

双边贸易成本与对外直接投资:抑制还是促进? ——基于中国的经验证据

刘洪铎¹,曹翔²,李文宇³

(1. 暨南大学 产业经济研究院,广东 广州 510632; 2. 暨南大学 经济学院,广东 广州 510632;
3. 西南财经大学 经济学院,四川 成都 611130)

摘要:传统的 FDI 理论如“就近集中权衡”理论认为贸易成本与对外直接投资正相关,但迄今为止鲜有文献基于中国情景对上述理论命题予以实证检验。首先在异质性企业理论框架下构建了一个理论模型,从理论层面阐述了贸易成本对母国企业进入东道国的市场决策的作用机制,继而利用 2003—2012 年中国对全球 100 多个国家的投资数据,运用系统 GMM 估计方法实证考察了双边贸易成本对中国对外直接投资的影响。研究表明,双边贸易成本的上升显著阻碍了我国对东道国的直接投资,平均而言中国与东道国的双边贸易成本每上升 1 个百分点,将导致中国的对外直接投资下降约 1.037 个百分点,中国与东道国农林渔牧部门和制造业部门双边贸易成本的上升对我国的对外直接投资同样具有显著的抑制作用。上述发现揭示了两方面的涵义:一是“就近集中权衡”理论关于贸易成本与对外直接投资正相关的理论预期在中国并不成立,究其原因在于中国的对外直接投资整体上更偏向于出口引致型而非水平型,其与出口贸易之间存在互补而非替代的关系;二是从政策层面来看,要推动我国对外直接投资的进一步发展,降低中国与东道国间的双边贸易成本以加快推进投资贸易便利化进程是一条切实可行的途径。

关键词:对外直接投资;双边贸易成本;投资贸易便利化;“就近集中权衡”理论;系统 GMM
中图分类号:F062.9 文献标识码:A 文章编号:1671-9301(2016)02-0096-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2016.02.010

一、引言

自本世纪初中国政府提出实施“走出去”战略以来,我国的对外直接投资(outward foreign direct investment,简称 OFDI)呈现出迅猛增长的态势^[1]。据《2013 年度中国对外直接投资统计公报》的统计资料显示,我国的对外投资存量在 2002—2013 年期间的年均增长率高达 32.49%,其中 2013 年对外直接投资存量突破了 6 000 亿美元大关,位居全球第 11 位,与此同时,2013 年我国的对外直接投资流量同比增长 22.8%,连续两年蝉联全球三大对外投资国;在企业方面,我国对外投资企业的数量从 2003 年的 3 439 家上升至 2013 年的 1.53 万家;从对外投资的国别分布来看,中国对外直接投资遍布全球六大洲近 200 个国家(地区),覆盖率达到 70% 以上^[2]。

对外直接投资是我国“走出去”战略的重要组成部分,大力发展对外投资有助于增强我国本土企

收稿日期:2015-12-03;修回日期:2016-01-19

作者简介:刘洪铎(1986—),男,广东潮州人,暨南大学产业经济研究院博士研究生,研究方向为国际经济学与产业组织理论;曹翔(1990—),男,湖南衡阳人,暨南大学经济学院博士研究生,研究方向为国际贸易;李文宇(1980—),男,四川资阳人,西南财经大学经济学院博士研究生,研究方向为空间经济与城市发展。

基金项目:国家社会科学基金重大项目(15ZDA018)

业的国际化经营能力,进而培育出具有全球竞争优势的跨国公司,这对于正值经济社会全面转型的关键时期的中国而言,其重要性不言而喻。然而,在我国企业加快走出去步伐的同时,受全球贸易投资保护主义持续升温、部分国家对投资安全审查日趋严格以及国际形势错综复杂等因素的干扰,近年来我国企业的海外投资活动频频遇阻。据《中国企业国际化报告(2014)》披露的信息显示,在2005—2014年期间我国企业“走出去”失败的案例多达120起^[3]。除此,从美国企业研究所(American Enterprise Institute)和美国传统基金会(Heritage Foundation)联合发布的“中国全球投资追踪”数据来看,近十年来中国企业海外投资所涉及的“麻烦交易”(troubled transactions)金额年均高达235.97亿美元。

贸易便利化作为多哈回合谈判的重要议题之一,近年来受到了国际社会的高度关注。2015年3月我国国家发展改革委员会、外交部、商务部联合颁布了《推动共建丝绸之路经济带和21世纪海上丝绸之路的愿景与行动》,其进一步凸显了解决投资贸易便利化问题的重要性,并明确指出了加快投资便利化进程和消除投资壁垒将成为未来中国与其他国家(地区)经贸合作领域的重点之一^[4]。Duval and Utoktham^[5]等则将贸易便利化视为吸引外资的一种方式,他们认为对外直接投资与国际生产分工网络密不可分,而后者只有在各成员国间的交易成本保持在足够低的水平时才得以维系^[6-7]。如前所述,我国企业对外投资受阻现象在某种程度上折射出我国与某些投资对象国之间仍存在较高的跨境交易成本。那么与此相关的一个问题是,降低双边贸易成本以加快推进中国与东道国间的贸易便利化进程能否促进我国的对外直接投资?目前国内相关文献对我国OFDI的研究主要集中在区位选择及逆向技术溢出效应上,而鲜有学者对上述问题作出正面的考察。鉴于此,本文拟从贸易便利化这一视角入手,系统和深入地考察中国与投资对象国之间双边贸易成本对中国对外直接投资的影响,以期步入新常态发展阶段和实施“一带一路”战略构想后我国“走出去”战略的实施与调整提供相应的决策参考依据,这无疑具有重要的理论价值与现实启示意义。

后文的结构安排如下:第二部分是文献回顾与评述;第三部分构建了一个理论模型,探讨了双边贸易成本对对外直接投资的影响机制;第四部分实证考察了双边贸易成本对中国对外直接投资的影响;最后得出相应的政策启示。

二、文献评述

围绕贸易成本与FDI之间的关系国内外学术界从理论和实证方面进行了较为深入的探讨,并积累了一定的研究文献。早期的FDI理论如“就近集中权衡”理论、“关税跳跃”理论假说等认为,跨国企业可以通过出口或在外国市场进行生产等方式进入他国市场,当企业面临的出口成本或关税上升时,跨国企业往往倾向于通过在实行市场保护的国家进行直接投资以规避过高的贸易成本,因此贸易成本的上升对水平型FDI具有正面激励作用。上述理论预期得到了部分实证研究的证实。如Brainard^[8]对美国OFDI的实证考察发现,贸易成本的下降会导致出口对FDI的替代。Feinberg *et al.*^[9]在考察美加关税下降对跨国企业经营的影响时发现,关税下降与FDI之间存在负向关系。Hijzen *et al.*^[10]利用23个OECD国家19个行业在1990—2001年间的数据,在区分水平型和非水平型并购的基础上考察了贸易成本对FDI的影响,发现贸易成本对水平型并购者的负向影响相对较小,该研究者认为这符合关税跳跃理论假说。

而部分学者认为贸易成本与FDI两者之间可能存在非线性关系或不存在关系。如Carr *et al.*^[11]认为贸易成本与FDI之间的具体关系取决于国家间的规模和相对要素禀赋,若两国在规模和相对要素禀赋上的相似度较高,那么贸易成本的上升对水平型FDI具有促进效应,反之则具有抑制作用。个别学者认为贸易成本与FDI之间不存在关系,如Breinlich^[12]对美加自由贸易协定签署后贸易自由化对企业并购活动的影响进行了实证考察,发现关税下降与跨境并购活动之间并不存在稳健的关系。

“就近集中权衡”理论所持的贸易成本与FDI之间存在同向变动关系的观点在近年来不断受

到挑战,一方面因其与上世纪90年代以来全球范围内贸易壁垒大幅削减和FDI蓬勃发展这一观察事实相悖,另一方面也与后续绝大多数理论和实证研究的结论存在巨大的偏差。在理论研究方面,Helpman^[13]在一个垂直FDI理论模型的基础上探讨了要素价格差异和贸易成本对FDI的影响,理论分析表明贸易成本的下降对垂直型FDI具有正面的激励效应。Motta and Norman^[14]、Ekholm *et al.*^[15]先后探讨了贸易成本对出口平台型FDI的影响,他们认为联盟间的贸易自由化程度的提升有助于推动水平型FDI,原因在于外资企业能够利用联盟中的某一成员国作为出口平台。Görg^[16]、Horn and Persson^[17]等从理论上探讨了贸易成本和跨境并购之间的关系,他们认为贸易成本的上升并不必然导致FDI的上升,相反贸易壁垒的存在在某种程度上恰恰抑制了跨境并购活动。Neary^[18]着眼于FDI理论与现实的冲突,对贸易成本与FDI之间的关系进行了系统的探讨,并从贸易联盟和跨境并购两方面解释了为什么贸易成本的下降促进了FDI的增长。Collie^[19]构建了一个古诺双寡头模型,从理论上解释了为什么多边贸易自由化会导致贸易和FDI共同增长这一看似悖论的现象。Mukherjee and Suetrong^[20]构建了一个理论模型,从母国出口平台型FDI的角度对大量实证研究得出的贸易成本与FDI负相关这一“悖论”进行了解释。Gori *et al.*^[21]基于Dastidar的方法构建了一个理论模型,推导得到一个在边际成本定价范围之上的连续的伯特兰德-纳什均衡,理论分析表明,允许软性价格竞争能够弥补由于贸易成本的下降所带来的标准效应,这对FDI产生了正面的激励效应。在实证研究方面,Tekin-Koru^[22]利用瑞典跨国企业在1987—1998年间对全球多个国家制造业部门的投资数据,实证考察了贸易成本对企业进入模式的影响,发现贸易自由化程度的提高增加了企业跨境并购的几率。Duval and Utoktham^[5]利用OECD国家以及部分亚太地区国家的数据,在引力模型的基础上考察了贸易便利化对外商直接投资的影响,发现母国与东道国之间的双边贸易成本每下降1个百分点,则母国对东道国的直接投资相应增加0.8个百分点。

综合上述文献,可以发现关于贸易成本与FDI之间关系的理论和实证研究均已积累了较为丰富的成果,但除了Duval and Utoktham^[5]正面考察了贸易成本对OFDI的影响外,其余绝大多数文献均是立足于贸易自由化这一间接角度来考察关税、贸易壁垒、双边或多边自由贸易协议等单一因素对FDI的影响,缺乏对贸易成本的综合考量。除此,从我们掌握的文献来看,目前国内还尚未有文献深入和系统地考察贸易成本对中国对外直接投资的影响,关于中国与东道国间双边贸易成本对中国对外直接投资的影响状况既有文献更是语焉不详。本文试图弥补上述不足,为此我们利用历年中国与全球多个投资东道国的面板数据,全面考察了双边贸易成本对中国对外直接投资的影响,在深化了对我国对外直接投资便利化问题的认识的同时也进一步丰富和充实了该研究领域的经验证据。

三、理论模型

本部分拟从理论层面探讨双边贸易成本如何影响母国企业进入海外市场的决策。参照Helpman *et al.*^[23]的设定,我们假定世界经济体由 N 个国家、1个完全竞争部门以及 H 个垄断竞争部门构成,其中各国的人口数量为 L_n 且劳动力为唯一的投入生产要素,完全竞争部门生产同质化商品并遵循规模报酬不变,同质化商品可以自由贸易并用作记账单位,这意味着其价格被标准化为1,垄断竞争部门则负责生产差异化商品。

假定各国的代表性消费者拥有共同的消费偏好,其效用函数可以表示如下:

$$U = q_0^{\mu_0} \prod_{h=1}^H \left(\int_{X_h} (q_h^x)^{\frac{\sigma_h-1}{\sigma_h}} dx \right)^{\frac{\sigma_h \mu_h}{\sigma_h-1}} \quad (1)$$

其中 q_h^x 表示第 h 个部门生产的多样化商品 x 的数量, q_0 表示消费者所消费的同质化商品数量, $\mu_0 + \sum_{h=1}^H \mu_h = 1$, $\sigma_h > 1$ 表示商品间的替代弹性。为简化起见,在下文的分析中我们将略去生产部门的下标。

鉴于现实中企业在生产率方面存在明显的差异,故我们假定企业的生产率水平服从帕累托分布 $P(\tilde{\varphi} < \varphi) = F(\varphi) = 1 - \varphi^{-\gamma}$ 并将企业的最低生产率标准化为 1,同时参照既有文献的标准做法施加 $\gamma > (\sigma - 1)$ 这一约束条件。假定母国生产率水平为 φ 的企业生产 q 单位产出并将其售往本地市场的成本函数为 $c(q) = q/\varphi + f_{ii}$ 同时假定各行业的企业数目固定且与国家规模成比例,企业可以选择是否生产,但不存在企业进入或退出现象,这意味着活跃的企业可以获取正利润。借鉴 Chaney^[24] 的做法,我们假定所有企业归一家全球基金公司所有且每个员工持有相同的股权,员工所得的分红即为全球总利润除以员工总数,这意味着全球员工无论所在企业的经营情况如何其获得的分红均相同。

为了向消费者提供商品,企业必须进行一系列的生产、运输和销售活动。我们首先考虑企业将商品售往国内市场的情形,在该情形下企业的运输成本 τ_{ii} 和销售成本 δ_{ii} 被假定为冰山型成本且被标准化为 1。企业可以通过选择下列三种模式之一进入外国市场:其一是通过支付固定成本 f_{ij}^e 和可变的冰山型交易成本 $\tau_{ij} > 1 (\forall j \neq i)$ 的方式,将其商品出口到外国市场。除此,企业还需要克服冰山型的销售成本 $\delta_{ij} > 1 (\forall j \neq i)$,由于出口需要通过企业总部重新组织销售活动,因此在东道国的销售成本要高于国内市场的销售成本。其二是企业可以选择支付更高的固定成本 $f_{ij}^{ep-fdi} (f_{ij}^{ep-fdi} > f_{ij}^e)$ 并通过出口平台型对外直接投资 (export-platform FDI) 的方式在东道国开设分公司,该分公司从母公司进口商品后在东道国 j 进行销售,其仍然需要支付额外的运输成本 $\tau_{ij} > 1$,但其面临的运营成本则与东道国的本土企业一样同为 $\delta_{ij} = 1$ 。其三是企业可以选择支付比进入模式二还要高的固定成本 $f_{ij}^{h-fdi} (f_{ij}^{h-fdi} > f_{ij}^{ep-fdi})$,即通过水平型对外直接投资 (horizontal FDI) 的方式直接在东道国 j 进行生产和销售活动,在这种情况下母国企业面临的运输、营销成本均与东道国的本土企业相同,即 $\delta_{ij} = 1$ 且 $\tau_{ij} = 1$ 。

成本结构决定了企业选择何种策略进入东道国市场。如上所述,我们已经假定了 $f_{ij}^e < f_{ij}^{ep-fdi} < f_{ij}^{h-fdi}$,其理由在于进入模式一仅需支付信息获取成本,而模式二除了支付信息获取成本外还涉及企业在东道国本地的运营管理成本,而模式三除了包含前两种模式的成本外还涉及在东道国生产的成本费用,故三种进入模式的固定成本依次递增。

根据 Helpman *et al.*^[23] 我们可以推导出如下的不等式关系:

$$f_{ij}^e \tau_{ij}^{\sigma-1} \delta_{ij}^{\sigma-1} < \tau_{ij}^{\sigma-1} \frac{f_{ij}^{ep-fdi} - f_{ij}^e}{1 - \delta_{ij}^{1-\sigma}} < \frac{f_{ij}^{h-fdi} - f_{ij}^{ep-fdi}}{1 - \tau_{ij}^{1-\sigma}} \quad (2)$$

假定所有国家的工资水平被标准化为 1。东道国工人的收入构成源自两部分,一是劳动收入 L_j ,除此还有分红所得 $(L_j/L) \Pi$ 其中 L, Π 各表示世界总人口和总利润,综上我们可以得到东道国 j 工人总的收入所得为 $L_j(1 + \Pi/L)$ 。

东道国 j 从母国 i 进口多样化商品的需求函数可以表示为:

$$q_{ij} = A_j p_{ij} \varphi^{-\sigma} A_j = \left(1 + \frac{\Pi}{L}\right) L_j P_j^{\sigma-1} \quad (3)$$

其中 P_j 表示东道国的价格指数,具体可以表示为:

$$P_j = \left\{ L_i \left[\int_{\bar{\varphi}_{ij}^e}^{\bar{\varphi}_{ij}^{ep-fdi}} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\tau_{ij} \delta_{ij}}{\varphi} \right)^{1-\sigma} dF(\varphi) + \int_{\bar{\varphi}_{ij}^{ep-fdi}}^{\bar{\varphi}_{ij}^{h-fdi}} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\tau_{ij}}{\varphi} \right)^{1-\sigma} dF(\varphi) + \int_{\bar{\varphi}_{ij}^{h-fdi}}^{+\infty} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{1}{\varphi} \right)^{1-\sigma} dF(\varphi) \right] \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

$\bar{\varphi}_{ij}^e, \bar{\varphi}_{ij}^{ep-fdi}, \bar{\varphi}_{ij}^{h-fdi}$ 分别对应母国 i 选择出口、EPFDI 或 HFDI 的企业生产率临界值。

在面临等弹性需求曲线时,企业根据固定加成与边际成本之和进行定价: $p_{ij}(\varphi) = [\sigma/(\sigma - 1)] mc(\varphi)$ 。出口企业、垂直型对外投资企业和水平型对外投资企业的边际成本可分别表示为 $\tau_{ij} \delta_{ij} / \varphi, \tau_{ij} / \varphi$ 和 $1/\varphi$ 。企业商品销往国内市场所得的利润函数表达式可以表示为 $\pi_{ii}(\varphi) = B_i \varphi^{\sigma-1} - f_{ii}$,其中 $B_i = (A_i/\sigma) ((\sigma-1)/\sigma)^{\sigma-1}$,而选择出口、EPFDI 或 HFDI 的方式进入外国市场的企业的利润函数分别为:

$$\pi_{ij}^e(\varphi) = B_j \left(\frac{\varphi}{\tau_{ij} \delta_{ij}} \right)^{\sigma-1} - f_{ij}^e \quad (4)$$

$$\pi_{ij}^{ep-fdi}(\varphi) = B_j \left(\frac{\varphi}{\tau_{ij}} \right)^{\sigma-1} - f_{ij}^{ep-fdi} \quad (5)$$

$$\pi_{ij}^{h-fdi}(\varphi) = B_j \varphi^{\sigma-1} - f_{ij}^{h-fdi} \quad (6)$$

为推导得到模型的均衡解, 我们首先需要确定均衡价格指数 P_j 和世界的总利润 Π , 显然世界总利润只取决于模型的外生参数, 故可以将其视为常数。在企业的生产率服从帕累托分布这一假设下, 我们可以推导得到价格指数的封闭型表达式:

$$P_j = E_j \theta_j \quad (7)$$

其中 $E_j = (\sigma/(\sigma-1)) \Phi^{(1/\gamma)-1/(\sigma-1)} \Psi^{-1/\gamma}$, $\Phi = (\mu/\sigma) (1 + \Pi/L) L_j$, $\Psi = \gamma/(\gamma - (\sigma-1)) \theta_j$
 $= \left\{ \sum_{i=1}^N L_i \left[\tau_{ij}^{-\gamma} \delta_{ij}^{-\gamma} (f_{ij}^e)^{\frac{\gamma-(\sigma-1)}{\sigma-1}} + \tau_{ij}^{-\gamma} (1 - \delta_{ij}^{1-\sigma})^{\frac{\gamma}{\sigma-1}} (f_{ij}^{ep-fdi} - f_{ij}^e)^{\frac{\gamma-(\sigma-1)}{\sigma-1}} + (1 - \tau_{ij}^{1-\sigma})^{\frac{\gamma}{\sigma-1}} (f_{ij}^{h-fdi} - f_{ij}^{ep-fdi})^{\frac{\gamma-(\sigma-1)}{\sigma-1}} \right] \right\}^{-\frac{1}{\gamma}}$ 可以视为国家 j 的总距离指数。在均衡状态下, 选择出口、EPFDI 或 HFDI 的三类企业的生产率临界值分别为:

$$\bar{\varphi}_{ij}^e = G_j \theta_j^{-1} \tau_{ij} \delta_{ij} (f_{ij}^e)^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (8)$$

$$\bar{\varphi}_{ij}^{ep-fdi} = G_j \theta_j^{-1} \tau_{ij} \left(\frac{f_{ij}^{ep-fdi} - f_{ij}^e}{1 - \delta_{ij}^{1-\sigma}} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (9)$$

$$\bar{\varphi}_{ij}^{h-fdi} = G_j \theta_j^{-1} \left(\frac{f_{ij}^{h-fdi} - f_{ij}^{ep-fdi}}{1 - \tau_{ij}^{1-\sigma}} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (10)$$

其中 $G_j = \Phi^{-1/\gamma} \Psi^{1/\gamma}$ 。利用均衡状态下企业的利润我们可以求得世界的总利润表达式

$$\Pi = \frac{\sum_{h=1}^H \left(\frac{\sigma_h - 1}{\gamma_h} \right) \mu_h \sigma_h}{1 - \sum_{h=1}^H \left(\frac{\sigma_h - 1}{\gamma_h} \right) \mu_h \sigma_h} L。假定以 EPFDI 方式投资东道国市场的母国企业数量为 n_{ij}^{ep-fdi}
 $= L_i \int_{\bar{\varphi}_{ij}^{ep-fdi}}^{\bar{\varphi}_{ij}^{h-fdi}} dF(\varphi)$ 由上可以得到三类企业的数量表达式:$$

$$n_{ij}^e = K_j \theta_j^\gamma \tau_{ij}^{-\gamma} \left[\delta_{ij}^{-\gamma} (f_{ij}^e)^{-\frac{\gamma}{\sigma-1}} - \left(\frac{f_{ij}^{ep-fdi} - f_{ij}^e}{1 - \delta_{ij}^{1-\sigma}} \right)^{-\frac{\gamma}{\sigma-1}} \right] \quad (11)$$

$$n_{ij}^{ep-fdi} = K_j \theta_j^\gamma \left\{ \left[\tau_{ij}^{\sigma-1} \left(\frac{f_{ij}^{ep-fdi} - f_{ij}^e}{1 - \delta_{ij}^{1-\sigma}} \right)^{-\frac{\gamma}{\sigma-1}} \right] - \left(\frac{f_{ij}^{h-fdi} - f_{ij}^{ep-fdi}}{1 - \tau_{ij}^{1-\sigma}} \right)^{-\frac{\gamma}{\sigma-1}} \right\} \quad (12)$$

$$n_{ij}^{h-fdi} = K_j \theta_j^\gamma \left(\frac{f_{ij}^{h-fdi} - f_{ij}^{ep-fdi}}{1 - \tau_{ij}^{1-\sigma}} \right)^{-\frac{\gamma}{\sigma-1}} \quad (13)$$

其中 $K_j = L_i \Phi \Psi^{-1}$ 。

在式 (11) ~ (13) 的基础上, 对贸易成本 τ_{ij} 求偏导可得到下列一组不等式:

$$\partial n_{ij}^e / \partial \tau_{ij} < 0 \quad (14)$$

$$\partial n_{ij}^{ep-fdi} / \partial \tau_{ij} < 0 \quad (15)$$

$$\partial n_{ij}^{h-fdi} / \partial \tau_{ij} > 0 \quad (16)$$

上述不等式组的经济学含义是, 当母国和东道国间的双边贸易成本上升时, 会降低母国企业对东道国的出口以及出口平台型投资, 而对母国企业的水平型对外投资则具有促进作用。由此可见,

双边贸易成本对母国企业进入海外市场决策的影响取决于对外直接投资的类型。那么,中国与东道国间的双边贸易成本对中国的对外直接投资活动究竟存在抑制效应还是促进效应呢?下文将利用历年中国对全球多国的 OFDI 数据进行实证检验。

四、实证研究

(一) 计量模型的设定

对外直接投资往往存在路径依赖,即上一期的投资活动会对下一期投资产生重要影响。为捕捉上述惯性特征,本部分借鉴既有研究文献,在国际投资研究领域广为应用的引力模型基础上设定了如下动态面板模型,以检验上文的经验假说:

$$\ln \text{FDI}_{ijt} = \alpha_0 + \delta \ln \text{OFDI}_{ijt-1} + \alpha_1 \ln \text{TC}_{ijt} + Z' \beta + \zeta_{ijt} \quad (17)$$

其中,下标 i 、 j 、 t 分别表示中国、东道国以及年份 $t = 2003, 2004, \dots, 2012$; OFDI 表示中国对东道国的实际直接投资,采用年度对外直接投资存量(万美元)表示,数据来自《2013 年度中国对外直接投资统计公报》,并利用世界银行 WDI 数据库提供的美国历年 GDP 平减指数(以 2005 年为基期)进行平减,以剔除价格效应的影响; TC 为本文的核心解释变量,用以表示中国与东道国间的双边贸易成本(具体构造方法见下文),若其待估系数 $\alpha_1 < 0$,则意味着双边贸易成本的上升阻碍了中国的对外直接投资。借鉴既有的经验和理论研究,计量模型还从以下几个方面控制了一组与中国对外投资活动密切相关的变量 Z ,具体包括:(1) 人文地理因素:中国与东道国两国的语言是否相同 (COMLANG_ETHNO)、是否共同边界 (CONTIG) 以及两国首都的地理距离 ($\ln \text{DISTCAP}$),上述三个变量的原始数据均来自 CEPII 的 GeoDist 数据库;(2) 经济发展水平:一是东道国的 GDP ($\ln \text{GDP}_h$),用以捕捉东道国的市场效应,二是鉴于一国的对外投资阶段在很大程度上受到该国经济发展水平的影响,我们还控制了中国的 GDP ($\ln \text{GDP}_{\text{CN}}$),上述 GDP 数据均采用 2005 年美元的不变价格衡量,原始数据来自世界银行的 WDI 数据库;(3) 互联网发展程度 (INTERNET_USER):采用东道国每百人中互联网使用者的占比衡量,以捕捉东道国的信息、通信和技术发展水平,原始数据来自世界银行的 WDI 数据库;(4) 金融发展水平 (FIN_DEV):采用东道国私营企业获得的信贷额度与该国 GDP 的占比衡量,原始数据来自世界银行的 WDI 数据库;(5) 资源禀赋:本文利用能源产量 ($\ln \text{ENERGY}$) 作为东道国资源禀赋状况的代理变量,原始数据来自世界银行的 WDI 数据库;(6) 制度环境:考虑到东道国的投资环境往往对母国企业的对外直接投资存在重要的影响,故我们在计量模型中加入了东道国的投资环境自由度指数 ($\ln \text{INVESTMENTFREEDOM}$),该数据来自美国传统基金会 (Heritage Foundation) 的自由度指数数据库,我们还控制了双边汇率波动 (VOL_EXRATE),采用中国与东道国双边汇率的年度变化率表示^①,原始数据来自 UNCTADstat 中的 Economic trends 子数据库。 ζ 表示随机扰动项。为克服异方差等问题,我们还按照约定俗成的做法对上述部分变量进行了对数化处理。

(二) 双边贸易成本的测度

借鉴 Jacks *et al.* [25] 的做法,我们基于几何平均值算法对中国与东道国的双边贸易成本进行测算,具体计算公式如下:

$$\text{TC}_{ij} = \left(\frac{t_{ij} t_{ji}}{t_{ii} t_{jj}} \right)^{\frac{1}{2}} - 1 = \left(\frac{x_{ii} x_{jj}}{x_{ij} x_{ji}} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} - 1 \quad (18)$$

$$\text{NONTARIFF_TC}_{ij} = \frac{1 + (\text{TC}_{ij}/100)}{\sqrt{(1 + \text{TARIFF}_{ij}) + (1 + \text{TARIFF}_{ji})}} - 1 \quad (19)$$

(18)、(19) 式中,TC 实质上是基于关税当量值 (tariff equivalent value) 的双边贸易成本, NONTARIFF_TC 则是在 TC 的基础上剔除关税效应后的双边贸易成本,在下文计量分析中我们将用后者作为前者的替代进行稳健性检验。在实际测算过程中还需要确定 σ 的参数值,对此我们按照既

有研究的通行做法令 $\sigma = 8$ 在此基础上计算得到中国与全球 100 多个投资对象国在 2003—2012 年期间基于整体、制造业部门以及农林渔牧部门三个层面的双边贸易成本, 所涉及的双边进出口原始数据来自 UNcomtrade 数据库。本文实证研究部分所涉及变量的描述性统计见表 1。

(三) 计量结果分析

我们首先用图示法对中国对外直接投资与双边贸易成本之间的关系进行考察。通过观察图 1 的六个子图不难发现, 无论基于整体、制造业部门还是农林渔牧部门, 无论采用 $\ln TC$ 还是 $\ln NONTARIFF_TC$ 指标, OFDI 与双边贸易成本之间均存在负向关系, 这意味着降低中国与投资对象国的贸易成本, 提升双边的贸易便利程度有利于促进中国的对外直接投资。由于图示法仅提供粗略的感知, 接下来我们将对中国对外直接投资与双边贸易成本之间的关系进行系统和严谨的实证检验。

表 1 变量的描述性统计

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lnOFDI	1 451	7.870 07	2.520 374	0	16.197 87
lnTC	1 152	5.111 301	0.487 399	1.102 397	6.669 759
lnNONTARIFF_TC	1 092	4.948 529	0.483 069	1.322 608	6.369 407
COMLANG_ETHNO	1 560	0.019 231	0.137 379	0	1
CONTIG	1 560	0.076 923	0.266 555	0	1
lnDISTCAP	1 560	8.993 108	0.508 457	6.862 393	9.867 729
INTERNET_USER	1 533	27.524 09	26.936 64	0.031 011	96.209 8
FIN_DEV	1 493	54.364 83	51.497 81	0.795 988	311.063
lnENERGY	1 113	9.476 821	2.300 009	-0.097 61	14.409 75
lnGDP_h	1 546	24.032 93	2.265 824	19.287 98	30.279 77
lnGDP_CN	1 560	28.709 51	0.298 04	28.218 81	29.135 1
lnINVESTMENTFREEDOM	1 441	3.868 659	0.451 273	1.609 438	4.553 877
VOL_EXRATE	1 531	0.021 692	0.203 317	-7.025 5	0.885 044

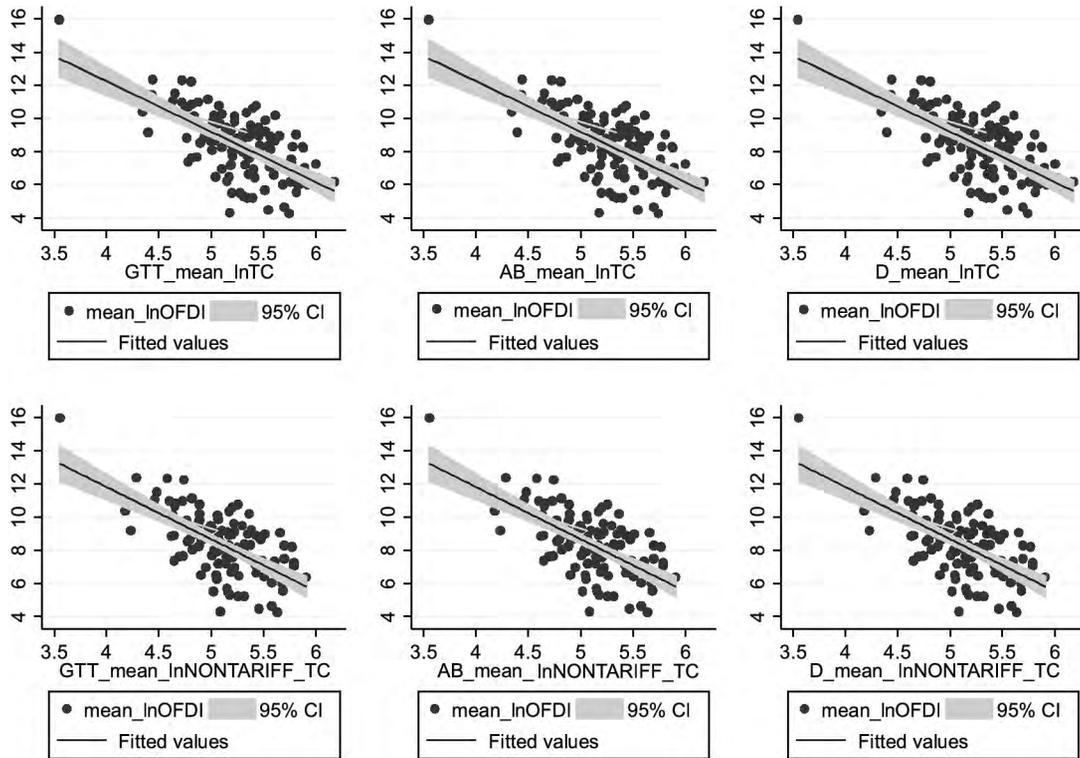


图 1 双边贸易成本与中国对外直接投资的拟合散点图(2003—2012 年均值)

注: 其中前缀 GTT、D 和 AB 分别表示整体、制造业部门和农林渔牧部门。

1. 基准回归

我们采用系统 GMM 两步法对式(17)展开估计^②, 关于中国与东道国整体、制造业部门以及农林

渔牧部门的双边贸易成本对中国对外直接投资的影响的具体结果见表 2 各列。首先对残差项是否存在序列相关以及对工具变量的有效性进行一系列检验:一是考察差分转换过程中的残差序列相关性,即对残差项是否存在一阶相关、二阶不相关进行检验,从表 2 各列来看,AR(1) 检验的 P 值均小于 10%,而 AR(2) 检验的 P 值则均在 10% 以上,从而可以推断残差序列存在一阶相关但不存在二阶相关;二是考察工具变量是否存在过度识别约束,即通过对估计过程中使用的矩条件相似样本的分析来检验工具变量的有效性,同样从表 2 可以发现,Hansen test 的 P 值均大于 10%,这说明工具变量不存在过度识别问题。综上,本文计量模型的设定和工具变量的选取皆是合理的。值得一提的是,lnOFDI 的滞后一阶变量的回归系数均显著为正,这揭示了对外投资行为的惯性,因而利用动态面板模型进行识别和估计是有必要的。

然后观察双边贸易成本变量的符号及其显著性。从表 2 不难发现,在控制了其它变量之后各列的双边贸易成本变量均在 5% 的统计水平上显著为负,这意味着中国与东道国间贸易成本的上升会显著阻碍中国的对外直接投资。上述发现与 Duval and Utoktham^[5] 的跨国研究结论相一致,但与“就近集中权衡”等传统 FDI 理论关于贸易成本与对外直接投资正相关的预期以及国内部分学者认为中国的 OFDI 系贸易壁垒诱发下的跨越行为等观点截然不同。究其原因,一方面在于对对外直接投资的类型来看中国的 OFDI 整体上更偏向于出口平台型而非水平型,在某种程度上带有出口引致色彩^[26-27]。王方方、扶涛^[28] 所持的观点与此类似,他们认为出口平台型 OFDI 在中国的对外直接投资中扮演着重要的角色,且近年来呈进一步强化的趋势^③。鉴于中国的对外直接投资与出口贸易之间存在一定的互补关系,故一旦双边贸易成本上升,不但会阻碍中国对东道国的出口贸易,而且会抑制中国对东道国的直接投资。从我们对样本期内中国对东道国的直接投资与其出口贸易之间关系的一个简单考察来看^④,中国的对外直接投资变量的估计系数在 5% 的统计水平上显著为正,这意味着中国的对外直接投资对出口贸易具有正面的促进作用,亦意味着中国的对外直接投资具有出口引致效应,从而进一步佐证了上述关于中国的对外直接投资与出口贸易之间

存在互补关系的论断。另一方面,国内学者多从贸易壁垒、反倾销以及自由贸易协定等角度来考察单一贸易因素的 OFDI 效应,得出的结论难免存在偏差,而本文则是在对贸易成本进行综合考量的

表 2 基准回归结果

VARIABLES	GMM		
	整体 lnOFDI	制造业 lnOFDI	农林渔牧 lnOFDI
lnOFDI	0.726 *** (10.875)	0.808 *** (16.243)	0.739 *** (12.147)
lnTC	-1.037 ** (-2.081)	-0.656 ** (-2.196)	-0.549 ** (-2.367)
COMLANG_ETHNO	0.568 (0.982)	0.290 (0.615)	0.555 (0.900)
CONTIG	-0.115 (-0.548)	0.093 (0.474)	0.287 (1.003)
lnDISTCAP	-0.053 (-0.427)	0.043 (0.450)	-0.078 (-0.580)
INTERNET_USER	-0.015 ** (-2.011)	-0.013 ** (-2.484)	-0.015 ** (-2.018)
FIN_DEV	-0.004 * (-1.797)	-0.001 (-0.791)	-0.002 (-0.990)
lnENERGY	-0.009 (-0.157)	0.003 (0.070)	-0.033 (-0.667)
lnGDP_f	0.177 (1.502)	0.146 * (1.776)	0.285 ** (2.496)
lnGDP_CN	1.084 *** (2.783)	0.639 ** (2.068)	0.914 *** (2.693)
lnINVESTMENTFREEDOM	0.067 (0.383)	0.025 (0.173)	0.103 (0.870)
VOL_EXRATE	0.061 (0.181)	0.152 (0.288)	-0.042 (-0.115)
Constant	-26.852 ** (-2.200)	-16.934 * (-1.769)	-26.627 ** (-2.365)
AR(1)	[0.000]	[0.000]	[0.000]
AR(2)	[0.770]	[0.832]	[0.575]
Hansen test	[0.442]	[0.888]	[0.428]
Observations	676	667	752
Number of code	111	111	110
F-statistics	163.2	306.3	178.0

注:圆括号内数值表示经有限样本纠偏法矫正后的稳健性 T 值,方括号内数值为伴随概率;*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

基础上考察了其对中国 OFDI 的影响效应 相比之下我们的分析更为全面和精确。

$$\ln \text{EXPORT}_{ijt} = 23.888 + 0.028 \times \ln \text{OFDI}_{ijt} - 1.109 \times \ln \text{DISTCAP}_{ij} - 4.075 \times \text{CONTIG}_{ij} + 0.573 \times \text{COMLANG}_{ij}$$

(65.468)*** (2.359)** (-30.269)*** (-32.579)*** (6.601)***

N = 1 438 $\text{adj. } R^2 = 0.977$ $F - \text{stat} = 826.8$ $\text{RMSE} = 0.346$ (20)

从各组别的具体估计结果来看,整体、制造业部门和农林渔牧部门的双边贸易成本每上升 1 个百分点,将导致中国的对外投资相应下降约 1.037、0.656 以及 0.549 个百分点,足见贸易成本对我国的对外投资存在着非常显著的负面效应。而且,我们还可发现制造业部门的双边贸易成本对中国对外直接投资的影响相对大于农林渔牧部门,其原因可能在于中国的对外投资主要投向东道国的能源矿产、交通基础设施建设及信息与通信技术等领域,而这些领域均与制造业息息相关,因而中国与东道国制造业部门的双边贸易成本对中国对外直接投资的负面影响更大。

2. 稳健性检验

为考察基准回归结果的稳健性,我们做了如下检验:

(1) 替换核心变量

表 3 报告了将 $\ln \text{TC}$ 替换为 $\ln \text{NONTARIFF_TC}$ 后的估计结果。AR(1)、AR(2) 检验和 Hansen test 等检验仍然考察计量模型的设定和工具变量选取的有效性。此外,对外直接投资的滞后变量也在 1% 的统计水平上显著为正,这再次说明了中国的对外投资行为存在惯性特征。从表 3 各列的估计结果来看,核心变量 $\ln \text{NONTARIFF_TC}$ 的估计系数的数值量级较前略有增加,且至少仍在 5% 的统计水平上显著为负,这说明中国与东道国的整体、制造业部门和农林渔牧部门的双边贸易成本的上升对中国对外直接投资形成了显著的遏制作用,同时也意味着上文的基准回归结果并未因为替换核心变量而发生实质性的改变。

(2) 剔除潜在极端值样本

统计数据表明,中国有相当部分对外直接投资流向了诸如卢森堡、塞浦路斯和中国香港等具有避税或金融自由港性质的国家(地区),上述国家(地区)在现实中往往扮演着资金中转的角色,换言之这些国家(地区)可能并不是中国对外直接投资的最终目的地。鉴于此,如果采用包含这些国家(地区)在内的样本直接进行实证研究,将可能产生估

表 3 稳健性回归结果 1

VARIABLES	GMM		
	整体 lnOFDI	制造业 lnOFDI	农林渔牧 lnOFDI
lnOFDI	0.677*** (8.965)	0.802*** (16.100)	0.697*** (10.393)
lnNONTARIFF_TC	-1.350*** (-2.697)	-0.712** (-2.271)	-0.585** (-2.575)
COMLANG_ETHNO	0.801 (1.136)	0.324 (0.654)	0.705 (0.888)
CONTIG	-0.093 (-0.365)	0.142 (0.809)	0.522 (1.347)
lnDISTCAP	0.011 (0.086)	0.077 (0.769)	-0.012 (-0.083)
INTERNET_USER	-0.017** (-2.084)	-0.012** (-2.412)	-0.016* (-1.767)
FIN_DEV	-0.003 (-1.173)	-0.001 (-0.754)	-0.003 (-1.526)
lnENERGY	0.019 (0.307)	0.009 (0.189)	-0.051 (-0.869)
lnGDP_f	0.141 (1.153)	0.135 (1.658)	0.335** (2.371)
lnGDP_CN	1.363*** (3.213)	0.707** (2.344)	1.110*** (2.787)
lnINVESTMENTFREEDOM	0.075 (0.474)	0.026 (0.196)	0.121 (1.197)
VOL_EXRATE	0.070 (0.217)	0.058 (0.108)	-0.097 (-0.280)
Constant	-33.158** (-2.612)	-18.803** (-2.072)	-33.507** (-2.416)
AR(1)	[0.000]	[0.000]	[0.000]
AR(2)	[0.701]	[0.776]	[0.608]
Hansen test	[0.437]	[0.921]	[0.445]
Observations	670	661	714
Number of code	110	110	107
F-statistics	154.4	272.5	164.8

注: 圆括号内数值为经有限样本纠偏法矫正后的稳健性 T 值, 方括号内数值为伴随概率; *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

计偏误。基于上述考虑,我们剔除了卢森堡、塞浦路斯和中国香港等国家(地区),同时在式(17)所示的计量模型的基础上重新采用系统 GMM 两步法进行估计,具体结果见表 4。从表 4 的各项检验来看,计量模型的设定和工具变量的选择仍然是合理的,估计结果再次显示,无论是整体、制造业部门还是农林渔牧部门,在剔除了潜在极端值样本后本文的核心变量 $\ln TC$ 、 $\ln NONTARIFF_TC$ 的估计系数仍然显著为负。与基准回归结果相比,整体、制造业部门所对应的核心变量 $\ln TC$ 、 $\ln NONTARIFF_TC$ 的估计系数的显著性和数值量级甚至有所增加,双边贸易成本对中国对外直接投资存在抑制效应这一假说再次得证。

综上,无论是替换核心变量,还是剔除潜在的极端值样本,本部分基于系统 GMM 两步法得到的稳健性估计结果进一步验证了上文基准回归的结论,因此本文的研究发现具有较好的稳健性。

表 4 稳健性回归结果 2

VARIABLES	GMM			GMM		
	整体 $\ln OFDI$	制造业 $\ln OFDI$	农林渔牧 $\ln OFDI$	整体 $\ln OFDI$	制造业 $\ln OFDI$	农林渔牧 $\ln OFDI$
$\ln OFDI$	0.628 *** (8.880)	0.764 *** (14.597)	0.738 *** (13.090)	0.609 *** (8.696)	0.744 *** (14.575)	0.700 *** (11.394)
$\ln TC$	-1.782 *** (-3.775)	-1.154 *** (-3.763)	-0.536 ** (-2.439)			
$\ln NONTARIFF_TC$				-1.820 *** (-3.882)	-1.063 *** (-3.822)	-0.596 ** (-2.423)
COMLANG_ETHNO	0.523 (0.322)	0.477 (0.559)	0.231 (0.505)	0.685 (0.403)	0.488 (0.603)	0.303 (0.702)
CONTIG	-0.023 (-0.094)	0.046 (0.211)	0.097 (0.382)	0.034 (0.130)	0.125 (0.584)	0.324 (0.966)
$\ln DISTCAP$	0.092 (0.683)	0.138 (1.223)	-0.108 (-0.926)	0.123 (0.971)	0.158 (1.460)	-0.039 (-0.290)
INTERNET_USER	-0.018 ** (-2.098)	-0.015 *** (-2.833)	-0.016 ** (-2.157)	-0.018 ** (-2.215)	-0.016 *** (-3.401)	-0.015 * (-1.913)
FIN_DEV	-0.003 (-1.070)	0.000 (0.004)	-0.002 (-0.657)	-0.003 (-0.876)	0.000 (0.081)	-0.002 (-0.783)
$\ln ENERGY$	0.045 (0.775)	0.031 (0.715)	0.002 (0.044)	0.048 (0.838)	0.030 (0.688)	-0.006 (-0.116)
$\ln GDP_f$	0.110 (0.942)	0.092 (1.090)	0.245 ** (2.308)	0.103 (0.947)	0.112 (1.540)	0.266 ** (2.135)
$\ln GDP_CN$	1.414 *** (3.418)	0.739 ** (2.080)	0.924 *** (3.122)	1.589 *** (4.039)	0.907 *** (3.009)	1.089 *** (3.173)
$\ln INVESTMENTFREEDOM$	0.066 (0.421)	0.001 (0.010)	0.111 (0.935)	0.087 (0.611)	0.008 (0.063)	0.122 (1.145)
VOL_EXRATE	0.055 (0.158)	-0.049 (-0.098)	-0.023 (-0.066)	0.059 (0.174)	-0.103 (-0.221)	-0.063 (-0.183)
Constant	-32.003 *** (-2.648)	-16.670 (-1.592)	-26.076 *** (-2.644)	-37.245 *** (-3.396)	-22.655 ** (-2.553)	-31.395 ** (-2.608)
AR(1)	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
AR(2)	[0.756]	[0.804]	[0.574]	[0.695]	[0.765]	[0.605]
Hansen test	[0.353]	[0.911]	[0.476]	[0.449]	[0.941]	[0.471]
Observations	662	653	739	657	648	701
Number of code	108	108	107	107	107	104
F-statistics	171.5	231.1	218.2	180.7	154.2	158.8

注:圆括号内数值为经有限样本纠偏法矫正后的稳健性 T 值,方括号内数值为伴随概率;*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,

* $p < 0.1$ 。

五、结论与政策启示

传统的 FDI 理论如“就近集中权衡”理论认为贸易成本与对外直接投资正相关,但迄今为止鲜有文献基于中国情景对上述理论命题予以实证检验。本文首先在异质性企业理论框架下构建了一个理论模型,从理论层面阐述了贸易成本对母国企业进入东道国的市场决策的作用机制,继而利用 2003—2012 年中国对全球 100 多个国家的投资数据,实证考察了双边贸易成本对中国对外直接投资的影响。研究表明,双边贸易成本的上升显著阻碍了中国对东道国的直接投资,平均而言中国与东道国的双边贸易成本每上升 1 个百分点,将导致中国的对外直接投资下降约 1.037 个百分点,中国与东道国农林渔牧部门和制造业部门双边贸易成本的上升对中国的对外直接投资同样具有显著的抑制作用。上述发现揭示了两方面的意义:一是“就近集中权衡”理论关于贸易成本与对外直接投资正相关的理论预期在中国并不成立,究其原因在于中国的对外直接投资整体上更偏向于出口引致型而非水平型,其与出口贸易之间存在互补而非替代的关系;二是从政策层面来看,要推动我国对外直接投资的进一步发展,降低中国与东道国间的双边贸易成本以加快推进投资贸易便利化进程是一条切实可行的途径。那么,如何通过降低中国与东道国的双边贸易成本来扩大我国对外直接投资的国外市场份额?从文中结论可以引申出若干政策启示:

第一,中国可以考虑在世贸组织《贸易便利化协定》这一框架下,充分发挥自身的国际职能,积极参与到与贸易便利化有关的谈判之中,以推进中国与其他国家(地区)的贸易自由化进程。与此同时,继续深化与投资对象国的双边经贸合作关系,主动融入区域经济一体化潮流,在多边或双边投资贸易协议的框架下与东道国在投资便利化领域开展合作,进一步消除潜在的投资贸易壁垒,从而加快推进双边或多边的投资贸易便利化进程。

第二,提高双边投资政策的透明度,降低信息不对称带来的交易成本。中国与投资对象国应确保双方投资政策的透明度、可预见性以及投资信息的时效性。对此,中国应加强与东道国在投资政策领域的交流协商,及时更新双边投资政策的变动信息,以避免我国的对外投资企业因信息不对称而付出不必要的成本。例如,我们可以设立由政府机构、行业组织和具有影响力的企业组成的贸易自由化服务中心,定期发布有关法律、法规以及政策等重要信息,保障企业的知情权。与此同时,贸易自由化服务中心应及时向企业提供东道国的最新投资政策动向,协助企业加强对东道国市场状况的深入了解,以节约企业对外投资的信息获取成本和决策成本。

第三,以中国近期设立亚洲基础设施投资银行、丝路基金以及实施“一带一路”战略构想等为契机,加大对东道国在基础设施建设和商业金融环境等方面的投资力度,为我国企业的对外投资打造良好的运营环境,充分释放投资贸易便利化的红利。

第四,适当放松外汇管制,充分运用各种金融手段为我国的对外直接投资提供便利化服务。一是简化直接投资外汇管理,取消直接投资项下外汇核准,简化境内直接投资项下外国投资者出资认证登记管理,取消境内外汇再投资备案,为企业“走出去”提供便利;二是完善银行业服务体系,拓宽企业融资渠道,为我国企业的对外直接投资提供融资便利。

参考文献:

- [1]毛其淋,许家云. 中国企业对外直接投资如何影响了员工收入? [J]. 产业经济研究, 2014(6): 50-59.
- [2]商务部,国家统计局,国家外汇管理局. 2013 年度中国对外直接投资统计公报 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2014: 1-152.
- [3]王辉耀. 中国企业国际化报告(2014) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2014: 1-476.
- [4]国家发展改革委员会,外交部,商务部. 推动共建丝绸之路经济带和 21 世纪海上丝绸之路的愿景与行动 [EB/OL]. [2015-03-30]. <http://zh.mofcom.gov.cn/article/xxfb/201503/20150300926644.shtml>.

- [5] DUVAL Y , UTOKTHAM C. Impact of trade facilitation on foreign direct investment [Z]. TID Working Paper No. 04/14 2014
- [6] UNECE. Trade facilitation: the challenges for growth and development [Z]. Geneva: United Nations Publication 2003.
- [7] ADB/ESCAP. Designing and implementing trade facilitation in Asia and the Pacific [Z]. Asian Development Bank and United Nations Economic Commission for Asia and the Pacific 2013.
- [8] BRAINARD S L. An empirical assessment of the factor proportions explanation of multi-national sales [Z]. National Bureau of Economic Research Working Paper No. w4583 1993.
- [9] FEINBERG S E , KEANE M P , BOGNANNO M F. Trade liberalization and delocalization: new evidence from firm-level panel data [J]. Canadian journal of economics 1998 31(4) : 749-777.
- [10] HIJZEN A , GÖRG H , MANCHIN M. Cross-border mergers and acquisitions and the role of trade costs [J]. European economic review 2008 52(5) : 849-866.
- [11] CARR D L , MARKUSEN J R , MASKUS K E. Estimating the knowledge-capital model of the multinational enterprise [J]. The American economic review 2001 91(3) : 693-708.
- [12] BREINLICH H. Trade liberalization and industrial restructuring through mergers and acquisitions [J]. Journal of international economics 2008 76(2) : 254-266.
- [13] HELPMAN E. A simple theory of international trade with multinational corporations [J]. Journal of political economy , 1984 92(3) : 451-471.
- [14] MOTTA M , NORMAN G. Does economic integration cause foreign direct investment? [J]. International economic review 1996 37(4) : 757-783.
- [15] EKHOLM K , FORSLID R , MARKUSEN J R. Export-platform foreign direct investment [J]. Journal of the European economic association 2007 5(4) : 776-795.
- [16] GÖRG H. Analysing foreign market entry—the choice between greenfield investment and acquisitions [J]. Journal of economic studies 2000 27(3) : 165-181.
- [17] HORN H , PERSSON L. The equilibrium ownership of an international oligopoly [J]. Journal of international economics 2001 53(2) : 307-333.
- [18] NEARY J P. Trade costs and foreign direct investment [J]. International review of economics & finance 2009 18(2) : 207-218.
- [19] COLLIE D R. Multilateral trade liberalisation , foreign direct investment and the volume of world trade [J]. Economics letters 2011 113(1) : 47-49.
- [20] MUKHERJEE A , SUETRONG K. Trade cost reduction and foreign direct investment [J]. Economic modelling 2012 , 29(5) : 1938-1945.
- [21] GORI G F , LAMBERTINI L , TAMPIERI A. Trade costs , FDI incentives , and the intensity of price competition [J]. International journal of economic theory 2014 10(4) : 371-385.
- [22] TEKIN-KORU A. Asymmetric effects of trade costs on entry modes: firm level evidence [J]. European economic review 2012 56(2) : 277-294.
- [23] HELPMAN E , MELITZ M J , YEAPLE S R. Export versus FDI with heterogeneous firms [J]. The American economic review 2004 94(1) : 300-316.
- [24] CHANEY T. Distorted gravity: the intensive and extensive margins of international trade [J]. The American economic review 2008 98(4) : 1707-1721.
- [25] JACKS D S , MEISSNER C M , NOVY D. Trade booms , trade busts , and trade costs [J]. Journal of international economics 2011 83(2) : 185-201.
- [26] 蒋冠宏 蒋殿春. 中国企业对外直接投资的“出口效应” [J]. 经济研究 2014(5) : 160-173.
- [27] 卢进勇 , 郑玉坤. 化解反倾销困局——中国企业海外直接投资与应对反倾销 [J]. 国际贸易 2004(3) : 42-44.
- [28] 王方方 扶涛. 中国对外直接投资的贸易因素——基于出口引致与出口平台的双重考察 [J]. 财经研究 2013(4) : 90-100.

注释:

- ①假定 $EXRATE_{ijt}$ 为第 t 年中国与东道国的双边汇率, 那么双边汇率波动可以定义为 $VOL_EXRATE_{ijt+1} = \ln EXRATE_{ijt+1} - \ln EXRATE_{ijt}$, $t = 2002, 2003, \dots, 2012$ 。
- ②系统 GMM 分为一步法 (one-step system GMM) 和两步法 (two-step system GMM) 相比一步法, 两步法不易受到异方差的干扰, 但在有限样本下两步法的标准误容易产生向下偏倚。针对此, 我们利用有限样本修正法 (finite-sample correction) 对两步法的标准误进行了矫正。
- ③从王方方、扶涛^[28]对中国对外直接投资的考察来看, 近年来 10% 以上的批发、零售型 OFDI 在 OFDI 总额中的占比稳居前三位, 这些以贸易为导向的流通型 OFDI 往往发挥着重要的商品分销作用, 其本质上可以视作中国出口企业为了进一步扩大海外销售规模即扩大出口所引致的 OFDI。
- ④通过对 CEP II-BACI 数据库提供的 HS-6 分位贸易数据进行加总我们得到了中国对世界各国基于国家层面的出口额, 接着将其与本文的中国国别投资数据进行匹配, 可以得到本文考察期内中国对东道国的直接投资以及出口样本数据。利用这一数据, 我们实证考察了中国对东道国的直接投资及其出口贸易之间的关系, 在估计过程中除了控制中国与东道国的地理距离、共同边界及共同种族语言等引力模型变量外, 还分别控制了中国与东道国间的国家的固定效应以及年度固定效应, 具体的估计结果如式 (20) 所示。

(责任编辑: 雨珊)

Does Bilateral Trade Cost Promote or Inhibit China's outward Foreign Direct Investment? ——Evidences from China

LIU Hongduo¹, CAO Xiang², LI Wenyu³

(1. Institute of Industrial Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China;

2. School of Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China;

3. School of Economics, Southwest University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: Traditional theories of FDI such as proximity-concentration trade-off theory asserts that trade costs is positively correlated with foreign direct investment, but so far there is little literature on the empirical propositions under the circumstances of China. Based on the framework of heterogeneous firm, this paper constructs a theoretical model which characterizes the mechanism between bilateral trade cost and the home country's enterprises' decision for overseas market entering. And then using the panel data involving more than 100 host countries between 2003—2012, we empirically test the influence of bilateral trade cost on China's OFDI, the results show that, the rising of bilateral trade costs significantly hinders China's OFDI in host countries, on average, 1% increase in bilateral trade cost between China and the host country costs, will lead to 1.037% decline in OFDI, an increase in trade cost between China's and host countries' forestry, fishery and animal husbandry sector as well as in the manufacturing sector also have significantly inhibitory effect on OFDI from China. The findings above reveal that: (1) From the type of FDI, China's OFDI is export-induced type rather than horizontal type, which explains why proximity-concentration trade-off theory doesn't hold in China; (2) From the policy perspective, in order to promoted the development of China's OFDI, accelerating the procedure of trade facilitation through reducing bilateral trade cost between China and host countries is a feasible way.

Key words: outward foreign direct investment; bilateral trade cost; investment and trade facilitation; theory of proximity-concentration trade-off; sys-GMM