

# 中国对东盟国家直接投资的决定因素研究<sup>\*</sup>

张岩, 王丽

(山东大学, 济南 250100)

**摘要:** 本文运用2003—2011年中国对东盟十国的直接投资数据考察了中国对东盟直接投资的决定因素, 分别建立了两个模型进行实证分析, 结果表明: 中国对东盟国家的出口、东盟国家的市场规模、资源禀赋、消费能力、基础设施状况和劳动力成本6个因素是中国对东盟直接投资的6个显著性重要因素, 汇率、规避贸易壁垒因素和政治稳定度也产生一定影响, 通货膨胀率影响并不显著, 中国对东盟国家的直接投资属于“市场导向型”和“资源寻求型”, 同时存在降低生产成本动机和规避贸易壁垒动机。

**关键词:** 对外直接投资 (OFDI); 东盟国家; 决定因素

近年来, 中国对外直接投资发展迅速, 呈现稳步增长的趋势。根据商务部的统计, 2002—2011年中国对外直接投资保持了连续十年的增长。《2011年度中国对外直接投资统计公报》显示, 2011年, 中国对外直接投资净额为746.5亿美元, 上升至世界第六位, 其中亚洲地区是中国对外投资最为集中的区域, 占我国全部对外直接投资的60.9%。2011年中国对东盟的直接投资流量为59.05亿美元, 同比增长了34.1%, 占中国对外直接投资总流量的7.9%, 东盟已成为仅次于香港的中国企业海外投资的主要目的地。随着中国—东盟自由贸易区 (CAFTA) 的正式建成, 中国与东盟之间的贸易与投资合作关系将进入新的发展阶段, 中国已经成为东盟国家直接投资的重要来源地。吸引中国企业到东盟国家直接投资的因素有哪些? 中国对东盟直接投资的动机有何特点? 本文将围绕这些问题进行研究, 并为今后中国对东盟直接投资提出相应的政策建议。

## 一、文献综述

早期的FDI (Foreign Direct Investment, 国际直接投资) 决定理论主要有: Hymer (1960) 和 Kindleberger (1969) 的垄断优势论、Vernon (1966) 的产品生命周期理论、Dunning (1971, 1977) 的国际生产折衷理论、Knickerbocker (1973) 的寡占反应论、

Buckley 和 Casson (1985)、Rugman (1981) 的内部化理论和小岛清 (1978) 的边际产业扩张理论; 20世纪80年代以后, 许多学者利用已有的发达国家FDI决定论的分析框架, 对一部分发展中国家的特殊案例或跨国公司进行了比较研究, 提出了一些发展中国家FDI决定理论。Dunning (1981) 在国际生产折衷论的基础上, 提出了动态的投资发展阶段论。Wells (1983) 认为发展中国家的跨国公司拥有FDI的相对竞争优势, 这种优势主要表现在以下三个方面: 1、拥有为小规模市场服务的生产技术优势; 2、低成本营销的竞争优势; 3、可以通过民族、血缘的关系扩大在外国投资的优势。Lall (1983) 深入研究印度跨国公司的投资行为, 提出用“技术当地化理论”来解释发展中国家对外直接投资行为。他认为, 发展中国家跨国企业的技术特征尽管表现为规模小、使用标准化和劳动密集型技术, 但这种技术的形成却包含着企业内在的创新活动, 有自己的“特定优势”。发展中国家引进先进技术后, 对技术加以消化、改进和创新, 创新使引进先进技术的企业保持竞争优势。针对20世纪80年代中期以后新型工业化国家和地区活跃的对外直接投资行为, Cantwell 和 Tolentino (1990)、Tolentino (1993) 提出了“技术创新与产业升级论”。

**作者简介:** 张岩, 女, 山东大学经济学院副教授, 硕士生导师, 博士, 研究方向: 国际直接投资 (FDI) 与跨国公司; 王丽, 女, 山东大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 对外直接投资 (OFDI)。

**\* 基金项目:** 本文受国家自然科学基金项目“我国对外直接投资的产业选择战略与政策研究”(项目编号: 11BJY010; 项目主持人: 张岩)、中国博士后科学基金资助项目“国际直接投资对母国的产业传导机理与传导效应研究”(编号: 2011M500702; 项目主持人: 张岩)、山东大学自主创新基金重点项目“中国企业对外直接投资的绩效研究”(项目编号: IFW12104; 项目主持人: 张岩) 资助

在 20 世纪 90 年代以后,在已有的理论上,一些学者综合考虑宏观和微观因素,进一步发展了 FDI 决定论,提出了汇率决定论、贸易决定论、投资诱发要素组合论、企业经理人行为决定论、情感决定论等。

近年来,随着中国对外直接投资的快速发展,国内和国外很多学者都对中国对外直接投资的动机因素进行了研究,他们主要考虑了经济规模、双边贸易量、劳动力成本、技术发展水平、地理距离、汇率等因素,如 Buckley (2007)、Cushman (1988)、Elizabeth (2002)、Feenstra 和 Hanson (1997)、Peter Nunnenkamp 和 Julius Spatz (2002)、程惠芳和阮翔 (2004)、邹玉娟和陈漓高 (2008)、邱立成和王凤丽 (2008)、项本武 (2009) 等。其中有个别学者针对中国对东盟国家直接投资的决定因素进行了分析,赵春明和吕洋 (2011) 利用 2005—2008 年中国对东盟十国的直接投资数据进行实证分析,考察了东道国家的市场规模、出口、汇率、失业率和通信基础设施状况在中国对东盟直接投资决定因素中的影响程度,认为中国对东盟的直接投资动机为市场导向型。乔慧超和沙文兵 (2012) 的实证结果认为东道国家的市场规模、基础设施状况、出口与中国对东盟的直接投资正相关,而东道国的汇率、税收和工资是显著的负相关因素。与以往的研究不同,本文除了从经济规模、双边贸易量、劳动力成本、技术发展水平、汇率等因

素出发,还考察了东道国资源禀赋、通货膨胀率、政治稳定度、劳动力素质和规避贸易壁垒等动机的影响程度,同时进行了检验。由于中国与东盟各国的地理距离差别不大,本文认为无须将地理距离因素考虑在内。论文的结构如下:第一部分为文献综述;第二部分为中国对东盟直接投资的现状分析,第三部分为变量的选取与模型的建立;第四部分为实证检验及结果分析;第五部分为结论与政策建议。

## 二、中国对东盟直接投资的现状分析

### (一) 中国对东盟直接投资的水平逐步提高

1995—2002 年期间中国对东盟直接投资流量波动很大,2002 年中国与东盟签订《中国—东盟全面经济合作框架协议》,从 2003 年起中国对东盟国家的直接投资进入迅速增长阶段(见图 1)。2003 年中国对东盟十国的直接投资流量(见表 1)为 1.19 亿美元,占中国对外直接投资流量总量的比重为 4.2%,2011 年投资流量上升到 59.05 亿美元,比重上升至 7.9%。2012 年中国对东盟非金融类直接投资金额为 44.19 亿美元,比去年增长了 52%<sup>①</sup>。从存量上看,2003—2011 年中国对东盟各国直接投资存量呈稳步上升趋势,2003 年末中国对东盟各国直接投资存量为 5.87 亿美元,2011 年则上升至 214.62 亿美元,增长了约 36 倍,比 2010 年增长了 49.6%,截至 2012 年 6 月底,中国对东盟非金融类投资存量已达到 188 亿美元。

表 1 2003—2011 年中国对东盟直接投资量占中国对外直接投资量比重

年份	FDI 流量总计 (单位: 亿美元)	比重 (%)	FDI 存量总计 (单位: 亿美元)	比重 (%)
2003	1.19	4.2	5.87	1.77
2004	1.96	3.56	9.56	2.13
2005	1.58	1.29	12.56	2.2
2006	3.36	1.9	17.63	2.35
2007	9.68	3.65	39.53	3.35
2008	24.84	4.44	64.87	3.53
2009	26.98	4.77	95.71	3.89
2010	44.05	6.4	143.5	4.52
2011	59.05	7.9	214.62	5.05

资料来源:根据《2011 年度中国对外直接投资统计公报》和中国商务部网站(<http://www.mofcon.gov.cn/>)公布数据整理。

<sup>①</sup> 中国—东盟博览会官方网站: CAFTA 资讯 [http://www.caexpo.org/gb/cafta/t20130207\\_106303.html](http://www.caexpo.org/gb/cafta/t20130207_106303.html)

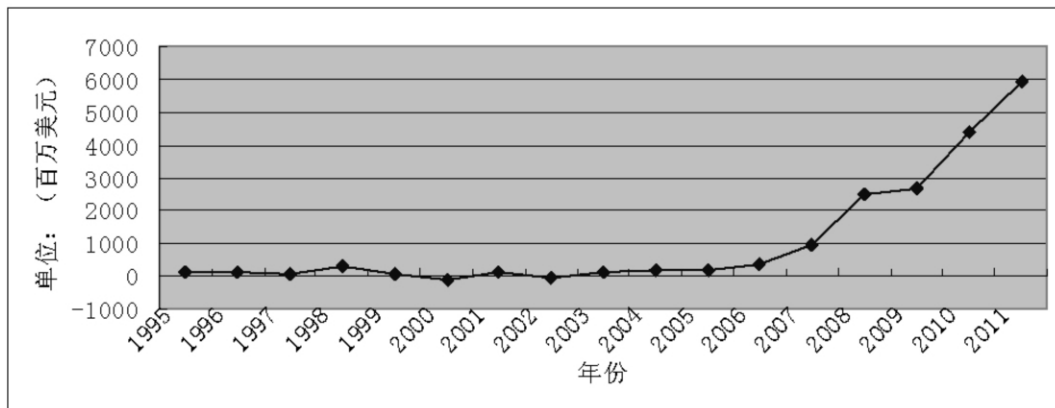


图1 1995—2011年中国对东盟直接投资流量变化

资料来源：1995—2002年数据来源于《2005年东盟统计年鉴》；2003—2010年数据来源于《2010年度中国对外直接投资统计公报》

(二) 中国对东盟直接投资的国别差异很大

由于东盟自由贸易区内部成员国之间经济发展不平衡，中国对东盟国家的直接投资也存在国别差异。中国对东盟的直接投资主要流入了东盟创始成员国，即印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、新加坡和泰国五个国家。2005年中国对东盟国家直接投资流量前三位国家是马来西亚（0.567亿美元）、越南（0.208亿美元）和老挝（0.206亿美元），2011年位居前三位的国家分别是新加坡（32.7亿美元）、印度尼西亚（6亿美元）和泰国（2.3亿美元），而马来西亚、越南和老挝的投资地位分别跌落至第9位、第8位和第4位<sup>②</sup>。从图2可以看出，2003—2011年中国对东盟

五国直接投资存量占中国对东盟整体直接投资存量的比重始终保持在64%以上。相比于东盟其他国家，中国对新加坡的直接投资存量一直位于前列，新加坡已经成为中国在东盟进行直接投资的重要国家。2005—2011年中国对新加坡的直接投资流量总体呈上升趋势。《2011年度中国对外直接投资统计公报》显示，2003年，新加坡在中国对东盟的直接投资存量中的份额为28.1%，2011年则上升至49.4%。新加坡作为东盟自由贸易区内的发达国家，投资环境良好，市场开放度较高，经济发达，人均收入水平较高，贸易壁垒和投资壁垒较低，吸引了大量中国企业到新加坡直接投资。

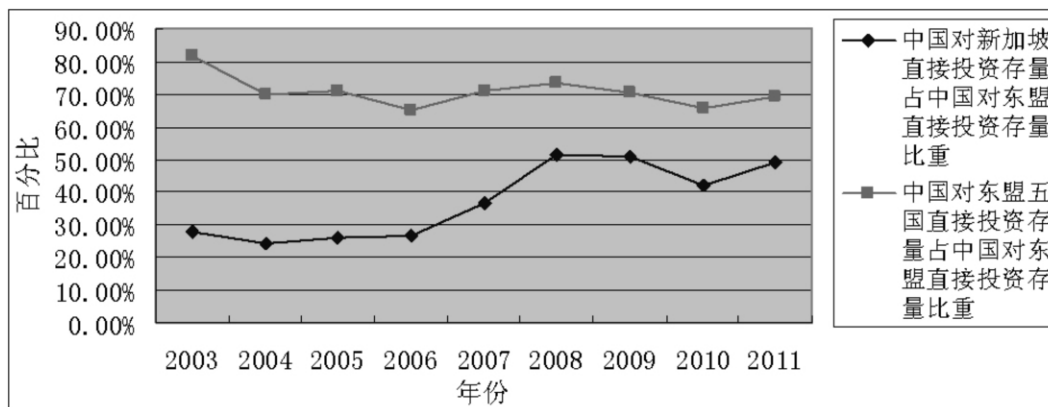


图2 2003—2011年各年末中国对东盟五国直接投资存量比重

资料来源：根据《2004年度中国对外直接投资统计公报》和《2011年度中国对外直接投资统计公报》公布数据整理。

注：2003年—2006年直接投资量为中国非金融类企业对东盟直接投资存量

(三) 中国对东盟直接投资的领域不断扩大

在20世纪90年代以前，中国在东盟国家的直接投资以加工、装配和生产性等小型项目为主，随着中

国对东盟国家直接投资的增长，投资领域不断拓展。2011年中国对东盟直接投资的行业（见表2）主要集中在交通运输、仓储和邮政业（18.4%），分布国

② 根据《2011年度中国对外直接投资统计公报》数据整理而得。

家为新加坡；电力、煤气及水的生产和供应业（17.0%），主要分布在新加坡、柬埔寨、老挝等；批发和零售业（12.7%），分布国家主要为新加坡和印度尼西亚；金融业（10.5%），主要分布在菲律宾、泰国、新加坡、印度尼西亚；制造业（9.6%），主要分布在新加坡、泰国、越南等<sup>③</sup>。从中国对东盟直接投资历年的存量上看，中国对东盟直接投资集中于电力、煤气及水的生产和供应业（17.7%）、租赁和商务服务业（12.9）、批发和零售业（12.6%）、制造业（12.0%）和采矿业（11.1%），这表明中国

对东盟各国的直接投资具有“市场寻求”和“资源寻求”特征。中国许多企业已经把东盟作为重要开拓市场，中国水利电力对外公司作为中国以水电为主业的跨国公司，成功投资建设了马来西亚檳城的供水项目。东风柳汽在越南、缅甸、菲律宾、印尼已建设了完善的销售网络和售后服务网点。华为、中兴等电子通信企业积极与新加坡、马来西亚公司展开投资合作，海尔、长虹等家电企业纷纷在泰国、越南等国投资设厂。

表2 2011年中国对东盟直接投资的行业分布（单位：万美元）

行业	流量	比重%	存量	比重%
电力、煤气及水的生产和供应业	100641	17.0	380321	17.7
批发和零售业	75253	12.7	269932	12.6
制造业	56863	9.6	256597	12.0
租赁和商务服务业	56674	9.6	275887	12.9
采矿业	44609	7.6	238461	11.1
建筑业	44273	7.5	162436	7.6
交通运输、仓储和邮政业	108820	18.4	194011	9.0
金融业	67999	10.5	228086	10.6
农、林、牧、渔业	19072	3.2	70936	3.3
科学研究、技术服务和地质勘探业	14918	2.5	41513	1.9
房地产业	2675	0.5	14513	0.7
信息传输、计算机服务业和软件业	518	0.1	2928	0.1
居民服务和其他服务业	2713	0.5	5013	0.2
住宿和餐饮业	11	--	1696	0.1
文化、体育和娱乐业	887	0.2	1395	0.1
其他行业	598	0.1	2445	0.1
合计	590524	100	2146170	100

资料来源：《2011年度中国对外直接投资统计公报》

### 三、变量选取和模型建立

#### （一）变量选取及数据来源

一国的对外直接投资往往受到诸多因素的影响，不仅包括国际贸易政策、汇率等宏观因素，还包括资源寻求、寻求战略资产和扩大市场等微观因素。在对中国对东盟FDI决定因素的分析中，笔者综合考虑了东道国汇率、东道国的资源禀赋、东道国市场规模、出口量、消费能力、劳动力成本、技术水平、基础设施状况、劳动力素质、政治稳定度、规避贸易壁垒等动机因素。

本文选取了2003—2011年中国对东盟十国直接

投资的面板数据，被解释变量为每年末中国对东盟各国的直接投资流量（FDI），解释变量包括：东道国汇率（EXCHRATE）、中国对东道国每年的出口额（EX）、东道国的资源禀赋（RES）、东道国市场规模（RGDP）、东道国的技术水平（TECH）、东道国的通货膨胀率（IF）、东道国居民的消费能力（PGNI）、东道国的基础设施状况（IFRS）、东道国的政治稳定度（POLI）、东道国的劳动力素质（EDU）、劳动力成本（WAGE）和东道国遭受反倾销调查次数（AN-TID）。为了消除价格波动的影响，确保数据的有效性和准确性，本文中的GDP数值为实际GDP数值，

<sup>③</sup> 根据《2011年度中国对外直接投资统计公报》公布的中国对东南亚国家直接投资行业状况整理。

以 2003 年为基期年份，用 GDP 平减指数进行计算而得到每年的实际 GDP 数值。东道国各国的平均月工资由本国货币折算成美元表示，并以 2003 年为基期利用 CPI 指数对平均月工资平减得到 2003 - 2011 年东道国实际平均月工资水平。由于部分东盟国家货币对人民币的汇率的数据缺失，为了保证数据的连续性

和一致性，本文用美元对各东道国货币的汇率为代理变量，汇率采用当期每 1 美元值兑换东道国货币的数量。为了消除异方差的影响，本文对被解释变量 ( FDI ) 和部分解释变量 ( EX、RGDP、PGNI、EX-CHRATE、EDU、TECH、WAGE、IFRS、POLI ) 都采取了对数形式。

表 3 模型变量类型及说明

变量类型	变量说明	表达形式	预期效应	数据来源	解释说明
被解释变量	中国每年末对东道国的直接投资流量金额 ( 单位: 万美元)	$LnFDI_{it}$		2004 年和 2011 年度中国对外直接投资统计公报	第 t 年末中国对 i 国的直接投资流量
解释变量	中国每年对东道国的出口额 ( 单位: 亿美元)	$LnEX_{it}$	+	2003—2011 《中国统计年鉴》	第 t 年中国对 i 国的出口额
解释变量	东道国的市场规模 ( 单位: 亿美元)	$LnRGDP_{it}$	+	2003—2012 《世界发展指标》( WDI)	第 t 年 i 国的实际国内生产总值
解释变量	东道国汇率	$LnEXCHRATE_{it}$	+	联合国贸发会议数据库 ( UNCTAD)	第 t 年美元对 i 国货币的汇率
解释变量	东道国的消费能力 ( 单位: 美元)	$LnPGNI_{it}$	+	2003—2012 《世界发展指标》( WDI)	第 t 年 i 国的人均国民收入
解释变量	东道国的通货膨胀率	$IF_{it}$	—	国际货币基金组织 ( IMF ) 数据库	第 t 年 i 国的 CPI 增长率
解释变量	东道国政治稳定度	$LnPOLI_{it}$	+	世界治理指标 ( Worldwide Governance Indicators)	第 t 年 i 国的政治稳定程度排名
解释变量	东道国劳动力素质 ( 单位: %)	$LnEDU_{it}$	+	世界银行 ( World Bank ) 数据库	第 t 年 i 国初等教育完成率
解释变量	东道国的基础设施状况	$LnIFRS_{it}$	+	2008 年和 2011 年《东盟统计年鉴》	第 t 年 i 国每千人拥有的电话数
解释变量	东道国劳动力成本 ( 单位: 美元)	$LnWAGE_{it}$	—	国际劳工组织数据库 ( LABORSTA)	第 t 年 i 国的实际平均月工资水平
解释变量	东道国资源禀赋: 以东道国矿石和金属出口率表示	$RES_{it}$	+	2003—2012 《世界发展指标》( WDI)	第 t 年 i 国的资源禀赋
解释变量	东道国技术水平	$LnTECH_{it}$	+	2003—2012 《世界发展指标》( WDI)	第 t 年 i 国居民申请专利数
解释变量	东道国遭受的反倾销调查次数	$ANTID_{it}$	—	世界贸易组织网站 ( WTO)	第 t 年 i 国遭受的反倾销调查次数

(二) 模型设定

鉴于东盟国家的部分数据缺失，本文设定了 2 个模型，检验不同解释变量的显著性，细分中国对东盟

国家直接投资的决定因素。由于东盟国家 ( 文莱、老挝、柬埔寨、缅甸 ) 在部分指标上的数据缺失，模型 1 选取了东盟十国可获得数据的指标进行分析，

变量包括中国对东盟 10 个国家的出口量、市场规模、汇率、居民消费能力、政治稳定度、劳动力素质、基础设施状况和通货膨胀率。模型 2 根据可获得的东盟六国（新加坡、马来西亚、印度尼西亚、越南、泰国和菲律宾）数据进行回归分析，在模型 1 的基础上将出口量、市场规模、汇率、居民消费能力、政治稳定度、劳动力素质、基础设施状况和通货膨胀率作为控制变量，重点考察东道国的劳动力成本、资源禀赋、技术水平和规避贸易壁垒等因素在中国对东盟直接投资中的影响程度。

回归模型为：

模型 1：

$$\ln FDI_{it} = \alpha_0 + \beta_0 \ln EX_{it} + \beta_1 \ln RGDP_{it} + \beta_2 \ln EXCHRATE_{it} + \beta_3 \ln PGNI_{it} + \beta_4 IF_{it} + \beta_5 \ln POLI_{it} +$$

$$\beta_6 \ln EDU_{it} + \beta_7 \ln IFRS_{it} + u_{it} \quad (1)$$

模型 2：

$$\ln FDI_{it} = \alpha_0 + \beta_0 \ln WAGE_{it} + \beta_1 RES_{it} + \beta_2 \ln TECH_{it} + \beta_3 ANTID_{it} + A + u_{it} \quad (2)$$

#### 四、实证检验与结果分析

##### (一) 单位根检验

为了避免实证分析出现“伪回归”现象及确保实证结果的准确真实性，必须先对样本数据进行单位根检验。面板数据常用的单位根检验方法有 LLC 检验、IPS 检验、PP - Fisher 检验和 Breitung 检验等。本文运用了 LLC 检验、IPS 检验和 PP - Fisher 检验三种方法进行检验，检验结果见表 4，从表 4 中可以看出，所有的变量都通过了单位根检验，是显著平稳性变量。

表 4 单位根检验结果

变量	LLC 检验	IPS 检验	PP - Fisher 检验
$\ln FDI_{it}$	-5.359 ***	-2.175 **	109.8505 ***
$\ln EX_{it}$	-10.240 ***	-6.326 ***	105.2155 ***
$\ln RGDP_{it}$	-4.738 ***	-5.928 **	120.9177
$\ln EXCHRATE_{it}$	-3.734 ***	-2.674 ***	30.1517 ***
$\ln PGNI_{it}$	-2.605 ***	-3.083 ***	93.2396 ***
$IF_{it}$	-3.973 ***	-5.761 ***	57.0655 ***
$\ln POLI_{it}$	-6.336 ***	-2.779 ***	108.2994 ***
$\ln EDU_{it}$	-5.793 ***	-3.154 ***	60.6542 ***
$\ln IFRS_{it}$	-6.612 ***	-7.600 ***	56.2008 ***
$\ln WAGE_{it}$	-5.895 ***	-3.890 ***	54.6762 ***
$RES_{it}$	-6.156 ***	-4.453 ***	56.1306 ***
$\ln TECH_{it}$	-4.653 ***	-5.154 ***	28.6744 ***
$ANTID_{it}$	-3.176 ***	-6.367 ***	22.1588 **

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示通过 1%、5%、10% 的显著性检验。

##### (二) 豪斯曼 (Hausman) 检验及模型选择

在进行实证检验之前，首先要确定实证模型的类型。豪斯曼 (Hausman) 检验能够确定模型使用固定效应还是随机效应模型。Hausman 检验假设随机效应模型为正确模型，如果假设成立，随机效应模型比固定效应模型更有效，如果假设不成立，则倾向于使用固定效应模型。本文运用 Stata 10.0 软件对 2 个模型分别进行豪斯曼检验，结果显示，2 个模型均使用固定效应模型。之后又分别对两个模型的数据进行组间异方差检验、序列相关检验和截面相关检验。首先进行异方差检验，在原假设为“组间同方差”的前提

下， $P = 0.0000$  (模型 1 和模型 2)，说明模型 1 和模型 2 都强烈拒绝原假设，认为存在异方差。其次检验组内序列相关性， $P = 0.0002$  (模型 1)， $P = 0.1486$  (模型 2)，故模型 1 强烈拒绝“不存在一阶组内自相关”的原假设，模型 2 接受原假设，说明模型 1 存在序列相关，模型 2 不存在序列相关。最后进行截面相关检验，结果显示， $P_r = 0.5106$  (模型 1)， $P_r = 0.3989$  (模型 2)，两个模型均不存在截面相关。

##### (三) 实证结果分析

结合豪斯曼检验结果，模型 1 与模型 2 均使用固定效应模型，又因为面板数据存在异方差和序列相关

④ A 代表控制变量，即在模型 2 中不作为重点考察的变量。

性，应采用可行广义最小二乘法（FGLS）进行回归。广义最小二乘法（FGLS）比普通的广义最小二乘法在样本数据存在异方差和序列相关性的前提下，可行（GLS）的估计结果更准确有效。

表5 数据分析回归结果

变量	模型 1	模型 2
$LnEX_{it}$	2.522117 (***) (13.85)	2.590469 (***) (5.21)
$LnRGDP_{it}$	2.533965 (***) (9.02)	2.114381 (***) (3.76)
$LnEXCHRATE_{it}$	0.0030522 (***) (4.98)	0.0005883 (***) (3.96)
$LnPGNI_{it}$	1.358648 (* ) (1.71)	0.6215874 (***) (3.54)
$IF_{it}$	-0.0273106 (-1.36)	-0.0733921 (-0.39)
$LnPOLI_{it}$	0.0414047 (***) (5.03)	0.0288246 (**) (2.46)
$LnEDU_{it}$	0.0864184 (**) (2.93)	-0.0647682 (***) (-5.76)
$LnIFRS_{it}$	0.0738786 (***) (3.52)	0.8156877 (* ) (1.67)
$LnWAGE_{it}$		-1.098594 (***) (-5.31)
$RES_{it}$		0.1435192 (* ) (1.76)
$LnTECH_{it}$		-0.046158 (***) (-3.33)
$ANTID_{it}$		-0.0724227 (***) (-3.49)
$\alpha_0$	26.9267 (***) (8.29)	-19.32689 (***) (-6.02)
Hausman 检验	固定效应模型 (P=0.0000 < 0.05)	固定效应模型 (P=0.0002 < 0.05)
	Wald chi2 (8) = 345.23 Prob > chi2 = 0.0000	Wald chi2 (12) = 527.74 Prob > chi2 = 0.0000

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示通过 1%、5%、10% 的显著性检验，括号内为 z 值，回归过程用 Stata10.0 软件实现。

从表 5 中 z 统计量可以看出，在模型 1 和模型 2 中除通货膨胀率因素以外，其他系数均高度显著。模型 1 中系数的正负与预期效应一致，即我国对东道国的直接投资与中国对东道国的出口量、东道国的国内生产总值（GDP）、居民消费能力、政治稳定度、劳

动力素质、基础设施状况显著正相关，东道国汇率的弹性系数虽然为正，但影响程度较小。模型 2 中技术水平和劳动力素质的正负与预期效应相反，其他变量与预期效应一致。其中两个模型的 Wald chi2 值在模型中是高度显著的，说明模型的拟合效果很好。

中国对东道国的出口量每上升1%，东道国吸收中国的直接投资额将会上升2.52%，说明中国对东盟国家的直接投资在很大程度上受到出口增加的带动，中国对东盟的直接投资与出口之间是相互促进的。东道国的国内生产总值（GDP）每增加1%，中国对东道国的直接投资量将会上升2.53%，与预期效应相一致，意味着东道国市场规模和经济规模的扩大吸引了更多的直接投资。中国对东道国的直接投资与东道国居民的消费能力是同方向变动的关系，与理论和预期假设一致。本文采用人均国民收入作为东道国居民消费能力的代理变量，人均国民收入反映了该国的经济发展程度和人民的购买能力，间接说明了市场规模是决定我国对东盟各国直接投资的主要因素，中国企业在东盟国家直接投资带有“市场寻求”动机。东盟国家市场广大、人口众多、经济增长强劲、自然资源丰富，对中国对外直接投资具有很大的吸引力。

从模型1和模型2中EXCHRATE的系数发现，汇率因素并不是影响中国对东盟直接投资的主要因素，汇率决定论不能用来解释中国对东盟国家直接投资的行为。

而中国对东道国的直接投资与东道国的资源禀赋呈现显著正相关的关系（模型2），表明中国对东盟直接投资带有“资源寻求型”动机。

东盟国家遭受的反倾销次数与中国的直接投资量呈现负相关关系，表明中国对东盟国家的直接投资存在“规避贸易壁垒”动机。因为本文用遭受反倾销调查次数代表东道国遭遇的贸易壁垒大小，东盟国家遭受的反倾销调查次数越少，说明东盟国家在产品出口时遭遇的贸易壁垒越小，中国对其投资后在当地生产的产品以该国制造的名义出口可以规避贸易壁垒，负相关关系说明中国对东盟国家的直接投资存在“规避贸易壁垒”的动机。中国一些家电企业如海尔公司、长虹公司、TCL公司等东盟国家投资，在当地生产的产品一部分面向东南亚国家的消费市场，另外一部分出口到第三国，有效地规避了一些国家针对中国家电产品出口的反倾销调查。

东盟国家的工资水平每上升1%，中国对其直接投资量将减少1.1%。与东盟一些发展中国家相比，中国的劳动力成本较高，中国对东盟的直接投资看重的是当地较低的劳动力成本。这也间接解释了模型2中劳动力素质与中国对东盟的直接投资量呈现负相关关系的原因，劳动力素质越高，则工资水平越高，中国对当地的直接投资将减少，可见中国对东盟的直接投资并非看重了当地的劳动力素质，而是较低的劳动

力成本。

模型2根据可获得的东盟六国（新加坡、马来西亚、印度尼西亚、越南、泰国和菲律宾）的数据进行回归分析，结果显示技术水平与中国对东盟的直接投资存在负相关关系。在这六个国家中除新加坡以外，其余国家均是发展中国家，中国对其直接投资不带有技术寻求动机。在技术发展水平相对较低的东道国，拥有成熟生产技术的中国企业进行直接投资更具有优势，因此二者之间呈负相关关系。

东盟国家政治稳定性和通信基础设施状况是中国对东盟的直接投资决定因素中的显著正相关因素，东盟国家发生动乱的可能性越小，基础设施越完善，中国对其直接投资量就越大。

## 五、结论及政策建议

本文运用了2003—2011年东盟十国的面板数据进行实证分析，结果表明中国对东盟国家的出口、东盟国家的市场规模、资源禀赋、消费能力、基础设施状况和劳动力成本等6个因素是中国对东盟直接投资的显著性重要因素，汇率、规避贸易壁垒因素和政治稳定度的影响程度较小，通货膨胀率影响并不显著，技术水平因素和劳动力素质因素不是影响中国对东盟直接投资的主要因素。中国对东盟国家的直接投资属于“市场导向型”和“资源寻求型”，同时存在降低生产成本动机和规避贸易壁垒动机。根据实证检验及分析结果，我们提出以下建议：

第一，继续鼓励中国企业“走出去”，增加对东盟国家的直接投资。随着2010年中国—东盟自由贸易区的正式启动，中国对东盟国家的投资将更加便利化、自由化。中国企业应利用东盟国家广阔的消费市场、廉价的劳动力资源和丰富的自然资源，积极在当地投资设厂，在资源开采、原材料加工、半成品加工等领域发展并获益。目前中国“人口红利”逐渐消失，人口老龄化加速发展，东南沿海频频出现“招工难”、“用工荒”现象，而东盟部分国家工资水平较低，适合中国纺织服装、家电、化工、机械、电子装配等产业的转移拓展。

第二，积极利用东盟国家的自然资源，加大资源寻求型投资力度。中国对东盟国家的直接投资有很大一部分是水电供应行业和资源开发行业。目前中国许多自然资源短缺，成为制约经济进一步发展的瓶颈。中国企业在东盟直接投资，可以利用当地丰富的自然资源，除了满足当地生产的需要也可以返输回中国，减轻资源不足制约经济发展的状况。

第三，促进边际产业转移。东盟各国之间的经济发展差距很大，有经济较为发达的国家如新加坡、马

来西亚等国家,也有经济落后国家如老挝、缅甸、柬埔寨等,中国的一些比较劣势产业对东盟落后国家来说仍是比较优势产业,将中国的一些边际产业转移到东盟的发展中国家,既可以满足当地市场需求,延长产品生命周期,又可以优化国内资源配置,改善我国产业结构,促进产业升级。

第四,引导一些在国内市场面临激烈竞争的企业向东盟国家投资。适度竞争,有利于提高资源配置效率;而过度竞争,则会造成资源浪费。国内的一些行业,竞争日趋激烈甚至出现恶性竞争,该行业中的企业,可以通过直接投资转移到东盟一些国家进行生产,一方面可以降低生产成本、提高竞争力;另一方面可以开拓国际市场,避免国内市场同行业之间的过度竞争。

第五,通过在东盟的直接投资规避贸易壁垒。随着中国经济的快速增长,大量具有价格优势的商品出口增加,欧美一些发达国家对中国出口的商品频繁设置贸易壁垒,而对于东盟国家出口的商品则没有那么敏感。因此,对于一些在产品出口过程中遭遇贸易壁垒的企业,可以通过对东盟进行直接投资,在东盟生产并出口到第三国,规避一些国家针对中国产品的贸易壁垒,有效地扩大产品出口。

第六,政府要支持企业的直接投资行为,加强投资引导作用。政府要继续扩大中国和东盟国家的友好经贸关系,维护中国企业在东盟国家的合法利益,为中国企业在东盟国家直接投资创造良好的国际环境。政府要鼓励有实力的中国企业到政治稳定和基础设施建设良好的国家直接投资,建立促进中国对东盟直接投资的专门信息平台,保持投资信息和渠道的通畅,引导中国企业对东盟国家的直接投资。政府还要进一步完善投资法律法规,保障中国对外投资企业的合法权益。

#### 参考文献:

- [1] Dunning J. H. Explaining the International Direct Investment Position of Countries: Towards a Dynamic or Developmental Approach [J]. Review of World Economics, 1981, 117 (1): 30 - 64.
- [2] Wells L. T. Third World Multinationals: The Rise of Foreign Investments from Developing Countries [R]. Cambridge MA: MIT Press, 1983.

[3] Lall S, Chen E. The New Multinationals: The Spread of Third World Enterprises [R]. Wiley, 1983.

[4] Buckley P. J, Clegg L. J, Cross A. R, Liu X, Voss H, Zheng P. The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment [J]. Journal of International Business Studies, 2007, 38 (4): 499 - 518.

[5] Cushman D. O. Exchange - Rate Uncertainty Foreign Direct Investment in the United States [J]. Review of World Economics, 1988, 124 (2): 322 - 336.

[6] Elizabeth A. On the Determinants of Foreign Direct Investment to Developing Countries: Is Africa Different? [J]. World Development, 2002, 30 (1): 107 - 119.

[7] Feenstra R. C, Hanson G H. Foreign direct investment and relative wages: Evidence from Mexico's maquiladoras [J]. Journal of International Economics, 1997, 42 (3 - 4): 371 - 393.

[8] Nunnenkamp P, Spatz J. Determinants of FDI in Developing Countries: Has Globalization Changed the Rules of the Game? [R]. Kiel Working Paper No. 1122, 2002.

[9] 程惠芳,阮翔. 用引力模型分析中国对外直接投资的区位选择 [J]. 世界经济, 2004, (11): 23 - 30.

[10] 邹玉娟,陈漓高. 我国对外直接投资与技术提升的实证研究 [J]. 世界经济研究, 2008, (5): 70 - 77.

[11] 邱立成,王凤丽. 我国对外直接投资主要宏观影响因素的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2008, (6): 78 - 82.

[12] 项本武. 东道国特征与中国对外直接投资的实证研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2009, (7): 33 - 46.

[13] 赵春明,吕洋. 中国对东盟直接投资影响因素的实证分析 [J]. 亚太经济, 2011, (11): 111 - 116.

[14] 乔慧超,沙文兵. 中国对东盟直接投资决定因素的实证研究—基于东盟十国的 Panel Data 检验 [J]. 广西财经学院学报, 2012, (3): 1 - 7.

(编辑校对:段钢 王晶)