

方法异质性与结构异质性会影响 FDI 溢出效应的结论吗?^{*}

——基于 Meta 回归的再分析

张中元 赵国庆

[摘要]本文应用 Meta 回归分析方法对 FDI 溢出效应的文献进行数量化再分析,以考察 FDI 溢出效应的实证结论是否受方法与结构异质性因素的影响。结果发现:方法异质性与结构异质性均会影响 FDI 溢出效应的实证结论。方法异质性因素中指标的构建、采用的数据、遗漏变量问题均会影响 FDI 溢出效应的结论,特别是文献研究中采用差分广义矩/系统广义矩估计方法会更有可能得到负向 FDI 水平溢出效应的结论,同时降低了 FDI 垂直溢出效应的显著性;采用加总的数据不仅会高估中西部地区组、国有企业组以及中国台湾、香港和澳门地区组等组别正向 FDI 水平溢出效应的可能性,而且还会高估了这些组别得到 FDI 溢出效应是显著的结论的可能性;另外,与 FDI 垂直溢出效应相比,文献更有可能得到负向 FDI 水平溢出效应和 FDI 水平溢出效应是不显著的结论,在 FDI 垂直溢出效应中,前向 FDI 溢出效应的显著性明显低于后向 FDI 溢出效应的显著性。

关键词:Meta 回归分析 FDI 水平溢出效应 FDI 垂直溢出效应 方法异质性 结构异质性

JEL 分类号: C82 F21 O41

一、前言

近年来对中国 FDI 溢出效应的研究有很多,但有关 FDI 对中国企业技术进步影响的研究结论却非常不一致甚至产生相互矛盾的结果。一些研究认为 FDI 带来了显著的外溢效应(谢建国,2006;徐涛,2003);有的认为这一外溢效应的作用并不是太大或不显著(原小能和宋杰,2007;赵奇伟和张诚,2006);还有一些研究认为 FDI 具有负面影响,抑制了中国本地企业的技术创新(陈琳和林珏,2009;马林和章凯栋,2008)。一些研究采用 Meta 回归方法考察 FDI 溢出效应实证结果差异的原因,结果发现指标的构建、采用的数据特征、模型设定等因素都会影响研究结论(Gorg and Strobl,2001;Wooster and Diebel,2010)。以上 Meta 回归分析主要针对文献研究中 FDI 的水平溢出的实证结论。从理论上讲,FDI 对本地企业的水平溢出效应是不确定的,它依赖于正向技术溢出效应与负向挤出效应的相互作用。Havranek and Irsova(2011)采用 Meta 回归分析方法研究影响 FDI 垂直溢出效应结论的因素,结果发现后向溢出效应比较显著,前向溢出虽然也比较显著但效应较小。

随着对中国 FDI 水平、垂直溢出效应研究文献的增多,一些异质性因素对文献的研究结论影

* 张中元,中国社会科学院亚太与全球战略研究院,经济学博士;赵国庆,中国人民大学经济学院教授,博士生导师,经济学博士。

响也越来越大(王万珺,2010;张中元和赵国庆,2012)。按照 Havranek and Irsova(2011)的分类方法,本文主要考虑两类异质性因素对文献研究结论的影响。一类是方法异质性(method heterogeneity),如研究文献中被解释变量指标、FDI 溢出效应指标的构建、采用样本数据特征指标、不同的估计方法、模型的设定等。另一类是结构异质性(structure heterogeneity),如中国东西部差异、企业所有制差异以及 FDI 来源地差异等因素。与现有关于 FDI 溢出效应的 Meta 回归分析相比,本文从 55 篇实证论文中还提取了文献中的方法异质性、结构异质性因素,不仅考察影响 FDI 水平溢出效应的异质性因素,还同时考察影响 FDI 垂直溢出效应的异质性因素。

本文的 Meta 回归分析发现,方法异质性与结构异质性均会影响 FDI 溢出效应的实证结论。方法异质性因素中指标的构建、采用的数据、遗漏变量问题均会影响 FDI 溢出效应的结论,特别是文献研究中采用差分广义矩/系统广义矩估计方法会更有可能得到负向 FDI 水平溢出效应的结论,同时降低了 FDI 垂直溢出效应的显著性。采用加总的数据不仅会高估中西部地区组、国有企业组以及中国台湾、中国香港和中国澳门地区组等组别正向 FDI 水平溢出效应的可能性,而且还会高估了这些组别得到 FDI 溢出效应是显著的结论的可能性。另外,与 FDI 垂直溢出效应相比,文献更有可能得到负向 FDI 水平溢出效应和 FDI 水平溢出效应是不显著的结论,在 FDI 垂直溢出效应中,前向 FDI 溢出效应的显著性明显低于后向 FDI 溢出效应的显著性。

本文结构如下:第二部分讨论异质性因素对 FDI 溢出效应结论的影响;第三部分建立 Meta 模型以及样本数据、变量说明;第四部分是 Meta 回归结果;最后第五部分给出结论。

二、异质性因素对 FDI 溢出效应结论的影响

(一)方法异质性

1. 文献中指标的构建

文献中指标的构建主要包括两类:一类是测量东道国的技术进步,如全要素增长率(TFP)。全要素增长率的测算方法较多,其中最常用的是 Solow 残差法。Solow 残差法计算方法简便、直观,实用性强。但 Solow 残差法存在明显的缺陷,Solow 残差建立在完全竞争、规模收益不变和希克斯中性技术基础上的这些约束条件往往难以满足(郭庆旺和贾俊雪,2005)。其次,Solow 残差所包含的因素过于宽泛,因为并非劳动和资本两种投入以外任何导致产出增加的因素都是技术进步,计算中采用的产出数据是技术进步的一个结果,它还受许多非技术因素的影响,所以它不能真实反映现实的技术进步贡献(徐瑛等,2006)。

对生产函数采用 OLS 方法进行估计时都假设投入是外生的,但资本和劳动变量内生性问题会导致 OLS 估计中这些变量的系数有偏误。为了纠正生产投入系数估计中的偏误问题,一些研究采用 Olley and Pakes(1996)提出(以下简写为 OP)、后经 Levinsohn and Petrin(2003)(以下简写为 LP)发展的一种半参数估计方法估计全要素生产率。采用非参数估计的 DEA 方法通过非参数规划计算每个观测值决策单元与前沿生产的相对距离来度量决策单元的技术进步,在面板数据情形下,可以通过经由 Fare et al. (1994)推广的 Malmquist 生产率指数分解法来获得技术进步变化的测量指标。另外专利活动的规模及水平,一般采用发明专利申请量或授权量来度量(Prencipe, 1997)。

指标构建中另一类是 FDI 溢出效应的测量指标。测量 FDI 水平溢出效应最常用的变量是 FDI 存在率,该变量一般用行业/地区中外资企业的总产出(或增加值、销售额)占整个行业/地区的总产出(或增加值、销售额)的比重(Konings, 2001; Javorcik, 2004)来测量。对 FDI 垂直溢出效应的测量一般按照 Javorcik(2004)的方法得到前向溢出效应(上游产业中 FDI 对下游产业的溢出效应)和后

向溢出效应(下游产业中 FDI 对上游产业的溢出效应)。

2. 样本数据特征

目前关于中国 FDI 溢出效应的文献中大多采用行业或省际加总面板数据。随着数据可获得性的提高,文献中采用企业层面面板数据的研究越来越多,微观层面数据与加总之后的数据会对 FDI 溢出效应的结论产生影响,因为采用企业层面面板数据可以减缓由于行业或省际面板数据所带来的加总偏误。由于企业或产业结构的变化会影响 FDI 溢出效应,因此,采用数据的年度以及数据的时间跨度也可能会影响 FDI 溢出效应的结论。

3. 模型设定与估计方法

很多研究都支持人力资本、技术差距等因素对 FDI 溢出效应有重要影响。如果在模型中没有包括这些既影响生产率又影响本地企业对 FDI 技术外溢吸收的因素就会造成遗漏变量的问题,遗漏变量问题会造成模型误设,它会显著地影响文献的研究结论(Wooster and Diebel, 2010)。目前对 FDI 技术溢出效应的实证研究大多采用面板数据,面板数据能够提供大量的数据点,其回归分析方法与一般普通最小二乘回归模型相比具有许多优点。它增加了自由度并减少了解释变量之间的共线性,从而改进了参数估计的有效性。在 FDI 技术溢出效应的实证研究中,可能会存在 FDI 技术溢出效应变量的内生性问题。因为 FDI 可能促进生产率的提高,而生产率的提高也可能吸引更多的 FDI,即 FDI 更倾向于进入生产率高的行业/地区。从计量经济学方法上看,这种变量之间的联立内生性会使估计的参数不一致。另外如果外资企业选择了那些生产率高的行业投资,那么即使外资没发生技术外溢,也可能会发现外资与生产率之间存在正相关关系,这会高估外商直接投资的技术外溢效应。对于面板数据通常采用添加虚拟变量控制各行业/地区间的差异,来缓解内生性问题(Aitken and Harrison, 1999)。为了解决 FDI 技术溢出效应变量的内生性问题,由 Holtz-Eakin, Newey and Rosen (1988) 提出,后经 Arellano and Bond (1991), Arellano and Bover (1995) 以及 Blundell and Bond (1998) 等人不断完善的动态面板模型的 GMM 估计方法,即差分广义矩(DGMM)/系统广义矩(sys-GMM)估计方法,最近在动态面板模型估计中得到广泛应用。

(二) 结构异质性

从总体上考察 FDI 对内资企业生产率的影响只是得到了 FDI 技术溢出效应的一个平均指标,并不能完全反映各个行业之间的异质性(邱斌等,2008)。如果按照一些行业/地区特征对内资企业进行分组,考察 FDI 技术溢出渠道及其传导机制在行业/地区间的差异,可能会得到不同的 FDI 溢出效应。这是因为,按照不同的异质性标准分组后所包含的内外资企业关系不同,如在细分行业内技术可模仿性要强一些,但产品有较大的趋同性,因此竞争替代效应比较强;在非细分的行业内技术可模仿性可能弱化,但竞争也会弱化,甚至会产生部分关联效应(罗雨泽等,2008)。可供选择的行业间异质性指标很多,Buckley et al.(2007)研究了外资企业属性、本地企业所有制以及行业特征对中国 FDI 溢出的影响,认为中国 FDI 在技术密集型的行业比劳动密集型的行业内溢出更显著。其它如行业自身技术水平、行业集中度、出口依存度等(邱斌等,2008),下面主要介绍中国 FDI 技术溢出效应研究中常见的几种分组指标和方法,东西部地区分组、国有企业与非国有企业分组以及 FDI 资金来源地分组。

1. 中国东西部地区分组

由于中国改革开放是在区域上逐渐推进的,各地经济开放和发展状况不同,地区之间经济联系也在很大程度上受到行政区划的影响,因此 FDI 在中国具有明显的地区分布非均衡性(王剑和徐康宁,2005;谢建国,2006)。如东部沿海地区由于地理位置优越、开放较早、基础设施健全,所以吸收了绝大部分外商直接投资,如果研究 FDI 技术外溢效应时不考虑地区因素,可能夸大东部地区 FDI 技术正外溢效应和中西部地区 FDI 的竞争负效应(罗雨泽等,2008)。因此,在研究中国外

商直接投资的溢出效应时,必须考虑到中国区域环境对技术吸收能力的影响。对中国区域的划分一般是根据官方机构的行政划分或者根据人们的共识,最常见的划分为东部、中部和西部。当然也有一些其它的划分方法,如亓朋等(2009)将全国30个省、直辖市、自治区(不包括西藏)划分为长三角地区、珠三角地区、环渤海地区、中部地区、泛珠三角地区、东北地区以及西部地区七个经济区域。划分区域后可以控制区域差异带来的影响,如可以控制如西部开发、中部崛起等区域政策的影响等。

2. 国有企业与非国有企业分组

国有企业凭借行政保护和资源垄断,在很大程度上回避了实际的和潜在的竞争,并享受垄断利润,因此外资的竞争效应不能得到应有的发挥(陈琳和林珏,2009)。另外国有企业软预算约束条件下也很难产生技术创新激励。当外部竞争压缩了企业利润空间并威胁到企业生存的时候,企业不是从提高技术和管理水平去寻找生存发展之道,而是习惯性地依赖软预算约束以简单的方法攫取制度租金(蒋殿春和张宇,2008)。另一方面,由于政府对国有企业的政策倾斜和扶持,国有企业能优先获得金融资源以及国家进口的先进技术设备(史晋川和赵自芳,2007)。国有企业由于具有低价甚至免费获取生产资料的垄断地位,保证了许多国有企业能不断地扩张规模。同时中央和地方政府为了改进国有企业低下的生产率,通过税收减免等各项优惠政策,鼓励外资参与国有企业的改组改造,这些因素又增强了国有企业对外商投资技术溢出吸收能力,因此理论上中国的国有企业是可以从外商直接投资中受益的。相对于国有企业而言,非国有企业、尤其是民营企业则是因为制度的长期歧视而被限制了发展空间(蒋殿春和张宇,2008)。另外中国的民营企业长期以来不愿投资那些周期长、见效慢的技术革新活动,而更看重短期内赚取的经济利润(陈琳和林珏,2009),而且民营企业具有十分明显的家族企业特征,企业治理结构不完善,这些因素都可能会限制民营企业对FDI技术溢出的吸收能力。

3.FDI资金来源地分组

根据中国引进外资的历程和现状,一些研究将外资分为来自港澳台地区的投资和来自西方国家的投资(要来自于欧美日等发达国家)(马林和章凯栋,2008)。港澳台地区的投资优势在于使用标准化且成熟技术的经验(Lee and Plummer,1992),它们具有经营出口导向和劳动密集型企业的经验,熟悉和了解国际市场及其竞争规则(Lin等,2009)。而西方国家投资一般拥有较为明显的技术优势,注重研发投入并保持技术的相对领先。一些研究以劳动生产率作为生产效率指标对港澳台地区资本与外商资本进行比较,结果发现港澳台地区资本生产效率明显低于外商资本生产效率(王玲和涂勤,2007)。

三、Meta模型及变量说明

(一)Meta模型

Meta分析是一种新的将定性分析与定量分析相结合的文献综合方法。现在已广泛应用于医学、心理学、教育学、市场分析以及社会学等领域的研究。首先将Meta分析用于经济学分析的是Stanley and Jarrell(1989)等人,Meta分析中的因变量是原始研究中的定量研究结果,而自变量是一些造成研究结论差异的可能因素以及其他因素,主要包括原始研究的样本数据特征、研究模型设计、模型估计方法以及其他控制变量等。根据Stanley and Jarrell(1989),Meta回归分析可以采用以下计量模型:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_k \beta_k Z_{ik} + \varepsilon_j \quad (i=1, 2, \dots, N) \quad (1)$$

其中被解释变量 Y_i 是N份文献研究的结论,一般为相关参数估计量的t值、相关参数估计量

的正负、或者是相关参数估计量的显著性等指标。Meta 回归分析的 K 个解释变量 Z_{ik} ($k=1,2,\cdots,K$)是反映所有实证研究设计特征的代理变量,用以描述各项研究在样本数据选择、模型设计、估计方法、其他控制变量以及异质性等方面的差异,Meta 回归分析则是运用实证研究的设计差异来解释 Y_i 的差异。

按照 Gorg and Strobl(2001)、Wooster and Diebel(2010)、Havranek and Irsova(2011)的方法,本文 Meta 回归分析方程的设定如下:

$$SPILL_i = \beta_0 + \sum_j \beta_j TEC_{ij} + \sum_k \beta_k FDI_{ik} + \sum_l \beta_l DC_{il} + \sum_m \beta_m VC_{im} + \\ \sum_p \beta_p EM_{ip} + \sum_h \beta_h HET_{ih} + \varepsilon_i \quad (2)$$

本文主要采用 FDI 溢出效应参数估计量的符号和显著性等哑变量来刻画参数估计量的特征。解释变量是从文献实证研究中的方法异质性与结构异质性等因素来定义。方法异质性主要包括指标构建、样本数据、模型的设定及估计方法。结构异质性主要包括考虑东西部差异、企业所有制带来的差异以及 FDI 来源地造成的差异等。对以上变量测量的详细说明见下文方法异质性、结构异质性变量及其它变量说明部分。

(二)样本构建

本文从公开发表的 55 篇期刊论文中提取文献中方法异质性与结构异质性指标以及文献研究结论。由于 FDI 水平溢出效应与垂直溢出效应的溢出机制不同,特别是垂直溢出效应中的前向溢出与后向溢出效应,与 FDI 跟本地企业之间建立的联接关系有关。因此,从文献中提取文献结果时,区分了 FDI 水平溢出效应与垂直溢出效应(包括前向溢出效应与后向溢出效应)。下面将文献中 FDI 溢出效应的结果样本划分为“水平溢出”与“垂直溢出”两种情况。“水平溢出”是指研究结果中 FDI 水平溢出效应,“垂直溢出”是指研究结果中 FDI 垂直溢出效应。整理文献共得到 195 条“水平溢出”研究结论,78 条“垂直溢出”研究结论,共计 273 条 FDI 溢出效应的研究结论。下面给出本文 Meta 回归分析中所包含的变量名称及其定义说明。表 1 给出了解释变量中各哑变量的频数。

(三)方法异质性、结构异质性变量及其它变量说明

1.Meta 回归方程中的被解释变量

SIGN: 如果文献中 FDI 溢出效应参数估计量是显著的(至少在 10% 水平上), 则 SIGN=1; 否则 SIGN=0。

NP: 如果研究文献中 FDI 溢出效应参数估计量的系数为正, 则 NP=1; 否则 NP=0。

2.Meta 回归方程中的解释变量

(1)方法异质性

PATE: 如果研究文献中采用发明专利申请量或授权量测量技术进步, 则 PATE=1; 否则 PATE=0。

TFP: 如果研究文献中采用全要素增长率测量技术进步, 则 TFP=1; 否则 TFP=0。

LPNP: 如果研究文献中采用半参数方法(如 OP 或 LP)估计生产函数得到测量技术进步的指标, 则 LPNP=1; 否则 LPNP=0。

EFF: 如果研究文献中采用 Malmquist 分解或随机前沿面分析方法测量技术进步, 则 EFF=1; 否则 EFF=0。

FDIP: 如果研究文献中采用 FDI 存在率代理 FDI 溢出效应变量, 则 FDIP=1; 否则 FDIP=0。

FLOW: 如果研究文献中采用实际外商直接投资额(一般取对数)代理 FDI 溢出效应变量, 则 FLOW=1; 否则 FLOW=0。

HV:如果研究文献中区分了水平溢出效应与垂直溢出效应,则 HV=1;否则 HV=0。

FF:如果研究文献中将垂直 FDI 溢出效应区分为前向与后向溢出效应,则对应前向 FDI 溢出效应的哑变量 FF=1;否则 FF=0。

TM:研究文献中样本数据的平均年限,该变量主要用来测量所采用的数据是否包括更多的近期数据。

FIRM:如果研究文献中样本数据为企业层面面板数据,则 FIRM=1;否则 FIRM=0。

TIME:考察研究文献中样本数据涵盖的年度。

HUM:如果研究文献模型中包括了代理劳动人员质量的人力资本,则 HUM=1;否则 HUM=0。

GAP:如果研究文献模型中包括了技术差距的指标,则 GAP=1;否则 GAP=0。

DYN:如果研究文献中模型采用差分广义矩/系统广义矩估计方法,则 DYN=1;否则 DYN=0。

(2)结构异质性

WEST:如果研究文献中考虑东、中西部差异,则对应中西部地区组的哑变量 WEST=1;否则 WEST=0。

SOE:如果研究文献中考虑企业所有制带来的差异,则对应国有企业组的哑变量 SOE=1;否则 SOE=0。

HMT:如果研究文献中考虑 FDI 来源地造成的差异,则对应中国台湾、中国香港和中国澳门地区组的哑变量 HMT=1;否则 HMT=0。

(3)其它

JOU:如果研究文献为英文文献,则 JOU=1;否则 JOU=0。

四、Meta 回归结果分析

(一)FDI 水平溢出效应的 Meta 回归分析结果

表 1 给出了 FDI 水平溢出效应的 Meta 回归分析结果,本文选取 Probit、Logit 和 Extreme Value 二元选择模型估计方法。由于三种方法得到的回归结果基本相似,因此以下各表中只给出了 Logit 方法的回归结果。

(1.1)是被解释变量为符号哑变量(NP)的 Meta 回归分析结果。在方法异质性因素中,PATE 哑变量的系数在 5% 显著性水平上显著为正,表明文献研究中采用专利申请量或授权量代理技术进步会影响 FDI 水平溢出效应的符号,采用该指标会更有可能得到正向 FDI 水平溢出效应的结论。哑变量 GAP 的系数显著为正,因此遗漏技术差距因素的模型中可能低估了正向 FDI 水平溢出效应。DYN 哑变量的系数为负且在 10% 水平上显著,表明文献研究中采用差分广义矩/系统广义矩估计方法会更有可能得到负向 FDI 水平溢出效应的结论,即采用其它的模型估计方法得到的结论可能会高估了 FDI 水平溢出效应的可能性。在结构异质性因素中,研究中国 FDI 技术溢出效应常见的几种分组指标中—中西部地区组(WEST)、国有企业组(SOE)以及中国台湾、中国香港和中国澳门地区组(HMT)—各组变量的系数均为负,虽然哑变量 WEST、SOE 的系数不显著,但其 z 统计量的绝对值也基本在 1.3–1.6 之间;哑变量 HMT 的系数在 1% 水平上显著,表明对数据进行分组后中西部地区组、国有企业组以及中国台湾、中国香港和中国澳门地区组会更有可能得到负向 FDI 水平溢出效应的结论,即采用加总的数据可能会高估了以上组别正向 FDI 水平溢出效应的可能性。

(1.2)给出了显著性哑变量(SIGN)的 Meta 回归分析结果。在方法异质性因素中,哑变量 TFP、FLOW 的系数均显著为正,表明文献研究中指标构建会影响 FDI 水平溢出效应是否显著的结论,具体来说,采用实际外商直接投资额测量 FDI 溢出效应和全要素增长率代理技术进步会提高 FDI

表 1 FDI 水平溢出效应参数估计量的特征哑变量的 Meta 回归分析结果

变量	(1.1)		(1.2)	
	估计系数	z-统计量	估计系数	z-统计量
C	1.63***	3.08	0.60	1.32
TFP	1.14	1.43	1.35*	1.67
LPNP	-1.60	-1.44	0.70	0.73
EFF	-0.26	-0.43	-0.28	-0.47
PATE	1.57**	2.11	-0.37	-0.55
FDIP	-0.58	-1.16	-0.28	-0.60
FLOW	-0.54	-0.80	2.88***	2.59
HV	0.15	0.29	-0.21	-0.44
TIME	-0.02	-0.36	-0.03	-0.48
TM	-0.03	-0.37	0.05	0.54
FIRM	-0.90	-1.45	-1.55**	-2.15
HUM	0.01	0.02	1.41**	2.07
GAP	1.49**	1.99	1.52**	2.26
DYN	-1.15*	-1.67	0.19	0.26
WEST	-1.32	-1.47	-4.11***	-3.13
SOE	-0.82	-1.56	-1.51***	-2.84
HMT	-1.37***	-2.48	-0.61	-1.15
JOU	-1.65***	-2.92	0.51	0.88
因变量	NP		SIGN	
样本数	195		195	
McFadden R ²	0.24		0.23	
LR 统计量	61.71		59.88	
概率值	0.00		0.00	

注:McFadden R² 为方程估计的拟合优度,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 显著性水平。

水平溢出效应的显著性。哑变量 FIRM 的系数显著为负、HUM 与 GAP 哑变量的系数均显著为正,表明数据特征对研究结论的显著性也有影响,而且遗漏控制变量会降低 FDI 水平溢出效应的显著性。在结构异质性因素中,哑变量 WEST、SOE 以及 HMT 的系数均为负,虽然 HMT 变量的系数不显著,但 WEST、SOE 变量的系数在 1% 水平上显著,表明对数据进行分组后中西部地区组、国有企业组会降低得到 FDI 水平溢出效应是显著的结论的可能性。因此,采用加总的数据可能会高估了以上组别得到 FDI 水平溢出效应是显著的结论的可能性。

以上结果表明,影响 FDI 水平溢出效应研究结论的方法异质性因素中,文献研究中指标构建和采用数据的特征均会影响 FDI 水平溢出效应的结论。而遗漏变量问题对估计结果有显著影响,回归方程中如果遗漏代理人力资本和技术差距变量可能会低估了正向 FDI 水平溢出效应。另外,研究文献中采用差分广义矩/系统广义矩估计方法会更有可能得到负向 FDI 水平溢出效应的结论,即采用其它的模型估计方法得到的结论可能会高估了 FDI 水平溢出效应的可能性,但该估计方法不会影响得到 FDI 水平溢出效应是否显著的可能性。从结构异质性因素来看,对数据进行分组后,中西部地区组、国有企业组以及中国台湾、中国香港和中国澳门地区组会更有可能得到负向 FDI 水平溢出效应的结论,即采用加总的数据可能会高估了以上组别正向 FDI 水平溢出效应的可能性。中西部地区组、国有企业组会降低得到 FDI 水平溢出效应是显著的结论的可能性,中国台

湾、中国香港和中国澳门地区组对得到 FDI 水平溢出效应是否显著的结论的可能性影响不大,但总体来说,采用加总的数据可能会高估以上组别得到 FDI 水平溢出效应是显著的结论的可能性。

(二)FDI 垂直溢出效应的 Meta 回归分析结果

由于在 FDI 垂直溢出效应研究结果中一些指标出现的频数较少,如测量被解释变量(技术进步)的效率指标(EFF)只有 6 条,发明专利申请量或授权量(PATE)指标是 0 条。因此,本文在进行 Meta 回归时剔除了频数较少的指标变量。表 2 给出了被解释变量为 FDI 垂直溢出效应参数估计量的特征哑变量时的 Meta 回归分析结果。

表 2 FDI 垂直溢出效应参数估计量的特征哑变量的 Meta 回归分析结果

变量	(2.1)		(2.2)	
	估计系数	z-统计量	估计系数	z-统计量
C	-0.74	-0.48	2.91	1.58
TFP	2.94**	1.99	1.20	0.77
FDIP	0.83	0.97	1.78*	1.90
FF	-0.86	-1.10	-2.72***	-3.13
RD	-0.69	-0.74	0.45	0.42
DYN	0.80	0.68	-2.35**	-2.23
TIME	0.38*	1.86	0.01	0.04
TM	0.38	1.54	-0.65**	-2.05
FIRM	-2.30**	-2.34	0.06	0.05
HMT	-0.98	-0.75	-2.60**	-1.96
因变量	NP		SIGN	
样本数	78		78	
McFadden R ²	0.31		0.44	
LR 统计量	22.77		39.11	
概率值	0.01		0.00	

注:说明同表 1。

(2.1)给出了符号哑变量的 Meta 回归分析结果。哑变量 TFP、TIME 的系数显著为正,表明文献研究中采用全要素增长率代理技术进步、采用数据的时间跨度越长,则会更有可能得到正向 FDI 垂直溢出效应的结论。哑变量 FIRM 的系数显著为负,表明采用企业层面面板数据会降低得到正向 FDI 垂直溢出效应的结论。DYN 哑变量的系数为正但不显著,哑变量 HMT 的系数均为负但也不显著。因此,估计方法与数据分组对文献研究中是否得到正向 FDI 垂直溢出效应的可能性影响不大。

(2.2)给出了显著性哑变量的 Meta 回归分析结果。回归结果中一个显著的特点是,文献研究中对应前向 FDI 溢出效应的哑变量 FF 的系数在 1% 显著性水平上为负,表明文献中研究垂直 FDI 溢出效应时区分了前向与后向溢出效应,则前向 FDI 溢出效应的显著性与后向 FDI 溢出效应的显著性相比会明显较低。哑变量 FDIP 的系数显著为正、TM 的系数显著为负,表明采用 FDI 存在率会提高 FDI 垂直溢出效应的显著性,而采用更多的近期数据则会降低 FDI 垂直溢出效应的显著性。DYN 变量的系数显著为负,表明文献研究中采用差分广义矩/系统广义矩估计方法会降低得到 FDI 垂直溢出效应是否显著的可能性。纳入 Meta 方程中的 HMT 变量的系数显著为负,表明对数据进行分组后降低了中国台湾、中国香港和中国澳门地区组的 FDI 垂直溢出效应的显著性。

以上结果表明,文献中研究垂直 FDI 溢出效应时区分了前向与后向溢出效应,则前向 FDI 溢

出效应的显著性明显低于后向 FDI 溢出效应的显著性。从方法异质性因素来看,采用全要素增长率代理技术进步会更有可能得到正向 FDI 垂直溢出效应的结论。采用 FDI 存在率计算 FDI 垂直溢出效应的指标会提高得到 FDI 垂直溢出效应是显著的结论的可能性。文献研究中采用数据的时间跨度越长,越有可能得到正向 FDI 垂直溢出效应的结论,但采用的数据包括更多的近期数据时会降低得到 FDI 垂直溢出效应是显著的结论的可能性,采用企业层面面板数据会降低正向 FDI 垂直溢出效应结论的可能性。采用差分广义矩/系统广义矩估计方法会降低得到 FDI 垂直溢出效应是否显著的可能性。从结构异质性因素来看,对数据进行分组后降低了中国台湾、中国香港和中国澳门地区组得到 FDI 垂直溢出效应的显著性。

(三)FDI 溢出效应的 Meta 回归分析结果

由于 FDI 水平溢出效应与垂直溢出效应的溢出机制不同,因此,本文在讨论影响文献中 FDI 溢出效应结论的因素中增加了用来区分水平溢出效应与垂直(前向与后向)溢出效应的哑变量 HV。本文中 FDI 溢出效应表示 FDI 水平和垂直溢出效应。表 3 给出了被解释变量为 FDI 溢出效应参数估计量的特征哑变量的 Meta 回归分析结果。

表 3 FDI 溢出效应参数估计量的特征哑变量的 Meta 回归分析结果

变量	(3.1)		(3.2)	
	估计系数	z-统计量	估计系数	z-统计量
C	2.93***	4.20	1.57***	2.70
TFP	1.19*	1.90	1.46**	2.42
LPNP	-1.61*	-1.70	1.78**	2.09
EFF	-0.28	-0.50	-0.57	-1.17
PATE	1.70**	2.31	-0.41	-0.66
FDIP	-0.62	-1.44	0.12	0.33
FLOW	-0.40	-0.59	2.87***	2.64
HF	-1.64***	-3.39	-0.99***	-2.46
HV	-0.11	-0.24	-0.45	-1.05
TIME	0.03	0.42	-0.01	-0.28
TM	0.03	0.36	0.05	0.63
FIRM	-0.67	-1.23	-1.70***	-2.88
HUM	-0.66	-1.22	0.87	1.60
GAP	0.36	0.65	1.18**	2.12
DYN	-0.71	-1.30	-0.78	-1.52
WEST	-1.16	-1.31	-3.78***	-2.97
SOE	-0.47	-1.08	-0.76*	-1.88
HMT	-1.07**	-2.30	-0.82*	-1.81
JOU	-0.98**	-2.02	0.79	1.56
因变量	NP		SIGN	
样本数	273		273	
McFadden R ²	0.22		0.16	
LR 统计量	73.14		56.85	
概率值	0.00		0.00	

注:说明同表 1。

(3.1)给出了符号哑变量的 Meta 回归分析结果,哑变量 HV 的系数显著为负,表明文献中更有可能得到负向 FDI 水平溢出效应的结论,即正向 FDI 溢出效应更有可能发生在外资企业与本地企业的垂直联系中。哑变量 TFP、PATE 的系数均显著为正,表明文献研究中采用全要素增长率、发明专利申请量或授权量测量技术进步会影响分析 FDI 溢出效应的符号,用该两种指标代理技术进步时会更有可能得到正向 FDI 溢出效应的结论。哑变量 LPNP 的系数显著为负,表明文献研究中采用 OP 或 LP 半参数方法估计生产函数计算技术进步会更有可能得到负向 FDI 溢出效应的结论。测量技术进步的发明专利申请量或授权量(PATE)指标、测量 FDI 溢出效应指标的系数均不显著,表明文献研究中这些指标的构建不会影响 FDI 溢出效应的符号。DYN 哑变量的系数在回归结果中为负但不显著,表明文献研究中采用差分广义矩/系统广义矩估计方法不会影响 FDI 溢出效应的符号。但 HMT 变量的系数显著为负,表明对数据进行分组后中国台湾、中国香港和中国澳门地区组会更有可能得到负向 FDI 溢出效应的结论,即采用加总的数据可能会高估了该组别正向 FDI 水平溢出效应的可能性。

(3.2)给出了显著性哑变量的 Meta 回归分析结果。哑变量 HV 的系数显著为负,表明与 FDI 垂直溢出效应的显著性相比,研究文献中更有可能得到 FDI 水平溢出效应是不显著的结论。哑变量 TFP、LPNP、FLOW 的系数均显著为正,表明文献研究中采用全要素增长率或 OP/LP 半参数方法估计生产函数计算技术进步、外商直接投资额测量 FDI 溢出效应会影响结果的显著性,采用以上指标均会提高得到 FDI 溢出效应的显著性。哑变量 FIRM 的系数显著为负。因此,数据特征也影响结论的显著性,而遗漏控制变量则会降低得到 FDI 溢出效应的显著性。DYN 变量的系数为负但不太显著,但其 z 统计量的绝对值均在 1.5 左右,表明文献研究中采用差分广义矩/系统广义矩估计方法还是会影响得到 FDI 溢出效应是否显著的可能性,文献研究中采用该估计方法会更有可能得到负向 FDI 溢出效应的结论,即采用其它的模型估计方法得到的结论可能会高估了 FDI 溢出效应的可能性。各组别哑变量 WEST、SOE、HMT 的系数均为负,表明对数据进行分组后中西部地区组、国有企业组以及中国台湾、中国香港和中国澳门地区组会降低得到 FDI 溢出效应是显著的结论的可能性。因此,采用加总的数据可能会提高了 FDI 溢出效应的显著性。

以上结果表明,由于 FDI 水平溢出效应与垂直溢出效应的溢出机制不同,如果文献中区分了水平溢出效应与垂直溢出效应,则文献更有可能得到负向和不显著的 FDI 水平溢出效应的结论。从方法异质性因素来看,研究文献中如果采用全要素增长率、发明专利申请量或授权量测量技术进步会更有可能得到正向 FDI 溢出效应的结论。采用 OP/LP 半参数方法估计生产函数计算技术进步会更有可能得到负向 FDI 溢出效应的结论。目前文献研究中采用的技术进步和 FDI 溢出效应指标,特别是实际外商直接投资额测量 FDI 溢出效应、全要素增长率、OP/LP 半参数方法估计生产函数计算技术进步,会提高得到 FDI 溢出效应的显著性,而采用企业层面面板数据或遗漏控制变量会降低 FDI 溢出效应的显著性。采用差分广义矩/系统广义矩估计方法也会影响得到 FDI 溢出效应是否显著的可能性,采用其它的模型估计方法得到的结论可能会高估了 FDI 溢出效应的可能性。从结构异质性因素来看,对数据进行分组后中国台湾、中国香港和中国澳门地区组会更有可能得到负向 FDI 溢出效应的结论,而且采用加总的数据可能会高估了中西部地区组、国有企业组以及中国台湾、香港和澳门地区组组别得到 FDI 溢出效应是显著的结论的可能性。

五、结 论

本文从 55 篇实证分析论文中提取了文献中的各种方法异质性、结构异质性因素,通过对 FDI

溢出效应的文献进行数量化再分析,考察 FDI 水平、垂直溢出效应的实证结论是否受各种异质性因素的影响以及所受影响的程度。本文 Meta 回归分析结果表明:

第一,方法异质性会影响 FDI 溢出效应。首先,文献研究中指标的构建会影响 FDI 溢出效应的结论。具体来说,文献研究中采用全要素增长率、发明专利申请量或授权量测量技术进步则会更有可能得到正向 FDI 溢出效应的结论;采用 OP/LP 半参数方法估计生产函数计算技术进步则会更有可能得到负向 FDI 溢出效应的结论。而且文献研究中采用实际外商直接投资额测量 FDI 溢出效应、采用 TFP 与 LPNP 测量技术进步会提高得到 FDI 溢出效应的显著性。其次,采用企业层面面板数据会更有可能得到负向 FDI 水平、垂直溢出效应的结论,也会降低得到 FDI 水平溢出效应是显著的结论的可能性。再次,文献研究中采用数据的时间跨度越长,越有可能得到正向 FDI 垂直溢出效应的结论,但采用更多的近期数据时会降低 FDI 垂直溢出效应的显著性。

第二,遗漏代理人力资本与技术差距的变量不仅低估了正向 FDI 水平溢出效应,而且降低了 FDI 水平、垂直溢出效应的显著性。采用差分广义矩/系统广义矩估计方法虽然不会影响 FDI 溢出效应的符号,但采用该方法更有可能得到负向 FDI 水平溢出效应的结论,即采用其它的模型估计方法得到的结论可能会高估了 FDI 水平溢出效应的可能性。虽然该估计方法不会影响得到 FDI 水平溢出效应是否显著的可能性,但会降低得到 FDI 垂直溢出效应是否显著的可能性。FDI 溢出效应总体 Meta 回归分析也表明,采用该估计方法还是会影响得到 FDI 溢出效应是否显著的可能性。如果文献中区分了水平溢出效应与垂直溢出效应,则文献更有可能得到负向和不显著的 FDI 水平溢出效应的结论。对于影响 FDI 垂直溢出效应研究结论的因素中,一个显著的结果是前向 FDI 溢出效应的显著性明显低于后向 FDI 溢出效应的显著性。

第三,结构异质性也会影响 FDI 溢出效应。对数据进行分组后中西部地区组、国有企业组以及中国台湾、香港和澳门地区组会更有可能得到负向 FDI 水平溢出效应的结论,即采用加总的数据可能会高估了以上组别正向 FDI 水平溢出效应的可能性。而且,采用加总的数据可能会高估了中西部地区组、国有企业组别 FDI 溢出效应的显著性,但降低了中国台湾、中国香港和中国澳门地区组 FDI 垂直溢出效应的显著性。

参考文献

- 陈琳、林珏(2009):《外商直接投资对中国制造业企业的溢出效应:基于企业所有制结构的视角》,《管理世界》,第 9 期。
- 郭庆旺、贾俊雪(2005):《中国全要素生产率的估算:1979—2004》,《经济研究》,第 6 期。
- 蒋殿春、张宇(2008):《经济转型与外商直接投资技术溢出效应》,《世界经济》,第 7 期。
- 罗雨泽、朱善利、陈玉宇、罗来军(2008):《外商直接投资的空间外溢效应:对中国区域企业生产率影响的经验检验》,《经济学(季刊)》,第 2 期。
- 马林、章凯栋(2008):《外商直接投资对中国技术溢出的分类检验研究》,《世界经济》,第 7 期。
- 亓朋、许和连、李海峰(2009):《技术差距与外商直接投资的技术溢出效应》,《数量经济技术经济研究》,第 9 期。
- 邱斌、杨帅、辛培江(2008):《FDI 技术溢出渠道与中国制造业生产率增长研究:基于面板数据的分析》,《世界经济》,第 8 期。
- 史晋川、赵自芳(2007):《所有制约束与要素价格扭曲—基于中国工业行业数据的实证分析》,《统计研究》,第 6 期。
- 王剑、徐康宁(2005):《FDI 区位选择、产业集聚与产业异质》,《经济科学》,第 4 期。
- 王玲、涂勤(2007):《中国制造业外资生产率溢出的条件性研究》,《经济学(季刊)》,第 1 期。
- 王万珺(2010):《外商直接投资对中国的溢出效应:基于 Meta 回归分析方法的再分析》,《经济评论》,第 1 期。
- 谢建国(2006):《外商直接投资对中国的技术溢出——一个基于中国省区面板数据的研究》,《经济学(季刊)》第 5 卷第 4 期。
- 徐涛(2003):《FDI 引进与中国技术进步》,《世界经济》,第 10 期。
- 徐瑛、陈秀山、刘凤良(2006):《中国技术进步贡献率的度量与分解》,《经济研究》,第 8 期。
- 原小能、宋杰(2007):《外商直接投资企业的外溢效应:基于外资企业问卷调查的研究》,《世界经济》,第 12 期。

- 张中元、赵国庆 (2012):《中国 FDI 水平溢出效应的 Meta 分析》,《商业经济与管理》,第 4 期。
- 赵奇伟、张诚 (2006):《区域经济增长与 FDI 技术溢出:以京津冀都市圈为例》,《数量经济技术经济研究》,第 3 期。
- Aitken, B. and A. Harrison (1999): "Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela", *American Economic Review*, 89, 605–618.
- Arellano M. and O. Bover (1995): "Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models", *Journal of Econometrics*, 68, 29–51.
- Arellano M. and S. Bond (1991): "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.
- Blundell R. and S. Bond (1998): "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.
- Buckley P., C. Wang and J. Clegg (2007): "The Impact of Foreign Ownership, Local Ownership and Industry Characteristics on Spillover Benefits from Foreign Direct Investment in China", *International Business Review*, 16 , 142–158.
- Fare, R., S. Grosskopf and C. Lovell (1994): *Production Frontiers*, Cambridge University Press.
- Gorg, H. and E. Strobl (2001): "Multinational Companies and Productivity Spillovers: A Meta-Analysis", *Economic Journal*, 111, 723–739.
- Havranek, T. and Z. Irsova (2011): "Estimating Vertical Spillovers from FDI: Why Results Vary and What the True Effect Is", *Journal of International Economics*, 85, 234–244.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey and H. Rosen (1988): "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data," *Econometrica*, 56, 1371–1395.
- Javorcik B. (2004): "Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages", *American Economic Review*, 94, 605–627.
- Konings, J. (2001): "The Effects of Foreign Direct Investment on Domestic Firms: Evidence from Firm-level Panel Data in Emerging Economies", *Economics of Transition*, 9, 619–633.
- Lee, K. and M. Plummer (1992): "Competitive Advantages, Two-way Foreign Investment, and Capital Accumulation in Korea", *Asian Economic Journal*, 6, 93–114.
- Levinsohn, J. and A. Petrin (2003): "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, 70, 317–342.
- Lin, P., Z. Liu and Y. Zhang (2009): "Do Chinese Domestic Firms Benefit from FDI Inflow? Evidence of Horizontal and Vertical Spillovers", *China Economic Review*, 20, 677–691.
- Olley, G. and A. Pakes (1996): "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 64, 1263–1297.
- Prencipe A. (1997): "Technological Competencies and A Product's Evolutionary Dynamics : A Case Study from the Aero-engine Industry", *Research Policy*, 25 , 1261–1276.
- Stanley, T. and S. Jarrell (1989): "Meta-regression Analysis: A Quantitative Method of Literature Surveys", *Journal of Economic Surveys*, 3, 161–170.
- Wooster, R. and D. Diebel (2010): "Productivity Spillovers from Foreign Direct Investment in Developing Countries: A Meta-Regression Analysis", *Review of Development Economics*, 14, 640–655.

(责任编辑:周莉萍)