

服务业双向 FDI 的生产率效应研究

——基于人力资本的面板门槛模型估计

王恕立¹, 胡宗彪²

(1. 武汉理工大学 经济学院, 湖北 武汉 430070;

2. 中南财经政法大学 工商管理学院, 湖北 武汉 430073)

摘 要:文章采用中国服务业 13 个分行业 2004—2011 年的面板数据,考察了双向 FDI 的生产率(TFP)效应。结果表明,内向 FDI、国内研发、资本劳动比以及不变价工资对中国服务业生产率具有显著的促进作用,而外向 FDI 与行业结构未表现出显著的正向溢出效应。此外,文章还发现服务业利用外资与对外投资之间存在微弱的相互促进关系,且内向 FDI 与外向 FDI 的生产率效应存在明显的行业差异;与针对中国总体 FDI 的研究文献相比,文章并未发现人力资本在平均意义上对服务业生产率产生提升作用,且对双向 FDI 生产率效应的影响存在显著的门槛特征,可能原因在于中国服务业仍以传统的低端服务业为主,而大批高学历劳动者的进入导致了人力资本的低效率。

关键词:服务业生产率;人力资本;门槛特征

中图分类号:F062.9;F063.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)11-0090-12

一、引 言

根据新经济增长理论,一国经济的长期持续增长取决于内生技术进步。在开放条件下,技术进步除了依赖于国内研发(R&D)资本外,还依赖于外国研发资本的生产率溢出(productivity spillover)。一般而言,国际生产率溢出包括物化型(embodied)和非物化型(disembodied)两大类。其中,前者主要集中在出口、进口、外国直接投资(即内向 FDI, inward FDI, 简称为 IFDI)和对外直接投资(即外向 FDI, outward FDI, 简称为 OFDI)等方面,我们将内向 FDI 和外向 FDI 合称为“双向 FDI”。对中国而言,服务业跨国公司已成为对外直接投资的主力军,特别是在加入 WTO 后,服务领域的外向 FDI 得到了前所未有的发展。服务业外向 FDI 流量占 OFDI 总额的比重从 2003 年的 25.4%

收稿日期:2013-08-26

基金项目:国家社会科学基金项目《我国服务业双向 FDI 互动发展机制及生产率效应研究》(13BJY008);教育部人文社科项目《基于对外直接投资的企业经营要素流动机理与模式研究》(12YJA790138)

作者简介:王恕立(1964—),男,湖北天门人,武汉理工大学经济学院教授,博士生导师;

胡宗彪(1984—),男,湖北巴东人,中南财经政法大学工商管理学院讲师,经济学博士。

攀升至 2008 年的 82.5%,之后虽有所下降,但仍维持在 65%以上(2011 年为 65.4%)。服务业内向 FDI 流量占 IFDI 总额的比重则从 2003 年的 24.9%上升至 2011 年的 50.2%。可见,中国双向 FDI 向服务领域转移的趋势与世界趋势基本一致。因此,在 FDI 逐步向服务领域转移的背景下,本文考察中国服务业双向 FDI 对自身生产率(而非制造业)的影响及其行业差异和门槛特征,这有助于我们认识服务业利用外资与对外投资的生产率效应及其特征。

二、文献述评

降低服务价格、改进服务质量、增加服务种类和知识溢出是服务业 FDI 的四大效应(Fernandes 和 Paunov,2012)。近年来,有学者采用行业层面(Arnold 等,2012)或企业层面(Fernandes 和 Paunov,2012)数据研究发现,服务业 FDI 能够显著促进制造业生产率提升;但也有研究显示,这种效应是不显著甚至是负面的(Doytch 和 Uctum,2011)。可见,目前对服务业 FDI 生产率效应的研究仍局限于制造业或全行业,较少有文献涉及对服务业自身生产率的影响。事实上,知识和技能的扩散使商务服务业 FDI 的最大收益是对当地经济的溢出效应,特别是 FDI 对商务服务业的生产率具有间接的正向作用,且可改善商务服务业的质量和范围(Stare,2001)。

与内向 FDI 的生产率效应研究相比,学者们对外向 FDI(特别是服务领域)的逆向生产率效应关注不够。Coe 和 Helpman(1995)(简称 CH 模型)最先运用国际 R&D 溢出回归方法证明了发达国家之间存在通过进口的 R&D 溢出效应。Van Pottelsberghe de la Potterie 和 Lichtenberg(2001)(简称 LP 模型)的研究显示,利用外资与对外投资对本国 TFP 的影响弹性分别为-0.006(不显著)和 0.072(显著)。近年来,国内学者也开始对中国外向 FDI 的逆向生产率效应进行研究,但结论不尽一致。有文献显示外向 FDI 对 TFP 有积极影响(赵伟等,2006);也有文献表明该效应存在明显的地区差异(李梅、柳士昌,2012);特别是王英、刘思峰(2008)的研究显示,外向 FDI 存在负向的技术外溢效应。

我们将从以下方面对现有文献进行补充和拓展:(1)专门研究服务领域的双向 FDI 对自身生产率(而不是对制造业或全行业生产率)的影响;(2)考虑到同一个服务企业可能同时存在利用外资和对外投资的情形,我们同时考察服务业双向 FDI 的生产率效应及其行业差异;(3)前期文献以整体服务业为研究对象,使用的是省际面板数据,而服务业的构成庞杂、性质差异明显和目标多元等特征使我们有必要采用分行业面板数据,以控制行业特征对生产率的影响;(4)考察人力资本影响双向 FDI 生产率效应的门槛特征。

三、模型、变量与数据

(一)模型设定

Coe 和 Helpman(1995)给出的国际 R&D 溢出的基本计量模型为:

$$\ln F_i = \alpha_i^0 + \alpha_i^d \ln(S_i^d) + \alpha_i^f \ln(S_i^f) \quad (1)$$

其中, F 代表全要素生产率, S^d 表示国内 R&D 资本存量, S^f 表示通过进口渠道获得的国外 R&D 资本存量。在此基础上, LP(2001)首次将对外直接投资作为溢出渠道引入模型。借鉴这一思路,本文构建如下计量模型:

$$\ln TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(rdg_{it}) + \beta_2 \ln(idi_{it}) + \beta_3 \ln(odi_{it}) + e_{it} \quad (2)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示行业和时间, TFP 、 rdg 、 idi 、 odi 分别表示全要素生产率、国内研发投入强度、内向 FDI、外向 FDI。Bowlus 和 Robinson(2012)指出,人力资本的数量和价格对于理解经济学中的一些关键问题具有重要意义,因此,同时考虑各行业的人力资本数量(hum)和价格($wage$)。为了考察人力资本数量在双向 FDI 影响生产率中的作用,我们引入 hum 和 odi 与 idi 的交叉项。考虑到同一企业可能同时存在利用外资和对外投资的情形,引入内向 FDI 与外向 FDI 的交互项,从而得到:

$$\begin{aligned} \ln TFP_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln(rdg_{it}) + \beta_2 \ln(idi_{it}) + \beta_3 \ln(odi_{it}) + \beta_4 \ln(wage_{it}) \\ & + \beta_5 \ln(hum_{it}) + \beta_6 \ln(idi_{it}) \times \ln(hum_{it}) + \beta_7 \ln(odi_{it}) \\ & \times \ln(hum_{it}) + \beta_8 \ln(idi) \times \ln(odi) + u_i + \lambda_t + e_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

此外,我们还控制了资本劳动比(kl)和行业结构($stru$),以避免遗漏重要解释变量所带来的内生性问题。鉴于国外服务业分行业的 R&D 资本存量无法获得,且采用绝对量指标还受到货币单位及价格因素的影响,甚至是双向因果关系带来的联立性偏误, idi 和 odi 均采用比例指标(Herzer, 2012)。行业固定效应(u_i)用来控制不随时间变化的个体差异因素,如行业特征;时间固定效应(λ_t)用来控制不随行业变化的时间因素,如国家宏观政策、服务贸易开放度、信息化水平(如互联网普及率和电话普及率)等。 e_{it} 表示随机扰动项。为了降低异方差及时间趋势因素的影响,各变量均做了对数化处理。

(二)变量及数据处理

1. 被解释变量:服务业分行业生产率(TFP)。各行业 TFP 的测算采用序列 DEA-Malmquist 生产率指数法,其相对于传统的当期 DEA 方法可以排除技术退步的可能性。2004—2010 年的 Malmquist 生产率指数来源于王恕立和胡宗彪(2012)的测算结果,2011 年的根据相同方法计算得到。在模型估计时,参考李梅和柳士昌(2012)的做法,本文将 Malmquist 生产率指数转换为以 2004 年为基期的累积变化率形式,即 2004 年的 TFP 为 1,2005 年的 TFP 等于 2004 年的 TFP 乘以 2005 年 Malmquist 生产率指数,依此类推。

2. 核心解释变量:内向 FDI 与外向 FDI。我们用内向 FDI 和外向 FDI 占行业增加值的比重表示各行业利用外资及对外投资的强度,^① 分别用 idi 和 odi 表示。一般而言,在其他条件不变时,投资额与技术溢出成正比,所以这种衡量方法与 LP(2001)模型的基本思想一致,且采用比例数据可以消除价格因素的影

响。2004—2011 年的外向 FDI 数据来自历年《中国对外直接投资统计公报》,内向 FDI 数据来自《中国统计年鉴 2005—2012》。暂无统计的 2005 年和 2004 年金融业外向 FDI 分别用 2006 年和 2007 年的平均值、2005 年和 2006 年的平均值代替。双向 FDI 为 0 的行业用 0.000001 代替,以避免对数化处理导致样本减少。作为稳健性检验指标,用内向 FDI 和内向 FDI 占行业固定资产投资的比重表示利用外资和对外投资的强度,分别用 idi_2 和 odi_2 表示。最后,根据各年人民币汇率(年平均价)将增加值和固定资产投资数据转换为美元。

3. 控制变量。研发资本投入(rdg),采用 R&D 经费内部支出占相应行业增加值的比重表示。根据历年《中国科技统计年鉴》,R&D 经费内部支出按执行部门可分为企业(主要是大中型工业企业)、研究与开发机构、高等学校和其他四类。“企业”中的 R&D 主要集中在“大中型工业企业”(2003—2010 年均占 70%以上),由此推断服务企业内的 R&D 经费相对较少。《中国科技统计年鉴 2005—2011》只公布了“研究与开发机构”及“规模以上工业企业”的“按行业分 R&D 经费内部支出”数据,不过《中国统计年鉴 2011》中的表 20—76 公布了 2009 年“按行业及活动类型分的全国 R&D 经费支出”。因此,我们采用如下方法估算服务业各行业的 R&D 经费。首先,将 2009 年各行业 R&D 经费减去“研发机构”的 R&D 经费,得到服务企业 R&D 经费,合计 997.1 亿元,^②这一数值小于 2009 年“企业”R&D 减去“大中型工业企业”后的数值(1 038.4 亿元),符合逻辑推断;其次,计算 2009 年“服务企业”合计 R&D 经费占“企业”R&D 经费的比例,为 $997.1 / 4\ 248.6 \times 100\% = 23.47\%$,并按这一比例折算出其他年份的服务企业 R&D 经费合计数,即“企业”R&D 经费内部支出 $\times 23.47\%$;最后,按如下公式计算:2004—2010 年各行业的 R&D 经费 = 服务企业 R&D $\times (2009 \text{ 年各行业 R\&D} / 2009 \text{ 年服务企业 R\&D}) + \text{研发机构 R\&D}$,2011 年各行业 R&D = 2010 年 R&D $\times (1 + 2004 \text{ 年至 } 2010 \text{ 年的年均几何增长率})$ 。

人力资本的数量和价格。我们用劳动力平均受教育年限来衡量人力资本数量(hum),计算公式为:大专及以上学历比重 $\times 16 +$ 高中比重 $\times 12 +$ 初中比重 $\times 9 +$ 小学比重 $\times 6$ 。由于缺乏全社会就业人员工资,我们用分行业城镇单位就业人员的平均实际工资指数作为代理变量,2004—2010 年的原始数据取自《中国劳动统计年鉴 2011》(上年=100),2011 年的增长指数(上年=100)用 2010 年的代替,最后将其换算为 2004 年为 100 的累积增长指数。作为稳健性检验指标,将大专及以上学历的受教育年数(16 年)设为大专 15 年、大学 16 年、研究生及以上 19 年,重新计算人均受教育年限(hum_2);同时,将大专及以上学历的受教育程度劳动者定义为高等技能劳动(hig)。2004—2010 年的就业人员受教育程度来自《中国劳动统计年鉴 2005—2011》,2011 年根据 2010 年数据 $\times (1 + 2004 \text{ 年至 } 2010 \text{ 年的平均几何增长率})$ 计算得到。

此外,我们用资本劳动比(kl)表示每个劳动力的资本技术水平,2004—2010 年各行业资本存量(2004 年不变价)和劳动力数据来源于王恕立、胡宗彪(2012),2011 年数据根据相同的处理说明和方法得到;用分行业增加值占 GDP 的比重来衡量服务业内部的行业结构变迁(stru)。表 1 报告了各变量的定义及基本统计量。

表 1 变量的统计性描述与定义

变量名称	样本量	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值	变量定义
TFP	104	1.207	1.160	0.214	0.847	1.811	全要素生产率;Malmquist 生产率指数
rdg	104	2.540	0.148	6.452	0.000	26.55	国内研发强度;研发经费内部支出/行业增加值
kl	104	40.33	11.74	78.39	0.536	364.6	资本劳动比例;资本存量/就业人数
stru	104	2.910	2.098	2.195	0.403	9.187	服务行业结构;服务业分行业增加值/GDP
wage	104	150.6	145.3	39.33	100.0	279.1	人力资本价格;各行业的平均实际工资指数
hum	104	11.82	12.06	1.725	9.014	14.46	人力资本水平:人均受教育年限(设定方法 1)
hum2	104	11.67	11.91	1.660	8.986	14.31	人力资本水平:人均受教育年限(设定方法 2)
hig	104	33.09	34.65	21.42	3.400	71.20	人力资本水平:各行业高技能劳动者人数/总劳动者人数
odi	104	1.822	0.294	4.830	0.000	26.89	对外投资强度;外向 FDI 流量/行业增加值
odi2	104	19.57	0.470	55.30	0.000	374.5	对外投资强度;外向 FDI 流量/行业固定资产投资
idi	104	2.089	1.319	2.396	0.002	9.804	利用外资强度;内向 FDI 流量/行业增加值
idi2	104	7.094	4.358	10.06	0.007	55.82	利用外资强度;内向 FDI 流量/行业固定资产投资

注:《国民经济行业分类》(GB/T4754—2002)将中国服务业细分为 15 个子行业,由于“公共管理和社会组织”及“国际组织”的外向 FDI 数据大量缺失,我们将剩余 13 个行业 2004—2011 年面板数据作为样本,包括:交通运输、仓储和邮政业;信息传输、计算机服务和软件业;批发和零售业;住宿和餐饮业;金融业;房地产业;租赁和商务服务业;科学研究、技术服务和地质勘查业;水利、环境和公共设施管理业;居民服务和其他服务业;教育;卫生、社会保障和社会福利业;文化、体育和娱乐业。

四、实证结果分析

(一)可能的内生性问题及检验

内生性问题会导致 OLS 估计结果有偏,是经验研究中必须重点关注的一个方面。为了规避遗漏重要解释变量和测量误差问题,我们将前期文献已经确认的对生产率有重要影响的变量作为控制变量,并使数据来源和处理尽量可靠。对于双向因果关系,通过内向 FDI 或外向 FDI,国内企业在与国外企业及科研机构合作和联系的过程中能够通过示范模仿、竞争、产业关联以及人员流动等机制提升生产率;同时,国外企业可能更青睐于东道国生产率更高的行业,对外投资也可能更倾向于发生在生产率水平较高的行业。国内 R&D 强度和行业结构也可能存在类似的双向因果关系。因此,我们采用 GMM 距离检验(又称 C 检验)(Baum 等,2003)与 Davidson 和 MacKinnon(1993)提出的内生性检验。当两种检验的结果不一致时,以前者为准。鉴于 GMM 在异方差情形下比单纯的 IV 估计更为有效(Baum 等,2003),我们将 rdg、stru、odi、idi 以及所有交互项的一期和两期滞后项作为 IV 进行 GMM 估计。结果显示,两种检验的结果基本一致,所有模型在 5%水平上均不能拒绝将被检验变量视为外生的原假设。因此,设定的模型不存在内生性问题。

(二)服务业双向 FDI 的生产率效应：总体样本及稳健性

1. 服务业双向 FDI 的生产率效应。表 2 报告了总体样本的固定效应估计结果。可以看出,对中国服务业生产率具有显著正向作用的变量有国内研发、平均实际工资以及外国直接投资,这与 Stare (2001)、Mirodout (2006)、王英和刘思峰 (2008) 等的结论基本一致。这说明对中国而言,研发创新始终是生产率增长的主要源泉,在开放经济条件下,虽然可以通过各种渠道获取国外先进技术,但必须建立在自主创新的基础上。工资系数显著为正且最大,表明人均工资增加对劳动者的正向激励能够抵消企业生产成本提高带来的负面效应。可见,样本期内的平均工资增加对中国服务业生产率增长起到了关键性作用,现阶段不变价工资增长对于激励劳动者更加努力工作从而提高技术效率及行业生产率的作用不可小视。服务业内向 FDI 对自身生产率存在显著的积极影响,表明 FDI 逐步向中国服务领域转移有助于行业生产率提升,国家鼓励外资进入服务领域的政策倾向是正确的。

资本密集度的系数显著为正,表明资本深化对中国服务业生产率具有促进作用。服务业行业比例提高没有对自身生产率产生促进作用,说明目前我国服务业以传统的低端服务业为主,具有高技术含量的现代服务业还处于初级发展阶段。外向 FDI 没有对中国服务业生产率产生显著的正向作用,可能是因为服务业对外投资的动机主要是寻求国外市场而非管理经验和经营技术。这与前期的部分针对中国总体外向 FDI 的研究结论一致,如王英和刘思峰 (2008) 以及李梅和柳士昌 (2012) 的全国范围检验结果。人力资本水平对中国服务业生产率不存在显著的正向作用,^③可能原因在于人力资本的构成部分存在异质性 (Vandenbussche 等, 2006), 且受教育程度只是为生产率提升提供了一种可能性,其必然性还依赖于将所学知识应用于特定行业形成经验知识的能力。令人诧异的是,人力资本并没有发挥出应有的强化吸收能力的作

表 2 总体样本的固定效应估计结果

	lnTFP			
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnrdg	0.033** (2.78)	0.033** (2.74)	0.036*** (3.94)	0.039*** (3.79)
lnkl	0.047* (2.32)	0.045 (1.42)	0.081* (2.14)	0.106*** (3.77)
lnstru	-0.342** (-2.90)	-0.343** (-2.93)	-0.269* (-2.10)	-0.319 (-1.83)
lnwage	1.258*** (5.31)	1.264*** (5.20)	0.986*** (3.97)	1.071*** (3.40)
lnhum	-0.973** (-3.16)	-0.975** (-3.27)	-0.587 (-1.86)	-0.489 (-1.58)
lnodi	-0.003 (-1.65)	0.003 (0.04)	0.008 (0.12)	-0.106 (-0.98)
lnidi	0.009 (0.99)	0.009 (0.98)	0.775*** (4.15)	0.758*** (4.02)
lnodi×lnhum		-0.002 (-0.08)	-0.004 (-0.16)	0.045 (0.99)
lnidi×lnhum			-0.302*** (-4.07)	-0.286*** (-3.76)
lnidi×lnodi				0.005 (1.17)
Constant	-3.140*** (-8.14)	-3.158*** (-8.02)	-2.961*** (-7.78)	-3.570*** (-9.43)
R ²	0.748	0.748	0.779	0.788
F 值	7467	203.4	11657	1654
C 检验 (P)	0.147	0.385	0.456	0.593
D-M 检验 (P)	0.385	0.606	0.830	0.215

注：观测数为 104，截面数为 13；R² 为组内拟合优度；括号内的数字为经过 Driscoll 和 Kraay (1998) 调整的稳健 t 值，序列相关的最大滞后期根据 $m(T) = \text{floor}[4(T/100)^{(2/9)}]$ 计算为 2。***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。限于篇幅，行业和时间虚拟变量的估计结果没有给出。下表同。常规标准误显示，lnidi×lnodi 在 10% 水平上显著为正。

用,可能的原因是:我国服务业主要以传统服务业为主,且高校的不断扩招使大量高学历劳动者进入了低学历劳动者即可胜任的服务岗位,导致人力资源配置错位,降低了高学历劳动者的工作积极性(技术效率下降),从而不利于双向 FDI 的生产率溢出。最后,内向 FDI 与外向 FDI 的交互项系数为正,但只在常规标准误下显著。在行业差异性检验中,常规标准误及 Driscoll 和 Kraay(1998)的稳健标准误下均显著为正。可见,我国服务领域的外资流入能够进一步促进中国服务企业走出去,反之亦然。

2. 总体样本的稳健性检验。我们从四个方面进行稳健性分析:第一,保持人力资本(hum)不变,用 odi2 和 idi2 表示双向 FDI;其次,保持 odi 和 idi 不变,用 hum2 表示人均受教育年限;第三,保持 odi 和 idi 不变,用高技能劳动比例(hig)表示人力资本状况;第四,同时改变人力资本、利用外资以及对外投资指标,即采用 hum2、idi2 和 odi2。结果表明,上述结论没有因核心解释变量的测度指标变化而产生实质性改变。^④

(三)服务业双向 FDI 的生产率效应:行业差异

借鉴王恕立和胡宗彪(2012)的做法,我们将服务业分为生产性和生活性两大类。以生活性服务业为基准组,引入生产性服务业虚拟变量(dp)。在式(3)的基础上,进一步引入交叉项变量 $dp \times \ln hum$ 、 $dp \times \ln idi$ 、 $dp \times \ln odi$ 、 $dp \times \ln odi \times \ln hum$ 和 $dp \times \ln idi \times \ln hum$ 。结果显示:(1)生活性与生产性服务业的人力资本系数均为负,但后者的负面作用低于前者;(2)生活性与生产性服务业内向 FDI 对生产率均存在正向影响,且后者高于前者;(3)生活性服务业外向 FDI 的生产率效应为负但不显著,而生产性服务业外向 FDI 的系数为正;(4)人力资本与生活性服务业外向 FDI 的交互效应为正,生产性服务业外向 FDI 与人力资本的交互效应显著低于生活性服务业且系数为负;(5)人力资本与生活性服务业内向 FDI 的交互效应显著为负,且生产性服务业内向 FDI 与人力资本的交互效应显著低于生活性服务业。可见,双向 FDI 对生产性服务业生产率的正向影响要高于生活性服务业;相反,双向 FDI 与生活性服务业人力资本的交互效应要高于生产性服务业。^④

(四)人力资本与双向 FDI 的生产率效应:门槛特征

以上结果表明,双向 FDI 对服务业分行业生产率的影响存在较大差异,这可能是由行业间发展的不平衡性导致的。由于在国民经济中的地位及政策倾斜等原因,各行业人力资本等方面存在较大差异,导致各行业形成了不同的吸收能力。以人均受教育年限为例,2004—2011 年,最高的达到 14.35 年(教育),最低的只有 9.33 年(居民服务和其他服务业)。我们采用面板门槛模型来测算服务业双向 FDI 生产率效应的人力资本门槛水平。

1. 面板门槛模型的设定及检验。当只存在一个门槛值时,Hansen(1999)将面板门槛模型设定为: $y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta'_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + e_{it}$,其中 i 和 t 分别表示个体和时间, q_{it} 为门槛变量, γ 为待估计的门槛值, $I(\cdot)$ 为示性

函数。实际上,该模型相当于一个分段函数,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 。由于要考察人力资本对内向 FDI 和向外 FDI 生产率效应的不同门槛特征,本文将两个门槛模型分别设为:

$$\begin{aligned} \ln TFP_{it} = & \beta_0 X_{it} + \beta_1 \ln hum_{it} + \beta_2 \ln idi_{it} + \beta_3 \ln hum_{it} \times \ln idi_{it} \\ & + \beta_4 \ln idi_{it} I(\ln hum \leq \gamma) + \beta_5 \ln idi_{it} I(\ln hum > \gamma) \\ & + u_i + \lambda_t + e_{it} \end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned} \ln TFP_{it} = & \lambda_0 X_{it} + \lambda_1 \ln hum_{it} + \lambda_2 \ln idi_{it} + \lambda_3 \ln hum_{it} \times \ln idi_{it} \\ & + \lambda_4 \ln idi_{it} I(\ln hum \leq \gamma) + \lambda_5 \ln idi_{it} I(\ln hum > \gamma) \\ & + u_i + \lambda_t + e_{it} \end{aligned} \tag{5}$$

其中, X 表示前文中出现的其他控制变量。在多门槛情形下,模型设定与此类似。概括而言,确定门槛值的思想是,模型残差平方和最小时对应的门槛值 $\hat{r}$ 即为求得的实际门槛值 $\hat{r}$ 。在得到门槛值之后,需要对其进行显著性和真实性检验。显著性检验就是考察 β_4 和 β_5 及 λ_4 和 λ_5 是否存在显著差异。对于真实性检验, Hansen (1999) 提供了一个简单公式以计算出拒绝域, 即当 $LR(r) > 2\log(1 - (1 - \alpha)^{1/2})$ 时, 拒绝原假设, α 表示显著性水平, 当 α 为 1%、5% 和 10% 时, LR 统计量的临界值分别为 10.59、7.35 和 5.94。

2. 面板门槛模型的估计结果。
经检验, 对式 (4) 进行双门槛回归, 结果见表 3 的列 (1) 和列 (2); 对式 (5) 进行单门槛回归, 结果见表 3 的列 (3) 和列 (4)。在向外 FDI 的门槛效应检验中, 人力资本的两个门槛值为 9.58 年^⑤ 和 12.3 年 (见图 1 和图 2)。根据表 3, 当人均受教育年限处于 9.58 年和 12.3 年之间时, 服务业外向 FDI 的生产率溢出系数显著为正 (0.024), 当低于 9.58 年或超过 12.3 年时, 生产率效应不明显。Wald 检验的 p 值为 0.027, 表明三个系数之间存在显著差

表 3 面板门槛模型的固定效应估计结果

门槛值 (人均受教育年限)	lnodi		lnidi	
	9.58 年和 12.30 年		12.20 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)
最小残差平方和	0.220		0.334	
Wald 检验 (F 值)	19.878		19.878	
Wald 检验 (P 值)	0.027		0.056	
lnrdg	0.024 [*] (1.91)	0.024 ^{**} (2.60)	0.044 ^{***} (2.85)	0.044 ^{***} (4.11)
lnkl	0.120 [*] (1.90)	0.120 ^{**} (2.68)	0.143 [*] (1.79)	0.143 ^{***} (6.27)
lnstru	-0.222 ^{**} (-2.19)	-0.222 [*] (-1.87)	-0.314 ^{**} (-2.59)	-0.314 ^{**} (-1.82)
lnwage	0.738 ^{***} (3.72)	0.738 ^{***} (4.03)	1.086 ^{***} (4.70)	1.086 ^{***} (3.58)
lnhum1	-0.488 [*] (-1.98)	-0.488 [*] (-1.86)	-0.383 [*] (-1.23)	-0.383 [*] (-1.26)
lnodi × I ($\gamma_1 < \ln hum \leq \gamma_2$)	0.024 ^{***} (3.47)	0.024 ^{***} (3.76)	-0.151 (-1.28)	-0.151 (-1.23)
lnodi × I ($\ln hum \leq \gamma_1$)	-0.059 ^{***} (-5.46)	-0.059 ^{***} (-4.33)		
lnodi × I ($\ln hum > \gamma_1$)	-0.041 ^{***} (-4.91)	-0.041 ^{***} (-6.54)		
lnidi × lnhum1	-0.254 ^{***} (-3.35)	-0.254 ^{***} (-4.69)		
lnidi × I ($\ln hum \leq \gamma$)	0.623 ^{***} (3.23)	0.623 ^{***} (4.55)	0.623 ^{***} (3.35)	0.075 ^{***} (3.48)
lnodi × lnhum1			0.062 (1.30)	0.062 (1.18)
lnidi × I ($\ln hum > \gamma$)			-0.074 ^{***} (-3.76)	-0.074 ^{***} (-5.96)
lnidi × lnodi	-0.004 (-1.57)	-0.004 ^{**} (-2.37)	0.004 (1.41)	0.004 (0.99)
Constant	-2.253 ^{***} (-2.67)	-2.253 ^{***} (-3.64)	-3.966 ^{***} (-3.97)	-3.966 ^{***} (-7.13)
R ²	0.867	0.867	0.798	0.798
F	26.381	2440.499	17.222	952.361

注: 被解释变量为 TFP 累积指数的对数值; 括号内的数字为相应 t 值, 列 (1) 和列 (3) 根据常规标准误计算, 列 (2) 和列 (4) 经过 Driscoll 和 Kraay (1998) 调整的稳健标准误计算。在门槛显著性检验中, bootstrap 的次数设为 1 000, 种子值为 1 343 729。

异,即人力资本对服务业生产率的影响存在明显的门槛特征。此外,图 1 和图 2 显示,人均受教育年限的两个门槛估计值对应的 LR 值远小于临界值 7.35 (取 5%显著性水平),因而是真实有效的。2004—2011 年,平均而言,只有 5 个行业介于 9.58 年和 12.3 年之间,低于 9.58 年和高于 12.3 年的行业分别为 3 个和 5 个。

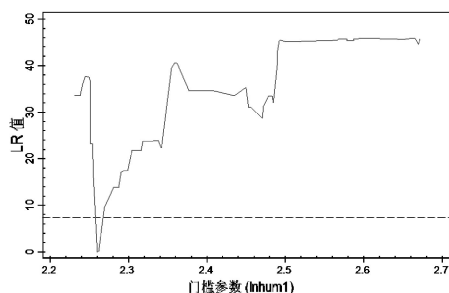


图 1 人力资本的门槛估计值 1(对 $\lnodi$)

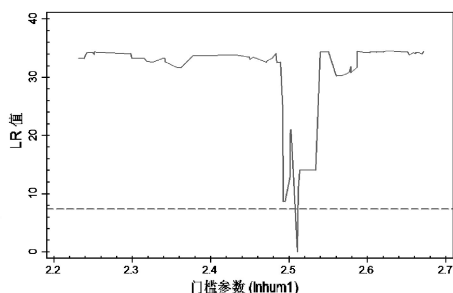


图 2 人力资本的门槛估计值 2(对 $\lnodi$)

在内向 FDI 的门槛效应检验中,人力资本的门槛值为 12.2 年(见图 3)。根据表 3,当人均受教育年限低于 12.2 年时,服务业内向 FDI 的生产率溢出系数显著为正(0.075),当超过这一水平时,生产率效应不明显。Wald 检验的 p 值为 0.056,表明两个系数之间存在显著差异,人力资本对服务业生产率的影响存在明显的门槛特征。此外,图 3 显示,人均受教育年限的一个门槛值对应的 LR 值远小于临界值 7.35,所以是真实有效的。2004—2011 年,平均而言,人均受教育年限低于 12.2 年的行业有 8 个。

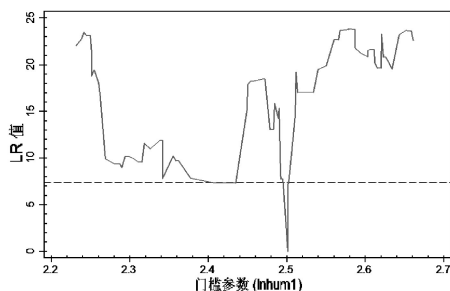


图 3 人力资本的门槛估计值(对 $\lnodi$)

可以发现,人均受教育年限超过 12.2 年(或 12.3 年)的 5 个行业均是人力资本及技术密集型行业,且大多涉及国家经济安全及民生保障,因此国家控股的企业比例较高。而中国的国有企业正处于改革的前沿,特别是国企在用人方面缺乏有效的激励机制,导致这些行业中国企业的劳动者缺乏工作积极性,现有的成熟技术和各种资源不能得到充分利用。因此,在服务业利用 FDI 和对外投资过程中,人力资本还没有起到促进作用。此外,在中国高等教育的专业设置和人才培养上,制造业方面的专业设置和人才培养相对比较精细化,培养出来的高学历劳动者大多能与社会需要相适应。但服务业的相关专业设置和人才培养可能还没有真正与社会需求相对应,如大量学习国际贸易和电子商务的毕业生进入到市场营销或销售行业的岗位中,这种所学知识与岗位不

对应的就业结构、人力资源配置错位可能是导致这一经验结果的另一原因。

五、结论与政策启示

本文主要结论如下:(1)内向 FDI、国内研发强度、实际工资以及资本密集度对中国服务业生产率具有显著的正向作用;但外向 FDI、以人均受教育年限表示的人力资本水平以及服务业各行业比重提高在现阶段还未产生积极效应;有微弱的证据表明,内向 FDI 与外向 FDI 存在一定程度的相互促进关系;人力资本与双向 FDI 的交互项均没有得到系数显著为正的结果。这些结论在改变人力资本和双向 FDI 的测度指标后依然成立。(2)双向 FDI 的生产率效应存在明显的行业差异。生产性服务业双向 FDI 均存在正向溢出效应,且要显著高于生活性服务业;但在人力资本与双向 FDI 的交互效应中,不论是与内向 FDI 还是与外向 FDI,生活性服务业人力资本的作用均要高于生产性服务业。(3)双向 FDI 生产率效应的人力资本门槛估计结果表明,人均受教育年限超过 12.2 年会对服务业内向 FDI 的生产率效应产生抑制作用,超过 12.3 年或低于 9.58 年会对服务业外向 FDI 的生产率效应产生抑制作用。

综合以上结论,我们认为国家鼓励外资进入服务领域特别是现代服务业的政策倾向是正确的和必要的,但不能因为服务企业“走出去”在现阶段还没有对国内服务业生产率产生正面作用而抹杀其走向国际的积极作用。因此,我国应继续引导服务企业积极向研发密集型国家投资,加大对研发资本存量丰富国家的对外直接投资力度。此外,鉴于服务业各行业人力资本存在的结构错位和低配,我国在制定合理可行的人力资本培育战略时应兼顾各行业对人力资本的异质性需求;在与服务业相关的高校专业设置和人才培养模式上也应做出相应调整,以满足社会真实需求。

注释:

- ① LP(2001)方法也采用了流量数据来表示对外投资活动。
- ② 在相减过程中发现“水利、环境和公共设施管理业”、“居民服务和其他服务业”和“文化、体育和娱乐业”的全国 R&D 经费小于研发机构经费,这不符合常理,所以这三项用全国 R&D 经费表示。
- ③ 在 Borensztein 等(1998)的经典文献中,部分模型也出现了人力资本变量不显著甚至显著为负的结果。
- ④ 限于篇幅,本文经过了大量压缩,感兴趣的读者可向作者(hzb1969@163.com)索要详细的版本。
- ⑤ 李梅和柳士昌(2012)对中国总体外向 FDI 的测算结果为 9.2355 年,与本文结果较为接近。

主要参考文献:

- [1] 李梅,柳士昌.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[J].管理世界,2012,(1):21—32.

- [2]王恕立,胡宗彪.中国服务业分行业生产率变迁及异质性考察[J].经济研究,2012,(4): 15—27.
- [3]王英,刘思峰.国际技术外溢渠道的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2008,(4): 153—161.
- [4]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[J].管理世界,2006,(7):53—60.
- [5]Arnold J M, Javorcik B, Lipscomb M, et al. Services reform and manufacturing performance: Evidence from India[R]. World Bank Policy Research Working Paper, No. 5948, 2012.
- [6]Baum C F, Schaffer M E, Stillman S. Instrumental variables and GMM: Estimation and testing[J]. The Stata Journal, 2003, 3(1): 1—31.
- [7]Bowlus A J, Robinson C. Human capital prices, productivity and growth[J]. American Economic Review, 2012, 102(7): 3483—3515.
- [8]Borensztein E, De Gregorio J, Lee J W. How does foreign direct investment affect economic growth? [J]. Journal of International Economics, 1998, 45(1): 115—135.
- [9]Coe D T, Helpman E. International R&D spillovers[J]. European Economic Review, 1995, 39(5): 859—887.
- [10]Davidson R, MacKinnon J. Estimation and inference in econometrics[M]. New York: Oxford University Press, 1993.
- [11]De La Potterie B V P, Lichtenberg F. Does foreign direct investment transfer technology across borders? [J]. Review of Economics and Statistics, 2001, 83(3): 490—497.
- [12]Doytch N, Uctum M. Does the worldwide shift of FDI from manufacturing to services accelerate economic growth: A GMM estimation study[J]. Journal of International Money and Finance, 2011, 30(3): 410—427.
- [13]Driscoll J C, Kraay A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J]. Review of Economics and Statistics, 1998, 80(4): 549—560.
- [14]Fernandes A M, Paunov C. Foreign direct investment in services and manufacturing productivity: Evidence for Chile[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 305—321.
- [15]Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345—368.
- [16]Herzer D. How does foreign direct investment really affect developing countries' growth? [J]. Review of International Economics, 2012, 20(2): 396—414.
- [17]Mirodout S. The linkages between open services markets and technology transfer[R]. OECD Trade Policy Working Paper, No. 29, 2006.
- [18]Stare M. Advancing the development of producer services in Slovenia with foreign direct investment[J]. The Service Industries Journal, 2001, 21(1): 19—34.
- [19]Vandenbussche J, Aghion P, Meghir C. Growth, distance to frontier and composition of human capital[J]. Journal of Economic Growth, 2006, 11(2): 97—127.

Productivity Effects of Bidirectional FDI in Service Industry: Estimation of Panel Threshold Model Based on Human Capital

WANG Shu-li¹, HU Zong-biao²

(1.School of Economics, Wuhan University of Technology, Wuhan
430070, China; 2.School of Business Administration, Zhongnan
University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: Based on the panel data of 13 service sub-sectors from 2004 to 2011, this paper empirically investigates the productivity effects of bidirectional FDI. It arrives at the following conclusions: firstly, inward FDI, domestic R&D, capital-labor ratio and wages at constant prices play the significantly positive role in the productivity of service industry, but outward FDI and industry structure have no significantly positive spillover effects; secondly, it also indicates that there exists the weak mutually positive relationship between inward and outward FDI, and the productivity effects of inward and outward FDI vary with the industry; thirdly, compared to the literature regarding to Chinese overall FDI, it does not show that human capital can promote services productivity in the average sense, but its influence on the productivity effect of bidirectional FDI has significant threshold characteristics, and the possible reason lies in the traditional low-end service industry in China, and the low efficiency of human capital resulting from the entry of a large number of highly educated workers.

Key words: services productivity; human capital; threshold characteristic

(责任编辑 周一叶)