表明,研发活动和 FDI 都是影响东道国经济增长的因素,而且两者以交叉乘积项的

形式出现在经济增长的方程中,此外人力资本存量、物质资本存量、母国与东道国技术差异等都是影响经济增长的变量。鉴于此,为了检验FDI对东道国经济增长的直接影响,FDI对经济增长的促进作用是否受到技术创新能力的影响,以及其它变量对经济增长的影响,本文构建如下式(14)所示的回归模型:

$$GROWTH_{it} = c_0 + c_1 GFDI_{it} + c_2 (GFDI * R\&D)_{it} + \sum_j c_j Z_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

模型中各变量的指标选取如下:

$GROWTH_{it}$: 每年各地区人均实际地区生产总值的增长率,为模型的被解释变量。

$GFDI_{it}$: 每年各地区外商直接投资流入总额占地区生产总值的比重,用以衡量外商直接投资对经济增长的直接作用,即FDI对经济增长的资本积累作用。

$(GFDI * R\&D)_{it}$: 每年各地区外商直接投资与研发活动指标的乘积项,用以检验FDI对地区经济增长的促进作用是否受到当地技术创新能力的影响。研发活动用各地研发经费总额占GDP的比重来衡量。

除了上述两个核心解释变量之外,检验过程中还考虑以下变量对经济增长的影响。

K_{it} : 每年各地区物质资本存量。首先,将张军等(2004)^[18]对2000年中国各省的物质资本存量的估计值(以当年价格计算)作为基年的资本存量。然后,采用通用的永续盘存法,即 $K_{it} = (1 - \delta)K_{i,t-1} + I_{it}$, 计算得到2001—2008年历年各省的物质资本存量。这里按张军等(2004)^[18]的做法,假定折旧率 δ 为9.6%, I_{it} 为历年各省的固定资本形成总额。一般而言,国内资本存量对经济增长应有正向的促进作用。

H_{it} : 每年各地区的人力资本存量。现行对人力资本的度量方法主要有教育经费法、中等教育入学率法和人均受教育年限法等。相比较而言,Barro和Lee(1993)提出的人均受教育年限应用得更为普遍,故本文采用该指标来度量我国省级地区的人力资本存量。遵循人均受教育年限的一般算法^①,并结合我国的教育实情,确定平均受教育年限 = (小学文化程度人数 × 6 + 初中文化程度人数 × 9 + 高中文化程度人数 × 12 + 大学及以上文化程度 × 16) / 小学及以上文化程度总人口数。理论上讲,人力资本存量应当与经济增长呈正相关,即该指标的系数应为正值。

$\ln Y_{i0}$: 各地区初始GDP的自然对数。按照Borensztein等(1998)^[17]做法,本文选取初始GDP的自然对数作为反映技术差距的指标。该指标的系数若为负值,表示技术差距有助于推进经济增长,反之亦然。

ε_{it} : 随机误差项。

选取中国大陆30个省、市、自治区^②的面板数据实证检验FDI对我国经济增长的促进作用是否受到技术创新能力的影响以及这种影响的地区性^③差异。由于我国完整的分省科技统计数据始于2000年,故以2000—2008年为样本区间。R&D活动各指标数据均源自中国主要科技指标数据库,其它指标数据源自《新中国60年统计资料汇编:1949—2008》。实证研究中,价格相关的指标数据都运用GDP缩减指数进行调整得到相应指标的真实值。

(二) 估计方法

采用面板数据的固定效应(FE)和随机效应(RE)方法进行回归估计,即如果选择固定效应模型,则利用虚拟变量最小二乘法(LSDV)进行估计;如果选择随机效应模型,则利用可行的广义最小二乘法(FGLS)进行估计。至于究竟采用固定效应还是随机效应,则要看Hausman检验的结果。此外,为了预防FDI内生性可能导致的估计误差,运用工具变量—固定效应(IV-FE)和工具变量—随机效应(IV-RE)方法对各模型进行重新估计,以考察原估计的稳健性。

(三) 计量结果与分析

实证检验分为三步进行:首先,运用全国范围内的面板数据进行估计,以考察技术创新能力对

①平均受教育年限 = 全部6岁及6岁以上人口的受教育年限之和/6岁及6岁以上总人口数。

②由于西藏自治区数据严重缺失,故样本数据不包含该地区。

③将全国(西藏自治区除外)分为东部、中部和西部三大地区,其中东部地区包括北京、天津、上海、浙江、江苏、福建、广东、辽宁、山东、河北、海南11个省、市;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南8个省;西部地区包括内蒙古、广西、四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆、青海11个省、市、自治区。

我国 FDI 经济增长效应的整体影响。然后,利用东、中、西部的面板数据进行分区域估计,进而检验技术创新能力在推动 FDI 促进我国区域经济增长过程中是否存在地区性差异。最后,引入工具变量法对上述两步的回归方程进行重新估计,以检验原估计的稳健性。具体的回归估计结果如下表1所示。

表1 技术创新能力影响我国 FDI 经济增长效应的实证检验结果

解释变量	全国		东部地区		中部地区		西部地区	
<i>C</i>	0.0897*** (35.2313)	0.0826*** (30.2899)	0.0802*** (28.0809)	0.0911*** (20.0589)	0.0799*** (28.8976)	0.0765*** (29.8954)	0.0678*** (38.6566)	0.0637*** (29.9776)
<i>GFDI</i>	-0.0354* (-1.9870)	-0.0597* (1.8998)	-0.0678** (-2.9089)	-0.0210* (-1.8099)	0.2412*** (3.8976)	0.2332* (2.8198)	0.1168** (2.0175)	0.3011* (1.8953)
<i>GFDI</i> * <i>R&D</i>	0.0119*** (5.898)	0.0095*** (5.8286)	0.0187** (2.7189)	0.0516* (1.8976)	-0.2164*** (-4.6987)	-0.2368*** (-4.2887)	-0.0599 (-1.2079)	-0.2290 (0.7368)
<i>H</i>	0.2398*** (11.9789)	0.2370*** (9.4657)	0.1586*** (4.7751)	0.0687** (2.2331)	0.2376*** (7.9976)	0.2556*** (6.3345)	0.2432*** (11.0198)	0.2886*** (13.9871)
<i>K</i>	0.0081*** (4.8832)	0.0086*** (5.0878)	0.0177*** (4.3451)	0.0165*** (2.8799)	0.0025 (1.0089)	0.0031 (0.8765)	0.0074*** (3.8948)	0.0054** (2.6111)
$\ln Y_{i0}$	-0.0324 (-0.8843)	-0.0335 (-1.0198)	-0.0289 (-0.8450)	-0.0276 (-0.7999)	-0.0326 (-1.0121)	-0.0333 (-0.8897)	-0.0176* (-1.8098)	-0.0124* (-1.8011)
调整后的 R^2	0.8765	0.8888	0.8765	0.8312	0.8409	0.8098	0.878	0.786
<i>F</i> 统计量	62.4486	57.5386	34.6987	37.4578	31.7021	14.1997	49.9967	46.9965
Hausman 检验值 (<i>P</i> 值)	36.8765 (0.0000)	32.1666 (0.0002)	11.8756 (0.0204)	8.2467 (0.0831)	35.3086 (0.0000)	28.0987 (0.0000)	6.1321 (0.1898)	0.3765 (0.9857)
估计方法	FE	IV-FE	FE	IV-RE	FE	IV-FE	RE	IV-FE
样本数	270	240	99	88	72	64	99	88

注:(1)本表的回归结果由 Eviews6.0 软件包完成,括号中的数值为参数的 *t* 检验值,*、**、***分别表示 10%、5%、1% 水平下显著;(2) *p* 值是拒绝原假设(随机效应或工具变量随机效应)犯错误的概率,当概率低于 0.1 时采用固定效应(FE)或工具变量固定效应(IV-FE),否则采用随机效应(RE)或工具变量随机效应(IV-RE);(3) *GFDI* 和 *GFDI***R&D* 的工具变量分别为滞后一期的 *GFDI* 和 *GFDI***R&D*,其余变量的工具变量均为其自身。

对比考虑 FDI 内生性前后的估计结果,不难发现各变量系数的大小及显著性变化不大,因此可以认为模型的回归结果是稳健的。

表1中全国样本的面板回归模型结果显示:物质资本存量(*K*)和人力资本存量(*H*)的系数均显著为正,表明物质资本投入与人力资本投入对我国的经济增长均有显著的推进作用,这与新古典经济增长和内生经济增长理论强调的资本积累对经济增长的贡献结论是一致的。初始 GDP 对数的系数均为负值,表明现阶段内外资技术差距有益于我国的经济增长。

GFDI 的系数为负并且通过了 10% 显著性水平的统计检验,这表明新世纪后流入我国的 FDI 对国民经济的推动作用较少的体现在资本积累效应上,在当前我国国内资金充足的时代背景下,如果引入外资的目的仅仅只是为了利用外部资金的话,反而会因为导致负向的资本积累而阻碍投资总额的增加,即 FDI 的引入对国内投资存在着“挤出”效应。外资与研发活动的交叉项 *GFDI***R&D* 的系数显著为正,表明国内现有的技术创新能力有助于 FDI 通过提升技术水平的途径促进我国的经济增长。此外,该回归结果还表明,研发活动对我国经济增长存在创新效应和学习效应的双重影响^①。值得注意的是,

①Kinoshita(2000)认为东道国研发活动对经济增长的促进作用可以分成创新效应和学习效应两类。一方面,研发本身即为一种创新活动,它将为东道国带来新的经验和新技术,进而提升其自主创新的能力;另一方面,研发活动还将增强东道国企业学习和模仿跨国公司先进知识与技术的能力。

增加工具变量前后交叉项的系数皆通过了5%显著性水平下的t检验,表明随着我国R&D经费投入强度的不断提升^①,研发活动的学习效应日益凸显。

表1中对东、中、西部地区样本数据的面板回归结果表明:2000—2008年间技术创新能力对我国FDI经济增长效应影响存在着明显的区域性差异。具体表现在:东部地区GFDI系数显著为负,而中、西部地区却显著为正,这说明FDI对中、西部地区经济增长的贡献主要体现在资金积累方面,而对东部地区的资金积累效应已不明显,这一回归结果与当前我国区域经济发展中东部地区资金充沛,中、西部地区资金相对贫乏的现状也是相吻合的。东部地区交叉项GFDI*R&D的系数显著为正,而中、西部地区该系数却为负值,这说明,东部地区的R&D投入能够有效的提升当地的技术水平,进而推动FDI促进区域经济增长。而中、西部地区R&D经费的投入却未能促成FDI经济增长效应的发生。究其原因,可能在于各地的初始技术水平存在差异。对于经济发展水平较高的东部地区而言,初始技术水平较高,相应的学习模仿能力也较强,适量的研发投入即可大幅度的提高东部地区的自主创新能力和模仿创新能力,从而进一步提高当地的技术水平,促进经济的增长。对于经济发展水平较低的中、西部地区,初始技术水平较低,与跨国公司的技术差距过大,现阶段的R&D投资不足以弥补过大的技术差距,从而无法有效的利用跨国公司的技术外溢,于是通过吸收FDI技术外溢来促进当地经济增长的渠道就不畅通了。值得注意的是,西部地区回归结果中交叉项系数无论在数值大小还是显著性水平上都要低于中部地区,这说明西部地区现有的技术创新能力对FDI经济增长效应的阻碍程度要低于中部地区。原因可能在于,一方面,西部地区现有技术水平与外资技术水平更为匹配;另一方面,随着我国西部大开发政策的不断深入,西部地区技术水平确实有大幅提升,与跨国公司技术差距日渐缩小,使得FDI吸收能力较之中部地区提升更快。

四、主要结论及政策启示

本文通过将研发活动作为东道国技术进步的主要变量,纳入经济增长的模型中,构建了东道国技术创新能力影响FDI经济增长效应的理论分析框架。以此为基础,建立计量经济模型,运用我国的分省面板数据,实证检验了技术创新能力对中国FDI经济增长效应的影响,以及这种影响在东、中、西部的区域性差异,可以得到以下两个主要结论:

第一,FDI对我国经济增长的影响已经从传统的增加资金积累的方式逐步转变到通过提升技术水平进而促进经济增长的方式,而且当前我国的技术创新能力有助于FDI经济增长效应的发挥。

第二,技术创新能力对我国东、中、西部地区FDI经济增长效应的影响存在着明显的区域性差异,其中东部地区的技术创新能力有利于FDI经济增长效应的产生,而中、西部地区的现有的技术创新能力却阻碍了当地的FDI经济增长效应的发挥,而且这种阻碍作用在中部地区表现得更为明显。

基于上述结论,本文提出几点政策建议:①政府应当通过加大研发投入力度、优化R&D活动支出结构等方式来进一步增强我国的技术创新能力,从而积极推进我国的FDI经济增长效应。②针对东、中、西部不同地区的技术水平,采用有差异的引资政策。地区应该结合自身的生产环境、消费结构、要素禀赋等因素选择最能发挥本地区生产潜力,与本地区现有生产水平、技术吸收能力相匹配的技术引进和技术模仿对象。在引进外资时,还要积极引进高产业关联度的项目,培养与外资相关产业带动效果,实现产业结构升级的目标。③FDI激励与自主创新并举,并加强对外商直接投资的正确引导。在技术差距较小时,政府应引导外国企业选择在我国技术比较先进的东南沿海地区投资;相反,在技术差距较大时,可以引导外国企业选择在我国技术相对落后的中、西部地区投资,以最大化利用FDI的经济增长效应。

^①从R&D经费投入的力度来看,上世纪90年代,我国R&D/GDP值非常低,1990年仅为0.7%,进入新世纪后,研发经费投入占GDP的比重迅速提高,2008年我国的R&D经费强度增至1.52%,在发展中国家中处于首位。

参考文献:

- [1] COHEN W, LEVINTHAL D. Absorptive capacity: a new perspective on learning and innovation [J]. *Administrative Science Quarterly*, 1990, 35(2):128-152.
- [2] BALASUBBRANANYAM Y, SALISU M, SAPSFORD D. Foreign direct investment and growth in EP and IS countries [J]. *Economic Journal*, 1996, 106(3):92-105.
- [3] ALFARO L, CHANDA A, KALEMLI S. FDI and economic growth: the role of local finance market [J]. *Journal of International Economics*, 2004, 64(5):89-112.
- [4] HOLMES T, SCHMITZ J. A gain from trade: from unproductive entrepreneurship [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2001, 47(2):417-446.
- [5] 陈福中, 陈诚. 后危机时代对外贸易、外商直接投资与经济增长—来自于长江三角洲的经验证据 [J]. *云南财经大学学报*, 2011(3).
- [6] 汤易兵, 丁卫明. 知识产权保护与 FDI 关系研究—基于浙江的实证分析 [J]. *科技进步与对策*, 2011(8).
- [7] IMBRIANI C, REGANATI F. International efficiency spillovers into the Italian manufacturing sector-english summary [J]. *Economical Internazionale*, 1997, 50(3):583-595.
- [8] KOKKO A. Technology, market characteristics and spillovers [J]. *Journal of Development Economics*, 1994, 43(3):279-293.
- [9] KOKKO, TANSINI, ZEJAN. Local technological capability and productivity spillovers from FDI in the uruguayan manufacturing sector [J]. *Journal of Development Economics*, 1996, 32(5):602-611.
- [10] VERSPANG B. Endogenous innovation in neo-classical growth models: a survey [J]. *Journal of Macroeconomic*, 1992, 14(7):631-662.
- [11] KATHURIA V. Spillover effects of technology transfer to indian manufacturing firms [J]. *Journal of International Development*, 2000, 12(2):343-369.
- [12] GRIFFITH R, REDDING S, VAN J. R&D and absorptive capacity: theory and empirical evidence [J]. *Journal of Economics*, 2003, 37(1):99-118.
- [13] 吕世生, 张诚. 当地企业吸收能力与 FDI 溢出效应的实证分析—以天津为例 [J]. *南开经济研究*, 2004(6).
- [14] 吴晓波, 黄娟, 郑素丽. 从技术差距、吸收能力看 FDI 与中国的技术追赶 [J]. *科学学研究*, 2005(6).
- [15] 黄凌云, 范艳霞, 刘夏明. 基于东道国吸收能力的 FDI 技术外溢效应 [J]. *中国软科学*, 2007(3).
- [16] 李书娟. FDI、R&D 活动与我国技术进步关系的实证研究 [J]. *时代经贸*, 2008(3).
- [17] BORENSZTEIN E, GREGORIO J, LEE J. How does foreign direct investment affect economic growth? [J]. *Journal of International Economics*, 1998, 45(12):115-135.
- [18] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算:1952-2000 [J]. *经济研究*, 2004(10).

FDI and Economic Growth in China

—Based on the Capability of Technology Innovation

ZENG Hui

(Statistic & Mathematic School, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: From the perspective of technology innovation capability, this paper constructs a theory model which demonstrates the role of R&D in the process of FDI prompting economic growth. The empirical analysis based on the panel data of 30 provinces during 2000—2008 shows that whether FDI could economic growth depends on the technology innovation capability, and the influence of technology innovation capability upon FDI promoting economic growth is very different in eastern, central and western areas in China.

Key words: FDI; economic growth; technology innovation capability