
美国在华直接投资的引力模型分析

蒋殿春 张庆昌*

内容提要 本文基于美国跨国公司全球经营规模数据,利用扩展的引力模型估计了中国在美国对外直接投资中的相对地位,并进一步探讨了形成这种地位的原因。结果表明,在控制了东道国经济规模、人均收入水平和贸易成本等因素之后,美国对华投资仍显著低于模型的预测水平,但在制造业内,美国对华直接投资却高于“正常”水平。美国对华的投资障碍主要在服务业。禀赋水平和产业结构因素不仅是形成美国对华投资过低的主要原因,还能解释为什么近期美国对华投资相对规模不断下降。此外,虽然整体而言水平型投资在美国对外直接投资中占主流地位,但在制造业内垂直型投资的特征更强。

关键词 美国对华直接投资 引力模型 产业结构

美国是世界上最大的国际直接投资(FDI)输出国,2008年其对外直接投资占全球份额的16.8%。中国则是全球瞩目的FDI东道国之一,2008年吸收了全球6.38%的FDI。尽管中美两国间的经济关系日益密切,并成为当今世界经济中颇受关注的经济问题,但美国对华直接投资的发展却相对较慢,货物贸易依旧是双边经济关系的绝对主角。目前中国是美国的第二大贸易伙伴,2008年双方产品进出口总值达4093亿美

* 蒋殿春、张庆昌:南开大学国际经济研究所 300071 电子信箱:jdc@nankai.edu.cn(蒋殿春);zqingchang6@gmail.com(张庆昌)。

作者感谢教育部人文社科重点研究基地重大课题(2008JJD790126)和南开大学“跨国公司研究创新基地”(985项目)课题(985TNC20060101)的资助。感谢在美国Syracuse University经济系贸易研讨会上,Mary E. Lovely和Devashish Mitra等提出的建设性意见,以及匿名审稿人提出的很有价值的意见和建议,当然文责自负。

元,占美国进出口总额的12%。^①而据美国商务部经济分析局(BEA)的数据显示,2007年底,在美国企业全部海外分、子公司的总资产和销售收入中中国所占比例分别仅为0.91%和2.65%。按海外资产存量算,中国在美国跨国公司东道国中仅列第18位,与两国在世界经济中的地位不相符。

黄蔚(2005)和聂聆(2008)还注意到:在中国吸收外国直接投资的来源国中,美国的相对地位近年来一直在下滑。如表1所示,2001年美国对华直接投资占中国全部利用外资的比重为10.4%,其后该比重一路下滑至2008年的3.2%,落差明显;同期的“美国对华投资相对强度”也大幅下降,意味着相对于中国作为FDI东道国在全球中的重要地位,美国跨国公司对中国的“怠慢”程度近年来似有增无减。^②

表1 美国对华投资相对规模(2001~2008年)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
全部对华投资中美国占比(%)	10.4	10.3	7.9	6.5	5.1	4.6	3.5	3.2
美国对华投资相对强度	0.62	0.41	0.34	0.21	0.29	0.28	0.20	0.19

说明:美国对华投资相对强度=全部对华投资中美国占比/全球对外直接投资中美国占比。

数据来源:全部对华投资中美国占比由《中国统计年鉴》数据计算;美国对华投资相对强度根据联合国贸发会议数据(UNCTAD FDI Statistics)计算得出。

本文将考虑两个问题:第一,如何评价中国在美国对外直接投资中的地位?或者说,美国对华投资如此小的规模是否“正常”?这个问题不能仅比照中美两国在全球FDI中的地位或者二国巨大的双边贸易来回答,因为FDI还取决于两国间要素禀赋差异、地理距离和文化差异等因素。我们首先需要比较基准:什么是两国间FDI应当达到的“正常”规模。我们认为,引力模型考虑到了影响两国间贸易和FDI关系的主要因素,为定量分析提供了一个简单的比较基准。第二,其背后的经济原因是什么?对于这个问题,庄宗明和马明申(2007)以及柳德荣(2007)作了比较全面的分析,但仍停留在定性分析上,无法揭示主要的原因及各种因素的边际影响。

① 美国国际贸易协会数据(USITC Data Web)。

② 但需注意,表1是根据中方数据计算。由于统计口径不同等原因,中国和美国的官方数据存在较大差异。按照《中国统计年鉴》数据,2001和2007年中国实际利用美国对外直接投资金额分别是44.3和26.2亿美元,其间年均复合增长率为-8%;而根据美国商务部BEA数据,这两个年度的美国对华直接投资额分别是19.1和53.3亿美元,年均增幅18%。

一 FDI 的引力模型

国际贸易理论和经验研究中,引力模型(gravity model)取得了巨大的成功。一方面它直接来自较为严格的一般均衡模型(Anderson, 1979; Anderson and van Wincoop, 2003);另一方面其检验结果与现实较为吻合。因此,引力模型被延伸到 FDI 研究领域,用以解释 FDI 格局(Brainard, 1997; Carr et al., 2001; Markusen and Maskus, 2002; Hejazi, 2005)。近来还有一些国外学者开始尝试用引力模型来研究外商对华投资,Branstetter 和 Foley(2007)基于一个基本的引力回归方程,发现在控制了经济规模和地理距离因素后,仍可认定美国对华投资规模相对较小。但是,与贸易引力模型不同,FDI 版本的引力模型的理论基础较为薄弱。在给定投资类型(垂直型或水平型)的前提下,FDI 可在一般均衡框架下进行分析,如 Markusen(1984)及 Brainard(1993)对水平型投资和 Helpman(1984)对垂直型投资的分析。但是,综合两种投资类型的均衡分析却难以得到解析解,仅能借助数值模拟方法推演不同类型跨国公司出现的均衡条件(Markusen, 2002)。

通常认为,现实世界中的 FDI 主要为水平型投资。对于这种以避免出口成本为目的的投资,Hejazi(2005)认为引力模型提供了一个良好的预测基准,且理论基础也易于说明。比如,在 Dixit-Stiglitz(D-S)垄断竞争条件下, j 国的代表性消费者效用函数呈常替代弹性(CES)形式:

$$U_j = \sum_{k=1}^n (x_j^k)^{(\sigma-1)/\sigma} \quad (1)$$

其中 x_j^k 为产品 k 的全国消费量; $\sigma > 1$ 为产品间替代弹性。由于在 D-S 垄断竞争形式下每个厂商只可能生产一种差异产品,且任意两个厂商的产品都是相异的,因此均衡中世界生产厂商总量与可消费的差异产品种类相同。假定 j 国的国民总收入为 Y_j ,则预算约束为:

$$Y_j = \sum_{k=1}^n p_j^k x_j^k \quad (2)$$

以(1)式为目标函数,(2)式为约束条件,求效用最大化问题,则总需求函数为:

$$x_j^k = \left[\frac{p_j^k}{P_j} \right]^{-\sigma} \frac{Y_j}{P_j} \quad (3)$$

其中, P_j 为该国的综合价格指数:

$$P_j = \left[\sum_{k=1}^n (p_j^k)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (4)$$

现在考虑一个位于*i*国的生产厂商,生产其中某一种差异产品,并将*j*国消费者对该产品的总需求(3)记为 x_{ij} (为表达式简洁我们省略了产品的上标)。假定存在国际贸易成本(关税、运费和保险等),且取“冰山成本(iceberg costs)”形式;*i*国厂商需装载 t_{ij} 单位产品方能保证1单位产品移送至*j*国($i \neq j$ 时 $t_{ij} > 1$; $t_{ii} = 1$)。因此,如果该厂商产品在*i*国的价格为 p_i ,出口至*j*国的到岸价格将为 $p_{ij} = t_{ij}p_i$ 。假定只有劳动一种生产要素,单位产品的劳动投入为 l_i ,则成本函数为 $C(y_i) = w_i l_i y_i$,其中 w_i 是*i*国的工资率。则该厂商来自*j*国的利润将为:

$$\pi_{ij} = (p_i - w_i l_i) (t_{ij} x_{ij}) = (p_i - w_i l_i) t_{ij} \left[\frac{p_{ij}}{P_j} \right]^{-\sigma} \frac{Y_j}{P_j} \quad (5)$$

根据D-S的研究传统,在厂商数量众多的前提下,假定厂商视消费者总收入和价格指数为常数(即假定 p_{ij} 不影响 Y_j 和 P_j),选择自己的最优定价使目标函数(5)式最大化。一阶条件为:

$$p_i \left[1 - \frac{1}{\sigma} \right] = w_i l_i \quad (6)$$

将其代入(5)式中,得到均衡条件下厂商自市场*j*获得的出口利润:

$$\pi_{ij}^{EX} = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{t_{ij} p_i}{P_j} \right)^{1-\sigma} Y_j \quad (7)$$

现在假定厂商考虑在*j*国直接投资,以本地生产来代替出口。此时,最优生产条件与(6)式形式相同(下标改为*j*),但厂商必须承担新建工厂的固定成本 $F_j = f_j w_j$ (f_j 为当地生产所需的固定劳动投入)。因此,直接投资后在*j*国实现的利润为:

$$\pi_{ij}^{FDI} = \frac{1}{\sigma} \left(\frac{p_j}{P_j} \right)^{1-\sigma} Y_j - f_j w_j \quad (8)$$

因此,厂商决定在*j*国直接投资的条件是(8)式较大,整理后得到条件:

$$\left[1 - \left(\frac{t_{ij} p_i}{P_j} \right)^{1-\sigma} \right] \left(\frac{p_j}{P_j} \right)^{1-\sigma} Y_j \geq \sigma f_j w_j \quad (9)$$

注意到 $\sigma > 1$,条件(9)式在下列情况下易于成立:(1)*j*国市场规模 Y_j 较大;(2)贸易成本 $t_{ij} - 1$ 较大;(3)*j*国工资率 w_j 较低。将这些条件作线性化处理,就得到基本的FDI引力方程:

$$(FDI)_{ij} = a_i + b_1 Y_j + b_2 t_{ij} + b_3 w_j \quad (10)$$

其中, $(FDI)_{ij}$ 表示*i*国对*j*国的直接投资总量。

在方程(10)的推导中,我们假定不同国家的消费者偏好是相同的,而现实与此存在明显偏差:收入水平、文化等差异都会引起各国消费者的偏好不同,进而影响企业在贸易和 FDI 间的决策。因此,许多研究者都在引力方程中加入反映收入差异的解释变量(如人均 GDP 之差)以及反映文化差异的变量(如语言虚拟变量)。

从现有研究看,引力模型主要针对的是水平型 FDI,它假定跨国公司对外扩张的主要目的是避免贸易成本,是一种出口替代导向的投资。但即便是水平型 FDI,其目标市场也可能不仅是东道国国内市场,还可能包括东道国周边市场。据美国经济分析局(BEA)最新的基准调查结果,2003 年美国跨国公司海外分、子公司的销售收入中,仅有 63% 来自东道国市场,而在欧洲地区该比例仅为 58.8%。^① 在东道国生产并出口的可能性打破了原有“FDI-出口”的利益权衡,成为企业进行海外投资决策时的一个重要影响因素。在前面的理论推导中,如果考虑到在东道国生产并低成本出口至周边市场的可能性,直接投资带来的利益将比(8)式更大。因此,传统引力方程还需要加入能控制这种效应的解释变量。^② 后面本文将以东道国总出口除以 GDP 的平方(即出口占 GDP 比重再乘以 GDP 的倒数)来控制这种效应,这种构造是因为东道国出口比重高低反映了该国产品出口的可能性,而 GDP 倒数用以控制跨国公司对东道国市场和东道国海外市场间的权衡:在东道国国内市场较大时,国内市场较为重要,此时出口比重越大对投资越不利;反之,在东道国市场较小的情况下,周边市场更为重要,因此出口比重越大越有吸引力。比如 Hanson 等(2001)发现较小的东道国更容易成为跨国公司的海外出口平台。

二 回归方程、变量定义及数据

基于(10)式及上面的讨论,我们建立下面的回归方程:

$$(AFL)_{jt} = C + \beta_1(GDP)_{jt} + \beta_2(DTS)_j + \beta_3(PGDP)_{jt} + \beta_4(EX_P)_{jt} + \beta_5(IM_F)_{jt} + \beta_6w_{jt} + \beta_7(IND_S)_{jt} + \beta_8(ENG)_{jt} + \lambda(CHN)_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (11)$$

其中下标 j 表示不同的东道国, t 表示时间;被解释变量 AFL 为美国跨国公司在该东道国的活动规模,分别取美国跨国公司在东道国分(子)公司的总资产和总销售额

① 参见 BEA 关于 2004 基准调查报告(Mataloni Jr. and Yorgason,2008)。

② 如果考虑到垂直型投资的可能性,这种效应会更强:因为垂直型投资的产品目标市场不是东道国市场。

来代表;^① DTS 为东道国首都到华盛顿的地理距离,并用燃油价格做权重调整; $PGDP$ 为东道国人均 GDP,用于控制偏好差异;^② EX_P 是上文讨论过的东道国产品的出口可能性,定义为(东道国总出口)/(东道国 GDP)²; IM_F 为东道国进口自由度指数,包括关税和非关税壁垒信息; w 为东道国制造业平均工资; IND_S 为产业结构差异,定义为美国服务业产值比重与东道国服务业产值比重之比。引入该变量,一方面是因为产业结构在很大程度上反映了特定的禀赋条件,另一方面也是考虑到美国跨国公司主要集中在服务业,因此该值越小(东道国服务业比重越大)美国对该国的直接投资的机会相对越多; ENG 为语言虚拟变量,当东道国官方语言为英语时取值为 1,否则取值为 0; CHN 为中国的虚拟变量,中国的取值为 1,其他国家取值为 0。这个变量体现的是本文的研究主题:在控制了其他变量的情况下,美国对华投资是否在合理范围。如果 CHN 的系数显著不为零,则说明其投资规模偏大或偏小,否则就属正常范围。

样本为 44 个经济体,1999~2007 年的面板数据。^③ 美国跨国公司在这 44 个东道国的总资产和销售总额年均值分别占美国海外子公司总量的 89.9% 和 93.7%。美国海外子公司资产和销售数据取自美国商务部经济分析局(BEA),分别用美国资本装备价格指数和生产者价格指数折算成 1999 年美元价值,两个价格指数来源于美国统计年鉴。

各经济体 GDP 和人均 GDP 数据来源于联合国统计司的各经济体国民账户统计数据库,并用 GDP 平减指数(取自美国统计年鉴)折算成 1999 年美元价值;服务业产值数据也来自该数据库。^④ 各经济体的出口比重数据则来自联合国贸易发展局数据库(UNCTAD database);贸易自由度指标数据来源于美国传统基金会(The Heritage Foundation)编制的经济自由度分指标;制造业平均工资数据来源于国际劳工组织数据库,并以各国购买力平价汇率(取自 IMF 的 World Economic Outlook Database)和 CPI

① 无论是美国跨国公司在特定东道国分(子)公司的总资产还是总销售额,显然都不能等同于美国在该国的直接投资规模。但是,一方面总资产可近似地视为直接投资存量,Egger 和 Pfaffermayr(2004)与 Branstetter 和 Foley(2007)等就采用了这种近似方法;另一方面,销售额则从经营业绩角度反映了投资规模,类似的处理可见 Brainard(1997)、Carr 等(2001)和 Hanson 等(2001)等文献。这里使用这两个近似指标是因为数据可得性。

② 由于美国的人均 GDP 差不多是最高的,因此我们简单地使用东道国的人均 GDP,该值越大表明东道国与美国的偏好差异越小。

③ 44 个样本国家(地区)包括:阿根廷、澳大利亚、比利时、巴西、加拿大、智利、中国、丹麦、埃及、芬兰、法国、德国、中国香港、匈牙利、印度、印度尼西亚、爱尔兰、意大利、日本、韩国、卢森堡、马来西亚、墨西哥、荷兰、新西兰、尼日利亚、挪威、巴拿马、秘鲁、菲律宾、波兰、葡萄牙、俄罗斯、沙特阿拉伯、新加坡、南非、西班牙、瑞典、瑞士、中国台湾、泰国、土耳其、英国和委内瑞拉。

④ 中国台湾不包括在该数据库中,其 GDP 数据来自 IMF 的 World Economic Outlook Database,其服务业数据来自《中国统计年鉴》。

指数(取自美国统计年鉴)折算成 1999 年美元价值。

由于东道国的 GDP 和出口在一定程度上皆为外国投资企业经营活动的结果,因此这两个解释变量可能与回归残差存在相关性,不满足严格的外生性要求,从而导致估计偏差。为解决这种内生性问题,我们使用二阶段最小二乘法(2SLS)估计,工具变量取各解释变量的滞后一期值。工具变量的有效性需要具备两个条件:第一,工具变量需要和内生解释变量相关;第二,工具变量不能和随机扰动项相关。因此,我们对 2SLS 程序中第一阶段的回归方程进行回归系数的总体显著性检验,来判断工具变量与内生变量之间的相关性;使用 Sargan 检验方法来判断工具变量与随机扰动项之间的相关性。同时,我们运用 Hausman 检验方法对 GDP 和出口两个变量进行了内生性检验,以支持 2SLS 方法的必要性。^① 回归过程中采取了横截面加权方法(cross-section weights),以克服可能存在的截面异方差问题。

三 回归结果及分析

为了检验结果的稳健性,同时探究各变量解释力的大小,我们一开始以包括 GDP 和地理距离两个解释变量的方程作为基础模型进行回归,之后逐次加入其他解释变量。表 2 是以美属海外子公司总资产为被解释变量的回归结果。

首先我们注意到,虽然 F 统计量在不同方程中高低不一,但相应的 P 值表明它们均高度显著,拒绝了解释变量系数集体为零的假设。第一阶段回归的总体显著性检验中,GDP 方程和出口可能性(EX_P)方程的 F 检验 P 值均为 0.000(表 2 未列示),拒绝了各解释变量滞后一期值为弱工具变量的原假设,表明工具变量与 GDP 和 EX_P 强相关;Sargan 检验结果则接受工具变量独立于 2SLS 估计的残差的原假设。因此,符合工具变量的两个条件。Hausman 检验结果拒绝 GDP 和 EX_P 两变量为外生的原假设,因此 2SLS 回归方法的必要性得到确认。从调整后的 R²看,东道国经济规模和与美国的地理距离对美国跨国公司海外资产分布的解释力超过 50%;方程中加入东道国人均 GDP 后,调整后的 R²大幅提高了 30%,表明东道国收入水平在美国跨国公司海外选址决策中至关重要。但在加入产业结构变量后,调整后的 R²微有所下降,暗示后面加入的变量对被解释变量的影响有限,特别是语言虚拟变量加入后(方程(7))调整后的 R²下降较为明显。总体而言,可以认为东道国经济规模、与美国的距离和收入

^① 如果不存在内生性问题,普通最小二乘(OLS)估计方法要比 2SLS 更合适。具体见 Wooldridge(2005)。

水平这 3 个变量基本上决定了美国跨国公司在该国的资产规模,但其他变量也有不同程度的影响,只是这些影响大多被前 3 个变量所抵消。

表 2 总资产方程回归结果

解释变量	被解释变量: <i>Affiliate Assets</i>						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
C	1.78 *** (8.42)	-3.41 *** (-11.99)	-4.40 *** (-10.61)	-1.52 (-1.29)	-1.17 (-0.52)	-3.87 (-0.75)	-7.61 (-0.87)
GDP	0.35 *** (21.67)	0.29 *** (15.61)	0.33 *** (16.25)	0.33 *** (17.48)	0.34 *** (17.67)	0.33 *** (7.59)	0.33 *** (5.22)
DTS	-0.36 *** (-13.84)	-0.33 *** (-11.14)	-0.38 *** (-12.20)	-0.39 *** (-14.70)	-0.39 *** (-14.84)	-0.38 *** (-5.46)	-0.37 *** (-3.86)
CHN	-2.21 *** (-8.36)	-0.92 *** (-8.34)	-0.97 *** (-3.70)	-1.01 *** (-8.54)	-1.00 *** (-8.38)	-1.16 ** (-2.12)	-0.63 ** (-2.35)
PGDP		0.47 *** (28.11)	0.44 *** (26.85)	0.46 *** (20.94)	0.45 *** (16.89)	0.39 *** (6.74)	0.44 *** (5.57)
EX_P			0.40 *** (5.82)	0.36 *** (3.31)	0.39 *** (4.27)	0.20 * (1.93)	0.58 ** (2.58)
IM_F				-0.04 *** (-2.36)	-0.04 * (-1.82)	-0.05 (-0.82)	-0.01 (-0.14)
IND_S					-0.40 (-1.00)	0.12 (0.85)	-0.49 (-0.32)
Wage						0.02 * (1.89)	0.01 (0.61)
ENG							0.79 *** (3.22)
调整后的 R ²	0.51	0.81	0.81	0.81	0.80	0.78	0.78
F	129.50 [0.000]	360.16 [0.000]	290.66 [0.000]	241.81 [0.000]	199.92 [0.000]	155.83 [0.000]	137.27 [0.000]
Sargan	0.688 [0.39]	0.877 [0.64]	5.253 [0.08]	2.349 [0.52]	0.089 [0.99]	4.567 [0.43]	3.701 [0.61]
Hausman	T=2.75 [0.01]	T=2.53 [0.01]	F=5.66 [0.004]	F=5.59 [0.004]	F=3.52 [0.03]	F=3.79 [0.02]	F=4.53 [0.01]

说明:圆括号中为 t 值,方括号内为 P 值;***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 水平上显著。下同。

注意到工资 (*Wage*) 和语言虚拟变量 (*ENG*) 加入后致使产业结构 (*IND_S*) 变量符号反转 (方程(6)) 和各解释变量的 t 统计量明显下降,同时也导致模型的拟合度大幅下降,明显为多重共线性特征。语言虚拟变量 (*ENG*) 符号与预期相同。而可能引起误解的结果是制造业工资水平 *Wage* 的系数显著为正,表明美国跨国公司更喜欢在高

工资环境下运营,似乎与常理相悖。但是,这里的 $Wage$ 是制造业平均工资,包含了熟练劳动力和非熟练劳动力的加权平均报酬,其水平高也可能源自较高的熟练劳动力比例,因此该变量的影响为正或为零均不奇怪。下面关于回归系数的分析将方程(6)和方程(7)排除在外。

虚拟变量 CHN 在各方程中均为显著负值,表明模型中各因素的确无法解释美国跨国公司在华的资产规模。或者说,相对于世界“平均水平”,美国在华投资规模过低。注意到人均 GDP 加入之后 CHN 的系数大幅上升,这意味着如果考虑到收入水平的影响,虽然美国对华投资规模过小的结论不会改变,但其偏离程度已大幅下降,意味着中国人均收入水平已构成美国对华直接投资的一大障碍。

前面重点讨论过的出口可能性系数(EX_P)为正,并且在各方程中均显著,这表明出口可能性的确是美国跨国公司海外扩张的重要取向之一,印证了前文的理论分析。同时,东道国进口自由度(IM_F)在各方程中的系数都为负值,尤其在方程(4)中,还通过了1%的显著性水平检验。这意味着总体上美国跨国公司在出口成本较低的情况下直接投资水平也较低——这符合“接近市场-生产集中($proximity-concentration$)”权衡假说,呈典型的水平型投资特征。另一支持美国 FDI 为水平型投资的证据来自产业结构 IND_S 的系数(方程(6)):东道国服务业比重越高,承接的美国 FDI 规模越大。由于美国国内的服务业比重相当高,而产业结构在很大程度上反映了一国的禀赋条件,因此这一结果可以解释为两国间 FDI 在禀赋差异变大时降低——这只有在水平型投资占主流的情况下才会出现。^① 表2中地理距离的系数显著为负,与 Brainard(1997)和 Carr 等(2001)等经典文献的结果相反,但 Grubert 和 Mutti(1991)与 Branstetter 和 Folly(2006)等也得到了相同的结果。这一结果暗示地理距离在提高出口成本的同时,可能对海外经营管理也带来不便,或引起需求差异变大,因而出现企业生产的“本地市场集聚效应(home market effects)”。^② 余下 GDP 变量的系数与理论和直觉完全相符,无须赘言。

下面我们分析以销售额为被解释变量的回归结果(见表3)。结果显示加入语言虚拟变量后,各解释变量的 t 统计量都显著下降,且拟合优度也大幅降低。考虑到方程(7)可能出现的多重共线性,以下对回归结果的解释将其排除。与表2相比,表3

① 在两国禀赋差异较小的情况下,要素的相对价格也相似,跨国公司在东道国进行水平型投资复制其母国的生产或服务的成本较低,Markusen 和 Venables(2000)以熟练和非熟练劳动力禀赋为例证明了这点;相反,Helpman(1984)证明只有两国间要素禀赋的相对水平差异充分大,垂直型 FDI 才会发生。

② Krugman(1980)指出,随着地理距离拉长,消费者偏好差异往往也随之增大,因此企业倾向于在贴近本地市场的地域生产。此外,Hejazi(2005)也验证了跨国公司在本国附近聚集的事实。

的结果大多相似。尤其,中国的虚拟变量系数在各方程中均为显著负值,表明在这里的引力模型基准下,美国跨国公司在华子公司的经营规模仍然过小。表2和表3的主要差异是进口自由度和产业结构两个变量的系数符号相反:在被解释变量为海外资产的情况下,东道国进口自由度效应显著为负,产业结构效应显著为正——前面我们已经说明这两个结果都与传统的印象相符,即美国 FDI 主要为水平型投资;相反,在被解释变量为海外销售额的情况下,东道国进口自由度系数显著为正,产业结构系数也显著为正——这意味着大多数美国 FDI 为垂直型投资。

表3 销售额方程回归结果

解释变量	被解释变量: <i>Affiliate Sales</i>						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
C	0.94*** (9.09)	-0.06** (-2.43)	-0.40*** (-10.22)	-3.95*** (-9.83)	-4.27*** (-7.84)	-3.84*** (-7.55)	-7.68*** (-5.32)
GDP	0.14*** (43.16)	0.13*** (23.68)	0.14*** (25.88)	0.15*** (35.67)	0.15*** (27.13)	0.14*** (25.99)	0.14*** (17.34)
DTS	-0.11*** (-15.36)	-0.13*** (-13.57)	-0.12*** (-13.56)	-0.15*** (-19.06)	-0.15*** (-15.50)	-0.14*** (-13.90)	-0.13*** (-9.33)
CHN	-0.75*** (-25.10)	-0.42*** (-21.71)	-0.48*** (-28.74)	-0.36*** (-17.39)	-0.38*** (-6.32)	-0.38*** (-6.38)	-0.25*** (-2.65)
PGDP		0.10*** (90.02)	0.10*** (52.17)	0.08*** (55.58)	0.08*** (12.29)	0.08*** (8.34)	0.02** (2.40)
EX_P			0.10*** (7.38)	0.21*** (11.42)	0.19*** (7.71)	0.19*** (7.04)	-0.02 (-0.65)
IM_F				0.05*** (9.67)	0.05*** (7.78)	0.04*** (7.03)	0.11*** (6.68)
IND_S					0.24** (2.12)	0.27** (2.52)	-0.09 (-0.26)
Wage						0.01 (1.47)	0.02 (1.30)
ENG							0.51*** (12.39)
调整后的 R ²	0.69	0.89	0.88	0.87	0.86	0.85	0.76
F	280.07 [0.000]	748.36 [0.000]	516.93 [0.000]	388.66 [0.000]	309.28 [0.000]	255.97 [0.000]	128.22 [0.000]
Sargan	2.426 [0.14]	1.272 [0.58]	0.496 [0.77]	0.678 [0.96]	1.180 [0.76]	1.589 [0.91]	7.954 [0.17]
Hausman	T=2.36 [0.02]	T=-4.52 [0.000]	F=4.11 [0.02]	F=5.49 [0.005]	F=7.20 [0.001]	F=19.68 [0.00]	F=128.20 [0.00]

为什么在不同的解释变量下,引力模型会对美国对外直接投资的总体特征有完全相反的描述?上述看似矛盾的结果其实与美国跨国公司海外资产和销售额不同的产业分布有关。由于经营特征的差异,美国跨国公司在不同产业内的海外资产和销售额分布是不成比例的,而不同行业内的跨国投资类型可能又存在较大差异。图1显示,美国跨国公司海外资产主要集中在服务业,其中尤以金融业为甚,而这些行业内的跨国公司主要是水平一体化公司;相反,超过50%的海外子公司销售额来自制造业和采矿业,为垂直一体化公司占主流的行业。考虑到这种资产和销售的非对称分布,加总数据分析得到不同的结果就显得比较自然了。

关于美国跨国公司对外直接投资的类型,传统的观点比较一致,基本上认定其主流为寻求市场的水平型投资,主要论点是它们集中在高收入国家。^①但是,Hanson等(2001)通过对上世纪90年代美国跨国公司数据的细致分析和挖掘,得到了不同的结论。他们发现,在电子、计算机和交通运输设备等制造业,美国跨国公司海外子公司从母国进口了大量零部件等中间投入品,明显是垂直一体化生产模式。^②从本节的分析结果看,行业特征可能是影响跨国公司海外投资目的的一个重要因素,服务业和制造业内的美国跨国公司海外扩张战略和选址可能存在很大的差异,关于这一点后文还将详细涉及。

四 产业结构差异、政策因素与美国对华直接投资

上文的回归结果显示,无论是从海外总资产或总销售额看,美国跨国公司在华经营规模都显著低于引力模型的预测水平。换句话说,引力模型中典型的解释变量并不能完全解释美国对华直接投资规模。那么,除了模型中的经济规模、地理距离和收入水平等因素之外,是什么原因造成美国对华直接投资规模低于正常水平?以及为什么近年来美国对华投资的相对规模一直下降?

关于第一个问题。我们认为,最根本的原因在于美国跨国公司的优势与中国地

① 根据美国经济分析局(BEA)2004年基准调查数据,该年美国跨国公司海外控股子公司(Majority-Owned affiliates)的增加值有79.5%来自高收入国家(人均GDP超过10 726美元)。

② 1994年,美国制造业跨国公司海外子公司从美国进口的中间品投入占海外销售额比重为12.2%。其中,交通运输设备制造、电子和电力设备制造和产业机械制造(主要为计算机和办公设备)3个行业的比重分别为23.2%、22.2%和10.9%。

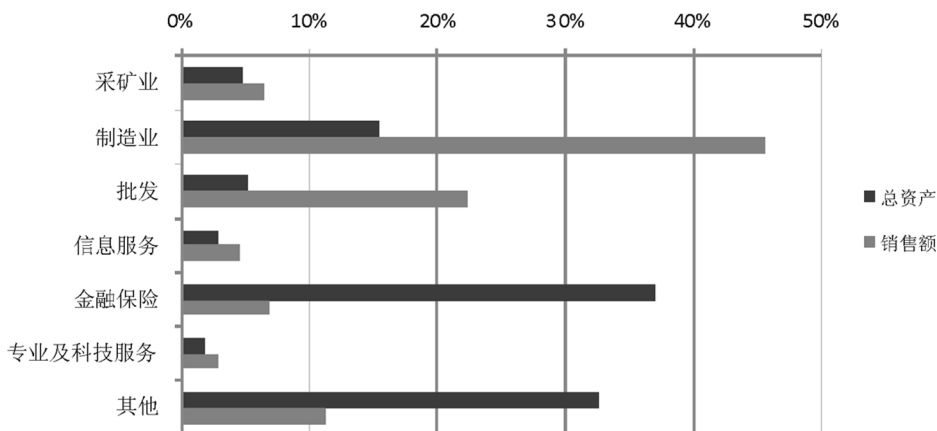


图1 美国跨国公司海外总资产和销售额的产业分布(2007年)

说明:“金融保险”包含银行等储蓄机构;“其他”类投资中,除了微不足道的公用事业、建筑和农业投资,绝大部分为服务业投资;包括零售、交通运输、房地产、健康及卫生、餐饮及酒店和文教服务等,其中尤以零售和交通运输行业投资规模最大(两者的总资产和销售额共占该项50%以上)。

数据来源:美国商务部经济分析局(BEA)。

区优势间互补性较弱。^① 基于美国成熟的市场制度和商业环境、高水平的科技发展水平和全球最发达的金融体系,总体而言美国跨国公司在资本运作、企业管理和高科技产品等领域的优势最为突出,这就决定了它们高度集中的领域为金融、管理咨询等服务行业(尤其是以企业为服务对象的服务业)以及制造业中附加值较高的高科技和中高科技行业(见图1);在地域分布上,则集中在市场规模大、收入水平高和熟练劳动力丰富的地区。相反,中国的优势主要集中在制造业,服务业则因开放度低而长期存在进入障碍。中国有丰富和便宜的非熟练劳动力供给,有巨大的经济规模及持续的高增长率,再加上制造业长期处于改革开放前沿,市场化进程最快、开放度最高,因此制造业对外资的吸引力最强。但在制造业内部,中国的优势在不同行业也存在较大差异,总体而言在高新技术产业及经济附加值高的生产环节优势较弱,而在中低技术产业及低附加值生产环节上优势较强(唐海燕和张会清,2009)。此外,由于中国服务业发展水平较低,在GDP中比重偏低,而且对外资和国内私人资本的开放程度较制造业明显滞

^① 严格意义上讲,前面的引力模型中的人均GDP、工资水平和产业结构差异等已经部分地反映了美国跨国公司所有权优势与东道国地区优势间的吻合度,但很显然它们充其量只能粗线条地描述东道国与美国在要素禀赋和经济发展阶段方面的差异,更不可能反映特定东道国的个体效应。

后,尤其金融、电信和专业服务等行业长期以来存在禁入障碍,^①严重制约了来自美国等发达经济体服务业跨国公司的进入。

第二个问题也与两国产业因素相关。我们认为,美国 FDI 进一步向服务业集中,而中国服务业开放程度较低、市场化进程滞后,是造成近年来美国对华投资的相对规模一直下降的主要原因。中国服务业对外开放整体上晚于制造业,开放程度也低于制造业,虽然加入 WTO 后服务业开放步伐加快,但至今在金融等领域仍存在外资准入资格、进入形式、股权比例和业务范围等方面较多的限制。另外,中国服务业总体而言市场化程度较低,政府垄断经营严重,市场准入限制多,服务产品的价格大多由政府制定和管理,市场决定价格的机制在服务业领域尚未建立。因此,即便是 2002 年以来中国根据入世承诺,扩大服务业对外开放,并于 2006 年年底入世过渡期结束后在商业、外贸、运输、医疗、教育、金融、保险、电信等领域进一步放宽对外商投资的限制,服务业领域的外国投资者仍然面临政府垄断和政府干预价格等难以逾越的进入壁垒。

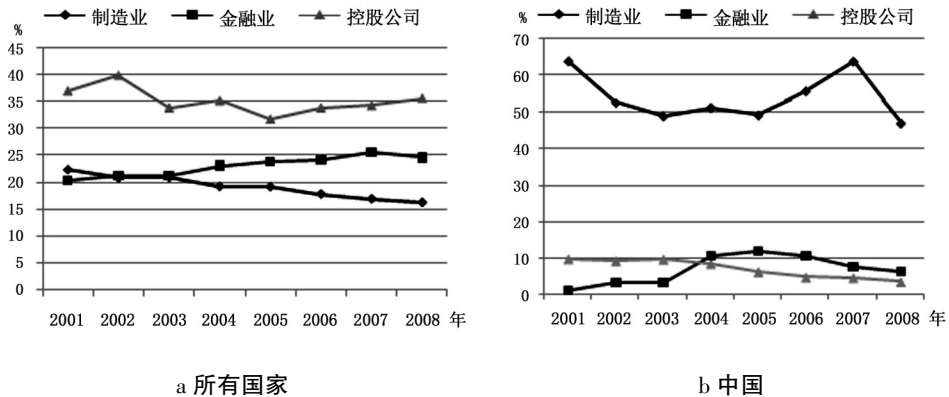


图 2 美国对外直接投资行业分布 (2001 ~ 2008 年)

数据来源:美国商务部经济分析局(BEA)。

图 2 分别显示了 2001 ~ 2008 年美国全部对外直接投资和在华投资在制造业和金融业两个关键产业的分布变化,同时也包括了行业不清、但通常横跨若干行业的非银行控股公司投资比重变化(因为这是美国对外投资中占比最大的一项)。图 2a 清楚

① 加入 WTO 之前,中国对外开放的部门主要集中在第二产业,大多数服务行业均属于禁止或限制设立外资企业的领域;2001 年“入世”时,中国对外资进入服务业的市场准入与国民待遇做出了承诺,加快了之后服务业的开放进程。2006 年底入世过渡期结束后,更是全面降低了服务业外商投资壁垒。但即便是在 2007 年最新修订的《外商投资产业指导目录》中,银行、保险、证券和金融租赁等金融业以及电信服务等仍属于限制外商投资产业。

表 4

制造业方程回归结果

解释变量	被解释变量:总资产			被解释变量:销售额		
	(1)	(4)	(7)	(1)	(4)	(7)
C	5.97*** (3.42)	-13.24*** (-5.24)	-4.17* (-1.65)	6.12*** (7.74)	-24.24*** (-8.70)	-28.91*** (-12.28)
GDP	0.97*** (22.85)	0.85*** (23.16)	0.83*** (35.01)	0.97*** (28.02)	0.96*** (26.84)	0.93*** (26.90)
DTS	-0.13*** (-17.87)	-0.11*** (-16.33)	-0.12*** (-23.51)	-0.13*** (-13.58)	-0.13*** (-13.82)	-0.13*** (-13.63)
CHN	-0.79 (-0.82)	0.15 (1.43)	0.51*** (5.27)	-0.32 (-0.86)	0.80** (2.40)	0.11*** (3.49)
PGDP		0.02*** (7.96)	0.02*** (8.45)		0.01*** (5.30)	0.01*** (6.84)
EX_P		0.47*** (6.43)	0.24*** (3.84)		0.89*** (6.22)	0.40*** (3.90)
IM_F		0.17*** (4.79)	0.12*** (3.81)		0.35*** (8.70)	0.44*** (12.43)
IND_S			-0.93*** (-21.23)			-0.85*** (-37.78)
Wage			-0.04 (-1.26)			-0.06 (-1.26)
ENG			0.34*** (33.78)			0.33*** (29.28)
调整后的 R ²	0.62	0.81	0.94	0.64	0.66	0.76
F	215.41 [0.000]	254.84 [0.000]	601.74 [0.000]	207.03 [0.000]	115.89 [0.000]	128.33 [0.000]
Sargan	0.926 [0.37]	2.402 [0.48]	7.822 [0.18]	0.388 [0.59]	1.972 [0.60]	5.052 [0.28]
Hausman	T=2.02 [0.04]	F=3.13 [0.04]	F=21.93 [0.00]	T=2.31 [0.02]	F=3.34 [0.04]	F=25.32 [0.00]

地显示,近年来美国对外直接投资明显地呈现出自制造业向金融业转移的趋势:2001年制造业和金融业的投资分别占当年全部对外直接投资的22.5%和20.3%,随后前者一路下降而后者则持续上升,至2008年分别达到16.2%和24.5%。再看图2b美国对中国的投资。除了2008年因美国次贷危机引起的异常,制造业的投资比重在最近几年不降反升,而且升幅还很大;虽然金融业的投资的确增加了,但因为基数太低,到2008年投资规模仍然很小。总的看中国制造业在吸引美国直接投资中的优势地位不仅丝毫未损,而且还似乎有所增强(2008年除外)。

由于中国在制造业与服务业优势的巨大差异,同时这两个产业内跨国公司的行为

模式也不同,我们用美国制造业跨国公司的数据重复了前面引力模型的分析。除了被解释变量替换为美国制造业跨国公司在东道国的总资产和销售额及产业结构变量替换为制造业比重,样本选择和解释变量都与上一节完全一样。同样,为了控制解释变量内生性问题引起的估计偏差,我们仍然采用 2SLS 估计方法,工具变量取各解释变量的滞后一期。鉴于篇幅限制,这里仅列出了部分方程的回归结果(表 4)。

从拟合值等检验统计量来看,包括所有解释变量的方程(7)最为理想(两种被解释变量均如此)。东道国经济规模、人均收入水平、与美国间的距离和语言差异变量的系数与前面一样,无须更多解释。与所有行业加总数据分析结果不同之处在于以下几点:第一,虚拟变量 *CHN* 的系数不再是显著的负值。相反,在总资产方程(7)和销售额方程(4)和(7)中,其系数都是正的,而且显著。这表明,从制造业来看美国对华投资规模已达到甚至超过正常值——这一结果同时也暗示,服务业是造成中国在美国对外直接投资中相对地位过低的主要原因。第二,之前所有行业加总数据情况下总资产方程与销售额方程重要解释变量系数符号相反的现象消失了:无论是以子公司总资产还是销售额作为被解释变量,进口自由度的影响均显著为正,产业结构的影响均显著为负。根据这两个变量的影响,制造业内的美国对外直接投资其实更多地呈现出垂直型投资特征——这印证了前面的分析。第三,在总资产和总销售方程中,制造业工资水平的影响均为负,显示了工资水平对美国制造业跨国公司的吸引力,这显然是垂直型投资的另一重要证据。

概括本文的理论和经验分析,主要结论有四点:第一,在控制了东道国经济规模、人均收入水平和贸易成本等因素之后,美国对华投资仍显著低于模型的预测水平;但是在制造业内,美国对华直接投资规模不仅不低,甚至高于“正常”水平。因此,中国在美国对外直接投资中相对地位过低的本质是服务业吸收的美国 FDI 过低。第二,禀赋和产业结构差异过大,以及中国在制造业和服务业开放度不同,造成美国跨国公司所有权优势与中国区域优势互补性较弱,这是形成美国对华投资总体规模过低的主要原因。第三,美国对外直接投资近来呈现自制造业向金融等服务业进一步集中的趋势,但中国的服务业不仅开放程度低,而且市场化程度严重滞后,这造成了近年来美国对华投资相对规模下降。第四,虽然美国对外直接投资中水平型投资占主流地位,但在制造业内垂直型投资的特征更强。

参考文献:

- 黄蔚(2005):《美国对华直接投资发展的实证研究及趋势分析》,《国际贸易问题》第 12 期。
- 柳德荣(2007):《美国在华直接投资现状及制约因素分析》,《中南大学学报》2 月刊。
- 聂聆(2008):《近年美国对华直接投资减少的原因分析》,《对外经贸实务》第 1 期。

- 唐海燕、张会清(2009):《中国在新型国际分工体系中的地位——基于价值链视角的分析》,《国际贸易问题》第2期。
- 庄宗明、马明申(2007):《美国对华直接投资的发展及其影响因素分析》,《世界经济》第6期。
- Anderson, J. E. “A Theoretical Foundation for the Gravity Equation.” *American Economic Review*, 1979, 69(1), pp. 106–116.
- Anderson, J. E. and van Wincoop, E. “Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle,” *American Economic Review*, 2003, 93(1), pp. 170–192.
- Brainard, S. L. “A Simple Theory of Multinational Corporations and Trade—Off between Proximity and Concentration.” *NBER Working Paper* No. 4269, 1993.
- . “An Empirical Assessment of the Proximity—Concentration Trade—Off Between Multinational Sales and Trade.” *American Economic Review*, 1997, 87(4), pp. 520–544.
- Brainster L. and Foley, F. “Facts and Fallacies about U. S. FDI in China.” *NBER Working Paper*, No. 13470, 2007. Also in Feenstra and S. J. Wei, ed. *China’s Growing Role in World Trade*, Chicago: University of Chicago Press, 2009, pp. 513–539.
- Carr, D. L.; Markusen, J. R and Maskus, K. E. “Estimating the Knowledge—Capital Model of the Multinational Enterprise.” *American Economic Review*, 2001, 91(3), pp. 693–708.
- Egger, P. and Pfaffermayr, M. “Distance, Trade and FDI: a Hausman—Taylor SUR Approach.” *Journal of Applied Econometrics*, 19(2), pp. 227–246.
- Grubert, H. and Mutti, J. “Taxes, Tariffs and Transfer Pricing in Multinational Corporate Decision Making,” *Review of Economics and Statistics*, 1991, 73(2), pp. 285–293.
- Hanson, G. H.; Mataloni, R. J. and Slaughter, M. J. “Expansion Strategies of U. S. Multinational Firms.” BEA reporting paper, 2001.
- Hejazi, W. “Are Regional Concentrations of OECD Exports and Outward FDI Consistent with Gravity.” *Atlantic Economic Journal*, 2005, 33(4), pp. 423 – 436.
- Helpman, E. “A Simple Theory of International Trade with Multinational Corporations.” *Journal of Political Economy*, 1984, 92, pp. 451–471.
- Krugman, P. “Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade.” *American Economic Review*, 1980, 70(5), pp. 950 – 959.
- Markusen, J. R. “Multinationals, Multi—Plant Economies, and the Gains from Trade.” *Journal of International Economics*, 1984, 16, pp. 205–226.
- . *Multinational Firms and the Theory of International Trade*. Cambridge: MIT Press, 2002.
- Markusen, J. R. and Venables, A. J. “The Theory of Endowment, Intra—Industry, and Multinational Trade.” *Journal of International Economics*, 2000, 52, pp. 209–235.
- Markusen, J. R. and Maskus, K. E. “Discriminating Among Theories of the Multinational Enterprise.” *Review of International Economics*, 2002, 10(4), pp. 694–707.
- Mataloni Jr, R. J. and Yorgason, D. R. “Operations of U. S. Multinational Companies: Preliminary results from the 2004 Benchmark Survey.” *Survey of Current Business*, BEA, 2008.
- Wooldridge, J. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Cincinnati: South—Western College Publishing, 2005.

(截稿:2011年1月 责任编辑:王徽)