

空间经济视角下的外资 依赖与中国经济增长

张宇*

摘要 外资依存度偏高是我国经济增长的重要特征。以往的研究多基于主流增长理论从技术进步的角度考察 FDI 对经济增长的影响,因而难以得到全面的结论。本文从开放经济视角出发构建空间增长模型,讨论了外资依赖对经济增长产生的影响。本文认为,外资依存度的提高会因“收入漏出”效应导致东道国经济增长偏离最优路径,但 FDI 的技术溢出可在一定程度上抵消这一不利影响。要准确判断影响的方向,就需要在了解外资依存度增加原因的基础上对两种效应进行权衡。

关键词 外资依存度, 经济增长, 空间经济学

一、引言

20 世纪 80 年代以来,中国的经济维持了二十余年的高速增长。据《中国统计年鉴》公布的数字,2005 年中国的实际国内生产总值(以 1980 年不变价格计算)达到 47869.26 亿元,年均增长速度达到 10.42%;实际人均 GDP 水平则达到了 3682.26 亿元,年平均增长速度也达到 8.65%。在高速增长推动下,我国已经成为世界上一支重要的经济力量。据 WB 统计,2005 年我国 GDP 仅次于美、日、德位居世界第四,而据 WB 和 IMF 估计,若以购买力平价进行折算,中国的经济总量很可能已经超过了日本,成为仅次于美国的第二大经济体。

这一发展成就堪称世界性奇迹,然而伴随这一增长过程,中国经济也表现出一个非常显著的特征,即 FDI 的大量流入。截至 2005 年,我国共吸引外国直接投资 6345.06 亿美元¹,是仅次于美国的第二大外资流入国。FDI 的大量涌入不仅导致了我国利用外资金额的上升,同时也导致外资经济在国民经

* 南开大学国际经济研究所。通信地址:天津市南开区卫津路 94 号南开大学经济学院国际经济研究所,300071;电话:13820301929;E-mail:zhangyu_nk@126.com。本文为教育部哲学社科研究重大课题攻关项目“跨国公司与中国国际竞争力研究”(项目编号:03JZD0019)与国家社会科学基金重大项目“互利共赢的开放战略研究”(No. 07&ZD054)之阶段性成果。作者感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见,但文责自负。

¹ 资料来源:根据《中国外商投资报告 2006》有关数据整理。

济中的比重不断增大,中国经济表现出了明显的“外资依赖”特征。以2005年为例,美国的FDI流入额与GDP的比重仅为0.8%,与中国同属于新兴发展中国家的印度、巴西和俄罗斯三国的FDI流入占GDP的比重也仅有0.83%、1.7%和1.67%²,而中国的这一比率则高达3.47%。据我们估算,2005年中国外商固定资产投资存量在中国全社会固定资产实际存量中的比重达到了8.59%;在20世纪90年代中期,这一比率一度高达17%以上。外资流入集中地区广东和上海的工业总产值中,有64%和62%来自外资企业。

由于我国经济增长与外资流入之间表现出一定的同步性,FDI与中国经济增长之间的关系也因此成为研究的焦点之一。引人关注的问题在于,这种以外资依赖为特征的经济增长模式是否会对我国的经济增长产生影响?如果过高的外资依存度不会阻碍,甚至会在某种程度上促进我国的经济增长,那么这种外资依赖的结果可能是无关紧要的;然而如果过高的外资依存度确实成为我国经济发展的阻力,则我们就需要对“外资依赖症”进行必要的反思。

早期有关外资依存与经济增长问题的讨论大都集中在理论层面。基于凯恩斯主义的“缺口”理论认为FDI是弥补发展中国家储蓄、贸易以及技术和管理经验“缺口”的重要途径,因此开放外资流入以及由此导致的外资依存度上升对解决发展中国家的经济增长难题具有关键作用。然而,在新古典主义看来,外资流入与经济增长之间的关系却并不如此简单。根据以Solow(1956)为代表的新古典主义增长理论,发展中国家资本的相对稀缺性会导致资本具有更高的边际效率和回报率,在开放条件下,这种较高的资本回报率会成为吸引FDI的重要动力,并由此加快发展中国家经济向稳态水平调整的速度。因此,FDI的进入会在短期内(经济由初始状态向稳态调整的过程中)促进发展中国家的经济增长,而由于FDI的进入不需要经过资本积累的过程,因此较之国内资本形成更加迅速,这意味着在发展中国家,经济的短期增长过程会同时伴随着外资依存度的上升。然而在长期(经济的稳态水平)中,经济体的资本存量只由人口增长率和技术进步率等外生条件确定,在长期中,外资流入会对本国资本形成绝对的挤出,并不能带来人均资本存量和产出水平的增长。在一个国家总资本存量既定的稳态水平下,该国的外资依存度仅取决于各经济主体的微观竞争力水平,因此外资依存度的高低也不会影响该国的经济长期增长绩效。

在新古典增长理论看来,FDI对于一国经济增长的影响具有“长期中性”的特征。然而由于将技术进步视为外生条件,这一理论显然忽视了FDI对东道国技术进步所可能产生的影响。如果将这种效应引入分析中,那么FDI就可能是影响东道国长期经济增长的一个重要的力量。随着内生增长理论的发

² 资料来源:根据BvD各国宏观经济数据库数据整理。

展,关于外资流入对东道国技术进步影响的讨论也日渐丰富。一般认为,FDI的进入一方面会通过技术转移直接提高东道国的技术水平;另一方面也会通过提高市场竞争压力、创造产业关联效应、增加学习和模仿的机会以及劳动力的流动而对国内企业形成一定的技术溢出,由此间接地提升东道国的技术水平(Kokko, 1994)。然而随着研究的深入,越来越多的学者对这一观点提出了质疑。在他们看来,FDI对东道国的技术进步的促进作用并不是一个必然发生的现象,而是取决于东道国本身的经济技术基础、人力资本状况以及国内企业的竞争力水平等诸多因素。特别是当东道国企业本身的技术实力和竞争力较弱时,跨国公司不仅会因缺少竞争压力而减缓技术转移,而且外资依存度的提高也会压迫国内企业的生存空间并导致国内企业无力投资于风险高、见效慢的研发活动,此时过高的外资依存度很可能对东道国的技术进步乃至经济增长产生负面的影响(蒋殿春, 2004)。

由于在理论上无法形成确定的结论,有关此问题的研究也越来越多地集中在实证层面上。从我国外资流入与经济增长以及技术进步关系的有关研究来看,虽然曾有学者如张海洋和刘海云(2004)否定了我国FDI技术溢出效应的存在,但大部分的考察都得到了较为正面的结论。如姚树洁等(2006)的研究曾证实外资依存度对我国的技术进步以及经济增长都产生了巨大的推动作用;而何洁(2000)以及包群和赖明勇(2003)的研究则证实了外资依存度的提升对国内企业产生了明显的溢出效果。根据严兵(2005)的总结,在1998—2003年间国内有关这一问题的14项研究全部发现了正向的溢出效果;而Hale and Long(2006)所列的10项国外学者对FDI溢出效应的研究也有9篇得到了积极的结果。

尽管现有的实证研究大都得到较为乐观的结论,但依作者之见,仍存在如下几方面的理由使我们对外资与中国的经济增长之间的关系持有一定的怀疑态度。

首先,从理论层面来看,现有的关于FDI与经济增长关系的讨论绝大部分集中在FDI对东道国技术进步的影响方面。我们并不否认这可能是FDI影响东道国经济增长的一个重要途径,但这却并非问题的全部。在主流增长理论看来,外国资本与国内资本除了各自所承载的技术含量不同外,对于经济增长的影响并无二致;但实际上外国资本与国内资本在国内的经济增长过程中却存在一个根本的区别,即外国资本的参与会因为利润向母国的汇回而导致东道国收入出现“漏出”,因此在同等的资本存量水平下,如果一个国家的资本大量的由外国投资所构成,那么较之国内资本占主导地位的情况而言,其收入水平会降低。由于一国的收入水平是维持市场规模并形成对产业吸引力的重要因素,因此一个国家经济的外资依存度差异很可能会通过收入效应而影响东道国的长期经济增长效果。

更进一步而言,现有的经济增长理论本质上并不是开放条件下的经济增

长理论,因此,从这一框架出发,我们很难对 FDI 和经济增长之间的关系形成完整的认识。实际上,当我们将国际资本流动问题引入到主流经济增长理论当中后,我们可能会遗憾地发现,外资流入并不仅仅改变了国内的创新激励和生产率水平,而且会造成现有经济增长理论立论基础的动摇。简单而言,在现有的经济增长理论中,收入和产出是被当做同一个变量来使用的。在封闭条件下,由于产出总是以要素报酬的形式形成收入,因此产出和收入存在必然的恒等关系;然而在一个允许要素流动的开放经济条件下情况却并非如此。一方面,由于资本的流动性,一个国家的产出中会有一部分作为外国资本所有者的收入而流出国外,从而导致产出不再等于收入;另一方面,一个国家的储蓄也可能会以直接投资的方式提升另一个国家的生产能力,而不再简单地等同于本国的资本增量。由此可见,资本流动的引入使得主流增长理论的内在逻辑体系发生动摇,因此也自然无法解释外资流入与经济增长之间的关系。而要从更深层次揭示外资流入对经济增长产生的影响,我们显然需要在一个新的框架基础上进行讨论。

其次,现有关于 FDI 与经济增长关系的实证研究也同样存在不足。除了因为理论分析的缺陷而导致的片面性之外,现有的检验至少还存在两方面的问题。一是 FDI 的内生性。由于 FDI 和经济增长之间存在着双向互动关系,FDI 可能作为经济增长的动力,而经济增长也可能是吸引 FDI 流入的原因。因此现有的研究虽然观察到了 FDI 与经济增长之间的同向变化关系,但却很难就此断言 FDI 对经济增长有促进作用。二是重要解释变量的缺失。新制度经济学认为,推动一个国家经济增长的根本动力在于制度的变迁。而在我国二十年经济增长的奇迹背后实际上正潜藏着由计划经济向市场经济转轨的重要特征,这一特征很可能是促使我国经济持续高速增长的极为重要的因素(蒋殿春和张宇,2008)。但在现有的研究当中,却鲜见将制度变迁因素纳入考察范围的先例。而遗漏掉这一重要变量的结果很可能导致 FDI 对我国技术进步乃至经济增长的促进作用被夸大。因此,如何从一个更为全面和严谨的角度来检验我国的外资流入对经济增长所产生的影响也是有待我们进一步探索的重要问题。

二、外资依赖与经济增长的空间经济学分析

如前所述,在开放条件下,资本的流动性使得生产区位变更与整合成为决定东道国经济增长的一个关键因素。因此要在一个开放经济的框架下讨论东道国经济增长问题,将企业生产的区位分布决策纳入分析是十分必要的。本节我们将吸收 Martin and Rogers (1995) 的自由资本模型以及 Fujita, Krugman and Venables (1999) 的垂直关联增长模型的若干思想建立一个基于自由资本和产业垂直关联的空间增长模型,并以此对该问题进行考察。

(一) 模型的基本假定

该模型包含如下一些基本的假设条件：

假设经济中存在 N 个国家，包括一个发达国家和 $N-1$ 个发展中国家³，经济中包含农业品 (C_A) 与工业品 (C_M) 两种产品及劳动力、资本、中间产品和人力资本四种生产要素。

同时，我们假定两个国家的典型消费者所面临的效用函数均为 Cobb-Douglas 形式，即 $U = C_M^\alpha C_A^{(1-\alpha)}$ 。两个国家的居民消费支出为一个线性支出系统，即假定两国消费者均存在一个维持生存所必需的食品消费水平 \bar{Y} ，其收入中 \bar{Y} 部分全部用于农产品支出，而超过 \bar{Y} 以上的部分为可支配收入，并在农产品与工业制成品之间进行分配。

农业部门为完全竞争产业，其生产需要投入单一的劳动力要素。农产品生产的规模收益递减，且可以在两国之间进行无成本交易。为简化分析，我们将农产品的价格标准化为 1。

工业品生产部门遵从 Dixit-Stiglitz 垄断竞争框架，其生产过程中需要投入三种要素，其中资本要素形成企业的固定成本，为了简化分析起见，我们假定每个企业的设立需要投资 1 单位的资本作为固定资产投资。因此，企业的数量实际上也就等同于资产的存量。同时，劳动力和中间产品要素共同构成了企业的可变成本。工业制成品可以跨国界进行贸易，但贸易过程中存在“冰山”特征的交易成本。

在传统的核心-边缘空间经济模型当中，一个基本的假设是劳动力可以进行跨区域的流动。然而在现实的世界当中，劳动力的跨国流动存在着较大的壁垒，而劳动力能否进行流动也就构成了国家边界的一个最典型的特征。因此，在我们的分析当中，假设劳动力要素是不能够跨区域进行流动的，但劳动力可以在国内的农业部门与制造业部门之间进行转移，其转移的动机取决于该国农业部门与制造业部门工资水平的对比。在农业部门的工资与制造业部门工资达到均等化的情况下，该国的经济处于均衡水平。

与劳动力相比，资本可以跨国界流动，这是开放经济的一个典型的特征。但根据 Martin and Rogers(1995)“自由资本”模型的基本假设，资本的使用是与其所有者相分离的，资本所有者不能够跨越国界进行流动，但在其他国家进行投资，而投资的收益最终返还到资本所有者的手中。为了简化起见，我们假定资本的流动以及收益的汇回均是无成本的。

³ 在现代空间经济学当中，当运输成本达到一定的条件时，所有的工业都会集中在一个国家当中，世界也由此形成了“核心-边缘”格局。我们的分析中假设这种“核心-边缘”格局已经形成，并将工业集中的国家视为发达国家，而将其他农业国视为发展中国家，以此来考察发展中国家的工业化和经济增长过程，除此之外，发达国家与发展中国家之间并无其他区别。

(二) D-S 垄断竞争框架

垄断竞争框架与“冰山”成本是现代空间经济理论的两大基石。其中, D-S 垄断竞争框架的出现使得将垄断竞争与规模收益特征刻画到空间经济模型当中成为可能, 因此 D-S 垄断竞争框架也就成为构建空间经济模型的基础。我们的分析同样是建立在 D-S 垄断竞争框架基础上的, 因此在正式构建空间经济增长模型之前, 需要首先对 D-S 垄断竞争框架进行简要的概括。

1. 消费者行为

首先来考察典型的消费者行为。假设代表性消费者消费两种产品: 农产品 C_A 与工业品 C_M 。消费者的效用函数为 Cobb-Douglas 型, 则有

$$U = C_M^\alpha C_A^{1-\alpha},$$

其中 U 为消费者的效用水平, μ 为工业品消费的效用弹性。进一步设农产品价格为 P_A , 工业品价格为 P , 消费者的总收入为 Y , 则由代表性消费者的效用最大化问题, 可得代表性消费者对农产品与工业品组合的需求函数分别为

$$C_M = \mu Y/P, \quad C_A = (1-\mu)Y/P. \quad (1)$$

进一步设工业品的种类为 n , 消费者对每种工业品的需求为 $c_i (i=1, \dots, n)$ 。各种工业品之间的替代弹性为 σ 。定义 $\rho = (\sigma-1)/\sigma$, 消费者的工业品消费水平 C_M 为

$$C_M = \left[\int_0^n c_i^\rho di \right]^{1/\rho} = \left[\int_0^n c_i^{(1-\rho)\sigma} di \right]^{\sigma/(\sigma-1)}. \quad (2)$$

设每种工业品的价格水平为 p_i , 则由典型消费者在工业品消费决策方面所面临的子效用最大化问题的最优条件, 可得工业品的总体价格指数 P 为

$$P = \left[\int_{i=1}^n p_i^{(1-\rho)\sigma} di \right]^{\frac{1}{1-\rho}}. \quad (3)$$

同时可得每种工业品的需求函数为

$$c_i = \left(\frac{p_i}{P} \right)^{-\sigma} C_M. \quad (4)$$

2. 生产者行为

以下来考虑生产者的决策行为。假设典型生产者的生产过程需要三种要素投入, 即资本 K 、劳动 L 与中间产品 M 。其中, 资本投入形成企业的固定成本, 劳动与中间产品投入形成企业的可变成本。为简化分析, 仿照 Fujita, Krugman and Venables (1999) 的方法假定企业以一种劳动和中间品的组合 $x = \beta M^\alpha L^{(1-\alpha)}$ 作为生产中使用的可变投入, 且这种投入组合 x 的价格为 G 。设企业生产过程中的边际要素投入为 a_M , 单位资本投入的报酬率为 r 。假设每

个企业建立需要 1 单位资本的固定资产投资，则典型企业的利润函数为

$$\pi_i = (p_i - a_M G)c_i - r. \quad (5)$$

由利润最大化条件可知在企业数量足够多，企业之间不存在互动博弈行为的情况下，典型企业的最优定价决策为⁴

$$p_i^* = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right) a_M G. \quad (6)$$

同时假设企业以工业制成品作为中间产品投入，因此中间投入品 M 的价格等于工业品的价格 P ，劳动力投入的单位报酬即工资为 w ，则有 $G = P^a w^{(1-a)}$ 。在总可变成本中，中间品支出份额为 α ，工资支出所占份额为 $(1-\alpha)$ 。将 $G = P^a w^{(1-a)}$ 代入 (6) 式，可得

$$p_i^* = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right) a_M P^a w^{(1-a)}. \quad (7)$$

为简化分析起见，可以对 (7) 式进行一定的标准化处理，选择一定的计量标准使得 $\alpha_M = (\sigma - 1)/\sigma$ ，则可得企业的最优定价决策为

$$p_i^* = P^a w^{(1-a)}. \quad (8)$$

此外，在垄断竞争条件下，我们假设企业可以自由进出该行业，因此在长期均衡当中行业内的厂商获得零利润，即

$$\pi_i^* = (p_i^* - a_M G)c_i - r = 0. \quad (9)$$

将 (8) 式代入 (9) 式中，可得

$$p_i^* c_i / \sigma = R_i^* / \sigma = r, \quad (10)$$

$$(1 - 1/\sigma)p_i^* c_i = (1 - 1/\sigma)R_i^* = c_i a_M G, \quad (11)$$

其中 $R_i^* = p_i^* c_i$ 为典型企业在最优决策时的销售收入。(10) 与 (11) 两式意味着企业的销售收入当中有 $1/\sigma$ 部分用来支付资本所有者的报酬，另外的 $(1-1/\sigma)$ 部分则用来支付企业生产过程中的可变成本。

(三) 空间经济增长模型

在以上分析基础之上，我们可以着手构建关于产业在空间分布情况下的一般均衡模型。与经典的空间经济模型一样，该模型是由若干相互关联的方程所共同组成的一个系统性方程组所构成，而这些方程的构建则依赖于前文 D-S 垄断竞争模型所得到的结论。具体而言，构成该方程组的系统性方程主要包括如下部分：

⁴ 因篇幅所限，证明过程从略，有需要请与作者联系。

1. 价格指数方程

由于在国家 u 内部销售的产品包括了本地企业生产的产品和国外进口产品, 设任一国家 j 内部的典型厂商 n^j 在当地销售的价格为 p_i^j , 出口过程中的运输成本为 $\tau_{u,j}$ ⁵, 且 $\tau_{u,u}=1$, 则由国家 $j(j=1, \dots, N)$ 生产并出口到国家 u 中的产品实际价格为 $\tau_{u,j} p_i^j$ 。假设所有的企业均是对称的, 则根据 (3) 式, 国家 u 的工业品价格指数为

$$P^u = \left[\sum_{j=1}^N n^j (p_i^j \tau_{j,u})^{(1-\sigma)} \right]^{1/(1-\sigma)}, \quad (12)$$

其中 n^j 为国家 j 中的企业数量。利用 (8) 式可将该价格指数方程写为如下形式:

$$P^u = \left[\sum_{j=1}^N n^j (P^j)^{\alpha(1-\sigma)} (\omega^j)^{(1-\sigma)(1-\sigma)} (\tau_{j,u}^{(1-\sigma)}) \right]^{1/(1-\sigma)}. \quad (13)$$

2. 资本存量方程

进一步确定各国的资本存量方程。假设国家 u 的劳动力禀赋总量为 1, 其中制造业劳动力所占的比重 (即制造业劳动力数量) 为 s^u , 外生的劳动生产率水平为 z^u , 此时该国在生产过程中投入的劳动要素可被视为一种“有效劳动”, 所投入的有效劳动数量为 $z^u s^u$; 工资水平 w^u 可被视为每单位有效劳动的报酬, 此时该国制造业工人的实际工资收入为 $z^u w^u s^u$ 。

假设国家 u 中所拥有的全部企业数量为 n^u , 由于每家企业拥有 1 单位资本 (固定资产), 因此 n^u 也是该国拥有的全部资本存量。由 (11) 式可知, 典型企业会将其销售收入的 $(1-1/\sigma)$ 用于支付可变成本支出, 而在全部可变成本支出当中, 工资支出则占了 $(1-\alpha)$ 。假设典型企业的产量水平为 q_i^u , 可得如下等式:

$$z^u w^u s^u = \sum_{i=1}^{n^u} (1-\alpha)(1-1/\sigma) p_i^{u*} q_i^u. \quad (14)$$

选取一定的计量标准使 $q_i^u = 1/(1-\alpha)$, 代入 (14) 式整理得企业数量 (资本存量) 方程为

$$z^u s^u = n^u (1-1/\sigma) (P^u)^\alpha (\omega^u)^{-\alpha}. \quad (15)$$

3. 工资方程

假设国家 u 的代表性企业产量为 q_i^u , 其产品在当地售价为 p_i^u ; 由于跨地区销售存在运输成本, 该企业在国家 $j(j=1, \dots, N)$ 产品的销售价格为 $\tau_{u,j} p_i^u$ 。

⁵ 空间经济学当中对运输成本的常用处理方式是“冰山”型运输成本, 该理论由 Samuelson(1952) 首先提出。即假设货物在运输过程中会损失掉一部分比例。这种处理方法可以大大简化分析过程, 因此我们在这里也沿用了“冰山”成本的假设。

根据(4)式,其在任一国家 j 销售产品的数量 c_i^j 为

$$c_i^j = (\tau_{u,j} p_i^u / P^j)^{-\sigma} C_M^j, \quad (16)$$

其中 C_M^j 是国家 j 对工业制成品的需求总量。假设国家 j 中用于购置工业制成品的支出为 E^j ,工业制成品的价格指数为 P^j ,则国家 j 对工业制成品的需求量为 $C_M^j = E^j / P^j$ 。将其代入(16)式可得

$$c_i^j = E^j (\tau_{u,j} p_i^u)^{-\sigma} (P^j)^{\sigma-1}. \quad (17)$$

考虑到运输成本损失,为了在国家 j 销售1单位产品需要从 u 国出口 $\tau_{u,j}$ 单位产品。因此有 $q_i^u = \sum_{j=1}^U \tau_{u,j} c_i^j$,将(17)式代入并根据前文的标准化假设 $q_i^u = 1/(1-\alpha)$ 以及 $p_i^u = (P^u)^\alpha (\omega^u)^{(1-\alpha)}$ 可得国家 u 的工资方程为

$$[(\omega^u)^{1-\alpha} (P^u)^\alpha]^\sigma = (1-\alpha) \left[\sum_{j=1}^N E^j (P^j)^{(\sigma-1)} \tau_{u,j}^{(1-\sigma)} \right]. \quad (18)$$

4. 制成品支出方程

根据前文的分析,一个地区对工业制成品的需求来自两方面:一是消费者对工业制成品的需求,二是工业部门对中间投入品的需求。假设国家 u 的收入水平为 Y^u ,其中用于维持基本生活需要的食品支出为 \bar{Y} ,因此该国可以供自由支配的收入为 $(Y^u - \bar{Y})$ 。根据(1)式,典型消费者会将其可支配收入的 μ 部分用于购买工业制成品,因此国家 u 的消费部门对工业制成品的购买支出可以记为 $\mu(Y^u - \bar{Y})$ 。

接下来考虑工业部门对工业制成品的需求。根据(11)式,企业会将销售收入的 $(1-1/\sigma)$ 部分用于支付可变成本支出,而在可变成本支出当中,用于购置中间品投入的支出所占的份额为 α ,因此对该国典型企业而言,其对工业制成品的购买支出为 $\alpha(1-1/\sigma)p_i^u q_i^u$ 。

由以上两方面,我们可以得到地区 N 与 S 用于工业制成品的购买支出为

$$E^u = \mu(Y^u - \bar{Y}) + \sum_{i=1}^n \alpha \left(1 - \frac{1}{\sigma}\right) p_i^u q_i^u. \quad (19)$$

利用标准化假设 $q_i^u = 1/(1-\alpha)$ 以及 $p_i^u = (P^u)^\alpha (\omega^u)^{(1-\alpha)}$ 及企业之间的对称性将(19)式进行简化,得到制成品的支出方程为

$$E^u = \mu(Y^u - \bar{Y}) + \alpha z^u \omega^u s^u / (1-\alpha). \quad (20)$$

5. 收入方程

根据假设条件,一个地区的收入水平由四个部分组成:即农业部门的劳动收入、制造业部门的工资收入、投资者的投资净收益和资本品生产者(人力资本)的收入。

由前文分析可知, 国家 u 制造业部门的工资收入可记为 $z^u \omega^u s^u$ 。对于农业部门, 我们假设其产出是收益递减的。为了便于分析, 根据 Krugman, Fujita and Vinables (1999), 可以假设农业部门的生产函数形式为

$$A(L_A) = z \frac{\kappa}{\eta} \left(\frac{L_A}{\kappa} \right)^\eta, \quad (21)$$

其中 L_A 为农业劳动力投入, z 为劳动生产率, κ 与 η 为参数。⁶ 由于农业部门是完全竞争产业, 因此其产出等于农业劳动者的收入。由 u 国农业劳动投入 $(1-s^u)$ 和劳动生产率 z^u 得农业劳动者收入如下:

$$A[(1-s^u)] = \frac{\kappa}{\eta} \left(\frac{1-s^u}{\kappa} \right)^\eta z^u. \quad (22)$$

从投资者的净收益来看, 各国资本所有者收益都由本国投资企业和海外投资企业所获得的资本收益构成。设国家 u 典型企业的资本收益为 r^u , 则资本所有者所获得的资本收益为 $(1-f^u)n^u r^u + \sum_{j \neq u} f_u^j n^j r^j$ 。其中前一项为 u 国投资者在本地投资获得的收益, 后一项为 u 国投资者在国家 j 的海外投资中获得的收益。假设 u 国的外资依存度为 f^u , 而在 j 国的全部投资中 u 国投资者所占的比重为 f_u^j , 由此我们可以得到国家 u 的收入方程为

$$Y^u / z^u = \frac{\kappa}{\eta} \left(\frac{1-s^u}{\kappa} \right)^\eta + \omega^u s^u + (1-f^u)n^u r^u + \sum_{j \neq u} f_u^j n^j r^j. \quad (23)$$

由 (10) 式可知资本所有者的收益占企业销售收入比重为 $1/\sigma$, 即 $r^u = p_i^u q_i^u / \sigma$, 将其代入 (23) 式, 整理可得到国家 u 的收入方程如下:

$$Y^u / z^u = \frac{\kappa}{\eta} \left(\frac{1-s^u}{\kappa} \right)^\eta + \omega^u s^u + \frac{(1-f^u)\omega^u s^u + \sum_{j \neq u} f_u^j \omega^j s^j}{(1-\alpha)(\sigma-1)}. \quad (24)$$

6. 技术进步率与长期均衡条件

假设劳动效率水平 z^N 与 z^S 由两国外生的技术进步率 ψ^N 与 ψ^S 所决定, 且在基期 t_0 时劳动效率水平为 1, 则在时点 t , 劳动效率水平为

$$z_t^u = (1 + \psi^u)^t. \quad (25)$$

在长期条件下, 企业有足够的时间对其区位分布进行调整。在我们的模型中, 劳动力不能进行跨国流动, 但可以在国内农业与非农业部门间转移。当一国的制造业工资高于农业工资时, 总会促使一部分农业劳动力转变成制造业劳动者。随着农业劳动者的减少, 农业生产规模收益递减条件会引起农业生产

⁶ 其中 η 为农业产出中劳动力报酬所占的比重, κ 是一个常数, 可以被视为农业部门特定要素(比如土地)的存量。

者的报酬上升,直到两部门工资相等。因此在一个长期均衡水平中,每个地区的资本存量规模会满足如下均衡条件,即农业部门的工资率等于工业部门的工资率。假设农业部门为完全竞争部门,且农产品价格水平被标准化为1,因此农业生产者的报酬率等于农业边际产出 $A'(\cdot)$,由此可得区位长期均衡条件为⁷

$$\omega^u = [(1 - s^u)/\kappa]^{\eta-1}. \quad (26)$$

价格指数方程(13)、资本存量方程(15)、工资方程(18)、制成品支出方程(20)、收入方程(24)、技术进步方程(25)以及长期均衡条件(26)构成了空间经济增长的一般均衡系统。其中工业品价格 P^u 、资本存量 n^u 、制造业工资 ω^u 、工业从业人口 s^u 、劳动效率 z^u 、制成品购买支出 E^u 、收入水平 Y^u 为该模型的内生变量。

(四) 模型的模拟分析

在以上的分析中我们构建了空间经济增长的方程系统,如果能够对该方程系统进行求解,那么就可以得到在该系统处于均衡水平时的各变量的具体水平。然而由于该空间经济增长模型属于多元非线性方程组,所以通过数学方法难以得到该方程组的显性解析解。因此,对该方程组进行分析就必须依赖计算机模拟技术来进行。⁸

1. 外资依存度与经济增长的模拟分析

按照一般性的理解,经济增长主要反映的是一个国家的产出水平变化,即一国的国内生产总值(GDP)的增长。然而在前文建立的经济系统中并不包含各国的国内生产总值情况。因此,为了反映经济增长情况,特构建各国的国内生产总值指标如下:

$$GDP_t^u = \frac{\kappa}{\eta} \left(\frac{1 - s_t^u}{\kappa} \right)^\eta z_t^u + \omega_t^u s_t^u z_t^u + \frac{\omega_t^u s_t^u z_t^u}{(1 - \alpha)(\sigma - 1)}, \quad (27)$$

其中 GDP_t^u 为 t 时刻 u 国的人均国内生产总值⁹。其中第一项为农业产值,第二项(工资收入)与第三项(利润收入)的合计体现了制造业的产值。该指标中的各变量均为前文系统方程中所包含的变量,因此根据上述方程所确定的均衡解可以计算出国内生产总值水平。

在该空间经济增长模型中,技术进步对经济增长的影响主要体现在两方面:一是促进资本的形成,二是推动资本的转移。效率提升对于资本形成的

⁷ 本文的审稿人曾指出:因为劳动力在工业和农业部门之间的自由流动在很多发展中国家的二元经济格局下还是不可能的,因此该资本回报长期均衡的假设在绝大多数发展中国家并不适用。对此意见我们也表示赞同,并认为该均衡条件具有一定的局限性。但出于构建模型均衡点以及简化分析的需要,仍需保留此均衡条件。

⁸ 本文理论模型的模拟分析均采用1stopt(ver 1.5)来进行。

⁹ 由于模型中人口总量被规范化为1,所以该产出水平实际上是一个人均产值的概念。

促进作用是一个国家实现经济增长的根本动力。在不考虑技术进步的情况下,经济中所能够容纳的资本数量是既定的,当资本存量达到了经济所能容纳的最大数量后,新的资本进入无法获得正利润,资本存量也就不再继续增加,经济增长的过程也将因此而终结。技术进步所带来的效率提升为新的资本形成提供了可能。随着技术的进步,有效劳动投入的增长会提高各国的收入水平,从而扩大了市场需求,并为更多的资本进入创造了空间。正是这些不断增加的资本投入成为推动各国经济增长的源泉。因此,从世界的整体情况来看,技术进步是引发经济长期增长的唯一动力,在这一点上,我们的分析与新古典增长理论所得到的结论是一致的。

然而与新古典增长理论不同的是,技术进步在促进资本形成的同时还可以通过产业的转移和扩散影响特定国家的资本存量和经济增长。随着技术进步过程的深入,制造业会摆脱原有的集聚力由发达国家逐渐向发展中国家进行转移。因此对于发展中国家而言,在技术进步的过程中除了因直接的资本形成效应而实现的经济增长之外,还可以通过吸引发达国家已有的资本存量向国内转移而使该国的经济增长呈加速进行态势。

在产业扩散过程中,发展中国家的需求增长是克服产业在发达国家内部集聚,吸引产业向其转移的关键。作为决定需求的主要力量,发展中国家收入水平是影响其经济增长效果的重要因素。而从前文的分析来看,本国资本与外国资本的最大差别就在于二者创造收入的能力不同。由于资本所有者不随资本的流动而迁移,东道国的产出中会有一部分作为外国投资者的利润被汇出而并未形成本国的收入,即东道国的产出会因外资的参与而出现一定的“漏出”。在同等的资本存量下,该国的外资依存度越高,产出的“漏出”就会越严重,而收入水平也会更低。这种低收入水平将通过影响需求进而影响产业扩散和该国的经济增长。因此在开放经济条件下,本国与外国的外资依存情况将会对各自的经济增长效果产生影响。

(1) 外资依存度对称情况下的经济增长

首先来考察各国外资依存度完全相同时的经济增长。在这种情况下,发展中国家因外资流入导致的收入损失恰好可以被其在海外投资中所获利润所抵补,因而不存在外资流入所引发的“产出漏出”现象。因此,其经济增长路径也不会受到外资依存度的影响。

为简化起见,我们的模拟分析暂时仅包含两个国家,即发达国家1和发展中国家2。图1显示了当两国外资依存度分别为0.33, 0.44及0.5时的经济增长路径。在发展初期,制造产业受到产业关联向心力的作用而集中在了发达国家当中¹⁰,而发展中国家没有任何的制造业。然而随着技术进步和有效劳动的提升,发展中国家需求的增长会逐渐打破产业分布的“核心-边缘”格

¹⁰ 在本文的模型当中,这种集聚力主要表现为制造业集中的地区会具有较低的工业品价格和较高的工业品需求,因此接近制造业集中的“核心”地区可以节省中间品的生产成本和最终产品的运输成本。

局，产业逐渐向发展中国家转移，并最终可以实现产业在两国的对称分布。由于产业转移路径不会受到外资依存度对称增加的影响，发展中国家 2 的经济增长也不会因这种外资依存度的上升而改变增长轨迹，其经济增长将始终处于最优的增长路径之上。

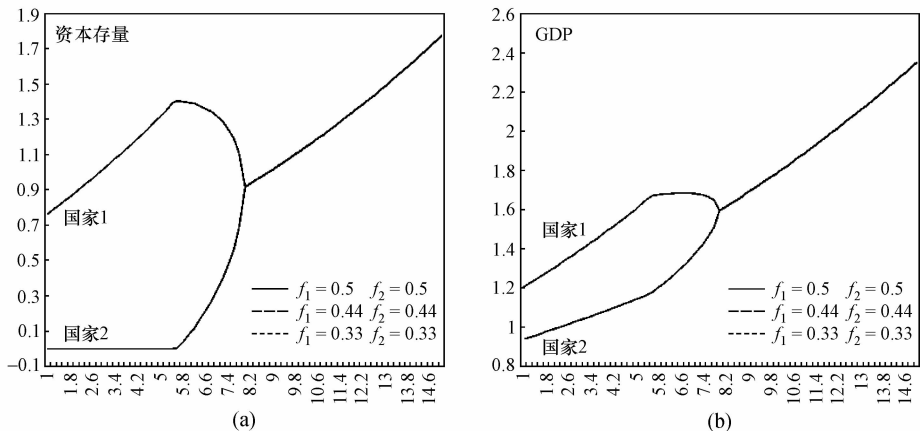


图 1 外资依存度对称情况下发达国家与发展中国家资本存量与 GDP 变动¹¹

当两国之间的开放程度扩大时，资本流动的限制将会逐渐减弱并引起两国外资依存度的同时增加，因此两国外资依存度的同时上升是开放程度扩大的结果（张宇，2009）。由此可以认为，若两国之间不存在技术或制度等引起外资依存度非对称增长的因素，外资依存度的提高仅仅由开放程度加大所引发，那么这种外资依赖情况将不会对经济增长路径产生影响。

(2) 外资依存度非对称情况下的经济增长

根据张宇（2009）的分析，发达国家与发展中国家之间的技术差距以及发展中国家的制度约束也会制约发展中国家企业的竞争力并由此导致发展中国家的外资依存度上升。然而与开放程度扩大的情况不同，这种外资依存度增加只是一种单方面的情形，即发展中国家外资依存度提高的同时会伴随着发达国家外资依存度的不变或下降，因此两国的外资依存度会呈现非对称变动。此时发展中国家的海外投资收益将无法抵补外资流入所造成的产出“漏出”，收入水平以及由此带来的需求水平的下降将会削弱发展中国家的区位优势，发展中国家也由此难以克服产业在发达国家内部的集聚力，其经济增长路径也将受到一定的影响。

图 2 显示了经济中包含一个发达国家与一个发展中国家，且两国外资依存度存在非对称性时经济增长路径差异。由此可以看出，两国的外资依存度

¹¹ 模拟参数： $\alpha=0.4; d=5; \mu=0.9; \eta=0.95; \kappa=0.1; \bar{Y}=0.6; \tau=1.12; \psi^N=0.05; \psi^S=0.05$ 。

水平均为 0.5 时, 产业可以在最短的时间内实现由发达国家向发展中国家的扩散, 并且两国的产业分布会最终呈现完全对称的情况。而随着发展中国家与发达国家之间外资依存度差距的扩大, 产出的“漏出”效应将使产业由发达国家向发展中国家转移的速度明显放缓, 发展中国家资本存量的积累速度也由此放慢, 发展中国家的经济增长路径也由此出现向下偏离。因此, 由技术差异或制度因素所引发的发展中国家外资依存度非对称提高会对该国的经济增长产生不利的影响。¹²

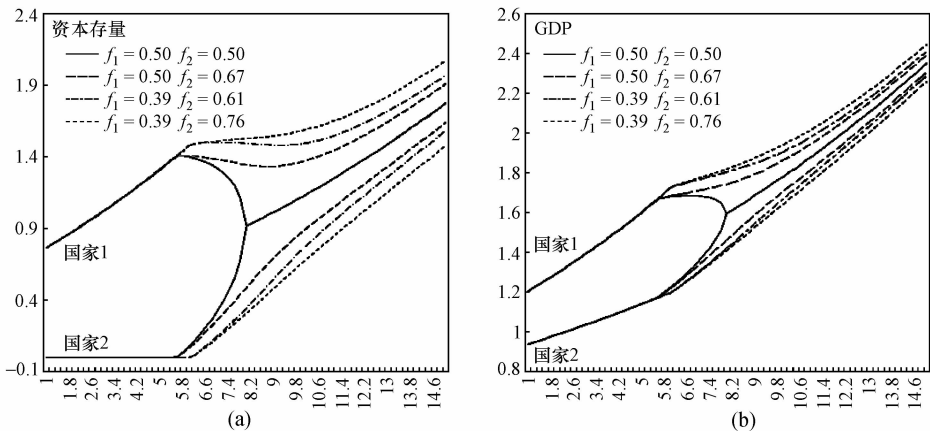


图2 外资依存度非对称情况下发达国家与发展中国家的资本存量与 GDP 变动¹³

外资依存度单方面增加之所以会导致发展中国家的经济增长偏离最优路径, 其原因就在于资本所有者跨国投资导致的“收入漏出”效应。当开放程度扩大时, 两国的外资依存度会同时上升并保持一致, 两国因外资流入导致的收入漏出会被本国海外投资所获得的收入所完全抵补, 因此外资依存度变化不会对经济发展路径造成影响。然而当两国企业竞争力的差异造成两国的外资依存度出现差异时, 处于竞争劣势的发展中国家会具有相对较高的外资依存度, 因此发达国家可以从对发展中国家的海外投资当中获得比发展中国家更高的收入, 并因此维持了一个相对较高的制造业需求水平, 这种大市场效应的存在强化了产业的集聚力, 并阻碍了产业向发展中国家的进一步转移。由此发展中国家的经济增长也会偏离最优路径。

2. 外资依存与发展次序的模拟分析

如果在分析中纳入更多的国家, 我们可以进一步发现外资依存度的差异不仅仅会影响发展中国家的增长路径, 而且还会影响发展中国家的发展次序。

¹² 该结论在模型参数取其他值时仍然成立, 只是引发产业转移和发展中国家工业化起步的具体时点会存在差异。事实上, 只要参数取值满足“非黑洞条件”($\sigma - 1 - \alpha d > 0$), 则以上结论总是成立的。

¹³ 模拟参数: $\alpha = 0.4; d = 5; \mu = 0.9; \eta = 0.95; \kappa = 0.1; \bar{Y} = 0.6; \tau = 1.12; \psi^N = 0.05; \psi^S = 0.05$ 。

考察一个包含三个国家的模型，其中国家1为发达国家，在经济发展初期聚集了世界上全部的制造业，国家2与国家3为发展中国家，在经济发展初期均为农业国。假定三国具有相同的外资依存度。在图3的模拟分析中我们会看到，虽然各国的初始条件完全对称，但产业转移却不是一个同步性过程。在经济发展初期，由于发展中国家的技术水平和收入水平较低，无力摆脱产业在发达国家的集聚，因此随着效率水平和收入水平的提高，发达国家所集中的资本存量也会呈现上升趋势，而伴随着发展中国家技术的进步和收入的增加，后向关联效应逐渐强化从而使得产业摆脱了内在的集聚力，并开始向发展中国家进行扩散和转移。然而制造业的转移会在两个发展中国家中进行选择。当某些因素使得部分制造业选择了某一个发展中国家（国家2）作为新的生产地之后，该国会因为收入的提升和关联效应的增强而产生制造业自我集聚的内在动力，并由此吸引了其他企业相继进入这一地区，这种自我集聚的动力使得该国家相对于另一个发展中国家而言成为了新的“核心”国家，另一个发展中国家却因此不得不继续维持其“边缘”地位。随着经济进一步发展，产业在发达国家（国家1）与新兴国家（国家2）之间的集聚也会变得难以维持，此时发展中国家（国家3）开始承接产业转移并开始了经济加速发展的“黄金时期”，并最终实现三国经济的完全趋同。

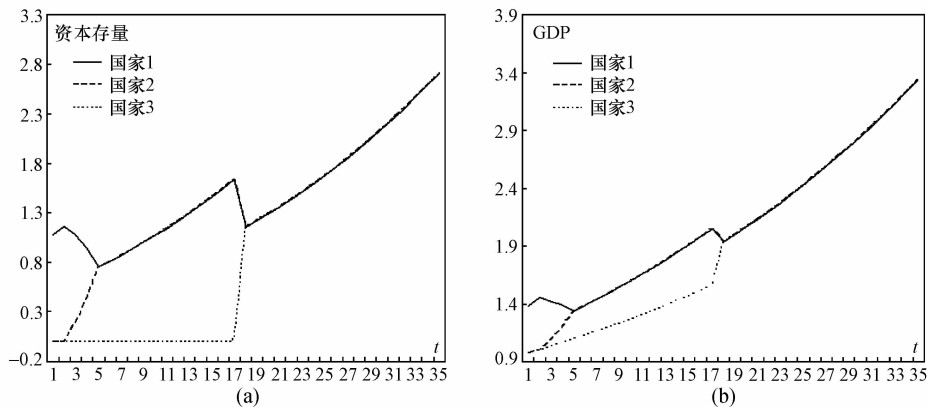


图3 多国情况下各国外资依存度的对称增加与经济增长¹⁴

当各国具有相同的外资依存度时，各国的崛起可能取决于一些偶然性的历史因素，然而当发展中国家具有不同的制度约束程度时，发展中国家崛起的次序可能不再是历史随机选择的结果，其本身会具有某种内在的必然性。

假设国家1、2与3的外资依存度分别为0.6、0.65和0.75，模拟分析表明，国际性的产业转移虽然也呈现出梯次性的特征，但发展中国家工业化的“次序”却与其各自的外资依存度直接相关。从图4来看，当技术进步达到一

¹⁴ 模拟参数： $\alpha=0.4$ ； $d=5$ ； $\mu=0.8$ ； $\eta=0.95$ ； $\kappa=0.2$ ； $\bar{Y}=0.6$ ； $\tau=1.12$ ； $\psi^1=0.03$ ； $\psi^2=0.03$ ； $\psi^3=0.03$ 。

定水平,发达国家的产业集聚难以维持时,部分产业会选择向外转移。但由于外资依存度较低的国家2收入水平会具有比国家3更高的收入水平。出于接近大市场以节省运输成本的考虑,国家2自然成为了发达国家制造业转移的首选目标。这一结果导致国家2的资本存量开始上升,国家2开始脱离原有的发展轨迹实现经济的腾飞。在第一次产业转移浪潮过后,国家2完成了自身的工业化进程并加入到了发达国家的行列。当效率水平的进一步提升使产业在国家1和国家2的集聚也达到难以维持的临界点时,国际产业开始第二次转移,制造业由国家1和国家2逐渐向国家3扩散。这种转移引起了国家3资本存量的增长,并使其实现了本国的崛起。由此可见,在整个经济增长过程中,外资依赖程度较低的发展中国家(国家2)可以率先实现自身的崛起,而外资依赖程度较重的发展中国家(国家3)则只能充当产业转移过程中的“后进者”的角色。

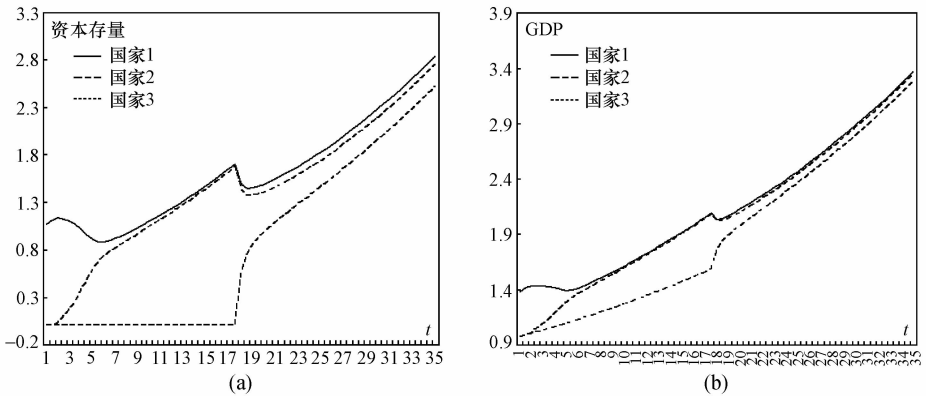


图4 多国情况下各国外资依存度的非对称增加与经济增长¹⁵

3. 外资依存与技术进步的模拟分析

以上分析表明,两国外资依存度的差异是造成发展中国家的经济增长偏离最优路径的根源。因此外资在发展中国家的经济增长中似乎扮演了一种负面角色。然而其中,我们实际上忽略了一个重要的问题,即外资依存度的增加在引发发展中国家经济增长路径偏离的同时,还会产生一定的技术外溢效应并促进东道国的效率提升。由于技术进步是促进一国经济增长的基本动力,因此如果外资依存度的增加能够推动东道国的技术进步,那么较高的外资依存度对经济增长所产生的负面影响可能会在一定程度上被抵消。

为了考察存在技术溢出效应情况下的经济增长,我们对模型进行一定的调整。此时发展中国家2的技术进步率 ψ 不再是外生给定的,而是受到国家2

¹⁵ 模拟参数: $\alpha=0.4$; $d=5$; $\mu=0.8$; $\eta=0.95$; $\kappa=0.2$; $\bar{Y}=0.6$; $\tau=1.12$; $\psi^1=0.03$; $\psi^2=0.03$; $\psi^3=0.03$ 。

内部外资流入程度的影响，即国家 2 的技术进步率为 $\psi^S(f^S)$ 。¹⁶ 假设 FDI 的技术溢出函数为

$$\psi^S = [1 + (f^S - a)^{1/\xi}] \psi_0, \quad (28)$$

其中 ψ_0 为自然增长率水平， a 为国家 2 所具有的最低的外资依存度水平，而 $\xi > 1$ 则体现了国家 2 中 FDI 技术外溢效果的强度。将 (28) 式引入经济增长模型当中，我们可以对存在技术溢出情况下的东道国经济增长情况进行考察。

图 5 显示了在同样的外资依存度条件下，当技术外溢系数 ξ 分别为 1—5 时的产业分布变化和经济增长情况。从中可见在技术溢出程度较高的情况下，由于该国的收入水平会以更快的速度增长，因此可以创造出更强烈的需求和后向关联促使产业以更快的速度向该国转移，国家 2 的资本存量和经济总量也由此具有更高的增长速度。

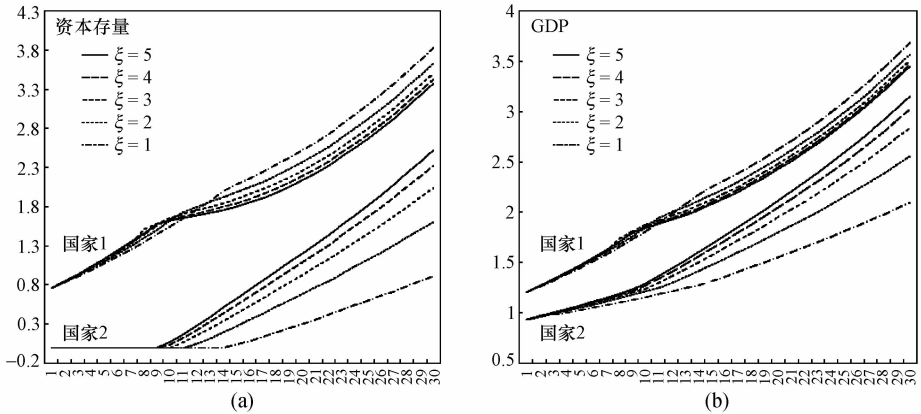


图 5 不同技术溢出程度下的外资依存度与经济增长¹⁷

由此可见，尽管较高的外资依存度会导致东道国的经济增长偏离最优路径，然而在 FDI 的流入可以产生技术外溢效果的情况下，由于外国资本的进入引发的东道国技术进步速度的提高会抵消外资依赖对本国经济的不利影响，因此，一个较高的外资依存度固然会使本国经济增长速度放缓，然而较低的外资依存度也会有可能因无法有效地利用技术外溢效应而导致技术进步速度较低，从而也不利于长期的经济增长。就此意义而言，当东道国受企业竞争力的限制无法实现最优增长路径时，在一定的技术外溢程度情况下，该国可能会存在一个折中或最优的外资依存度水平使其实现一条“次优”的增长

¹⁶ 考虑到发达国家的技术要领先于发展中国家，因此发展中国家在发达国家的投资不会产生明显的技术外溢，故而我们假设发达国家 N 的技术进步率不受其外资依存度的影响，其技术进步率仍然是外生的。

¹⁷ 模拟参数： $\alpha=0.4$ ； $d=5$ ； $\mu=0.9$ ； $\eta=0.95$ ； $\kappa=0.1$ ； $\bar{Y}=0.6$ ； $\tau=1.12$ ； $\psi^N=0.035$ ； $\psi_0=0.02$ ； $a=0.55$ ； $f^N=0.25$ ； $f^S=0.75$ 。

路径。

(五) 外资依存与经济增长关系总结

总结以上的分析结果可以得到这样一个基本结论: 外资依存度增加对经济增长的影响应当包含两方面的效应——经济增长路径的偏离效应和技术进步效应。其中, 前者的影响是确定为负的, 而后者则可能会对经济增长产生一定的积极效果。而根据引发外资依存度上升的不同原因, 我们可以对外资依存度与经济增长之间的关系做出一个直觉上的判断。

根据张宇(2009)的分析, 引起外资依存度提高的原因可能包括三个方面, 即: 开放程度扩大、技术差距以及制度约束。而由于三种情况下外资依存度的提高会对增长路径和技术进步产生不同的影响, 因此外资依存度提高对经济增长的最终效果也不完全相同。

我们可以将技术和产出之间的关系表示为图6中的曲线, 其中, 横轴 A 代表技术水平, 而纵轴 y 代表长期的人均产出水平。由于外资依存度的提高会导致经济增长路径的下降, 这意味着当经济体的外资依存度由 f_1 提高到 f_2 后, 技术进步与产出增长之间的关系会由曲线 $g(f_1)$ 下降到 $g(f_2)$; 同时, 由于外资依存度的提高, 经济体的技术水平会由 $A(f_1)$ 上升到 $A(f_2)$ 。综合两方面的结果, 经济体的长期产出水平会由于外资依存度的上升而由 $y(f_1)$ 变为 $y(f_2)$ 。图6显示了三种外资依存度提高和经济增长之间的关系, 当外资依存度的提升主要由开放程度扩大所造成时, 外资依存度的扩大并不会导致东道国经济长期增长路径的变化, 考虑到外资流入对东道国技术进步的影响, 外资依存度的提高会引起有效劳动投入的增长, 并使得长期人均产出水平出现了明显的上升(图6(a)); 如果外资依存度的提高是由内外资企业的技术差距所引起, 那么随着外资依存度的非对称提高, 该国会出现长期经济增长路径的向下偏离, 但如果这种技术差距会带来明显的技术转移和溢出效果, 那么东道国仍然可能从外资依存度的提高中实现一定水平的经济增长(图6(b)); 然而, 如果东道国的外资依存度是由体制约束所造成的, 那么这种外资依存度的提高不仅会导致经济增长路径的向下偏离, 而且还不会产生明显的技术促进效果¹⁸, 此时外资依存度的提高对经济增长很可能会产生较为负面的影响(图6(c))。

因此本文所论述的外资依赖仅仅是经济发展过程中的一种“症状”, 而非经济中的“症结”。而我们的分析也并不意味着对外资依存度提高这一情况

¹⁸ 蒋殿春和张宇(2008)的分析表明, 当国内存在制度约束时, 由于体制性的主从次序会对国有企业和民营企业产生错误的激励, 降低国内企业的学习动机; 而外资企业的优惠政策又赋予了跨国公司非技术性的垄断优势, 减少了跨国公司技术转移的动力, 因此由制度约束引发的外资依存度上升不会产生明显的技术进步效应。

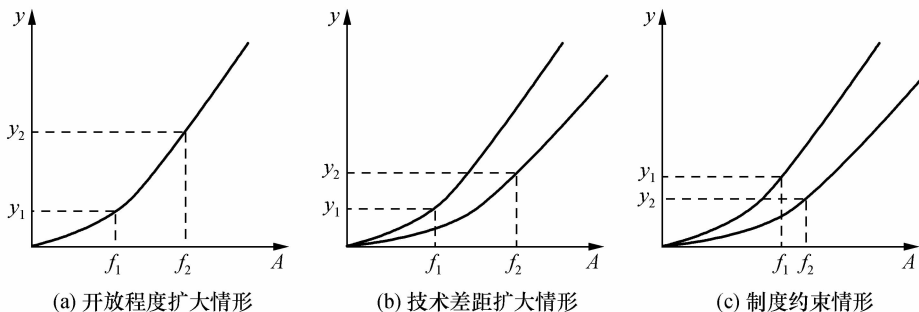


图 6 不同原因引致下的外资依存度与经济增长

的绝对排斥，而是主张要透过外资依存度提高这一表面现象认清其背后的问题根源，并对其采取针对性的政策措施。

三、外资依赖与中国经济增长的实证检验

理论分析证实，外资依存度增加对经济增长的影响取决于路径偏离和技术进步两种效应的大小，因此要判断 FDI 对中国经济增长产生的影响，也必须对这两方面的情况进行检验。

(一) 外资依赖与经济增长路径

首先我们将对外资依存度提高引起经济增长路径偏离这一命题进行实证检验。

1. 模型设定

假设经济体的生产函数为 Cobb-Douglas 形式，总产出水平为 Y ；生产中投入两种要素，即资本 K 和劳动 L ，且生产函数为规模收益不变。另外假设全要素生产率 A ，且技术进步为中性的，则该生产函数可以写为

$$Y = A^\beta K^\alpha L^{1-\alpha} C, \quad (29)$$

其中， C 为经济中除了投入和技术之外其他影响产出水平的因素系数， α 为资本的产出弹性， $1-\alpha$ 为劳动的产出弹性， β 为技术进步对产出的贡献。从图 6 的演示来看，经济增长对最优路径的偏离体现为在相同的技术进步条件下经济增长绩效的下滑，因此模型中的系数 β 实际上体现了经济体的长期增长路径。 β 越低，则在同等技术进步条件下经济增长会相对缓慢，即经济增长沿着一个较低的路径进行。

由于外资依存度会影响经济的长期增长路径，因此不妨假设技术进步的系数 β 为外资依存程度 FDI 的一个函数。为简化起见，我们假设该函数呈线性形式，即

$$\beta = b_1 \times \text{FDI} + b_2. \quad (30)$$

将函数(30)式代入(29)式并替换 β , 可得

$$Y = A^{b_1 \times \text{FDI} + b_2} K^\alpha L^{1-\alpha} C. \quad (31)$$

由此, 我们可以通过计量检验确定系数 b_1 的方向来判断外资依存度对经济增长长期路径的影响: 当 $b_1 > 0$ 时, 则意味着外资依存度的增加会导致经济增长长期路径的改善; 而当 $b_1 < 0$ 时, 则意味着外资依存度的增加会导致经济增长长期路径的恶化。

将(31)进行对数线性变换可得最终的检验式如下:

$$\ln y_{it} = \alpha_1 \ln k_{it} + b_2 \ln A_{it} + b_1 \text{FDI}_{it} \times \ln A_{it} + c + u_{it}, \quad (32)$$

其中 $y=Y/L$ 为人均产出水平, $k=K/L$ 为人均资本存量水平, $c=\ln C$ 为常数项。为了确保检验结果具备一定的稳健性, 我们对模型(32)采取截面加权的固定效应模型以及广义矩模型进行回归。在截面加权的固定效应模型估计中引入残差自回归项以消除模型中的自相关性; 在广义矩模型中则引入被解释变量的一期滞后项作为动态项。¹⁹

2. 指标构建与数据选择

以中国31个省(市、自治区)在1999—2005年期间的数据作为样本, 全部样本数据取自《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》以及《中国区域经济社会统计年鉴》各期。检验模型的指标构建与数据选择如下:

(1) 全要素生产率

在模型当中, 一个重要的变量是全要素生产率。由于模型条件所限, 我们无法采用参数估计方法来求取全要素生产率, 因此, 我们采用DEA分析的方式来对生产率指标进行测算。测算遵循Fare *et al.* (1994, 1997)的指数方法, 以投入效率为基础来进行。

在具体的DEA测算中, 我们以各地区不同类型的工业增加值作为产出变量, 以各地区不同类型的固定资产净值、流动资产以及年平均从业人数作为投入变量。由于涉及价格变动因素, 因此需要对增加值、固定资产净值以及流动资产变量进行价格调整。²⁰

对于工业增加值, 采用各地区工业品出厂价格定基指数(1999=1)对各地区不同类型的工业²¹的工业增加值进行平减得到各地区各类企业的实际工业增加值。

¹⁹ 由于在模型中引入动态项, 变量的内生性使得该模型不能以普通最小二乘法进行回归。我们在回归中采用了系统GMM的估计方法, 并以全部解释变量的滞后值作为工具变量。该方法要求模型可以存在一阶自相关, 但不能存在二阶自相关。因此在检验中我们对模型的残差进行了Arellano-Bond一阶和二阶自回归检验。同时我们以Sargan检验确定工具变量约束的有效性。

²⁰ 由于在理论分析中, 对经济增长起决定作用的是制造业部门的生产率, 因此我们测算的全要素生产率也是以我国工业部门为基础进行的。

²¹ 我们在检验中计算了包括国有、外资、私营企业以及内资(国有与私营企业之和)和地区整体工业的生产效率情况。其中检验中所使用的全要素生产率为该地区整体工业生产效率。

对固定资产存量的价格调整采用永续盘存法,以地区*i*中第*n*类企业各时期的固定资产年末余值之差(扣除折旧影响)作为当年的新增固定资产投资,即 $\Delta K_i^m = K_i^m - (1-\sigma)K_{i-1}^m$,其中 σ 为每年的固定资产折旧率(实际计算中取5%)。设第*t*年固定资产投资的价格定基指数为 P_i^K ,则第*t*年的固定资产实际存量为

$$\bar{K}_i^m = (1-\sigma)\bar{K}_{i-1}^m + \Delta K_i^m / P_i^K.$$

对流动资产净值的调整,直接以各地区历年的工业品出厂价格指数进行平减处理。

(2) 人均实际 GDP 与人均固定资产存量

我们选择了各地区人均实际 GDP 作为地区产出水平 y_i 的指标。由于涉及价格变动,以 GDP 平减指数(1999 年为基期)对各地区 GDP 进行平减得到各地区的实际 GDP,以该实际 GDP 与该地区当年全部从业人口之比作为各地区的人均实际 GDP;同时我们选择了全社会人均固定资产存量作为人均资本投入 k_i 的指标。对全社会固定资产存量的价格调整方法同前。以调整后的全社会固定资产存量除以该地区当年全部从业人口得到人均固定资产存量指标。

(3) 外资依存度

对于外资依存度变量,我们选取了各地区历年外资企业的实际固定资产存量占地区工业实际固定资产存量的比重作为外资依存度变量 FDI 的指标。

在利用以上投入产出变量计算出各地区历年的相对效率水平和 Malmquist 指数后,我们以历年 Malmquist 指数累积变动率与基年相对效率水平的乘积作为全要素生产率的指标。

3. 检验结果

对模型(32)采取引入自回归项的截面加权固定效应模型以及动态面板广义矩模型进行回归,结果见表1。

检验取得了较好的回归效果,回归系数绝大部分通过了较高置信度的显著性检验。其中截面加权固定效应模型的可决系数达到了0.999以上,且没有表现出明显的自相关性。Hausman 检验以及 Sargan 检验也分别证实了固定效应的存在性以及 GMM 估计中工具变量选取的有效性,且三种估计方法所得到的回归系数大体相同。综合以上判断,可以认为检验结果具有一定的稳健特征,结论具备一定的可信性。

检验结果表明资本投入变量以及技术变量的系数均显著为正,因此人均资本存量的增长以及技术的进步均有助于地区的经济增长。然而交互项 $FDI_i \times \ln(A_i)$ 的系数在两种估计中均显著为负,这意味着较高的外资依存度实际上不利于发挥技术进步对经济增长的促进作用,也即导致经济增长路径的向下偏移。这与理论分析的结论是一致的。

表1 外资依存度与地区经济增长路径的 Panel Data 模型检验结果²²

解释变量	FE(C-S Weighting)			GMM		
	系数	t-Stat	置信概率	系数	t-Stat	置信概率
$\ln y_{i,t-1}$	—	—	—	0.0081	2.2375	0.0600
$\ln k_{it}$	0.8184	67.8736	0.0000	0.9361	70.4412	0.0000
$\ln A_{it}$	0.9684	75.2313	0.0000	0.9634	29.1006	0.0000
$FDI_{it} \times \ln A_{it}$	-1.1219	-1.8474	0.0667	-1.2616	-20.1165	0.0000
C	20.6481	0.0585	0.9534	—	—	—
AR(1)	0.9993	74.8783	0.0000	—	—	—
R^2 (ad- R^2)	0.9999 (0.9999)			—		
s. e.	0.0084			—		
DW	1.6494			—		
F	85 466.52 [0.0000]			—		
AR(1)	—			-2.47[0.0140]		
AR(2)	—			1.64[0.1010]		
Hausman Test	7.51 [0.0573]			—		
Sargan Test	—			218.89[0.1590]		

(二) 外资依赖与技术进步

要准确地评价国际直接投资对经济增长的综合贡献,我们还必须要对外资依存度与中国生产率变动之间的关系进行进一步的检验。

1. 模型设定

一个地区的生产率水平和进步程度取决于该地区的整体技术水平。我们假设地区*i*的技术水平取决于四方面的因素:一是该地区内资部门的研发投入强度,二是该地区的制度因素,三是该地区的技术基础,四是国际直接投资的流入。由此可以得到检验模型为

$$\ln(A_t^i) = \alpha_1 \ln(R_t^i) + \alpha_2 \ln(TD_t^i) + \beta \ln(Z_t^i) + \gamma \ln(FDI_t^i) + C + u_t^i, \quad (33)$$

其中, A_t^i 为该地区的生产效率水平; FDI_t^i 为该地区的外资流入程度; Z_t^i 为地区*i*的制度变迁状况; R_t^i 为该地区的研发投入; TD_t^i 为该地区的技术基础。变量 FDI_t^i 的系数 γ 可以视为外资依存度对该地区的技术进步所产生的影响:当 $\gamma > 0$ 时,意味着外资依存度的增加对该地区的生产率水平有一定的促进作用。

黄亚生(2005)认为东道国制度约束的存在是造成我国外资依存度上升的一个重要原因。张宇(2009)也认为我国现阶段存在着两种主要的制度约束:一方面,我国存在着对私人部门在市场准入以及融资渠道等方面的政策性歧视;而另一方面,我国却对外资企业赋予了大量的“超国民待遇”。蒋殿春和张宇(2008)的研究进一步指出 FDI 技术溢出效应的大小会受制于这种制度约束。为了验证这一结论,我们需要对变量 γ 进行进一步的扩展。

²² []内数值为相应检验值的置信概率,代表拒绝原假设的概率。

假设 FDI 对地区效率水平的影响弹性 γ 随时间和样本点的变化而改变, 且将其视为制度约束水平的线性函数, 则有

$$\gamma_t^i = b_d X D_t^i + b_f X F_t^i + c, \quad (34)$$

其中 $X D_t^i$ 和 $X F_t^i$ 分别为张宇 (2009) 提到的中国两种典型的制度约束, 即对私人部门的抑制程度和对外资部门的鼓励程度。将 (34) 式代入检验式 (33) 中, 可得到检验等式如下:

$$\begin{aligned} \ln A_t^i = & \alpha_1 \ln R_t^i + \alpha_2 \ln T D_t^i + \beta \ln Z_t^i + c \ln F D I_t^i + b_d X D_t^i \times \ln F D I_t^i \\ & + b_f X F_t^i \times \ln F D I_t^i + C + u_t^i. \end{aligned} \quad (35)$$

检验式中的系数 b_d 和 b_f 分别体现了两种制度约束对 FDI 技术促进绩效的影响。如果该系数显著为正, 则说明制度约束水平的提高会增强 FDI 的技术促进绩效; 反之, 如果该系数显著为负, 则说明制度约束水平的提高会阻碍 FDI 技术促进绩效的发挥。

2. 指标构建与数据选择

全部数据选自《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》及《中国科技统计年鉴》各期。为保证结论的因果关联性, 全要素生产率指标与外资依存度指标的选取与计算同前文完全一致。同时, 选择各地区 1999—2005 年期间私人工业部门的从业人口占该地区工业部门从业人口比重作为制度变量 Z_t^i 的代理指标。以各地区内资工业部门历年的人均科技活动经费投入作为研发投入变量 R_t^i 的代理指标, 以各地区内资工业部门的生产效率与生产前沿的差距作为该地区本地企业技术基础程度变量 $T D_t^i$ 的代理指标²³。考虑到研发投入效果的滞后性特征, 我们同时将地区研发投入的滞后变量 R_{t-1}^i 作为控制变量引入检验模型当中。

制度约束指标 XD 与 XF 的构建方式如下: 根据张宇 (2009), 任何一个投资主体的市场地位都应当与其效率成正比, 因此两种制度的扭曲程度都可以表示为不同投资主体与国有部门的相对市场占有率与相对效率水平的比值。这意味着若私人企业所获得的市场地位低于其效率优势, 就意味着国内存在对私人部门的抑制; 若外资部门所获得的市场地位超过了其效率优势, 则说明国内存在对外国投资者的鼓励。有鉴于此, 可分别定义两种制度约束指标如下:

$$X D = (E_p / E_g) / (Y_p / Y_g), \quad X F = (Y_f / Y_g) / (E_f / E_g),$$

其中, E_p 、 E_g 和 E_f 分别代表国内私人部门与国有部门的效率水平, 在实际计算中, 我们用 DEA 计算的各类投资主体投入效率来衡量; Y_p 、 Y_g 和 Y_f 则分别代表国内私人部门的产出水平, 实际计算中用各类投资主体的工业总产值来衡

²³ 该生产效率差异由 DEA 分析中的距离函数测定, DEA 分析的具体方法同前。

量。指标 XD 与 XF 均与制度约束程度呈正相关关系, XD 越高, 则意味着国内对私人部门的抑制程度越明显, 而 XF 越高, 则说明国内对外资部门的鼓励越强烈。

3. 检验结果

为了确保结果的稳健, 对模型(33)和(35)分别采取引入自回归项的截面加权固定效应模型及动态面板广义矩模型进行估计检验, 检验方法同前, 结果见表2与表3。

表2 外资依存度与中国生产率变动的 Panel Data 模型检验结果(模型 33)

解释变量	FE(C-S Weighting)			GMM		
	系数	t-Stat	置信概率	系数	t-Stat	置信概率
$\ln A_{i-1}^i$	—	—	—	0.1295	0.9841	0.3581
$\ln R_i^i$	0.0042	1.0680	0.2878	0.0108	0.9528	0.3724
$\ln R_{i-1}^i$	0.0123	9.3681	0.0000	0.0137	2.6316	0.0342
$\ln TD_i^i$	0.0423	11.3815	0.0000	0.1505	2.9855	0.0200
$\ln Z_i^i$	0.0217	1.2408	0.2172	0.0157	0.2184	0.8333
$\ln FDI_i^i$	0.0562	2.1328	0.0351	0.0374	2.3290	0.0531
C	0.0254	0.2222	0.8246	—	—	—
AR(1)	0.6908	15.4243	0.0000	—	—	—
R^2 (ad- R^2)	0.9720(0.9634)			—		
s. e.	0.0389			—		
DW	1.8398			—		
F	113.12[0.0000]			—		
AR(1)	—			-2.07[0.0381]		
AR(2)	—			-1.11[0.2654]		
Hausman Test	32.98[0.0000]			—		
Sargan Test	—			237.38[1.0000]		

表3 外资依存度与中国生产率变动的 Panel Data 模型检验结果(模型 35)

解释变量	FE(C-S Weighting)			GMM		
	系数	t-Stat	置信概率	系数	t-Stat	置信概率
$\ln A_{i-1}^i$	—	—	—	-0.0158	-0.1626	0.8752
$\ln R_i^i$	0.0050	1.8726	0.0637	-0.0962	-2.2041	0.0634
$\ln R_{i-1}^i$	0.0133	10.8841	0.0000	0.02164	2.8294	0.0253
$\ln TD_i^i$	0.0441	13.3528	0.0000	0.0601	4.8198	0.000
$\ln Z_i^i$	0.0195	1.1386	0.2573	0.1726	2.6849	0.0311
$\ln FDI_i^i$	0.0686	2.5294	0.0128	0.0984	1.5860	0.1572
$XD_i^i \times \ln FDI_i^i$	-0.0003	-2.7166	0.0076	-0.0097	-2.2439	0.0600
$XF_i^i \times \ln FDI_i^i$	-0.0060	-3.2086	0.0017	-0.2629	-2.3662	0.0500
C	0.0378	0.3599	0.7196	—	—	—
AR(1)	0.7187	19.5284	0.0000	—	—	—
R^2 (ad- R^2)	0.9781(0.9709)			—		
s. e.	0.0386			—		
DW	1.8550			—		
F	42.26[0.0000]			—		
AR(1)	—			-1.62[0.1050]		
AR(2)	—			1.55[0.1218]		
Hausman Test	31.00[0.0001]			—		
Sargan Test	—			230.04[0.9818]		

检验结果取得了较好的拟合效果，回归系数基本上通过显著性检验，且不存在明显的自相关性。Hausman 检验与 Sargan 检验也分别证实了模型中固定效应的存在和工具变量的有效性，因此结果是可以接受的。

从模型 33 的回归结果（表 2）来看，地区内资部门的研发投入、技术基础以及制度因素都对该地区的生产率水平有着正面的影响。其中研发投入的当期变量不显著，而滞后变量显著为正，表明研发投入因素对技术进步的影响具有一定的滞后期。技术基础对当地生产率的促进作用主要在于内资部门良好的技术基础会有助于吸收跨国公司的先进技术，并能够通过市场竞争行为促使跨国公司进行更多的技术转移，从而推动当地的生产率提升。而制度因素对生产率的贡献则在于改善了地区的产权结构，并有助于技术转移和溢出效应等的发挥。

检验结果表明外资流入对地区生产率提升会起到促进作用，其弹性系数可以达到 0.03—0.05。这种效应主要来自于伴随 FDI 流入所产生的技术转移和外溢效果，而这种由 FDI 产生的技术溢出效应可以在一定程度上抵消外资依存度增加对经济增长的消极影响。

而模型（35）的结果则表明 FDI 的技术促进效应受制于地区的制度约束水平。从检验结果来看，无论是对内资部门的抑制还是对外资部门的鼓励都会导致 FDI 技术促进效果的恶化。其原因在于对内资部门的抑制会降低国内部门的吸收能力，而对于外资部门的过度鼓励则会赋予跨国公司以额外的优势并降低跨国公司的技术转移意愿。综合以上结果可以证明，如果外资依存度的提高是由制度约束所引发，那么这种外资依赖不仅会导致经济增长路径的偏离，而且不利于生产率水平提升，其对经济增长的影响总体上会呈负面效应。

四、结论与政策建议

本文研究的核心问题在于我国经济所具有的外资依赖特征的成因以及这种外资依赖特征对我国经济增长所可能产生的影响。通过理论和实证的分析 and 考察，我们可以将本文所得到的关键性结论总结如下：

1. 在不考虑外资流入对技术进步影响的情况下，各国外资依存度的对称提高不会对经济增长路径产生影响，而发展中国家外资依存度的单方面提高会导致该国的经济增长偏离最优增长路径，甚至影响东道国的崛起次序。

2. FDI 的流入可以通过促进东道国技术进步而抵消对东道国经济增长所产生的消极影响。因此外资依存度提高对东道国经济增长进程的具体影响取决于两方面效应——即增长路径偏离效应和技术进步效应——之间的权衡。

3. 考虑到增长路径和技术进步两方面影响可知, 开放程度扩大引致的外资依存度对称增加会促进东道国的经济增长; 由技术差距引发的外资依存度增加有可能对经济增长具有一定的积极作用, 但其效果依赖于东道国的技术基础; 而由制度约束引发的外资依存度增加则会对经济增长具有消极作用。

4. 实证检验证实外资依存度的增加导致了我国技术进步对经济增长促进效应的减弱, 即造成了我国经济增长偏离了长期最优路径; 同时, 外资依存度的增加也产生了一定的技术进步效应, 该效应却会因制度约束的增强而被削弱, 因此由制度约束引发的内资企业竞争力下降和外资依存度增加会在整体上损害经济增长的长期绩效。

结合理论和实证分析的结果可以认为, 外资依存度的增加并不必然促进经济的长期增长, 其具体的影响取决于外资依存度增加背后的具体成因。其中一个值得关注的问题在于, 我国转轨阶段所存在的对民营企业的体制性歧视以及对外资企业的过度鼓励是造成我国经济外资依赖特征的重要原因, 而这种由制度约束引发的外资依赖会对我国经济增长产生不利的影响。因此在现阶段放松对国内民营部门的体制性限制, 恢复对外资部门的“国民待遇”, 创造一个基于平等原则下的市场竞争环境是促进我国经济增长的一个重要举措。此外, 改变现有错误的发展理念, 树立“以人为本”的科学发展观和以自主创新为基础的发展格局; 促进FDI技术溢出效应的发挥以缩小国内外企业的技术差距也都是关乎我国经济发展前景的重要政策取向。

参 考 文 献

- [1] 包群、赖明勇, “FDI技术外溢的动态测算及原因解释”, 《统计研究》, 2003年第6期, 第33—38页。
- [2] Dixit, A., and J. Stiglitz, “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity”, *American Economic Review*, 1977, 67(3), 297—308.
- [3] Fare, R., S. Grosskopf, M. Norris, and Z. Zhang, “Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries”, *American Economic Review*, 1994, 84(1), 66—83.
- [4] Fare, R., S. Grosskopf, and M. Norris, “Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries: Reply”, *American Economic Review*, 1997, 87(5), 1040—1043.
- [5] Fujita, M., P. Krugman, and A. Venables, *The Spatial Economy*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1999.
- [6] Hale, G., and C. Long, “What Determines Technological Spillovers of Foreign Direct Investment: Evidence from China”, Federal Reserve Bank Working Paper, 2006, 13.

- [7] 何洁,“外国直接投资对中国工业部门外溢效应的进一步精确量化”,《世界经济》,2000年第12期,第29—36页。
- [8] 黄亚生,《改革时期的外国直接投资》,钱勇、王润亮译。北京:新星出版社,2005年。
- [9] 蒋殿春,“跨国公司对我国企业研发能力的影响:一个模型分析”,《南开经济研究》,2004年第11期,第62—66页。
- [10] 蒋殿春、张宇,“经济转型与外商直接投资技术溢出效应”,《经济研究》,2008年第7期,第26—37页。
- [11] 江小娟,“体制转轨与产业发展:相关性、合意性以及转轨理论的意义——对若干行业的实证研究”,《经济研究》,1999年第1期,第5—44页。
- [12] Kokko, A., “Technology Market Characteristics and Spillovers”, *Journal of Development Economics*, 1994, 43(2), 279—293.
- [13] Martin, P., and C. Rogers, “Industrial Location and Public Infrastructure”, *Journal of International Economics*, 1995, 39(3—4), 335—351.
- [14] Samuelson, P., “The Transfer Problem and Transport Costs: The Terms of Trade When Impediments Are Absent”, *Economic Journal*, 1952, 62(246), 278—304.
- [15] Solow, R., “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 1956, 70(1), 65—94.
- [16] 严兵,“外商在华直接投资的溢出效应—基于产业层面的分析”,《世界经济研究》,2005年第3期,第4—10页。
- [17] 姚树洁、冯根福、韦开蕾,“外商直接投资和经济增长的关系研究”,《经济研究》,2006年12期,第35—46页。
- [18] 张海洋、刘海云,“外资溢出效应与竞争效应对中国工业部门的影响”,《国际贸易问题》,2004年第3期,第76—81页。
- [19] 张宇,“制度约束、外资依赖与FDI的技术溢出”,《管理世界》,2009年第9期,第14—23页。

Foreign Capital Dependence and Economic Growth of China: A Perspective of Spatial Economy

YU ZHANG

(Nankai University)

Abstract It is evident that the Chinese economic growth is highly dependent on foreign capital. Previous analysis on the effect of FDI to economic growth dwells in the framework of

conventional growth theory, focusing only on technological progress. In this paper we consider a spatial growth model to investigate this question from a perspective of an open economy. The increase of foreign dependence causes an economy to deviate from the long-run optimal growth path through income leakage. On the other hand, the technological spillover effect of FDI may counterbalance this adverse effect. Those two effects should be considered simultaneously to determine the consequence of foreign capital dependence.

JEL Classification F21, F43, R12