

贸易自由化、外商直接投资与 出口贸易地区差异

安虎森, 颜银根

(南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘要:文章检验了贸易自由化、外商直接投资流入与出口贸易地区差异的关系。通过构建 $3 \times 2 \times 2$ 空间一般均衡模型和使用 2002—2008 年全国 28 个省份面板数据, 研究发现外商直接投资与地区出口贸易之间关系不确定, 外商直接投资流入与贸易自由化共同造成出口贸易地区间差异。此外, 中国与东盟贸易自由区更利于内陆地区出口贸易, 劳动力禀赋对出口没有显著影响, 物质资本和人力资本禀赋对出口具有正向影响, 人民币升值会促进而非抑制出口贸易。

关键词:贸易自由化; 外商直接投资; 出口贸易; 东盟

中图分类号:F752.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2011)05-0036-11

一、问题的提出

改革开放以来, FDI 流入和出口贸易在我国呈现快速增长的趋势。2008 年中国出口贸易总额和实际 FDI 分别达到 146 498.6 亿美元和 8 526.1 亿美元, 为 1983 年的 335.9 倍和 930.8 倍。与此同时, 中国对外贸易和 FDI 主要集中在东部沿海地区, 1998—2001 年流入中国的 FDI 有 90% 集中在沿海城市 (Amiti 和 Wen, 2001)。那么, FDI 和出口贸易之间是否有着某种联系? 贸易自由化又是如何影响两者关系的呢?

新古典贸易 H—O—S 理论指出, 国际贸易中间接包含着要素的流动, 各国技术相同时国际贸易和要素跨国流动是相互替代的 (Mundell, 1957)。FDI 流入引起地区出口增加有多种途径: (1) 外资企业相对于国内企业有着更高的出口倾向, 因此大量 FDI 流入地区同时也是出口较多的地区 (Head 和 Ries, 2001); (2) 垂直型 FDI 流入会增加中间产品的生产, 由此增加中间产品的出

收稿日期: 2010-01-12

基金项目: 国家社科基金重点项目 (10AZD004); 教育部人文社科规划基金项目 (10YJA790001)

作者简介: 安虎森 (1952—), 男, 吉林安图人, 南开大学经济学院教授, 博士生导师;

颜银根 (1981—), 男, 江苏大丰人, 南开大学经济学院博士研究生。

口(Markusen, 1995); (3) FDI 出口弹性较大, 大量 FDI 流入导致出口增加(Hein, 1992)。但是, FDI 流出对本国出口产生的影响较短暂, 不同行业的贸易和 FDI 的关系也不同(Blonigen, 2001)。中国 FDI 与出口贸易有着相似的地理分布和总量变化特征, 大量的实证研究从贸易效应角度证实 FDI 至少对中国部分地区的出口有着显著的影响(王少平、封福育, 2006; 周靖祥, 2009)。然而, 如果考虑距离因素, 出口和贸易之间未必为互补关系, 这取决于企业固定成本与运输成本的比值及固定成本在垂直型企业投资中的比重(Egger 和 Pfaffermayr, 2004)。上述研究只是从企业异质性、出口弹性以及贸易转移效应等角度考察 FDI 与国际贸易两者之间的关联, 很少有研究考察贸易自由化引起的 FDI 和贸易之间关系的变化。近 20 年来, 工业化及贸易自由化成为中国 FDI 净流入的重要原因(安虎森、颜银根, 2011)。从演化的观点来看, 我们无法排除贸易成本降低及 FDI 流入共同决定了地区出口贸易的增加。正如 Markusen 和 Venables (1999) 所言, 随着不发达国家市场规模变化、技术进步以及要素禀赋变化, 发达国家的企业会在这些不发达国家建立子公司。因此, 本文试图跳出上述文献研究框架, 从贸易自由化的视角检验 FDI 与出口贸易的关系。

本文结构安排如下: 第二部分为理论模型和经验假说, 从新经济地理视角构建 FDI 与贸易关系模型, 同时提出经验假说; 第三部分为计量模型与数据, 主要说明计量模型选定和计量中存在的内生性问题, 以及数据来源与处理方法; 第四部分为计量结果, 我们选择合适的计量方法进行估计和稳健性检验, 同时给出地区差异的原因; 第五部分为结论性评述, 并给出可能的政策建议。

二、理论模型与经验假说

(一) 基本假设

本文构建了 $3 \times 2 \times 2$ 模型, 三个地区用 $i=1, 2, 3$ 来表示, 各地区初始要素禀赋相同, 包括劳动力(L)和资本或企业家(K)。^① 劳动力限于区域内部部门间流动, 资本则可以在区域间流动。两部门分别为传统部门和现代部门, 前者以规模报酬不变和完全竞争为特征, 仅使用劳动力作为可变投入生产同质品; 后者以规模报酬递增和垄断竞争为特征, 使用资本和劳动力作为固定和可变投入生产异质品。同质品区域间贸易不存在贸易成本, 异质品区域间贸易遵循“冰山贸易成本”(τ)。本文中传统部门变量使用上标 A 表示, 现代部门变量使用上标 M 表示, 整个经济系统变量使用上标 W 表示。

(二) 消费者行为

消费者效用函数我们使用 Pfluger(2004)的假设: 上层效用函数为同质品和异质品的拟线性函数; 下层效用函数为异质品组合的 CES 函数。地区 i 代表性消费者的效用函数为:

$$U_i = \alpha \ln M_i + A_i, M_i = \left\{ \int_{\theta=0}^{n^w} [x_i(\theta)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\theta \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \alpha > 0, \sigma > 1 \quad (1)$$

以同质品为计价物,则消费者的预算约束为:

$$P_i M_i + A_i = Y_i, P_i = \left\{ \int_{\theta=0}^{n^w} [p_{ij}(\theta)]^{1-\sigma} d\theta \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

其中, M 和 A 分别为异质品和同质品的消费量, x 为不同种类异质品的消费量, $n^w = n_1 + n_2 + n_3$ 为三个地区异质品种类数总和, σ 为任意两种异质品之间的替代弹性, P 为异质品组合价格指数, p_{ij} 为 i 地区生产的产品在 j 地区的售价, α 为正的常数, Y 为消费者支出。最优化消费者效用函数可以得到单个消费者对同质品和异质品的需求量 (A 、 M) 及 j 地区消费者对 i 地区异质品的需求:

$$M = \alpha / P, A = Y - \alpha, x_{ij} = \alpha (p_{ij})^{-\sigma} (P_i)^{\sigma-1} \quad (3)$$

因此, i 地区出口包括劳动力和企业家的消费, 总额为:

$$X_i = \sum_{j=1}^3 p_{ij} x_{ij} (L_j + K_j), i, j = 1, 2, 3, i \neq j \quad (4)$$

(三) 生产者行为

传统部门同质品的价格 $p^A = a^A w$, 其中 a^A 为单位产出所需劳动力, w 为劳动力工资。以同质品为计价物, 设 $a^A = 1, w = 1$, 则 $p^A = 1$ 。由于假设同质品区域间贸易不存在贸易成本, 三个地区同质品价格相同, $p_i^A = 1$ 。

假设各地区生产技术相同, 企业生产异质品需要投入 1 单位资本作为固定投入和 a_M 单位劳动力作为可变投入, 因此 i 地区企业生产 C_i 单位产品的成本函数 $f_i = r_i + a_M w_L C_i$, r_i 表示 i 地区企业的资本收益。企业的利润为:

$$\Pi_i = p_i C_i - f_i \quad (5)$$

根据张伯伦垄断竞争, 企业对产品加成定价 $p_i = a_M / (1 - 1/\sigma)$ 以获得最大利润。垄断竞争市场中企业可以自由进出, 均衡时企业获得零利润。因此, 企业的资本收益为:

$$r_i = \frac{p_i C_i}{\sigma} = \frac{a_M C_i}{\sigma - 1} \quad (6)$$

由(6)式我们可以得到, 均衡时企业的生产规模为:

$$C_i = (\sigma - 1) r_i / a_M \quad (7)$$

将(7)式代入(2)式, 再利用地区企业数与资本数相同的假设, 令贸易自由度 $\varphi = \tau^{1-\sigma}$ 我们可以得到地区异质品的价格指数:

$$P_i = p_i \left(\sum_{j=1}^3 \phi_{ij} K_j \right)^{1/(1-\sigma)}, i, j = 1, 2, 3 \quad (8)$$

其中, $\phi_{ij} = (\tau_{ij})^{1-\sigma}$ 为 i 地区和 j 地区之间的贸易自由度。

(四) 贸易自由化、FDI 与出口贸易

由于假设各地区具有相同的生产技术, 因此不同类别的异质品在各地区的出厂价相同, 即 $p_i = p_j$ 。为便于分析, 下文中本国、F 国和 W 国分别为中

国、东盟自由贸易区,以及世界其他国家。(3)式、(7)式和(8)式代入(4)式有:

$$X_i = \alpha \sum_{j=1}^3 [\phi_{ij}(L_j + K_j) / (\sum_{k=1}^3 \phi_{ik} K_k)], i, j, k = 1, 2, 3, i \neq j, j \neq k \quad (9)$$

特别地,我们假设地区间的贸易成本对等^②,即 $\phi_{12} = \phi_{21}$ 、 $\phi_{23} = \phi_{32}$ 和 $\phi_{13} = \phi_{31}$ 。进一步,我们考察东盟自由贸易区 FDI 流入和世界其他国家 FDI 流入两种不同的情形。

1. 东盟地区(F 国)FDI 流入

按照上文的假设,东盟地区 FDI 的流入则本国资本存量(K_1)增加、东盟资本存量(K_2)减少。假设东盟资本流动量为 ΔK_2 ,则中国的出口贸易额变动为:

$$\begin{aligned} \Delta X_1 = \alpha & \left[\frac{\phi_{21}(L_2 + K_2)}{\phi_{21}K_1 + K_2 + \phi_{23}K_3} - \frac{\phi_{21}(L_2 + K_2 - \Delta K_2)}{\phi_{21}(K_1 + \Delta K_2) + (K_2 - \Delta K_2) + \phi_{23}K_3} \right. \\ & \left. + \frac{\phi_{31}(L_3 + K_3)}{\phi_{31}K_1 + \phi_{32}K_2 + K_3} - \frac{\phi_{31}(L_3 + K_3)}{\phi_{31}(K_1 + \Delta K_2) + \phi_{32}(K_2 - \Delta K_2) + K_3} \right] \end{aligned} \quad (10)$$

假设世界其他国家与中国和东盟之间的贸易自由度相同,即 $\phi_{13} = \phi_{31}$,则(10)式方括号内第三项与第四项总和为 0,由此我们仅需考察第一项和第二项。对(10)式化简我们可以得到:

$$\Delta X_1 / \Delta K_2 = \frac{\phi_{21}[(L_2 + K_2)(\phi_{21} - 1) + (\phi_{21}K_1 + K_2 + \phi_{23}K_3)]}{(\phi_{21}K_1 + K_2 + \phi_{23}K_3)[\phi_{21}(K_1 + \Delta K_2) + (K_2 - \Delta K_2) + \phi_{23}K_3]} \quad (11)$$

当 $\phi_{21} < (L_2 - \phi_{23}K_3) / (L_2 + K_1 + K_2)$ 时,东盟资本流入导致中国对东盟地区的出口减少;当 $\phi_{21} = (L_2 - \phi_{23}K_3) / (L_2 + K_1 + K_2)$ 时,东盟资本流入与中国对东盟地区的出口没有影响;当 $\phi_{21} > (L_2 - \phi_{23}K_3) / (L_2 + K_1 + K_2)$ 时,东盟资本流入才会增加中国对东盟地区的出口。随着贸易自由化,东盟资本流入从抑制中国的出口变为促进中国的出口。

命题 1:在不存区域间贸易自由度差异的情况下,东盟地区 FDI 流入只有在中国与东盟的贸易自由度 $\phi_{21} > (L_2 - \phi_{23}K_3) / (L_2 + K_1 + K_2)$ 时才会促进中国出口贸易的增长。

2. 世界其他国家(W 国)FDI 流入

同理,世界其他国家 FDI 流入,即中国资本存量(K_1)增加以及 W 国资本存量(K_3)减少。与(10)式相似,我们得到出口贸易额的变化为:

$$\begin{aligned} \Delta X_1' = \alpha & \left[\frac{\phi_{21}(L_2 + K_2)}{\phi_{21}K_1 + K_2 + \phi_{23}K_3} - \frac{\phi_{21}(L_2 + K_2)}{\phi_{21}(K_1 + \Delta K_3) + K_2 + \phi_{23}(K_3 - \Delta K_3)} \right. \\ & \left. + \frac{\phi_{31}(L_3 + K_3)}{\phi_{31}K_1 + \phi_{32}K_2 + K_3} - \frac{\phi_{31}(L_3 + K_3 - \Delta K_3)}{\phi_{31}(K_1 + \Delta K_3) + \phi_{32}K_2 + (K_3 - \Delta K_3)} \right] \end{aligned} \quad (12)$$

同样, $\phi_{21} = \phi_{23}$ 时(12)式方括号内的第一项和第二项为 0。类似地,我们得到下式:

$$\Delta X_1' / \Delta K_3 = \frac{\phi_{31}[(L_3 + K_3)(\phi_{31} - 1) + (\phi_{31}K_1 + \phi_{32}K_2 + K_3)]}{(\phi_{31}K_1 + \phi_{32}K_2 + K_3)[\phi_{31}(K_1 + \Delta K_3) + \phi_{32}K_2 + (K_3 - \Delta K_3)]} \quad (13)$$

当 $\phi_{31} < (L_3 - \phi_{32}K_2) / (L_3 + K_1 + K_3)$ 时, W 国 FDI 流入导致中国的出口贸易减少; 当 $\phi_{31} = (L_3 - \phi_{32}K_2) / (L_3 + K_1 + K_3)$ 时, W 国 FDI 流入对中国的出口贸易没有影响; 当 $\phi_{31} > (L_3 - \phi_{32}K_2) / (L_3 + K_1 + K_3)$ 时, $\Delta K_1' / \Delta K_3 > 0$, 世界其他国家(W 国) FDI 流入促进中国对该国的出口贸易。即随着贸易自由化, W 国资本流入从抑制中国的出口变为促进中国的出口。

命题 2: 在不存区域间贸易自由度差异的情况下, 只有在中国与 W 国之间贸易自由度 $\phi_{31} > (L_3 - \phi_{32}K_2) / (L_3 + K_1 + K_3)$ 时 W 国资本流入才会促进中国出口贸易。

从命题 1 和命题 2 中我们可以看出, F 国或 W 国资本流入中国是否会促进中国出口贸易主要取决于中国和 F 国及 W 国的贸易自由度以及 F 国和 W 国之间的贸易自由度。我们提出如下经验假说。

经验假说: FDI 流入是否会增加本国出口贸易额主要取决于本国与该国的贸易自由度以及本国与第三国的贸易自由化水平。只有在本国与该国及第三的国贸易自由度超过临界值时, FDI 流入才会增加本国出口贸易额。

三、计量模型与数据

(一) 计量模型的设定

影响出口贸易的因素很多, 除本文重点研究的贸易自由度和 FDI 流入因素之外, 还包括汇率、资源禀赋、人力资本等因素。这些因素在以往的实证研究中普遍得到证实, 如果我们不考察这些指标, 可能会有因为解释变量遗漏而造成有偏估计。因此, 本文的基本计量模型设定如下:

$$\ln X_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln FDI_{i,t} + \alpha_2^j \ln \phi_{ij,t} + \alpha_3 \ln \vec{Z}_{it} + \alpha_4^j \ln \phi_{ij,t} \times \ln FDI_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (14)$$

其中, $\vec{Z}_{it}$ 为控制变量向量, 包括汇率(exc)、劳动力禀赋(lab)、物质资本禀赋(cap)和人力资本禀赋(hum), ϕ_{ij} 为各省、东盟以及世界其他国家相互之间的贸易自由度, $\mu_{i,t}$ 为残差项。

(二) 数据来源与变量说明

本文使用 1985—2008 年全国 28 省份面板数据。^③ 其中汇率数据来源于《中国统计年鉴》(2009), 东盟国家和世界其他国家 GDP(美元现价)和贸易数据来源于联合国贸易和发展数据库(UNCTAD), 各省 GDP、FDI、贸易额、高校教师数和总人口数来源于《新中国六十年统计资料汇编》, 年末从业人员数来源于《中国区域经济统计年鉴》(2003—2008), 资本存量数据来源于单豪杰(2008)。^④ 具体变量处理如下:

1. 贸易自由度

Head 和 Ries(2001)使用的间接贸易成本是最常见的代理变量, 该方法

在新经济地理和国际贸易的一些实证研究中已经被广泛使用,间接贸易成本是贸易自由度很好的替代(Bosker 和 Garretsen, 2010):

$$\phi_{ij} = \sqrt{(E_{ij}E_{ji})/(E_{ii}E_{jj})} \quad (15)$$

其中, E_{ij} 表示本国对他国的出口, E_{ji} 为他国对本国的出口(即本国的进口额), E_{ii} 为本国的 GDP, E_{jj} 为他国的 GDP。本文中我们计算了各省对东盟(ASEAN)整体的贸易自由度(ϕ_{12})、各省对其他国家的贸易自由度(ϕ_{13})以及东盟对世界其他国家的贸易自由度(ϕ_{23})。

2. 其他控制变量

为避免遗漏变量引起估计偏差,本文增加了一些常见的控制变量,如地区劳动力禀赋、资本存量以及人力资本等以控制地区特征。新古典贸易理论建立在资源禀赋差异基础上,本文控制这些变量能够更好地考察贸易自由度的变化对 FDI 与出口贸易关系的影响。我们使用年末从业人员数据作为劳动力禀赋的代理变量,各省份资本存量数据为资本禀赋代理变量,各省份高校教师数与该省总人口数的比值作为人力资本的代理变量。

(三)内生性与估计方法

如果(14)式中所有的解释变量都是外生的,那么我们可以直接使用固定效应或随机效应进行估计。但是,FDI 与贸易之间具有强内生性,两者有着共同的影响因素如劳动力、资本和技术等(Pfaffermayr, 1996)。通过 Geweke's 分解, Aizenman 和 Noy (2006)发现贸易和 FDI 增长中有 81%可以由 Granger 因果来解释,其中贸易自由度解释占 51%。周靖祥(2009)使用 1990—2005 年中国 30 个省份面板数据建立 VAR 模型探讨了“内生性”问题。由于 FDI 和贸易有着很强的内生性,我们需要寻求合理的工具变量解决该问题。^⑤ Arel-lano 和 Bover(1995)使用 GMM 估计解决内生性问题,该方法适合本文的“短时期、大样本”面板数据。

四、计量结果

(一)基本估计

表 1 模型(1.1)—(1.5)分别给出了固定效应、随机效应和 GMM 估计结果,部分估计控制了时间效应。GMM 估计中我们使用 FDI 和 ϕ 一阶滞后项作为解释变量。从表 1 中我们可以看出,解释变量 $\ln FDI$ 以及 $\ln \phi_{12}$ 、 $\ln \phi_{13}$ 和 $\ln \phi_{23}$ 的系数变化不大,根据 Hausman 检验,固定效应和随机效应中应分别选择(1.2)和(1.3)。模型(1.5)Arellano-Bond AR(1)检验 P 值为 0.071, AR(2)检验 P 值为 0.632, Sargan 检验 P 值为 0.822,由此我们可以判断 GMM 设定基本合理,模型中不存在工具变量过度识别的情况。

从估计结果来看,FDI 与出口贸易显著正相关,FDI 增加 1%,出口贸易增加 0.166%—0.335%。中国与世界其他国家贸易自由化将促进出口贸易,

东盟国家与世界其他国家贸易自由化同样促进了出口贸易。但中国与东盟的贸易自由化对中国各省份出口贸易的影响则没有那么明显,甚至不产生影响。固定效应、随机效应和 GMM 三种不同的估计对文中研究并不会产生实质性的影响。(1.3)中时间固定效应系数均为负且比较显著,这也表明出口贸易在总体上会随时间放缓,这可能与中国扩大内需政策有着直接的关联。受篇幅的限制,模型(1.5)没有给出滞后项系数,但其显著。虽然贸易自由度等具有内生性,但是固定效应、随机效应和 GMM 三种不同的估计对研究不会产生实质性影响。使用相同的 GMM 模型逐个加入控制变量会出现部分动态估计结果无法通过检验,因此下文使用 OLS 稳健性标准差(Robust)估计。

表 1 基本估计结果

变量	(1.1)	(1.2)	(1.3)	(1.4)	(1.5)
	FE	RE	FE	RE	GMM
lnFDI	0.225***	0.218***	0.335***	0.054	0.166***
ln ϕ_{12}	0.259***	0.179***	0.005	0.191***	-0.134
ln ϕ_{13}	0.874***	0.856***	1.153***	0.622***	2.059***
ln ϕ_{23}	2.480***	2.688***	5.559***		2.080***
常数项	22.58***	22.53***	53.07***	17.77***	26.91***
观测值	195	195	167	195	167
Adj. R ²	0.8625	0.8835	0.9094	0.8932	
时间固定效应	否	否	是	是	否
AR(1)					0.071
AR(2)					0.632
Sargan 值					0.822

注: *、**、*** 分别为 10%、5%、1%显著性水平,计量软件为 stata11.0。表 2、表 3 同。

(二)加入其他控制变量和交互项

影响地区出口贸易的因素除了本文重点关注的 FDI 和贸易自由度之外还包括要素禀赋和汇率等因素。表 2 中(2.1)~(2.4)逐步加入这些控制变量;(2.5)和(2.6)中加入交互项,同时在(2.6)中控制了时间效应,FDI 项在加入控制变量后系数从正值变为负值但不显著,这也说明 FDI 与出口贸易之间可能并没有直接的替代关系。从 ϕ_{12} 、 ϕ_{23} 和 ϕ_{13} 的系数可以看出,贸易自由化有利于中国各省份出口贸易。

表 2 加入其他控制变量和交互项(Robust 估计)

变量	(2.1)	(2.2)	(2.3)	(2.4)	(2.5)	(2.6)
lnFDI	0.123***	0.121***	0.055	0.040	-0.611	-0.630
ln ϕ_{12}	0.222	0.208	0.231	0.217	-0.100	-0.096
ln ϕ_{13}	0.861***	0.876***	0.772**	0.733**	0.767	0.715
ln ϕ_{23}	1.758***	1.712***	1.221***	0.300	4.380**	4.797***
lnexc	-1.991***	-1.964***	-1.307***	-1.193**	-1.378**	-1.737**
lnlab		0.075	-0.029	0.120	0.126	0.130
lncap			0.398**	0.276*	0.291**	0.291**
lnhum				0.440**	0.467**	0.474*
lnFDI · ln ϕ_{12}					0.031	0.031
lnFDI · ln ϕ_{13}					-0.012	-0.009

续表 2 加入其他控制变量和交互项 (Robust 估计)

变量	(2.1)	(2.2)	(2.3)	(2.4)	(2.5)	(2.6)
$\ln FDI \cdot \ln \phi_{23}$					-0.356**	-0.374**
常数项	26.00***	25.28***	20.84***	16.17***	23.40***	24.60***
观测值	195	195	188	187	187	187
Adj. R^2	0.9035	0.9027	0.9070	0.9118	0.9174	0.9189
时间固定效应	否	否	否	否	否	是

从表 2 中我们看到,人民币兑美元汇率变动与出口贸易有着反向关系且十分显著,这与以往多数研究的结论完全相反。对此,我们认为人民币升值从理论上讲会造成中国出口贸易减少,但同时会得到政府的政策扶持如增加出口补贴,从而出口会增加。此外,本文没有考虑加工贸易,而人民币升值可能会引起加工贸易增加从而出口增加。资源禀赋方面,劳动力禀赋几乎对出口贸易不产生影响,但物质资本禀赋和人力资本禀赋对出口贸易具有显著的正向影响,这从一个侧面说明中国出口贸易并非完全依赖于劳动力资源优势。此外,FDI 与东盟和其他国家的贸易自由度的交互项系数显著为负,这与本文理论预期是一致的。

(三)分地区样本估计

从地理位置上看,沿海地区通常具有便利的港口,在与国外市场接近方面较内陆地区具有优势。沿海地区的贸易自由化水平高于内地,分地区样本能够说明不同贸易自由化水平对区域出口贸易的影响。此外,由于我们要考察贸易自由度与 FDI 的交互项,估计式中剔除贸易自由度变化的直接影响,保留 FDI 项。表 3 分别给出了全国、沿海和内陆地区样本的 Robust 估计结果。

表 3 分地区样本估计

变量	(3.1)	(3.2)	(3.3)	(3.4)	(3.5)	(3.6)
	全国	沿海	内陆	全国	沿海	内陆
$\ln FDI$	0.444***	0.436***	0.594**	-0.944	-0.964***	-0.936
$\ln lab$	0.1910	0.025	0.155	0.167	0.002	0.116
$\ln cap$	0.230	0.360**	0.263	0.261*	0.375***	0.268
$\ln hum$	0.654***	0.163*	0.574*	0.544**	0.068	0.559
$\ln exc$	-1.027*	-1.034***	-1.282	-7.266***	-7.144***	-7.398
$\ln FDI \cdot \ln \phi_{12}$	0.010	0.020	0.019	0.018	0.012	0.023
$\ln FDI \cdot \ln \phi_{13}$	0.0598***	0.066***	0.065**	0.053**	0.070***	0.056*
$\ln FDI \cdot \ln \phi_{23}$	-0.023	0.011	0.0160	-0.645**	-0.572***	-0.676
常数项	7.72***	12.33***	8.98***	21.27***	26.64***	21.58**
观测值	187	63	124	187	63	124
Adj. R^2	0.8976	0.9858	0.8830	0.9163	0.9925	0.8973
时间固定效应	否	否	否	是	是	是

从表 3 中可以看出,FDI 的系数在控制时间效应后由正变负,即 FDI 未必能够促进本地出口增加,这与理论推导得到的 FDI 可能与出口负相关以及 Pain 和 Wakelin(1998)对 OECD 国家的研究结论是一致的。控制变量劳动力禀赋、物质资本禀赋以及人力资本系数为正,与王少平、封福育(2006)结果

相似。其中,劳动力禀赋在全国样本和地区样本中都不显著,这与地区劳动力迁移有着直接的关系;资本对沿海地区出口有显著的正向影响,对内陆地区则几乎没有影响;人力资本在全国样本中显著为正,在地区样本中不显著,即人力资本对地区可能产生正向影响或没有影响。人民币汇率变化对沿海地区存在明显的负向影响,对内陆地区没有显著影响。时间效应在样本期间由负变正,这也表明出口贸易存在时间趋势。沿海地区资本优势和区位优势是中国区域间出口差异的根本原因所在。

交互项的系数与预期一致,FDI 流入与本地贸易自由度共同决定了地区出口贸易。地区与东盟贸易自由度的提高对其出口贸易影响并不明显,而与其他国家贸易自由度的提高对其出口贸易影响显著为正,其中沿海地区最为明显,交互项提高 1% 出口增加 0.070%。东盟和其他国家贸易自由度的提高对中国地区出口的影响为负。从检验结果来看,中国与东盟国家贸易自由化对各地区的出口贸易影响不大,这与东盟相对西欧国家仍是一个小的经济体有关。从表 3 来看,实证研究的结果与理论假说是一致的,FDI 流入是否会增加本国出口贸易额主要取决于本国与该国的贸易自由度以及本国与第三国的贸易自由化水平。只有在本国与该国及第三国贸易自由度超过临界值时,FDI 流入才会增加本国出口贸易额。FDI 流入并不必然促进本地出口贸易的增加,这主要取决于 FDI 与本地区直接相关的贸易自由化以及其他地区之间贸易自由化的权衡。

五、结论性评述

改革开放以来中国经济快速发展,FDI 流入是否会引起企业的集聚从而扩大地区的出口贸易呢? 本文首先构建了空间一般均衡模型,理论研究指出 FDI 流入并不必然导致本地区出口贸易的增加,地区出口贸易的增加取决于 FDI 与本地区直接相关的贸易自由化以及其他地区之间贸易自由化的权衡。在此基础上,我们使用 2002—2008 年全国 28 个省份面板数据对这一假说进行了检验,结果表明,FDI 与出口贸易之间并没有必然的正相关关系,FDI 流入与贸易自由化共同促进了地区出口贸易的增长。相比较而言,中国与东盟贸易自由化更有利于内陆地区出口贸易,而中国与世界其他国家贸易自由化则更利于沿海地区出口贸易。此外,中国的劳动力、物质资本以及人力资本禀赋对出口贸易有着正向影响,但是劳动力影响并不明显,人力资本的影响最大。需要注意的是,人民币兑美元汇率的变化对出口贸易有着显著的负向影响,这表明人民币升值是促进而不是抑制地区出口。这一特征在沿海地区尤为明显,我们认为这可能与中国出口补贴政策以及沿海地区有大量的加工贸易有关。

在中国加入世界贸易组织的十年间,中国对外开放度得到了快速提升。

根据本文的结论,我们得到如下两点启示:(1)对外开放应该全方位、多角度。从动态角度出发,FDI 流入会引起中国经济地理集聚,然而,仅有 FDI 流入地区出口未必会增加,地区贸易自由度的提高才能真正增加地区的出口贸易。(2)中国各省对市场开放的反应有着较大差异,内陆地区出口贸易易受中国与东盟国家市场开放度的影响,而沿海地区则易受中国与世界其他国家市场开放度的影响。从区域协调角度出发,中国更快融入东盟更有利于内陆地区出口贸易。在中国人口红利消耗殆尽时,快速提高地区贸易自由度才能让中国内陆地区在与东盟国家争夺 FDI 时拔得头筹。本文发现人民币升值有利于出口贸易,虽然从不同角度对此进行了解释,但仍有待进一步证实,这将是我們下一步研究的重点。

注释:

- ①与此前自由企业家模型一样,资本所有者(企业家)同时也是消费者。
- ②我们这里的假设与以往的新经济地理模型中的假设一致,即两个地区之间的贸易自由度 ϕ 是相同的,不存在不对等的制度障碍和贸易优惠政策如最惠国待遇等。
- ③由于 FDI 数据缺失,文中剔除海南、青海和西藏三个省份,同时文中未包含港澳台地区。此外,受数据限制,在计量估计中我们使用时间序列为 2002—2008 年。
- ④本文中有个别数据缺失,单豪杰(2008)资本存量数据只有重庆市和四川省合并数据,而我们根据各地 GDP 占两个地区 GDP 总值的比重计算各地区的资本存量。
- ⑤本文中我们试图使用国外市场接近度作为贸易自由度的工具变量,但是没有通过 Sargan 检验,则该指标在本文的研究中并非是一个好的工具变量。

参考文献:

- [1]安虎森,颜银根.贸易自由化、工业化与企业区位——新经济地理视角中国 FDI 流入的研究[J].世界经济研究,2011,(2):54—58.
- [2]单豪杰.中国资本存量 K 的再估算:1952—2006 年[J].数量经济技术经济研究,2008,(10):17—31.
- [3]王少平,封福育.外商直接投资对中国贸易的效应与区域差异:基于动态面板数据模型的分析[J].世界经济,2006,(8):23—30.
- [4]周靖祥.中国 FDI 流入的“内生性”出口贸易增长效应研究[J].南方经济,2009,(5):45—57.
- [5]Aizenman J, Noy I. FDI and trade—Two-way linkages? [J]. The Quarterly Review of Economics and Finance, 2006, 46(3): 317—337.
- [6]Arellano M, Bover O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models[J]. Journal of Econometrics, 1995, 68(1): 29—51.
- [7]Amiti M, Wen M. Spatial distribution of manufacturing in China[A]. Lloyd P J, Zhang X G. Modeling the Chinese economy [C]. London: Edward Elgar, 2001.
- [8]Blonigen B A. In search of substitution between foreign production and exports[J]. Journal of International Economics, 2001, 53(1): 81—104.

- [9] Bosker M, Garretsen H. Trade costs in empirical new economic geography[J]. *Papers in Regional Science*, 2010, 89(3): 485—511.
- [10] Egger P, Pfaffermayr M. Distance, trade and FDI: A Hausman-Taylor SUR approach [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2004, 19(2): 227—246.
- [11] Head K, Ries J. Overseas investment and firm exports[J]. *Review of International Economics*, 2001, 9(1): 108—122.
- [12] Hein S. Trade strategy and the dependency hypothesis: A comparison of policy, foreign investment, and economic growth in Latin America and East Asia[J]. *Economic Development and Cultural Change*, 1992, 40(3): 495—521.
- [13] Markusen J R. The boundaries of multinational enterprises and the theory of international trade[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(2): 169—189.
- [14] Mundell R A. International trade and factor mobility[J]. *The American Economic Review*, 1957, 47(3): 321—335.
- [15] Pain N, Wakelin K. Export performance and the role of foreign direct investment[J]. *The Manchester School*, 1998, 66(S): 62—88.
- [16] Pfluger M. A simple, analytically solvable, chamberlinian agglomeration model[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2004, 34: 565—573.

Trade Freeness, FDI Inflows and Regional Differences of Export Trade

AN Hu-sen, YAN Yin-gen

(*School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China*)

Abstract: This paper examines the relationship among trade freeness, FDI inflows and regional differences of export trade. Based on the construction of a $3 \times 2 \times 2$ general spatial equilibrium model and the panel data of 28 provinces in China from 2002 to 2008, it finds that the relationship between FDI and regional export trade is not stable and both of FDI inflows and trade freeness give rise to regional differences of export trade. Besides, China-ASEAN FTA is more beneficial to export trade in inland areas, and labor endowments have no significant effects on export trade, while physical capital endowments and human capital endowments have positive effects on export trade. It also shows that the appreciation of RMB against US dollar will promote rather than prevent export trade.

Key words: trade freeness; FDI; export trade; ASEAN

(责任编辑 周一叶)