

对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应*

——基于中国省际面板数据的门槛回归分析

□李梅 柳士昌

摘要:本文利用2003~2009年中国省际面板数据,采用广义矩估计方法实证检验了对外直接投资的逆向技术溢出效应。研究结果表明,对外直接投资的逆向技术溢出存在明显的地区差异,积极的逆向溢出效应发生在发达的东部地区。在此基础上,本文利用门槛回归模型进一步检验了影响对外投资对全要素生产率和纯粹技术进步逆向溢出的各吸收能力因素的门槛特征,并从R&D强度、人力资本、经济发展、技术差距、金融发展和对外开放程度6个方面测算了引发积极逆向技术溢出效应的门槛水平。

关键词:对外直接投资 逆向技术溢出 吸收能力 门槛回归

对外直接投资(OFDI, Outward Foreign Direct Investment)是国际技术溢出的一条重要渠道,这一点正逐渐为众多国外学者的研究所证实。不仅发达国家的对外投资可以获得东道国的技术溢出,来自发展中国家的对外投资也逐渐成为发展中国家获取国外先进技术提升本国生产率的重要渠道。近年来,发展中国家的对外直接投资迅速增长,在一定程度上昭示了发展中国家试图通过对外投资获取发达东道国逆向技术溢出的动机。UNCTAD的资料显示,发展中国家对外直接投资流量从2000年的1349.66亿美元增长到2009年的2291.59亿美元,占世界直接投资的比重也从10%随之提高到20%。就我国而言,作为一个发展中国家,通过外资、外贸等途径获取国际先进技术的溢出也是我国技术进步的重要途径。在外资方面,近年来我国正逐步从以吸收外资为主转向吸收外资和对外投资并重的阶段。据商务部的统计资料显示,在2003~2009年间,我国对外直接投资流量从28.5亿美元增长到565.3亿美元,年平均增长率高达64.53%。截至2009年底,中国12000家境外投资者设立对外直接投资企业1.3万家,分布在全球177个国家和地区。迅速增长的对外直接投资是否促进了我国技术进步?是否获得了来自投资东道国的逆向技术溢出?此外,由于我国各地区在经济发展水平、人力资本等方面存在较大的差异,对外投资对各地区技术进步的影响可能也不尽相同。因此研究对外投资逆向技术溢出效应的地区差异,进而探询导致该差异的原因对我国各地区采取针对性的对外投资政策促进当地经济发展和技术进步有着重要的理论意义和现实意义。

一、文献评述

Fosfuri和Motta(1999)建立了一个国际投资决策的古诺竞争博弈模型,其研究结果表明技术落后的本国公司通过在技术先进国家进行直接投资可以获得技术提升。在东道国的技术水平高于母国的技术水平前提下,母国企业对外直接投资借助技术扩散效应,演示模仿

*本研究获得国家自然科学基金项目(70973089)、武汉大学人文社会科学研究青年项目(08QNXM06)、武汉大学人文社科自主科研项目(09ZZKY081,中央高校基本科研业务费专项资金资助)的资助。感谢中山大学连玉君博士、南开大学张宇博士、武汉大学赵奇伟、李青原、彭红枫、陈冬等老师的有益建议。文责自负。

效应、产业关联效应、人员培训效应促进本国生产效率和水平的提高,从而在理论上支持了对外直接投资可以促进本国技术进步的论断。

实证研究方面,Kogut和Chang(1991)最早研究了对外直接投资的技术寻求动机。他们在考察日本制造企业对美国的直接投资时发现,日本对美国的直接投资主要分布在R&D密集的产业,而且更倾向于建立合资企业形式,由此他们提出获取东道国的逆向技术溢出已成为跨国公司对外投资重要动因的设想。Potterie和Lichtenberg(2001)(简称L-P)首次把OFDI作为溢出渠道引入Coe和Helpman(1995)(简称C-H)提出的国际R&D溢出模型来检验技术获取型OFDI的逆向溢出效应。他们利用包括美国、日本、德国在内的13个国家1971~1990年的数据对国际贸易、利用外资和对外投资3种渠道的国际R&D溢出效应进行了检验。结果表明,对R&D密集国家的投资显著提高了母国的生产率。Vahter和Masso(2005)利用企业层面的面板数据分析爱沙尼亚OFDI对进行海外投资的母公司和母国其他企业的全要素生产率溢出效应时发现,OFDI对投资公司本身有明显的溢出效应,但找不到显著的证据证明OFDI对爱沙尼亚其他公司的生产率溢出有大量正效应。Bitzer和Kerekes(2008)运用OECD国家产业层面的数据对OFDI逆向溢出效应进行了检验,结果表明,OFDI的逆向溢出效应并不明显,并且非西方七国(G7)的OFDI对国内生产率还有显著的负面效应。Pradhan和Singh(2008)研究了1988~2008年印度汽车产业的对外投资,研究结果表明,无论是对发达东道国还是发展中东道国的投资,印度汽车产业的OFDI均获得了显著的逆向技术溢出效应。Driffield等(2009)利用英国1978~1994年的行业数据检验了英国OFDI的逆向溢出效应,他们把OFDI区分为对高劳动力成本、高R&D密集的东道国投资(技术寻求型)和对低劳动力成本、低R&D密集的东道国投资(效率寻求型),结果发现这两类对外投资均能促进英国生产率的增长。Driffield和Chiang(2009)的研究也证实了以上结论,他们发现1995~2005年台湾地区对中国内地的投资显著提高了台湾地区的生产率,由于台湾地区的劳动力成本显著高于中国内地,因此他们将之归于效率寻求型对外投资。Bitzer和Kerekes(2009)运用

OECD17个国家1973~2001年产业层面的数据对OFDI逆向溢出效应进行了检验,他们发现,平均而言OFDI对全要素生产率的影响为负,但国与国之间差异明显。其中加拿大、德国、丹麦、西班牙、芬兰、韩国等国的对外投资给母国全要素生产率带来了显著的负面影响,而法国、日本、波兰、瑞典、捷克、英国却获得了OFDI的逆向技术溢出效应。Dierk Herzer(2010)对1980~2005年33个发展中国家对外投资的研究也证实了OFDI逆向溢出效应的国别差异的存在。

国内对OFDI的逆向溢出效应的实证研究则较少。比较有代表性的如赵伟、古广东、何国庆(2006)分析了中国OFDI与中国技术进步机理,并尝试检验了OFDI与中国技术进步的关系,结果发现,我国对外投资尤其是对R&D要素丰裕国家和地区的投资具有较为明显的逆向技术溢出效应。王英和刘思峰(2008)的研究结果与之相反,他们采用国际R&D溢出回归框架实证分析了各种渠道的技术外溢对中国技术进步的影响。结果表明,以OFDI为传导机制的国际R&D溢出并未对我国技术进步起到促进作用。

以上文献表明,OFDI的逆向溢出效应研究还未能得到一致结论,不同国家OFDI对其全要素生产率的影响存在差异。OFDI逆向溢出效应所呈现的这种国别差异和FDI的溢出效应甚为相似。现有FDI溢出效应的相关研究表明,FDI的溢出效应多发生在一些经济发展水平较高的发达国家以及部分发展较好的发展中国家。原因在于只有当东道国本身的经济发展达到一定水平之后,才可能对跨国公司所带来的先进技术进行有效的学习吸收和模仿。Borenztein(1998)形象地把这一现象称之为“门槛效应”,即只有当某个地区的经济发展超越了一定的“门槛”水平,才可能对FDI的技术外溢效应进行充分的利用。广义上的“门槛”实际上就是对FDI技术外溢效应发挥产生影响的诸多因素的某一特定水平,在“门槛”水平之上,FDI的技术外溢效应才能得以体现。国内外已有少数文献对FDI技术外溢的门槛效应作过一些探讨。如Xu(2000)对以人力资本衡量的吸收能力“门槛”效应进行了检验。研究结果表明,当东道国人力资本存量(成年男性接受中学以上的教育年限)超过1.9年时,FDI的技

术外溢效应为统计意义显著的正值。本文认为,类似FDI,OFDI对母国的逆向溢出效应应该也具有“门槛效应”的特点:只有当影响OFDI逆向溢出效应的诸多因素超越了“门槛”水平,OFDI才能促进母国的生产率提升。

对于可能对OFDI逆向溢出效果造成影响的因素,少数学者进行了初步研究。Dierk Herzer(2010)检验了OFDI逆向溢出效应差异的影响因素,研究结果表明,OFDI的逆向溢出效应和母国劳动力市场监管呈现负相关关系,但和母国人力资本、金融发展和贸易开放度无显著关联。周春应(2009)从母国吸收能力角度研究了影响我国OFDI逆向溢出效应的影响因素,结果发现,R&D人员、经济开放度、基础设施等是影响逆向溢出效应的重要影响因素,但R&D经费投入、金融发展和经济发展水平等尚未对逆向溢出效应产生促进作用。阚大学(2010)和刘明霞(2010)也分别从人力资本、金融发展、经济开放度和技术差距等角度探讨了我国OFDI逆向溢出效应的影响因素。

然而,以上这些研究关注的焦点在于特定因素对OFDI逆向溢出效应的影响方式,检验手段也基本以分组检验和构造连乘模型为主,而这两种方法均存在一些不足:分组检验法由于难以客观把握对样本进行分组的标准,因此无法从数理统计角度估计出具体的门槛值,更无法对不同样本回归结果的差异性进行显著性检验。交叉项模型法虽然可以估计出具体的门槛值,但由于难以客观设定影响因素与OFDI交叉项的形式,因此所估计门槛值的科学性难以得到有力的说明。近年来,Hansen(1999)提出的非动态面板门槛回归模型能够很好地弥补以上两种方法的不足,不仅能够估计出门槛值,而且能够对门槛值的正确性进行显著性检验。其思想是将门槛值作为一个未知变量纳入实证模型中,构建解释变量回归系数的分段函数,并对所得到的门槛值及门槛效应进行一系列估计和显著性检验。近年来,张宇(2008)、黄凌云等(2009)运用该方法检验了FDI技术溢出过程中的吸收能力门槛效应。

为此,本文将利用2003~2009年中国省际面板数据,探究OFDI逆向溢出效应的地区差异,并检验逆向溢出中各吸收能力的门槛特征。相对以往文献,本文拟从两个方面进行扩展:第一,利用Malmquist

生产率指数测算中国各省份全要素生产率(TFP),并将其进一步分解为技术进步和技术效率两部分,以进一步细化对外投资的R&D溢出对TFP增长的作用。第二,运用门槛回归模型检验对外投资对全要素生产率和纯粹技术进步的逆向溢出中各吸收能力的门槛特征。借鉴FDI溢出效应的相关研究,本文选取的吸收能力指标包括R&D强度、人力资本、经济发展、技术差距、金融发展和对外开放程度。

二、对外直接投资逆向技术溢出效应的地区差异

(一)计量模型与数据处理

1. 计量模型

Coe和Helpman(1995)给出了国际R&D溢出的基本计量模型:

$$\ln F_i = \alpha_i^0 + \alpha_i^d \ln S_i^d + \alpha_i^f \ln S_i^f$$

其中, F 表示全要素生产率, S^d 代表国内R&D资本存量, S^f 代表通过进口贸易途径获得的国外R&D资本存量。

C-H(1995)模型自提出后便成为学者们研究国际技术溢出的基础。经过学者们的不断完善,现已逐渐成为各种渠道国际技术溢出的经典研究框架。根据C-H模型,开放经济体中,一国的技术进步取决于本国R&D投入和国外R&D投入产生的知识溢出。这一立足点符合当今开放世界的现实特征,因此得到学者们的一致认同。本文也以此作为我们构建检验逆向技术溢出效应的模型基础。在此基础上,我们借鉴L-P(2001)首次把对外直接投资作为溢出渠道引入该模型检验逆向溢出效应的思路,建立以下模型进行实证分析:

$$\ln TFP_{it} = C + \alpha \ln S_{it}^d + \beta \ln S_{it}^{fo} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 代表地区, t 代表年份, TFP_{it} 代表全要素生产率, S_{it}^d 代表国内各地R&D资本存量, S_{it}^{fo} 表示各地通过对外投资获得的国外R&D溢出, α 和 β 分别代表国内R&D和国外R&D对全要素生产率的影响。

首先按照L-P(2001)方法计算我国对外投资获得的国外R&D溢出 S_{it}^{fo} :

$$S_{it}^{fo} = \sum \frac{OFDI_{jt}}{Y_{jt}} S_{jt} \quad (2)$$

其中, S_{jt} 是我国 t 时期对外投资目标国 j 的R&D资本, $OFDI_{jt}$ 是我国 t 时期对国家 j 的投资存量^①, Y_{jt}

是 t 时期国家 j 的GDP。

为了衡量各省份对外投资的逆向溢出效应,我们加入各省份的权重。各地从对外投资中获得的国外R&D溢出 S_{it}^{fo} 可以表示为:

$$S_{it}^{fo} = S_t^{fo} \times \frac{OFDI_{it}}{\sum_i OFDI_{it}} \quad (3)$$

其中 $OFDI_{it}$ 为 i 地区 t 时期的对外直接投资额。

在国际R&D溢出的过程中,人力资本是一个重要的推动因素。Benhabib和Spiegel(1994)指出,人力资本一方面可以直接影响国内的技术创新效率,另一方面可以影响从国外吸收、学习新技术的速度。因此人力资本投资可以提升国内的吸收能力,从而促进国际技术的扩散。本文将人力资本作为控制变量纳入国际R&D溢出模型,则(1)式转化为:

$$\ln TFP_{it} = C + \alpha \ln S_{it}^d + \beta \ln S_{it}^{fo} + \eta \ln H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

另外,本文利用DEA方法将全要素生产率分解为相对技术进步变化(TC)和相对技术效率变化(EC),构造以下计量方程:

$$\ln TC_{it} = C + \alpha \ln S_{it}^d + \beta \ln S_{it}^{fo} + \eta \ln H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln EC_{it} = C + \alpha \ln S_{it}^d + \beta \ln S_{it}^{fo} + \eta \ln H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

2.全要素生产率及分解

本文采用基于DEA的Malmquist生产率指数模型,利用DEAP2.1软件,对各省份的全要素生产率(MI)、技术进步(TC)和技术效率(EC)指数进行测算。

参照Fare等(1994)的方法,我们把每一个地区视为一个生产决策单位,先确定每一年各地区生产最佳前沿面,再把各地区的生产前沿面同最佳前沿面进行比较,就可以对各地区的技术效率和技术变化进行测定。为了得到生产率随时间变化的Malmquist生产率指数,我们引入距离函数 D_i ,投入的距离函数 $D_i(x^t, y^t)$ 可以看作是某一生产点 (x^t, y^t) 向理想的最小投入点压缩的比例。当且仅当 $D_i(x^t, y^t)=1$ 时, (x^t, y^t) 为技术前沿上的点,生产在技术上是有效率的,也就是在给定产出情况下实现了最小投入。如果 $D_i(x^t, y^t) > 1$,表示 (x^t, y^t) 在技术前沿的外部,生产在技术上是无效的。根据Caves(1982)的方法,投入的全要素生产率指数可以用Malmquist生产率指数来表示:

$$M_i^t = \frac{D_i^t(x^t, y^t)}{D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1})}$$

该指数测度了在 t 期的技术条件下,从 t 到 $t+1$ 期的全要素生产率的变化率。同样,可以定义在 $t+1$ 期的技术条件下,测度从 t 到 $t+1$ 期的全要素生产率变化的Malmquist生产率指数:

$$M_i^{t+1} = \frac{D_i^{t+1}(x^t, y^t)}{D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}$$

为了避免前沿技术参照系选择时的随意性,用两个Malmquist生产率指数的几何平均值来计算生产率的变化:

$$\begin{aligned} M_i(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) &= \left[\frac{D_i^t(x^t, y^t)}{D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1})} \times \frac{D_i^{t+1}(x^t, y^t)}{D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= \frac{D_i^t(x^t, y^t)}{D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \left[\frac{D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1})} \times \frac{D_i^{t+1}(x^t, y^t)}{D_i^t(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= EC_i^t(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \times TC_i^t(x^{t+1}, y^{t+1}; x^t, y^t) \end{aligned}$$

其中 EC 是规模报酬不变且要素自由处置条件下的相对效率变化指数,它测度了从 t 到 $t+1$ 时期每个观察对象到最佳实践的追赶程度。 TC 是技术进步指数,它测度了技术边界从 t 到 $t+1$ 的移动。该指标大于1表示技术进步,等于1表示技术无进步,小于1表示技术退步。这样,生产率的变化被拆分为两个部分,一是技术效率的变化,二是技术进步率的变化。

3.数据来源与处理

本文的主要分析数据来自《中国统计年鉴》、《国际统计年鉴》和《OECD Factbook》等。由于我国对外直接投资统计始于2003年,因此本文的样本期确定为2003~2009年。样本包括全国29个省、自治区和直辖市,其中重庆数据合并到四川省进行分析,西藏由于对外投资太少予以剔除。

(1)产出变量(Y)和投入变量(K, L)。

产出变量(Y):各省份的产出以折算为2003年不变价格的实际GDP表示。2003~2009年当年价GDP和GDP指数来源于《中国统计年鉴》。

资本存量(K):各省份资本存量采用永续盘存法估计,基本公式为:

$$K_t = I_t + (1 - \delta)K_{t-1}$$

其中 K_t 为第 t 年的固定资本存量, I_t 为第 t 年固定资本形成总额,各省份数据来自《中国统计年鉴》,并用各省份固定资产投资价格指数折算为2003年不变价格。 δ 为资本折旧率,取张军等

(2004)在研究各省份固定资本存量时所采用的9.6%的折旧率。基年(2003年)各省的固定资本存量的确定如下:首先根据张军等(2004)研究得到的2000年各省份固定资本存量(1952年不变价格)和其提供的各省份以1952年为1计算出的2000年固定资产投资价格指数(2000/1952),计算得到各省份2000年固定资本存量(2000年不变价格),然后进一步折算为2003年不变价格的2000年固定资本存量,最后依据永续盘存法计算出其余年份各省份的固定资本存量。

劳动力投入(L):本文采用各省份年末就业人员数表示,数据来自《中国统计年鉴》。

(2)国内各省份R&D资本存量 S_{it}^d 。

与固定资本存量的计算类似,各省份历年研发存量也依据永续盘存法计算:

$$S_{it}^d = (1 - \delta)S_{it-1}^d + RD_{it}$$

其中, S_{it}^d 为 t 年R&D存量, δ 为R&D资本的折旧率,沿用C-H(1995)采用研发数据进行回归的5%。 RD_{it} 为折算为2003年不变价格的历年实际研发支出。各省份历年名义R&D支出从《中国主要科技指标数据库》获得。在计算基年(2003)R&D存量时,为了减少误差,本文追溯到各省份1998年的R&D存量:

$$S_{1998}^d = RD_{1998}^d / (g + \delta)$$

其中, S_{1998}^d 为各省份1998年的R&D存量, RD_{1998}^d 为各省份1998年的实际R&D支出(2003年不变价格), g 为各省份1998~2009年R&D支出的平均增长率, δ 取5%。其余年份的R&D存量均用永续盘存法计算,由此得到各省份2003~2009年的R&D资本存量。

(3)各省份通过对外直接投资获取的国外R&D资本存量 S_{it}^{fo} 。

首先按公式(2)计算我国对外投资获得的国外R&D溢出 S_{it}^{fo} 。根据我国对外投资的主要去向,结合各国研发存量的多少以及数据的可得性,本文选择美国、英国、德国、法国、意大利、加拿大、澳大利亚、日本、韩国、新加坡和中国香港共11个国家(地区)代表中国内地以外世界其他国家(地区)的R&D总体存量。(1)各国(地区)R&D存量 S_{it} 的计算。具体计算方法和国内R&D存量 S_{it}^d 的计算类似。为减少误差,相关数据也追溯到1998年。首先,从OECD Factbook 2010上获得各国1998~2009年R&D占GDP比重,各国(地区)GDP则来自历年《国际统计年鉴》,据此估算各国历年R&D支出,然后将各国(地区)R&D支出用消

费价格指数折算为2003年不变价格的历年研发支出,各国消费价格指数取自《国际统计年鉴》;最后,按国内R&D存量 S_{it}^d 的计算方法计算各国(地区)1998年的R&D存量,并按永续盘存法计算其余年份的R&D存量,由此得到各国(地区)2003~2009年的R&D资本存量。(2)各国(地区)2003~2009年国内生产总值 Y_{it} 来自历年《国际统计年鉴》。(3)我国2003~2009年对外直接投资存量数据 $OFDI_{it}$ 来自各年度《中国对外直接投资统计公报》。

各省份从对外投资中获得的国外R&D溢出按公式(3)计算。其中,各省份2003~2009年对外投资额 $OFDI_{it}$ 从各年度《中国对外直接投资统计公报》获得。

(4)人力资本 H 。

国际上对人力资本存量的测算,通常采用Barro和Lee(1993)提出的劳动力平均受教育年限来近似计算。本文在具体计算时,把小学、初中、高中和大专及以上学历的受教育年限分别记为6年、9年、12年和16年,则各省份人力资本存量(H)的计算公式为:小学比重 $\times 6 +$ 初中比重 $\times 9 +$ 高中比重 $\times 12 +$ 大专及以上学历比重 $\times 16$ 。各省份就业人员受教育程度数据来自各年度《中国劳动统计年鉴》。

(二)对外直接投资逆向技术溢出的地区差异

1.中国技术进步与技术效率的分解

采用2003~2009年我国29省份的面板数据,应用DEAP2.1软件,对各省份的全要素生产率(MI)、技术进步(TC)和技术效率(EC)变化指数进行测算,结果见表1。

表1 各省(直辖市、自治区)Malmquist指数的均值

	省份	MI	TC	EC		省份	MI	TC	EC
东部	北京	1.029	1.021	1.007	中部	湖北	0.977	0.991	0.986
	天津	1.02	1.024	0.996		湖南	0.986	0.991	0.995
	河北	0.969	0.991	0.978		内蒙古	1.001	1.013	0.987
	辽宁	1.022	1.023	1		广西	0.948	0.991	0.956
	上海	1.052	1.052	1	西部	四川	0.986	0.991	0.995
	江苏	1.03	1.023	1.007		贵州	1.007	0.991	1.017
	浙江	1.014	1.024	0.99		云南	1.046	0.991	1.056
	福建	0.983	1.005	0.978		陕西	1	0.992	1.008
	山东	1.015	1.011	1.004		甘肃	0.967	0.991	0.976
	广东	1.008	1.008	1		青海	1.008	1.001	1.007
	海南	1.002	0.991	1.011		宁夏	1.006	1.006	1
	山西	0.95	0.993	0.957		新疆	1.021	1.024	0.997
中部	吉林	0.963	1.01	0.954	平均	东部地区	1.0129	1.0156	0.9973
	黑龙江	0.972	0.996	0.976		中部地区	0.9704	0.9942	0.9761
	安徽	0.984	0.991	0.993		西部地区	0.9987	0.999	0.9996
	江西	0.979	0.991	0.988		全国	0.996	1.004	0.992
	河南	0.953	0.991	0.961					

从区域对比来看,全国仅东部地区在2003~2009年全要素生产率获得了1.29%的增长,中部和西部地区分别表现出2.96%和0.13%的下降。从技术进步增长来看,全国也仅有东部地区增长了1.56%,中部和西部地区则分别下降了0.58%和0.10%。技术效率方面,三大区域均有所下降,分别下降了0.27%、2.39%和0.04%。从全国整体情况来看,在2003~2009年间,所有省份的全要素生产率平均下降了0.40%,不过技术进步有所增长,增长率为0.40%,技术效率则呈现倒退,下降了0.80%。这说明现阶段我国全要素生产率水平下降的主要原因在于技术效率的降低。全国整体技术效率低下,说明中国目前的经济发展有待进一步提高资源利用率,加快经济转型的步伐。

在实际估计时,需要对Malmquist生产率指数进行相应变换,设2003年为基期,则2004年 TFP 等于2003年的 TFP 乘以2004年的Malmquist指数,依此类推。 TC 和 EC 计算方法同 TFP 。

2. 对外直接投资的逆向技术溢出效应及地区差异

(1) 内生性问题的提出。

解释变量的内生性问题会导致最小二乘法参数估计结果有偏,因此,内生性问题是实证研究中必须考虑的一个重要问题,而导致内生性问题的最常见的原因是模型中解释变量和被解释变量存在双向因果关系。根据国际经济学理论,一方面,通过对外直接投资,国内企业在与国外东道国企业及科研机构合作和联系的过程中,通过示范模仿、产业关联和人员流动等机制促进其技术水平提升,进而对母国产生逆向技术溢出效应;另一方面,对外直接投资可能倾向于发生在原本技术水平就较高的地区。亦即技术水平高的地区对本地区企业的对外投资在资金、政策等方面会提供更大的支持力度和产生更强的推动作用。此外,国内研发溢出也可能存在类似的双向因果关系。地区研发投入会对该地区的技术进步产生影响,反过来,地区技术水平的提升也会促进研发的进一步投入。因此,对外直接投资、国内研发与技术进步的双向因果关系可能会导致模型估计中出现解释变量的内生性问题。

(2) 对外直接投资的逆向技术溢出效应。

本文首先采用Davidson-MacKinnon(1993)提出的方法检验模型(4)、(5)和(6)的设定是否存在内生性问题,该检验的原假设是 S_{it}^d 和 S_{it}^o 与干扰项不相关(即模型不存在显著的内生性偏误),用STATA11.0计算得到的Davidson-MacKinnon检验统计量分别为2.6667、8.6732和1.0166,对应的P值分别为0.0755、0.0004和0.3663(见表2)。结果表明Davidson-MacKinnon检验的原假设在 TFP 和 TC 模型中均被拒绝,即模型(4)和模型(5)存在内生性偏误,这一结论和我们的预期相符。但模型(6)则不能拒绝无内生性偏误的假设。

因此,为克服这种内生性偏误,同时考虑到相对于最小二乘、工具变量法等传统的计量经济学估计方法,广义矩估计(GMM)方法具有允许随机误差项存在异方差和序列相关的优点,我们采用GMM估计方法对模型进行估计。对于 S_{it}^d 和 S_{it}^o 存在内生性的 TFP 和 TC 模型,本文采用 $\ln S_{it}^d$ 的一期和二期滞后项($\ln S_{it-1}^d$ 、 $\ln S_{it-2}^d$)以及 $\ln S_{it}^o$ 的一期和二期滞后项($\ln S_{it-1}^o$ 、 $\ln S_{it-2}^o$)作为工具变量,这是因为,虽然 S_{it}^d 和 S_{it}^o 的当期值与干扰项可能存在相关性,但其滞后项却不会与当期干扰项相关。对于 S_{it}^d 和 S_{it}^o 不存在内生性的 EC 模型,我们选择解释变量本身作为自己的工具变量进行估计,此时模型应为恰好识别。事实上,这时的GMM估计与最小二乘估计是等价的^②。本文运用Sargan统计量检验模型中是否存在过度识别问题,原假设是选择的工具变量是合

表2 全国总体样本的最小二乘法和GMM估计结果

	最小二乘估计			GMM估计		
	TFP	TC	EC	TFP	TC	EC
C	-1.7833** (-2.10)	-0.1938*** (-3.59)	-0.1936 (-1.04)	-0.9225*** (-6.19)	-0.7645*** (-4.86)	-0.1936 (-1.04)
$\ln S^d$	0.0536 (0.85)	0.0024 (0.73)	-0.0250** (-2.17)	0.0097 (1.37)	0.0032 (0.29)	-0.0250** (-2.17)
$\ln H$	0.5917** (2.20)	0.1024*** (4.95)	0.1966** (2.37)	0.4126*** (6.13)	0.3678*** (4.73)	0.1966** (2.37)
$\ln S^o$	-0.0026 (-0.22)	-0.0001 (-0.10)	-0.0016 (-0.48)	-0.0117* (-1.85)	-0.0030 (-0.45)	-0.0016 (-0.48)
Adj-R ²	0.6988	0.6421	0.7258	0.3235	0.3415	0.7258
F	12.1498	104.4740	15.7723			
Davidson-MacKinnon 检验(P)				2.6667* (0.0755)	8.6732*** (0.0004)	1.0166 (0.3663)
Sargan 检验 (P)				4.7153 (0.0946)	3.7355 (0.1544)	恰好识别

注:(1)***、**和*分别代表在1%、5%和10%水平下显著,括号内为t值;(2)Davidson-MacKinnon统计量用于检验模型的内生性,括号内为P值;(3)Sargan统计量用于检验工具变量的合理性,括号内为P值;(4)由于EC模型不存在明显的内生性,因此,当使用解释变量本身作自身工具变量时,模型为恰好识别。GMM估计和最小二乘法估计等价,模型参数估计值相同。下表同。

理的。为了便于对比分析,本文将最小二乘估计和GMM估计的结果一起在表2中列出。

从表2中可以看出,在控制了内生性偏误后的TFP模型和TC模型中, S_{it}^{fo} 的系数均为负,在TFP模型中还通过了显著性检验,表明从全国范围看,现阶段对外直接投资并未能给我国带来全要素生产率和技术进步的逆向溢出效应。 S_{it}^d 的系数在两个模型里均为正,但未能通过显著性检验,表明国内研发对我国全要素生产率和技术进步的推动作用不明显。人力资本的系数在3个模型均显著为正,表明人力资本现阶段是我国技术进步的重要源泉。对比最小二乘和GMM的估计结果发现,在TFP和TC模型中, S_{it}^d 和 S_{it}^{fo} 的系数显著性没有很大的实质变化,但控制了内生性偏误后,系数的大小发生了变化。此外,由于模型(6)中不存在明显的内生性偏误,本文运用解释变量本身作为工具变量对模型(6)进行了GMM估计。当选择解释变量作为工具变量构造矩条件时,权利矩阵为单位阵,GMM即为最小二乘估计,参数估计值相同。表2的结果也证实了这点。此外,从Sargan统计量来看,工具变量的选择也是比较合理的。

(3)对外直接投资逆向技术溢出效应的地区差异。

为考察对外直接投资逆向技术溢出的地区差异,我们将中国省份划分为东、中、西3个区域,以西部省份为参照系,引入东、中部两个虚拟变量 $East$ 和 $Central$ 。建立以下模型:

$$\ln TFP_{it} = C + \alpha \ln S_{it}^d + \beta \ln S_{it}^{fo} + \lambda_1 East \times \ln S_{it}^{fo} + \lambda_2 Central \times \ln S_{it}^{fo} + \eta \ln H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\ln TC_{it} = C + \alpha \ln S_{it}^d + \beta \ln S_{it}^{fo} + \lambda_1 East \times \ln S_{it}^{fo} + \lambda_2 Central \times \ln S_{it}^{fo} + \eta \ln H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\ln EC_{it} = C + \alpha \ln S_{it}^d + \beta \ln S_{it}^{fo} + \lambda_1 East \times \ln S_{it}^{fo} + \lambda_2 Central \times \ln S_{it}^{fo} + \eta \ln H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

由于前面已经证实模型(4)和(5)中存在内生性偏误,因此我们继续运用GMM方法估计模型(7)和(8)。对于EC模型,虽然不存在明显的内生偏误,但是考虑方法的一致性和方便列表比较,也同样采用GMM进行估计,估计时工具变量选择解释变量本身,模型为恰好识别。模型(7)、(8)和(9)的

GMM回归结果见表3。

回归结果显示,对外直接投资在中国省份的逆向技术溢出存在明显的区域差异。对外直接投资仅对东部

表3 分区域的GMM估计结果	分区域的GMM估计结果		
	TFP	TC	EC
C	-0.3203*** (-9.89)	-0.1815 (-1.44)	0.0707 (1.01)
$\ln S_{it}^d$	-0.0009 (-0.29)	-0.0013 (-0.26)	-0.0073* (-1.86)
$\ln H$	0.1774*** (8.03)	0.1131** (2.23)	-0.0062 (-0.21)
$\ln S_{it}^{fo}$	-0.0053 (-1.53)	-0.0026 (-0.28)	-0.0017 (-0.52)
$East \times \ln S_{it}^{fo}$	0.0121*** (7.08)	0.0118* (1.68)	0.0074** (2.43)
$Central \times \ln S_{it}^{fo}$	-0.0408*** (-13.72)	-0.0042 (-0.52)	-0.0206*** (-4.75)
Adj-R ²	0.3113	0.2252	0.2922
Sargan 检验 (P)	1.4040 (0.4955)	2.0101 (0.3660)	恰好识别

地区的全要素生产率、技术进步和技术效率产生了显著正的逆向溢出,西部地区的对外直接投资对三者的影响均为负但不显著。中部地区的对外直接投资则对全要素生产率和技术效率均产生了显著的负面影响,对技术进步的影响也为负但不显著。

鉴于积极的逆向技术溢出发生在经济相对发达的东部地区,因此我们推测地区经济发展水平乃至地区综合技术吸收能力可能是决定对外投资逆向技术溢出的关键。以下我们运用Hansen(1999)提出的门槛回归模型对此推断进行检验。

三、吸收能力与对外直接投资 逆向技术溢出的门槛特征

以上实证结果表明,对外直接投资对我国三大区域的逆向技术溢出效应有很大差异。这种状况源于我国区域经济发展的不平衡性。由于地理位置、经济基础和政策倾斜等原因,我国的东部、中部和西部地区在人力资本经济发展水平、对外开放程度等方面存在着较大差异,由此导致各地区形成了不同的吸收能力。而对外投资企业通过到发达国家投资,学习和获取当地先进技术资源,能迅速提升自身技术水平并进一步传导回国内,但要将这种技术溢出效应波及整个行业、地区和全国,需要一套优良的技术吸收能力体系。部分越过经济发展门槛的地区,凭借其雄厚的经济基础和消化吸收能力,能较好地吸收和利用对外投资获取的国外先进技术,因而这些地区的对外投资会产生积极的逆向溢出效应。而另一些还未能逾越发展门槛的地区不仅没有形成必要的消化吸收能力来利用国外先进技术,而且由于对外投资需要大量资金,可能导致对企业国内研发投资的挤出效应,造成国内企业

自身研发能力的下降,进而可能影响甚至阻碍国内的技术进步。这实际上意味着对外投资的逆向技术溢出存在着一定的门槛特征,即当地区的综合吸收能力达到一定的水平时,对外投资的逆向溢出会呈现出显著的跃升和充分的显现。下面,我们通过构造门槛回归模型对影响OFDI逆向溢出的各种吸收能力因素进行进一步的考察,并测算引发积极逆向溢出效应的各吸收能力因素的门槛水平。

(一)模型说明

1.模型的设定

本文的模型构建于Hansen(1999)的面板数据门槛模型基础之上。其给出的基本方程为:

$$y_{it} = u_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it} \quad (10)$$

其中, i 表示地区, t 表示年份, q_{it} 为门槛变量, γ 为未知门槛, $e_{it} \sim iid(0, \sigma^2)$ 为随机扰动项, $I(\cdot)$ 为指标函数。(10)式等价于:

$$y_{it} = \begin{cases} u_i + \beta_1' x_{it} + e_{it}, & q_{it} \leq \gamma \\ u_i + \beta_2' x_{it} + e_{it}, & q_{it} > \gamma \end{cases}$$

该模型实际上相当于一个分段函数模型,当 $q_{it} \leq \gamma$ 时, x_{it} 的系数为 β_1' , 而当 $q_{it} > \gamma$ 时, x_{it} 的系数为 β_2' 。

借鉴Hansen的门槛模型,本研究的门槛回归模型设定为:

$$\ln TFP_{it} = C + \alpha \ln S_{it}^d + \beta_1 \ln S_{it}^{fo} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \ln S_{it}^{fo} I(q_{it} > \gamma) + \eta \ln H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

此外,为进一步考察对外投资对国内纯粹技术进步变化影响的门槛效应,本文进一步构建以下模型:

$$\ln TC_{it} = C + \alpha \ln S_{it}^d + \beta_1 \ln S_{it}^{fo} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \ln S_{it}^{fo} I(q_{it} > \gamma) + \eta \ln H_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

考虑到模型(11)、(12)是在模型(4)、(5)的基础上进行的门槛回归,可能会存在类似的内生性问题,因此,对模型(11)、(12)的参数估计采用了与上文同样的GMM方法进行估计。估计时选取了内生解释变量的滞后一期和滞后二期作为工具变量,运用Sargan统计量检验模型中是否存在过度识别问题,即检验所选择的工具变量是否合理。

2.门槛值的确定

根据Hansen(1999)的面板数据门槛回归理论,若给定门槛回归模型中的门槛值 γ ,则可以对模型的参数进行估计得到模型中的系数估计值,从而得到模型的残差平方和 $S_1(\gamma)$ 。而且回归中给定的 γ 越接近真实的门槛水平,那么回归模型的残差平方

和 $S_1(\gamma)$ 应该越小。因此,可以通过连续给出模型的候选门槛值 γ ,观察模型残差的变化,在模型残差最小处对应的候选门槛值 γ 即为我们待求的真实门槛值,即 $\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma)$ 。

在实际研究中,我们首先将样本按照门槛变量 q_{it} 的大小进行升序排列,为了使得到的门槛值有意义,排列时忽略 q_{it} 最大的1%个样本和最小的1%个样本,仅以中间98%的样本作为门槛值的候选范围。为了提高门槛值估计的精确度,我们采用Hansen在门槛回归中使用的格栅搜索法(Grid Search)来连续给出门槛回归中的候选门槛值 γ 。首先,以0.0025作为格栅化水平将候选门槛值范围进行格栅化处理;然后,用格栅化后得到的全部格栅点作为候选门槛值 γ ,并分别进行回归计算出相对应的模型的残差平方和 $S_1(\gamma)$,选择模型残差平方和最小的候选门槛值作为回归估计的真实门槛值。

3.门槛效应的检验

在进行门槛回归的参数估计后,我们对门槛效应进行相关检验。主要包括两个方面的检验:一是门槛效应的显著性检验;二是门槛估计值的真实性检验。

首先,我们对该模型中门槛效应是否显著进行检验,也就是检验回归结果中的 β_1 与 β_2 是否有显著差异。我们对既定门槛值对应的回归模型施加约束条件 $\beta_1 = \beta_2$, 然后进行Wald检验。如果Wald统计量的置信概率小于0.05,则拒绝原假设,认为 β_1 与 β_2 存在显著差异,门槛效应显著;如果Wald统计量的置信概率大于0.05,则接受原假设,认为 β_1 与 β_2 不存在显著差异,即门槛效应不明显。

然后,我们对门槛估计值的真实性进行检验,即检验所得到的门槛估计值是否等于其真实值,原假设为 $H_0: \hat{\gamma} = \gamma_0$ 。Hansen(1996)提出使用极大似然估计量检验门槛值,相应的似然比统计量:

$$LR(\gamma) = (S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})) / \delta^2(\hat{\gamma})$$

其中, $S_1(\hat{\gamma})$ 为原假设下进行参数估计后得到的残差平方和, $\delta^2(\hat{\gamma})$ 为原假设下进行参数估计后得到的残差方差。此时,统计量LR的分布也是非标准的,但Hansen提供了一个简单的公式,可以计算出其拒绝域,即当 $LR(\gamma) > -2\log(1 - (1 - \alpha)^{1/2})$ 时,拒绝原假设,其中 α 为显著性水平。一般地,当 α 在5%的显著性水平下,LR统计量的临界值为7.35。

(二) 面板门槛模型的回归结果

针对各区域的经济特征,我们将地区的综合吸收能力分为R&D强度、人力资本、经济发展、技术差距、金融发展和对外开放程度6个方面。各变量含义和数据来源在下面论述中逐一说明。模型(11)的门槛回归分析结果见表4。

1. R&D强度(RD)

本文用各省份研发支出占GDP比重来表示地区研发吸收能力。研发强度越大,对先进技术的消化吸收能力就越强,越能促进OFDI逆向溢出效应的产生。各省份R&D支出和GDP分别从历年《中国科技统计年鉴》和《中国统计年鉴》获取。

我们利用MATLAB编程求得R&D强度门槛值为1.3546%,此时,其所对应的最小残差平方和为1.4998。如图1所示,门槛值点即LR图形中最低点,其他经济变量门槛值的估计与此类似,因篇幅所限,各变量具体门槛值估计图形在此不再赘列,参见文后附录。

由表4可知,当R&D强度超过1.3546%时,对外投资的逆向技术溢出系数可以达到0.0340,而当R&D强度低于这一水平时,对外投资的逆向技术溢出效应无法实现。Wald检验的F统计量对应的概率值接近0,表明两系数存在显著的差异,即地区R&D强度对逆向溢出效应存在明显的门槛特征。同时,由图1所示,R&D强度的门槛估计值对应的LR值明显小于临界值7.35,因此,我们认为所得的

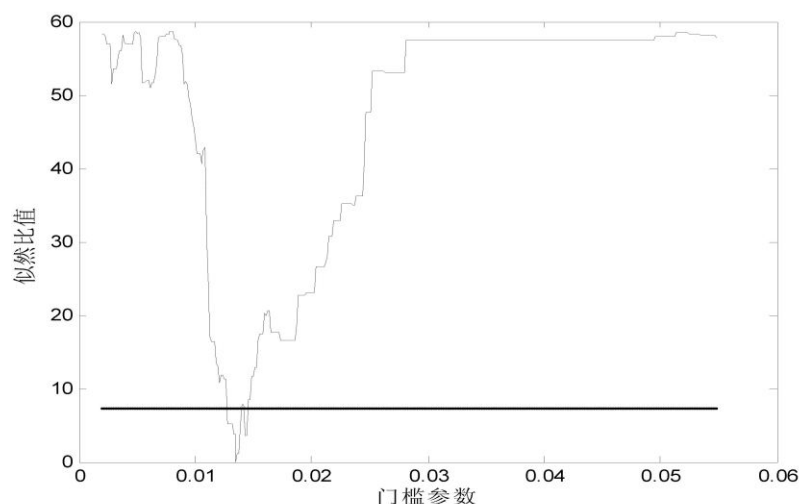


图1 R&D强度的门槛估计值

表4 门槛模型的GMM估计:以TFP为因变量

	R&D强度 RD	人力资本 H	人均GDP PGDP	技术差距 GAP	金融发展 FIN	开放度 OPEN
门槛值	1.3546%	9.2355	25590	0.0901	0.6663	0.2054
最小残差平方和	1.4998	1.6692	1.5622	1.6649	1.4415	1.4476
$\ln S^d$	-0.0232*** (-4.15)	-0.0065 (-0.50)	-0.0152 (-1.24)	-0.0011 (-0.29)	-0.0017 (-0.25)	-0.0076* (-1.82)
$\ln H$	0.0954* (1.73)	-0.1235 (-1.00)	-0.0016 (-0.01)	0.1300*** (6.00)	0.0991** (2.00)	0.1481*** (3.24)
$\ln S^{f0} I(q \leq \gamma)$	-0.0178*** (-3.81)	-0.0030 (-0.31)	-0.0165* (-1.77)	-0.0264*** (-5.56)	-0.0282*** (-5.83)	-0.0291*** (-6.75)
$\ln S^{f0} I(q > \gamma)$	0.0340*** (4.88)	0.0405*** (3.15)	0.0287*** (2.80)	0.0101** (2.57)	0.0156*** (2.64)	0.0150*** (3.11)
C	0.0399 (0.29)	0.3293 (1.20)	0.1719 (0.75)	-0.2084*** (-2.99)	-0.1507 (-1.44)	-0.1979* (-1.80)
Adj-R ²	0.7082	0.2028	0.2971	0.6752	0.6788	0.7222
Sargan检验(P)	0.0532 (0.8174)	2.2293 (0.1354)	1.4036 (0.2361)	1.0286 (0.3104)	0.0828 (0.7735)	1.5921 (0.2070)
Wald检验	151.3033	25.5800	43.7428	244.7700	127.6499	197.2566

门槛估计是真实有效的。至2009年为止,北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、山东、广东、湖北、四川和陕西迈过了R&D强度门槛。广大中西部地区R&D投入的不足极大地影响了对外投资逆向溢出效应的发挥。

2. 人力资本(H)

人力资本是影响逆向技术溢出的一个重要因素,拥有低水平人力资本的地区可能无法充分吸收利用通过对外投资获得的知识溢出(Dierck Herzer, 2010)。此处沿用上面的劳动力平均受教育年限指标,计算方法同上。

由表4知,当劳动力平均受教育年限超过9.2355年时,逆向技术溢出系数为0.0405,当平均受教育年限低于这一水平时,对外投资的逆向溢出效应不明显。Wald检验的结果表明两溢出系数差异显著,说明人力资本水平对逆向溢出效应也存在明显的门槛特征。2009年仅北京、天津、辽宁、上海和广东5个地区通过了该门槛值。

3. 经济发展水平(PGDP)

一国或地区的经济发展水平越高,则对先进技术的消化吸收能力越强,这正是技术溢出效应多发生在发达国家和地区的原因所在。本文选择各省份人均GDP作为衡量地区经济发展水平的指标。数据来自各年度《中国统计年鉴》。

表4显示,当人均GDP水平超过

25590 元时,对外投资的逆向溢出系数达到 0.0287,当该指标低于这一水平时,对外投资的逆向溢出效应不能得到有效发挥。Wald 检验的结果证实了人均 GDP 对逆向技术溢出效应存在明显的门槛特征。目前通过该门槛的地区有北京、天津、内蒙古、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东。

4. 技术差距 (GAP)

现有研究已经就技术差距对贸易和 FDI 渠道的技术溢出吸收的影响给予了大量关注。Fendley (1978)、Wang 和 Blomstrom (1992) 认为技术差距越大,技术落后国家的企业学习、模仿先进技术的空间越大,亦即技术溢出与技术差距成正比。而 Kokko (1994)、Glass 和 Saggi (1998) 则认为技术差距过大时,落后一方将难以学习模仿和消化吸收国外先进技术,溢出变小,即技术溢出与技术差距负相关。我们预期,技术差距同样会影响 OFDI 渠道的技术溢出吸收。本文选择用国内各省份劳动生产率与国外劳动生产率的比值衡量技术差距。比值小于 1 说明国内技术水平落后于国外,在 0 到 1 间的比值越大说明技术水平越高,与国外的技术差距越小。从《国际统计年鉴》获得美国、英国、德国、法国、意大利、加拿大、澳大利亚、日本、韩国、新加坡和中国香港共 11 个国家(地区)的劳动生产率数据,取其平均值作为国外劳动生产率。我国各省份的劳动生产率用平减后并折算成美元的地区 GDP 除以各省份就业人数得到。

由表 4 可知,当地区劳动生产率与国外劳动生产率的比值高于 0.0901 时,对外投资的逆向溢出系数达到 0.0101。当该指标低于 0.0901 时,对外投资的逆向溢出效应无法实现。这在一定程度上印证了 Kokko (1994)、Glass 和 Saggi (1998) 的结论,即双方技术差距过大将不利于国际技术溢出。2009 年通过该门槛的地区有北京、天津、内蒙古、辽宁、吉林、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东。

5. 金融发展 (FIN)

Hermes 和 Lensink (2003) 与 Alfaro 等 (2004) 证实了东道国金融系统的发展影响 FDI 外溢效应的吸收,发达的金融体系对 FDI 的技术扩散会产生正的效应。我们预期,金融市场效率同样会影响对外投资逆向技术溢出的吸收。金融发展能降低企业的融资成本,使得企业在学习和吸收对外投资获得的知识

和技术时能够很容易地获得金融支持,从而有利于 OFDI 渠道的技术逆向扩散、转移和进一步的创新。

在金融发展指标的选取上,张军和金煜 (2005) 认为非国有部门贷款比重是衡量现期中国金融发展程度较为准确的指标。他们假定,各省份分配到国有企业的贷款和该省份国有企业的产出成正比,则非国有部门贷款比重可表示为,全部信贷/GDP 比率扣除掉配给到国有企业的比重。本文采取类似方法,不同的是,我们假定各省份分配到国有企业的贷款和该省份国有企业的固定资产投资额成正比,则金融发展程度(非国有部门贷款比重)=总贷款/GDP \times (1-国有经济固定资产投资总额/全社会固定资产投资总额)。其中,固定资产投资数据和贷款余额数据分别来自各年《中国统计年鉴》和《金融统计年鉴》。

由表 4 知,当地区非国有部门贷款比重高于 0.6663 时,对外投资的逆向溢出系数达到 0.0156,当该指标低于 0.6663 时,对外投资的逆向溢出效应无法产生。2009 年通过该门槛的地区有北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、安徽、福建、山东、广东、海南、四川、云南和宁夏。大部分地区金融发展的低效率不仅难以为企业的对外投资提供充分的资金支持,而且也很难为企业为提升吸收能力而进行的设备购置、技术改造、兼并重组等提供外部融资,最终导致这些地区的对外投资逆向技术溢出难以实现。

6. 对外开放度 (OPEN)

地区的经济开放程度直接关系到该地区企业能否到技术发达国家投资,因而也影响到对外投资逆向溢出的效果。本文用历年进出口总额占 GDP 比重作为经济开放程度的衡量指标。历年进出口总额数据来自《中国统计年鉴》,并按照当年人民币对美元平均汇率水平折算为人民币计量。

由表 4 知,当地区经济开放度低于 0.2054 时,对外投资的逆向溢出效应未能实现。而当该指标高于 0.2054 时,对外投资的逆向溢出系数达到 0.0150。2009 年通过该门槛的地区有北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和新疆。

当考虑纯粹技术进步变化的时候,对外投资的逆向溢出仍然呈现出显著的门槛特征。表 5 给出了以 TC 为因变量的模型 (12) 的 GMM 估计结果。从中可以看出,在各吸收能力变量门槛值之上,对外

表5 门槛模型的GMM估计 :以TC为因变量

	R&D强度 <i>RD</i>	人力资本 <i>H</i>	人均GDP <i>PGDP</i>	技术差距 <i>GAP</i>	金融发展 <i>FIN</i>	开放度 <i>OPEN</i>
门槛值	1.3670%	9.4487	22641	0.0773	0.8010	0.2138
最小残差平方和	0.3563	0.4041	0.3216	0.3212	0.3660	0.2985
$\ln S^d$	-0.0004 (-0.09)	0.0047 (0.92)	-0.0049 (-0.89)	0.0032 (0.64)	0.0156* (1.68)	-0.0019 (-0.38)
$\ln H$	0.1281*** (3.07)	0.0968** (2.16)	0.2344*** (5.20)	0.1162*** (2.73)	0.1089** (2.08)	0.1102*** (2.84)
$\ln S^{fo} I(q \leq \gamma)$	0.0009 (0.29)	-0.0009 (-0.31)	-0.0108** (-2.56)	-0.0053 (-1.57)	-0.0041 (-0.82)	-0.0075*** (-3.04)
$\ln S^{fo} I(q > \gamma)$	0.0113** (2.59)	0.0084* (1.84)	0.0125*** (2.81)	0.0077** (1.99)	0.0173** (2.49)	0.0109*** (3.01)
<i>C</i>	-0.2330** (-2.44)	-0.2071** (-2.09)	-0.4002*** (-3.987)	-0.2333** (-2.46)	-0.3482** (-2.61)	-0.1676* (-1.92)
Adj-R ²	0.3985	0.2270	0.5718	0.3556	0.5565	0.2981
Sargan 检验(P)	2.2758 (0.1314)	1.817 (0.1776)	2.307 (0.1287)	0.2499 (0.6171)	0.2453 (0.6204)	0.0078 (0.9295)
Wald 检验	13.9146	7.7961	59.7863	23.1141	27.6316	27.9288

投资对纯粹技术进步的逆向溢出效应显著为正,在门槛值之下,对外投资对纯粹技术进步的逆向溢出效应不显著或为负。

此外,表4和表5的结果显示, $\ln H$ 在大多数模型里的系数显著为正,表明高水平的人力资本是我国全要素生产率增长和技术进步的重要源泉。但是 $\ln S^d$ 对国内全要素生产率和技术进步的作用却不明显。如何提高R&D资源的配置效率,仍然是各级政府急需解决的问题。

四、结论与建议

本文应用我国2003~2009年间的省际面板数据,实证检验了我国对外投资的逆向溢出效应,并测算了引发积极逆向溢出效应的各吸收能力变量的门槛水平。通过实证检验,我们得到以下基本结论。

回归结果显示,对外直接投资在中国省份的逆向技术溢出存在明显的区域差异。对外直接投资仅对东部地区的全要素生产率、技术进步和技术效率产生了显著正的逆向溢出,广大中西部地区并未能从对外投资中获得正面效应。由这一结果可以看出,积极的逆向溢出效应发生在经济发达地区。这表明,类似FDI和国际贸易,对外投资的逆向技术溢出也可能存在基于某种吸收能力的门槛特征。

其次,我们选择R&D强度、人力资本、经济发展、技术差距、金融发展、对外开放程度6个指标,检验了地区吸收能力对全要素生产率和纯粹技术进步逆向溢出效应的影响。实证结果表明,地区的R&D强度、人力资本等吸收能力对逆向溢出有显著

的影响。当这些指标达到或超过门槛值时,对外投资的逆向技术溢出效应会出现显著提升,即对外投资对技术进步的逆向溢出表现出明显的门槛特征。

综合以上实证研究结论,我们认为对外投资对不同地区的影响存在显著差异。目前在我国一些经济发展较快的地区,通过对外投资已经可以对当地技术进步产生积极的作用,但对广大中西部地区而言,因为经济发展水平、人力资本素质、R&D投入强度、金融发展程度等指标没能达到能够引发对外投资逆向溢出的门槛值,所以这些地区的对外投资还不能提升当地的技术水平。因此,为了充分实现对外投资的逆向技术溢出,政府应该针对地区发展的不平衡性,采取差异化的政策措施:对经济发展程度较高、吸收能力较强的地区应支持其加大技术获取型对外投资力度,尤其应当加大对研发资本存量丰富的国家的对外直接投资力度,力争通过灵活多样的投资方式有效吸收利用国外丰富的研发资源;对经济发展水平较落后、吸收能力较差的地区则应以培养吸收能力为主,具体包括加大教育投入力度,提高人力资本水平、提高R&D投入、完善金融体制、加强对外开放等,使其达到门槛之上,以利于逆向技术溢出效应的发挥。

(作者单位:武汉大学经济与管理学院;责任编辑:蒋东生)

注释

① L-P(2001)方法使用流量数据表示对外投资活动,考虑到短期流量的波动性,本文以对外直接投资存量数据代替。

②详细的证明见李子奈:《高等计量经济学》,清华大学出版社,2000年。

参考文献

- (1) Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan S. and Sayek, S., 2004, FDI and Economic Growth: the Role of Local Financial Markets, *Journal of International Economics*, Vol.64, pp.89~112.
- (2) Barro R. and Lee J. W., 1993, International Comparison of Educational Attainment, *Journal of Monetary Economics*, Vol.3, pp.363~394.
- (3) Benhabib J. and Spiegel M., 1994, The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-country Data, *Journal of Monetary Economics*, Vol.34, pp.143~173.
- (4) Bitzer, J. and Kerekes, M., 2008, Does Foreign Direct Investment Transfer Technology Across Borders? New Evidence, *Economics Letters*, Vol.100, pp.355~358.

(5)Bitzer, J. and Gorg, H., 2009, Foreign Direct Investment, Competition and Industry Performance, *The World Economy*, Vol.32, pp. 21~233.

(6)Borensztein, E. and Gregorio, Lee, 1998, How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?, *Journal of International Economics*, Vol.45, pp.115~135.

(7)Caves D. W., Christensen L. R. and Diewart, W. E., 1982, The Economic Theory of Index Numbers and Measurement of Input, Output and Productivity, *Econometrica*, Vol.50, pp.1393~1414.

(8)Coe, D. T. and E. Helpman, 1995, International R&D Spillovers, *European Economic Review*, Vol.39, pp.859~887.

(9)Dierk Herzer, 2010, The Long-Run Relationship between Outward FDI and Total Factor Productivity: Evidence for Developing Countries, working paper.

(10)Driffield, N., Love, J. H. and Taylor, K., 2009, Productivity and Labor Demand Effects of Inward and Outward FDI on UK Industry, *The Manchester School*, Vol.77, pp. 171~203.

(11)Driffield, N. and Chiang, M., 2009, The Effects of Offshoring to China: Reallocation, Employment and Productivity in Taiwan, *International Journal of the Economics of Business*, Vol.16, pp. 19~38.

(12)Fare, R., Grosskopf, S., Norris, M. and Zhang, Z., 1994, Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries, *American Economic Review*, Vol.84, pp.66~83.

(13) Findlay, R., 1978, Relative Backwardness, Direct附录:各变量的门槛值估计图(以TFP为因变量)

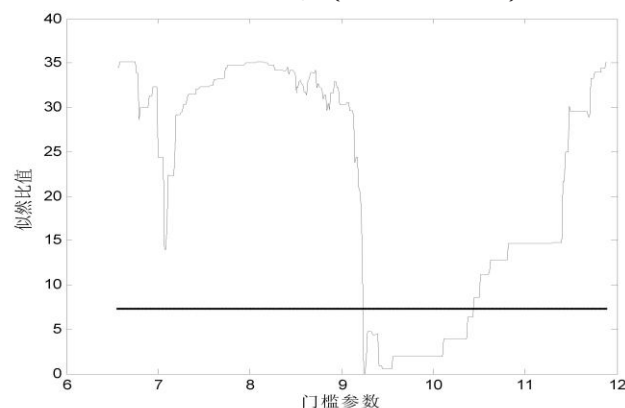


图2 人力资本的门槛估计值

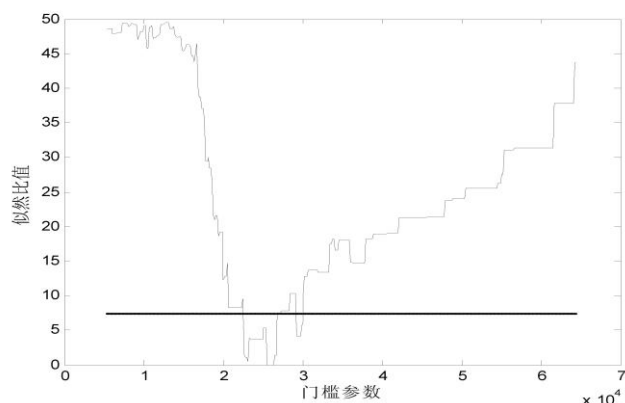


图3 人均GDP的门槛估计值

Foreign Investment and the Transfer of Technology: A Simple Dynamic Model, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.92, pp.1~6.

(14)Fosfuri Andrea and Motta Massimo, 1999, Multinational without Advantages, *Scandinavian Journal of Economic*, Vol.101, pp.617~630.

(15)Glass, A. and Saggi, K., 1998, International Technology Transfer and the Technology Gap, *Journal of Development Economics*, Vol.55, pp.369~398.

(16)Hansen B. E., 1999, Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference, *Journal of Econometrics*, Vol.93, pp.345~368.

(17)Hermes Lensink, 2003, Foreign Direct Investment, Financial Development and Economic Growth, (下转第66页)

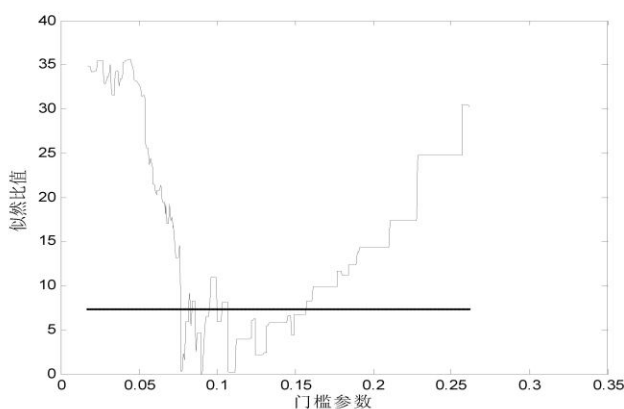


图4 技术差距的门槛估计值

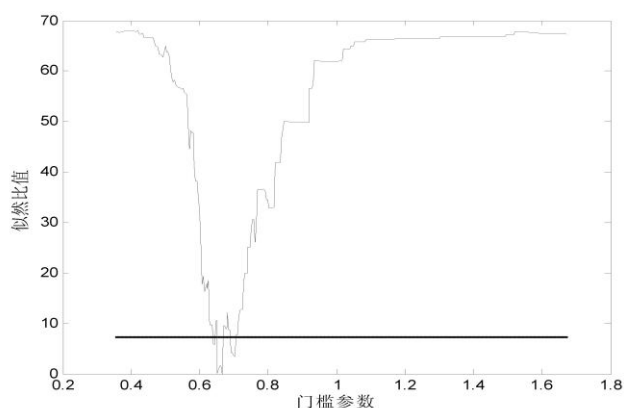


图5 金融发展的门槛估计值

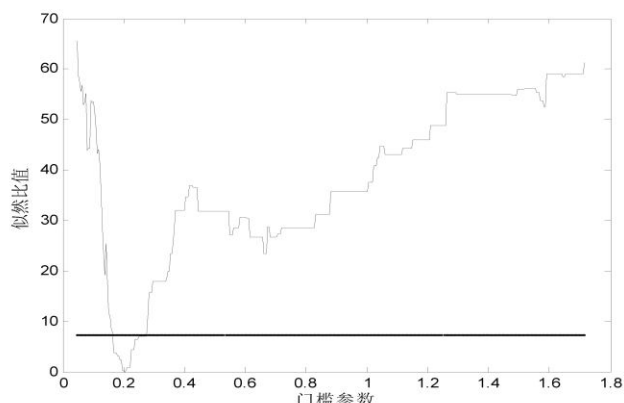


图6 贸易开放度的门槛估计值

致外部冲击实际上对各地影响是非对称的;而且,在国内相关政策(例如,中部崛起、西部开发,或其他财政的刺激政策)的干预之下,各地呈现冷热不均的地区差异状态。上述地区差异性的加总,最终才使得汇率对物价的传递效应变得不显著。

(作者单位:中国社会科学院世界经济与政治研究所全球宏观经济研究室,责任编辑:蒋东生)

注释

①西部大开发战略的提出,始于2000年1月,当时国务院成立了西部地区开发领导小组。此后,在2001年3月的九届全国人大四次会议上,通过的《十五计划》,对实施西部大开发战略再次进行了具体部署。而2002年则是2003年的实质进展阶段。

②2004年3月,温家宝总理在政府工作报告中,首次明确提出促进中部地区崛起。2004年12月,中央经济工作会议再次提到促进中部地区崛起。2005年3月,温家宝总理在政府工作报告中提出:抓紧研究制定促进中部地区崛起的规划和措施。2006年初,中部崛起被写入《十一五》。

参考文献

(1) Bailliu, J. and Fujii E., 2004, Exchange Rate Pass Through and the Inflation Environment in Industrialized Countries: An Empirical Investigation, Bank of Canada, Working Paper, No. 21.

(2) Fuentes, M., 2007, Pass Through to Import Prices: Evidence From Developing Countries, Pontificia Universidad Catlica De Chile, Documento de Trabajo, No. 320.

(3) Herzberg V., Kapetanios, K. and Price, S., 2003, Import Prices and Exchange Rate Pass Through: Theory and Evidence from the United Kingdom, Bank of England, Working

Paper, No. 182.

(4) Ito Takatoshi, Yuri N. Sasaki and Kiyotaka Sato, 2005, Pass Through of Exchange Rate Changes and Macroeconomic Shocks to Domestic Inflation in East Asian Countries, RIETI, Discussion Paper Series, E2020.

(5) Marazzi, M. and N. Sheets, 2007, Declining Exchange Rate Pass Through to U. S. Import Prices: The Potential Role of Global Factors, Journal of International Money and Finance, Vol.26, pp. 924~947.

(6) Mishkin, Frederic S., 2008, Exchange Rate Pass Through and Monetary Policy, At the Norges Bank Conference on Monetary Policy, Oslo, Norway, March 7.

(7) Mumtaz, H. and Wang Jian, 2006, Exchange Rate Pass Through into UK Import Prices, Bank of England, Working Paper, No. 312.

(8) 卜永祥:《人民币汇率变动对国内物价水平的影响》,《金融研究》,2001年第3期。

(9) 陈六傅、刘后俊:《人民币汇率的价格传递效应:基于VAR模型的实证分析》,《金融研究》,2007年第4期。

(10) 范志勇、向弟海:《汇率和国际市场价格冲击对国内价格波动的影响》,《金融研究》,2006年第2期。

(11) 耿强、张永杰、朱牡丹:《中国的通胀、通胀预期与人民币有效汇率——开放新凯恩斯混合菲利普斯曲线框架下的实证分析》,《世界经济文汇》,2009年第4期。

(12) 李颖:《人民币升值对通货膨胀抑制效应的实证分析》,《经济科学》,2008年第5期。

(13) 吕剑:《人民币汇率变动对国内物价传递效应的实证分析》,《国际金融研究》,2007年第8期。

(14) 倪克勤、曹伟:《人民币汇率变动的不完全传递研究:理论与实证》,《金融研究》,2009年第6期。

(15) 王晋斌、李南:《中国汇率传递效应的实证分析》,《经济研究》,2009年第4期。

(上接第32页) The Journal of Development Studies, Vol.40, pp.142~163.

(18) Jaya Prakash Pradhan and Neelam Singh., 2009, Outward FDI and Knowledge Flows: A Study of the Indian Automotive Sector, International Journal of Institutions and Economics, Vol.1, pp.156~187.

(19) Kogut, B. and Chang, S. J., 1991, Technological Capabilities and Japanese Direct Investment in the United States, Review of Economics and Statistics, Vol.73, pp.401~413.

(20) Kokko, A., 1994, Technology, Market Characteristics and Spillovers, Journal of Development Economics, Vol.43, pp.279~293.

(21) Vahter, P. and Masso, J., 2005, Home versus Host Country Effects of FDI: Searching for New Evidence of Productivity Spillovers, Bank of Estonia Working Papers.

(22) Van Pottelsberghe de la Potterie, B. and Lichtenberg, F., 2001, Does Foreign Direct Investment Transfer Technology across Borders?, The Review of Economics & Statistics, Vol.83, pp.490~497.

(23) Wang, J. and Blomstrom, M., 1992, Foreign Investment and Technology Transfer: A Simple Model, European Economic Review, Vol.36, pp. 37~155.

(24) Xu, B., 2000, Multinational Enterprises, Technology Diffusion and Host Country Productivity Growth, Journal of Development Economics, Vol.62, pp.477~493.

(25) 黄凌云、徐磊、冉茂盛:《金融发展、外商直接投资与技术进步——基于中国省际面板数据的门槛模型分析》,《管理工程学报》,2009年第3期。

(26) 阚大学:《对外直接投资的反向技术溢出效应》,《商业经济与管理》,2010年第6期。

(27) 刘明霞:《中国对外直接投资的逆向技术溢出效应》,《中南财经政法大学学报》,2010年第3期。

(28) 王英、刘思峰:《国际技术外溢渠道的实证研究》,《数量经济技术经济研究》,2008年第4期。

(29) 张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算:1952~2000》,《经济研究》,2004年第10期。

(30) 张军、金煜:《中国的金融深化和生产率关系的再检测:1987~2001》,《经济研究》,2005年第11期。

(31) 张宇:《FDI技术外溢的地区差异与吸收能力的门限特征》,《数量经济技术经济研究》,2008年第1期。

(32) 赵伟、古广东、何元庆:《外向FDI与中国技术进步:机理分析与尝试性实证》,《管理世界》,2006年第7期。

(33) 周春应:《对外直接投资逆向技术溢出效应吸收能力研究》,《山西财经大学学报》,2009年第8期。