

分类号 _____

UDC _____

华中科技大学

博士学位论文

中国对外直接投资的决定因素与经济效应的实证研究

学位申请人：项本武

学科专业：西方经济学

指导教师：方齐云 教授

论文答辩日期 2005 年 5 月 11 日 学位授予日期 _____

答辩委员会主席 卢现祥 评阅人 卢现祥 刘海云 张建华

A Dissertation Submitted in Partially Fulfillment of the requirements
for the Degree of Doctor of Philosophy in Economics

The Empirical Studies on Determinants and Effects of Foreign Direct Investment from China

Ph.D. Candidate: Xiang Benwu

Major : Economics

Supervisor : Prof. Fang Qiyun

Huazhong University of Science and Technology

Wuhan, 430074, P.R.China

April, 2005

摘 要

本研究主要的目的是对中国对外直接投资的决定因素和贸易效应进行实证分析，并为中国下一步促进对外直接投资提出相关政策建议。

本研究采用实证分析与规范分析相结合的方法。在实证分析部分，本研究基于理论前提，提出假设，然后根据研究的需要，并参考国外相关研究成果，构建适宜模型，选取适当的样本对假设进行检验。在规范分析部分，本研究对中国对外直接投资的历史与现状进行了定性分析，并基于实证研究的成果，及中国相关政策的现实，提出促进和完善中国对外直接投资战略的有关政策建议。

通过对中国对外直接投资的历史与现状的定性分析，得到的主要结论是：区域分布特征显示中国对外直接投资对东道国市场敏感度不高；行业分布特征显示中国制造业国际竞争力不强。同时，由于中国对外投资管理的欠完善，使得有相当部分的对外直接投资没有纳入官方统计，从而成为资本外逃的一部分。在对中国对外直接投资规模与中国资本外逃规模进行比较后，得到的结论是中国资本外逃规模远远大于中国对外直接投资规模。

在对中国对外直接投资的决定因素进行实证分析时，为了检验中国对外直接投资的决定因素，并考察这些决定因素是否存在区域差异，本研究选取 2000 年和 2001 年为样本期，使用数据为中国制造业和服务业对外直接投资的加总数据，样本范围为中国对 49 个东道国的直接投资。从理论上来说，影响母国对外直接投资的因素，既有东道国宏观层面的因素，也有投资公司自身的因素，当然还包括母国与东道国之间的经济联系等因素，但出于数据的可获得性考虑，本部分主要检验四个变量，即东道国市场规模、东道国汇率东道国工资水平、中国对东道国的出口水平，对中国对东道国直接投资影响的显著性及影响程度。本部分使用综列数据（Panel Data）进行合成回归（Pooled Regression），使用这一计量研究中较为先进的回归方法，有助于保证回归结果的稳健性。主要结论是：东道国市场规模、汇率水平、工资水平对中国对其直接投资有显著的负影响，而中国对东道国的出口水平有显著的正的影响，并且这四个变量对中国 FDI 的影响程度在区域上存在显著差异。在对这一回归结果与类似国外研究结果进行比较分析中，揭示了中国对外 FDI 的决定因素的独特性。

理论上讲，母国对外直接投资将对国内出口、就业、投资、国民收入、经济

增长及投资公司增长都将产生影响。由于中国对外直接投资的统计制度的落后，相关公司层面的数据没有办法得到，因此，中国对外直接投资对国内就业、投资、国民收入、经济增长及投资公司增长的影响不能进行实证，从而只能使用能够得到相关宏观层面的数据对中国对外 FDI 对中国贸易（包括进口和出口）的影响进行计量研究。本部分使用的应变量是中国对东道国的出口年流量和进口年流量，自变量为在中国对外直接投资的贸易效应进行实证分析时，国对东道国的直接投资流量和存量。本部分基于引力模型来构建计量模型，仍然使用合成回归方法，对中国对外直接投资的贸易效应进行实证研究。得到的主要结论是：中国对外直接投资是出口创造型和进口替代型的，即中国对外 FDI 促进中国向东道国的出口，而抑制从东道国的进口。并且出口效应和进口效应在区域间也表现出差异。

基于前面的定性和定量分析，本研究进一步探讨了中国对外直接投资的发展趋势，比较了中国对外直接投资决定因素和经济效应与对外直接投资大国——美国的异同，并且对阻碍中国对外直接投资的无法计量的因素进行定性分析。在此基础上，提出了促进中国对外直接投资的政策建议。这些建议包括政府政策与管理应该在八个方面做出相关调整，企业自身应该在四个方面完善其对外投资的战略。

关键词：中国 对外直接投资 决定因素 经济效应 实证研究

Abstract

This study examines the effect of economic determinants on foreign direct investment from China (China FDI) in manufacturing and service industries. The specific determinants are host-country market scale, exchange rate, trade relations and wage level. A related objective of the study is to understand regional variations in the effects of these determinants on China FDI. China FDI data for 2000 and 2001 covering 49 destination countries are used. The pooled regression using panel data are conducted. Results indicate that market scales of the host-country are negative and significant determinants of FDI. Moreover, exchange rate is a negative and significant determinant of FDI, while the level of exports from the home-country to the host-country is a positive and significant determinant of FDI. Finally, the wage level of host-country is a negative and significant determinant of FDI. The effect of wage level on FDI is the same for all regions, however, an increase in GDP have a positive effect on FDI from China to developing area and a negative one to developed and least developed area. A change in the exchange rate variable has a larger (negative) effect on FDI from China to the least developed area, but a positive one to the developed area. The level of exports from the home-country to the host-country has a larger (positive) effect on FDI from China to the developed area. The study concludes that these economic characteristics of host-country are important determinants of FDI from China.

This thesis also seeks to examine the relationship between foreign direct investment from China and international trade that between China and host-country. Specifically, two questions are raised: first, does outward FDI from China complement or substitute international trade; that is, is FDI trade creating or trade replacing. Second, whether trade creating/replacing effects of FDI vary significant across host countries. Past theoretical and empirical studies have shown that FDI tends to replace trade, but more recent evidence suggests the opposite, that is, FDI creates and complements trade. Trade creating effects of China FDI were analyzed. A gravity-like model is used to conduct this analysis using panel data form 2000 to 2001 and covering 49 destination countries. The results indicate that while China FDI is export creating, it is import replacing, that is, outward FDI of China complement export from China to destination countries, but

substitute import from host-country; and that this effect also varies significantly across destination countries.

Finally, some suggestions which based on the results mentioned above are put forward for China government and enterprise that engaged in FDI. For government, it should establish and perfect the legal system to promote FDI, give special tax preferential treatment to enterprises conducted FDI, establish risk fund for FDI, strengthen the financial support for FDI, control capital flight and reduce limitations on FDI, perfect information service system relevant to FDI. For enterprise, it should grow competitive advantages to lay solid foundations for FDI, perfect the strategies of location choice, and take different strategy in view of the characteristics of different host-country.

Key words: China, Foreign direct investment, Determinants, Economic effects, Empirical analysis

目 录

摘 要	I
ABSTRACT.....	III
1 导 论	1
1.1 选题意义	1
1.2 研究方法 with 结构.....	3
1.3 预期创新点	4
2 文献综述	6
2.1 对外直接投资的理论解释.....	6
2.2 对外直接投资决定因素的实证研究.....	11
2.3 对外直接投资经济效应的实证研究.....	17
3 中国对外直接投资的历史与现状.....	24
3.1 中国对外直接投资的演变趋势.....	24
3.2 中国对外直接投资的区域分布.....	29
3.3 中国对外直接投资的行业分布.....	33
3.4 中国资本外逃与对外直接投资.....	35
3.5 本章小结	48
4 中国对外直接投资的决定因素研究	49
4.1 理论与假设	49
4.2 模型的设定	53
4.3 数据与方法	57
4.4 结果与讨论	61
4.5 地区差异的检验	68
4.6 本章小结	71
5 中国对外直接投资的经济效应研究	72

5.1 理论与假设	73
5.2 模型的设定	77
5.3 数据和方法	83
5.4 结果与讨论	86
5.5 本章小结	95
6 结论与政策建议	96
6.1 中国对外直接投资规模的全球比较与发展趋势	96
6.2 中国对外直接投资决定因素和经济效应及其与美国的异同	101
6.3 阻碍中国对外直接投资的因素分析	104
6.4 促进中国对外直接投资的政策建议	106
6.5 研究局限与进一步研究的方向	112
参考文献	114
致 谢	120
附录 1 攻读学位期间发表论文目录	121
附录 2 本研究使用数据一览表(1-4)	123

1 导 论

本章对本书的研究目的和意义，以及研究方法与结构进行了简短的讨论，是本研究的灵魂和基础。

1.1 选题意义

开放经济条件下，对外直接投资的流入与流出是一个经济体融入经济全球化的重要途径。对发展中国家来说，吸引外国直接投资可以解决资金缺口；调整国内经济结构；促进国内经济发展。对成熟经济体来说，通过对外直接投资，可以开拓内外市场，带动国内出口；利用全球要素价格差异，增强本国经济竞争力；促进国内经济结构的升级与优化。中国作为发展中国家，吸引国外直接投资进步很快，其经济效应初现；作为走向成熟经济体的大国，对外直接投资是中国发展的必然道路，这就需要基于实证研究的前瞻性的政策建议。因此，本人选定对外直接投资的决定因素与经济效应研究作为博士论文题目。

1.1.1 选题的理论意义

国外关于对外直接投资（FDI）的研究十分活跃，成果比较丰富。在对外直接投资的理论解释方面，既有解释发达国家 FDI 的垄断优势理论、边际产业理论、内部化理论、折衷理论、产品生命周期理论、威胁交换理论等，也有针对发展中国家 FDI 的投资发展周期理论、局部技术变动理论等。近年的研究更以实证为主，这些实证大都以发达国家，尤其是以美国、日本、德国、瑞士等国家为研究对象，也有极少数学者对转型国家(如 Andreff,2002)及发展中国家和地区(如 Whitmore, et al.,1989;Chen & Ku,2000)为研究对象。实证研究中，既有基于国家层面（如 Culem,1988;Meredith & Maki,1992），也有基于产业层面(如 Kush,2001;Root & Ahmed,1979)及公司层面（如 Agodo,1978;Travino & Gross,2002;Horiba & Yoshida,2003)的研究；既有对 FDI 影响因素的研究，也有对 FDI 对国内经济产生的效应的研究(如 Lipsey,1994,2002;Irving & Lipsey,1988;Feldstein,1994;Saltz,1992)。在 FDI 的决定因素的实证中，国外学者检验了东道国市场规模、投资公司技术水平、双边贸易联系、双边汇率、母国经济发展水平及治理基础建设、东道国税率水平等因素对母国对外投资水平的影响。在 FDI 的经济效应的实证中，国外学者检验了 FDI 对母国出口、就业、国内投资、国民收入、经济结构调整、经济增长、

公司增长等方面的影响。总体来看，国外学者对发展中国家的情况研究比较少。相对于大量的 FDI 流入的研究而言，国内关于中国 FDI 流出的研究非常薄弱。已有的不多的研究大都又以定性和规范研究为主，实证研究几乎是空白，部分由于中国相关统计数据的缺失与不全，部分由于研究方法的滞后。国内已有的关于中国 FDI 流出的研究主要是对规模、结构、动因、方式的定性分析（如齐春宇，1999；韩可卫，1997）及对策研究（如刘长庚，1997），部分研究对中国 FDI 流出作了区域分布、产业分布等方面的分析（如周颖等，2001；刘红忠，1998）。中国 FDI 流出的决定因素与经济效应的实证研究显得非常缺乏。因此，以实证的方法对中国对外直接投资和吸引国外直接投资的决定因素与经济效应的研究尚需加强。本研究欲以实证的方法，检验中国对外直接投资的决定因素与经济效应。通过对在世界经济中地位愈来愈重要的中国经济的相关研究，可以加强中国对外直接投资实证研究这一薄弱环节。

1.1.2 选题的现实意义

自 20 世纪 90 年代后期以来，对外直接投资已经取代国际贸易成为国际经济一体化的主要力量。从 1996 年起跨国公司活动急剧上升，而世界贸易停滞不前。在 1999 年、2000 年不论按海外子公司的资产、销售、贸易和就业来测度，FDI 都比全球 GDP、国内投资、许可证支付、贸易增长快得多（World Investment Report 2001）。从战略角度看，世界经济强国无一不是对外直接投资大国，更证明对外直接投资是成熟经济体标志之一和增长路径之一，中国经济要向成熟经济体转变，增强国际竞争力，则实施走出国战略，进行对外直接投资是必然的战略选择。从现实角度看，国内一些低增加值但出口有竞争力的行业拥有大量的过剩生产能力，面对对中国出口日增的贸易保护主义与反倾销，开展对外投资是绕开这些壁垒的现实选择。从投资角度看，国内 10 多万亿的储蓄和 4000 多亿美元的外汇储备，不能转化为投资，除了国内企业投资效率低下，投资意愿不强外，产品市场的规模与结构约束也影响国内投资机会。从中国对外直接投资现状看，虽然规模不多，但近年来增长比较快，而且随着国内经济的发展，必将有一个大的发展。

对外直接投资的决定因素分析，揭示的是直接投资的流动规律。对外直接投资的经济效应分析，是把对外直接投资纳入国内宏观经济的框架，揭示其对国内经济的影响，从而为确保国内经济发展目标，加强和改善对对外直接投资的管理，提供相关政策的理论基础。基于这些较为系统的实证研究基础，能够为中国开展对外直接投资提供相应的政策建议。

1.2 研究方法 with 结构

本研究拟采用规范研究与实证研究相结合的方法进行。在广泛搜集数据的基础上，力争用数据说话，运用计量方法，对中国对外直接投资的决定因素和经济效应进行回归分析。在此基础上，根据中国国情，结合发达国家经验，对中国开展对外直接投资战略选择，进行规范研究。

本研究的结构安排如下：

首先，对国内外相关研究文献进行综述，为本研究奠定一个扎实的基础。虽然发达国家与发展中国家在对外直接投资的决定因素及经济效应方面必将有所差异，但在市场利益和机制驱动下的对外直接投资也必将有共性的一面。对国外研究的综述，有助于在方法与思路方面，为研究中国的对外直接投资提供借鉴。

其次，对中国对外直接投资的历史与现状进行考察，作为本研究的有机组成部分，将使我们能够从整体上把握中国对外直接投资规模的演变趋势及其区域分布与行业分布特征。同时，由于中国对外投资管理的欠完善，使得有相当部分的对外直接投资没有纳入官方统计，从而成为资本外逃的一部分。因此，我们有必要将与中国对外直接投资密切相关的资本外逃一并进行考察。从本部分的定性分析中，我们得到的主要结论是，投资规模过小显示中国以对外 FDI 衡量的融入经济全球化程度尚待深化；区域分布特征显示中国对外直接投资对东道国市场敏感度不高；行业分布特征显示中国制造业国际竞争力不强；中国资本外逃规模远远大于中国对外直接投资规模。

再次，本研究将对中国对外直接投资的决定因素进行实证分析。本部分将检验中国对外直接投资的决定因素，并考察这些决定因素是否存在区域差异。这部分对决定因素的实证研究与下部分对经济效应的实证研究一起构成本研究的主干部分。本部分选取 2000 年和 2001 年为样本期，使用数据为中国制造业和服务业对外直接投资的加总数据，样本范围为中国对 49 个东道国的直接投资。从理论上来说，影响母国对外直接投资的因素，既有东道国宏观层面的因素，也有投资公司自身的因素，当然还包括母国与东道国之间的经济联系等因素，但从数据的可获得性考虑，我主要检验四个变量，即东道国市场规模、东道国汇率东道国工资水平、中国对东道国的出口水平，对中国对东道国直接投资影响的显著性及影响程度。本部分使用综列数据（Panel Data）进行合成回归（Pooled Regression），使用这一计量研究中较为先进的回归方法，有助于保证回归结果的稳健性。主要结论是：东道国市场规模、汇率水平、工资水平对中国对其直接投资有显著的负影

响，而中国对东道国的出口水平有显著的正的影响，并且这四个变量对中国 FDI 的影响程度在区域上存在显著差异。我在对这一回归结果与类似国外研究结果进行比较分析中，揭示了中国对外 FDI 的决定因素的独特性。

接下来，对中国对外直接投资的贸易效应进行实证分析。使用的样本与上一部分相同。理论上讲，母国对外直接投资将对国内出口、就业、投资、国民收入、经济增长及投资公司增长都将产生影响。由于中国对外直接投资的统计制度的落后，相关公司层面的数据没有办法得到，因此，中国对外直接投资对国内就业、投资、国民收入、经济增长及投资公司增长的影响不能进行实证。我只好使用能够得到的相关宏观层面的数据对中国对外 FDI 对中国贸易（包括进口和出口）的影响进行计量研究。本部分使用的应变量是中国对东道国的出口年流量和进口年流量，自变量为中国对东道国的直接投资流量和存量。本部分基于引力模型来构建计量模型，仍然使用合成回归方法，对中国对外直接投资的贸易效应进行实证研究。得到的主要结论是：中国对外直接投资是出口创造型和进口替代型的，即中国对外 FDI 促进中国向东道国的出口，而抑制从东道国的进口。并且出口效应和进口效应在区域间也表现出差异。

最后，是本研究的结论与政策建议。基于前面的定性和定量分析，我们进一步探讨了中国对外直接投资的发展趋势，比较了中国对外直接投资决定因素和经济效应与对外直接投资大国——美国的异同，并且对阻碍中国对外直接投资的无法计量的因素进行定性分析。在此基础上，提出了促进中国对外直接投资的政策建议。这些建议包括政府政策与管理应该在八个方面做出相关调整，企业自身应该在四个方面完善其对外投资的战略。

1.3 预期创新点

鉴于国内外研究现状，本研究创新点集中于对中国 FDI 流出的决定因素与经济效应的实证分析与研究，具体说来，主要体现在：

- 1) 揭示中国对外直接投资的决定因素，通过与发达国家情况进行比较研究，揭示中国对外直接投资决定因素的独特性，从而为研究发展中国家对外直接投资的决定因素开辟道路。
- 2) 揭示中国对外直接投资的经济效应，通过与发达国家情况进行比较研究，揭示中国对外直接投资的经济效应大小。
- 3) 建立适宜的计量模型，检验东道国宏观因素对中国对外直接投资的决定作

用的显著性与程度。

4) 建立适宜的计量模型, 检验中国对外直接投资对国内出口、就业、投资、国民收入、经济结构调整、经济增长的影响的显著性与程度。

5) 为中国进一步促进对外直接投资提供基于实证的政策建议。

2 文献综述

在已有文献中，关于对外直接投资的研究有的偏重理论解释，有的偏重实证分析，因此，本部分综述涉及到理论与实证两个方面的研究文献，而实证研究又涉及到对外直接投资的决定因素与经济效应两个方面。根据这一逻辑关系，分别综述如下。

2.1 对外直接投资的理论解释

外国直接投资理论的核心问题，是解释外国直接投资发生的原因、机制和后果。自 20 世纪 50 年代以来，有关外国直接投资和跨国公司的理论，随着实践的发展而得到了迅速的发展。这种理论研究，大致上可以划分为三个阶段。第一阶段从 20 世纪初到 50 年代末，第二阶段从 20 世纪 60 年代初期到 70 年代末期，第三阶段从 20 世纪 80 年代初开始，直到现在^[1]。其中的主要理论综述如下。

2.1.1 垄断优势理论

垄断优势理论，也称市场不完全理论，是由 Hymer（1960）在解释跨国公司 FDI 时首先提出来的。Hymer 注意到跨国公司寻求海外直接投资的主要目的有两个。首先，为了最小化投资的风险并最大化投资的收益；其次，利用其相对于竞争对手来说所拥有的垄断优势。这种垄断优势可能来源于规模经济、市场份额、营销能力、技术优势、能获得资本等。Hymer 的研究使得对解释公司国际化进程的重点从国际贸易理论的分析转移到公司的产业组织特征分析^[2]。这一理论由 Kindleberger(1969)和 Caves(1971)作了进一步的发展。Kindleberger(1969)注意到，为了同国内公司竞争，跨国公司必须对其优势实行资本化，这些优势来源于产品市场的不完全（产品差异和营销技巧），要素市场的不完全（技术、管理、融资能力），外部和内部规模经济，政府对产出水平和市场进入的限制^[3]。Caves(1971)表明，为了与国内公司竞争，外国公司必须通过垂直化将其公司特定优势进行内部化。内部化使跨国公司能够在不承担与正常交易相关的额外成本的条件下，最大化其公司特定能力。Caves 和 Kindleberger 声称国际化的关键是要素市场和消费品市场的不完全和跨国公司利用这些市场不完全的能力^[4]。刘海云教授（2000）认为，Hymer 理论的核心在于强调垄断优势对对外直接投资的决定作用，认为只有具备垄断优势的企业，才能够从事对外直接投资。企业的垄断优势是如何形成的？

企业的优势积累到什么程度，才构成了可以对外直接投资的垄断优势？对外直接投资对企业垄断优势的形成是否具有影响等问题，并没有给予说明^[5]。

2.1.2 边际产业理论

日本著名国际经济学家小岛清教授在 1978 年出版的著作中运用国际贸易比较优势原理，推论出日本直接投资的比较优势的模式。小岛清投资理论是以 1950—1970 年代日本对外直接投资为考察对象，把国际贸易理论中的赫克歇尔—俄林的资源禀赋差异导致比较成本差异的原理用于分析日本对外直接投资，提出一国应从已经或即将处于比较劣势的产业开始对外直接投资，并依次进行的理论。在该理论中，比较劣势的产业指已经或即将丧失比较优势的产业，这种比较劣势产业也称边际产业。投资国应按本国边际产业顺序进行对外直接投资。根据国际贸易比较优势原则，在国内生产上具有比较优势的产品应当出口，而丧失比较优势的产品应当进口。小岛清的边际投资理论则是按国内已丧失比较优势的产业或边际产业顺序对外投资，通过对外直接投资把原来国内的比较劣势产业转移到别的国家并转换成为东道国的比较优势，而东道国利用这些比较优势产业扩大生产，扩大出口。按边际产业顺序进行对外直接投资而保留本国比较优势产业扩大出口，既可实现产业国际性转移，又可促进贸易发展，所以称为顺贸易导向的投资^[6]。

2.1.3 内部化理论

内部化理论是英国 Buckley & Casson(1976)提出来的。内部化理论运用市场不完全作为分析研究的基本前提，但内部化理论中的市场不完全不再强调产品特性、规模经济、市场障碍等而是指市场不完全或垄断因素存在而导致企业参加市场交易的成本上升。内部化理论是侧重市场交易与企业内部交易机制的关系来阐述战后对外直接投资及跨国公司发展动因的，市场不完全和交易成本促使企业进行内部化，通过建立企业内部市场来取代外部市场。内部化理论认为，直接投资的实质不在于资本的转移，而是基于所有权之上的企业管理与控制权的扩张，其结果是企业管理机制替代市场机制来协调企业各项活动和进行资源配置。显然内部化也必须支付代价，但只要对外直接投资的内部化收益超过国际外部市场的交易成本和对外直接投资的内部化成本，则企业就拥有可从事对外直接投资或跨国经营的内部化优势。拥有内部化优势的企业就可获得内部化收益^[7]。

2.1.4 产品生命周期理论

Vernon(1966)的产品生命周期理论对贸易和投资的解释与传统方法偏离较大,其重点在产品而不是成本要素投入品的差异。他同时强调市场信息及对要素禀赋生产特性差异的了解。他把技术密集度作为前提加入要素成本,来解释导致新的和盈利能力得到改善的产品的技术创新需要大量资本和熟练劳动(这些要素在工业化国家可以得到)的投入。产品创新及其制造经历了三个不同的阶段。在第一阶段或创新阶段,产品是非标准化的并且需要知识密集型投入品如研究、开发和设计。在这个阶段生产是昂贵的,虽然生产者享有的垄断优势和低价格弹性能补偿生产的高成本。在第二阶段或产品成熟期,产品日益标准化。对设计的适应性和生产增加的需要,引起对高度熟练劳动的需求减少。竞争的增加和向下的价格压力迫使公司要么向国外制造者出让市场份额,要么通过海外投资份额利用其它区位的便宜投入品维持其市场^[8]。产品生命周期是第一个解释国际贸易与投资在公司国际化中日益相互交织的理论(Root,1990)^[9]。在最后阶段,产品变得完全标准化。当边际利润变薄、竞争加剧,生产转移到拥有最便宜非熟练劳动力的国家,并且产品进口到创新国家。Vernon(1971,1979)^[10]对其模型进行了改善,跨国公司的发展过程包括三个阶段:基于创新的寡头垄断主要在国内市场,成熟期的寡头垄断是对主要竞争者作出反应的策略,衰亡期的寡头垄断是将生产区位决策建立在生产成本的地域差异上^[11]。由于不能解释在日益复杂的国际经济环境中先进工业化国家之间的产业内贸易,Vernon的理论变得并不重要(Dicken,1998)^[12]。然而,生命周期理论突破了传统贸易理论的鸿沟。在检验R&D活动的定位时,Cantwell(1995)推论Vernon模型仍然有效,但需要扩展到包括跨国公司的依赖于网络,这一网络对全球几个区位的技能和资源进行资本化。生命周期理论被应用在源于产业调整、就业变动和非大都市的工业化的产业区位变迁研究中^[13]。

2.1.5 折衷理论

Dunning(1977,1980)的折衷理论是基于公司水平的对FDI和国际贸易的内容最广泛的理论解释。根据这一理论,当一个跨国公司拥有三种优势时进行对外直接投资。所有权优势,是公司内部化的资产^[14]。这些特定资产可以是公司的自身创造(如某些知识、组织和人力技能),也可以是从外部机构购买,但必须获得使用权(Dunning,1980)^[15]。这种所有权特定资产可以是知识产权的形式,规模和范围经济、公司基于技术和知识的特性。Dunning(1996)后来他又将所有权特定优势

划分为两类资源和能力。第一类包括有特权的有形和无形资产，如技术能力、市场专业技能和产品知识^[16]。第二类包括通过利用规模经济、范围经济、效率和协同等优势的组织能力。内部化优势，特定所有权优势必须由公司自身通过生产经营的内部化而不是出售、许可或租赁给其它公司（外部化）。最小化市场风险和不确定性，消除实施正常协议的交易成本，是公司内部化的主要动机(Dunning, 1980)。虽然内部化对不同的公司意味着不同的机遇，内部化能使公司获得效率和生产的规模经济。市场寻求型跨国公司内部减少了信息和交易成本，在国外环境保护知识产权(Dunning, 1993)^[17]。效率寻求型跨国公司的内部化的重要性源于共同的治理和垂直一体化及横向多样化的经济效应。战略资产寻求型的跨国公司，其内部化的主要优势在于减少正常交易内在的风险。区位优势，海外区位必须提供特定区位优势，使得这里的市场比国内市场和其它海外市场利润更丰厚。这些区位特定要素是高度不可移动的，而且其使用对所有公司开放，而不管公司的规模和国籍。Dunning (1996) 注意到，与区位相关的国家资产决定经济活动的区位，特别是拥有垄断优势的公司是通过贸易还是通过海外生产利用其优势。区位特定优势包括自然资源及相关的基础设施，税收激励、物质和劳动成本，市场规模和特性，政府政策，生产专业化和集中度(Dunning, 1993)。Dunning 的 OLI 模型由于没有将三种优势的关系足够的而受到批评，特别没有明确区分所有权优势和内部化优势(Itaki, 1991)^[18]。Aliber(1983)因为该模型集中于公司水平的战略而没有考虑因币值的变动而引起的市场不完全提出了批评。然而，折衷理论仍然是解释跨国公司国际生产决策的最完备的理论，它为研究者提供了从多学科研究公司特定所有权和国家特定区位优势的良好一个平台^[19]。

2.1.6 威胁交换理论

威胁交换论，也称寡占反应论。对 FDI 的威胁交换解释是垄断优势理论的扩展，威胁交换来源是寡头公司间的交互作用和竞争 (Knickerbocker, 1973; Vernon, 1985)。根据威胁交换的观点，竞争公司对外投资可能源于对其对手海外投资的反应，或者为了争夺总体市场份额而跟随竞争对手的行动^[20]。Knickerbocker 认为，在一个紧性的寡头垄断市场（一般竞争者数目不超过 4 个），二三家公司基本上控制了大部分市场份额，因此，每家公司都拥有相当程度的垄断势力。在这种局势下，这几家公司相互之间会倾向于合谋而不至于因竞争过分激烈导致两败俱伤。因此，只是在一个松散性的寡头市场上，各竞争者之间的战略性行为才会相互制衡或产生激烈的竞争性反应。这种竞争反应可以分为三类：跟随战略；交

换威胁；动态竞争。在第一种情况下，如某一竞争者率先投资进入某一领域，其余竞争者都会跟随而进。在第二种情况下，各竞争者相互侵入对方市场或威胁对方的市场地位，因此而导致投资互动现象。在第三种情况下，一旦市场均衡被打破，一系列连锁反应会诱发一个动态竞争过程，只有在新的市场均衡实现以后，这个动态才会暂停^[21]。Vernon（1985）对这种行为的解释是对市场风险和不确定性的反应。没有跟随竞争对手对外投资的公司可能丧失在新市场的销售、利润及获得便宜生产要素的机会^[22]。

2.1.7 投资发展周期理论

Dunning(1980)利用其折衷理论，分析一国的对外直接投资量的大小与该国的经济发展水平密切相关。他用人均国民收入来衡量一个国家经济发展水平的指标。一个国家的净对外投资额与该国经济发展水平在一定阶段内成正比，经济发展逐渐提高，其净对外投资额也逐渐增大。他研究了包括发达国家和发展中国家在内的 67 个国家对外直接投资的输出入流量的资料，把一国的投资与发展情况划分为五个阶段。第一阶段的国家尚处于工业起飞前的阶段，并无对外直接投资，没有或仅有少量的外国直接投资流入，所以净投资额是零或负数。低水平的外资流入是由于该国缺乏足够的区位优势来吸引外资，没有对外投资是源于当地企业尚未具备足够的所有权优势。第二阶段的国家直接流入开始增加而对外的直接投资仍然微不足道，所以净对外投资额变为更大的负数。东道国由于当地市场得到拓展以及市场中各种服务成本的降低使得该国的区位优势逐渐增加，对外资的吸引力增大。第三阶段国家的净对外投资额虽然仍是负值，但数值开始减小。这是由于对外投资增加的速度快于直接投资流入。第四阶段的国家的净对外投资额出现正数且逐渐上升，这或者是由于对外投资超过流入的投资或者是对外投资的增长速度超过流入投资的增长速度。第五阶段主要是描述经济发展处于较高阶段的国家不断增长的交叉投资问题。由于主要发达国家间产业内分工和贸易及企业内分工和贸易的深化，各国相互间的投资也急剧增多，使各国的净对外投资又恢复到最初第一阶段的接近于零的状态（所谓周期盖源于此）。

2.1.8 局部技术变动理论

英国牛津大学的拉尔教授吸取了有关技术变动理论的研究，应用到发展中国家企业的国际化经营方面，从技术角度说明发展中国家跨国企业的所有权优势的形成。他比较了发达国家跨国企业与发展中国家跨国企业 所有权优势的本质区

别，他认为发达国家跨国企业的竞争优势来源于前沿性技术创新及高超的市场营销技能，而发展中国家跨国企业的优势同是利用广泛扩散的标准化技术，对非差别化产品的某一方面的营销能力或是某一特殊领域的管理技能以及对某一种产品生产加工技术的调整与改善。拉尔认为，发展中国家的跨国企业之所以能够创新出一种独有优势，是源于技术变动的本质。他总结前人研究成果指出，虽然技术创新很大程度上决定于市场的开拓和科技知识的新突破，但技术变动又能够在企业内部范围进行适当改动使之适合当地条件从而得到发展或提高，这种技术的发展遵循一定的发展程序且是不可逆转的。也就是说，任何生产上的改动都需花费一定的成本，所以企业只能在一个有限的范围内进行技术变动。这种变动被描绘成不可逆转，即一旦某个产业部门全部地、广泛地使用了新兴技术，那么旧的技术就会被忘记，不再能被有效地利用^[23]。

2.2 对外直接投资决定因素的实证研究

哪些因素影响东道国的对外直接投资，是关于对外直接投资的实证研究的一个重要内容，因此，国外实证文献非常丰富。在文献中国外学者们检验了东道国相关宏观经济因素（如东道国市场规模、税收政策、汇率水平、工资水平及治理基础等）、对外投资公司的内部因素（如技术等）、母国自身经济发展水平及母国与东道国之间的已有的贸易联系等因素对母国对外直接投资的影响。

2.2.1 东道国市场

对 FDI 决定因素的研究表明东道国市场规模（以 GNP 或人均 GNP 测度）是 FDI 的显著决定因素（Goldberg,1972; Lunn,1980; Root & Ahmed,1979; Scaperlanda & Baloun,1983; Scaperlanda & Mauer,1969; Swedenberg,1979）。其它的一些研究使用市场规模增长率作为 FDI 流动的解释变量（Barrell & pain,1996; Bhasin & Economu,1994; Dunning,1997; Summary & Summary, 1995; Tcha,1998; UNCAD,1993）^[24]。实证研究还表明人均收入数据比 GNP 或 GDP 总值数据更好（特别在发展中国家），因为 GNP 或 GDP 总值可能仅仅反映东道国人口规模（Root & Ahmed,1979）^[25]。东道国市场潜力也被当作 FDI 的重要决定因素（Agarwal & Ramaswami,1992; Culem,1998; Gerlowski et al.,1994）。东道国市场潜力包括总人口和购买力等因素。跨国公司预期通过规模经济和较低的边际生产成本在潜力的大市场中长期获利（Sabi,1988）^[26]。Nigh(1986)认为东道国的市场规模是 FDI 流出的最显著因素。Culem(1988)回顾六个工业化国家之间的 FDI 双边流动，认为东道国

市场规模与市场增长率、单位劳动成本、贸易流动、规模经济一起构成 FDI 流出的主要决定因素^[27]。人均真实 GNP 在发展中国家是 FDI 显著的决定因素,虽然其它变量如真实 GNP 增长率、真实通胀率、国际收支赤字、工资成本和教育水平等也是重要因素 (Schneider & Frey,1985)^[28]。为了回避关税和非关税壁垒,日本跨国公司愿意在 1980 年代特别对市场规模大的美国产品市场感兴趣(Hennart & Park,1994)^[29]。1990 年代其它对特定国家和地区的的研究也表明真实 GDP 作为市场规模的代理变量是 FDI 的显著决定因素 (Bajo-Rubia & Sosvilla-Rivero,1994; Mcleod & Gruben,1998; moore,1993; Wang & Swain,1995)。Mcleod & Gruben (1998)发现亚洲、非洲和拉丁美洲的 18 个发展中国家在 FDI 流入和 GDP 增长率之间有着正的显著的关系。Root & Ahmed (1979)和 Schneider & Frey (1985)也表明在几个发展中国家 FDI 和 GDP 正相关。当 FDI 是出口导向而非市场导向时,FDI 流动与市场规模的关系变得不显著 (Wheeler & Mody,1992)^[30],在这种情况下,跨国公司投资于这些国家是为了利用原材料和劳动力等要素的低价格。Markusen & Maskus(1999)将知识—资本进行扩展,为水平、垂直国际化生产提供动机分析,国外子公司为当地市场的生产、为出口的生产是诸如市场规模、规模差异、相对禀赋差异等国家特征的函数。东道国市场规模对子公司为当地市场销售的生产比为出口的生产更为重要,东道国的投资、贸易成本等障碍对出口生产的影响比为当地市场生产更大。对市场规模代理变量的选择依赖于东道国的发展水平^[31]。Root & Ahmed(1979)表明虽然 GDP 增长率对发展中国家来说是强烈的决定因素,但 GDP 绝对水平值并不显著。一个解释是在低收入水平国家 GDP 的小差异与 FDI 的关系较小,而 GDP 增长率对该国未来潜力是一个更重要的指标 (Dunning,1996)。Agodo(1978)对美国在非洲国家的 FDI 研究表明 GDP 是显著因素而人均 GDP 并非显著因素^[32]。虽然对发展中国家结果比较复杂,但大多数研究表明市场规模作为 FDI 的决定因素在发达国家比在发展中国家和新兴工业化国家更显著 (Summary & Summary, 1995)^[33]。

2.2.2 技术

Len J. Trevino 等 (2000) 利用美国 50 个跨国公司 15 年的 FDI 的横截面单元时间系列数据的研究结果表明,在控制公司规模、财务杠杆、先前的全球扩张、母国的币值变化等变量的条件下,一个公司技术密集度越高,管理层越有国际经验,盈利能力越强,则越有 FDI 倾向^[34]。Yutaka Horiba 等 (2003) 在研究日本公司最初的 FDI 决策的决定因素时,利用最大化部分似然函数估计方法得到的结论

是, R&D、现金流、公司相对规模、真实有效汇率等因素显著影响最初的决策可能性^[35]

2.2.3 贸易

贸易与 FDI 被描述为相互替代 (Vernon,1966), 相互补充 (Helpman,1984; Itaki,1991; Markuson,1985; Meredith & Maki,1992), 或者公司国际化的一个连续过程 (Johanson & Vahne,1997; Johanson & Weidersheim-Paul,1976)。FDI 与贸易认为是互相补充的战略, 因为跨国公司对东道国市场的服务可以通过出口或者 FDI, 或者二者结合来实现。在一个连续过程, 跨国公司利用通过先前贸易积累的东道国市场的知识, 在东道国市场进行投资 (Johanson & Vahne,1997)^[36]。Meredith & Maki (1992) 发现由于美国公司在加拿大的存在增强而非替代两个国家间的贸易联系^[37]。对 1980 年代跨国公司 FDI 与出口关系的研究, Leichenko & Erickson(1997)表明 FDI 的增加改善了美国制造业跨国公司的效率和生产率, 导致总出口的增加。这些研究强调两者间的相互作用与因果联系, 因为进入的一种模式是另一种未来进入模式的必需过程^[38]。Grossman & Helpman(1989)表明生产的国际化与出口数量的扩张同时发生^[39]。对美国 FDI 的研究, Ajami & BarNiv(1989), Ray(1990)和 Gross & Trevino(1996)发现已存的美国与东道国的双边贸易量是 FDI 流入美国的一个正的决定因素。使用 OLS 模型, Wilamoski & Tinkler(1999)发现随着北美自由贸易协定的实施, FDI 导致美国和墨西哥之间的贸易的急剧增加, 并且贸易的剧增也导致了从美国流入墨西哥的额外的 FDI。贸易与 FDI 的这种关系常常由于跨国公司实行投入品和增值加工的公司间贸易而大大深化。另一个相关的 FDI 决定因素是东道国的贸易政策的自由度。在关税引诱的 FDI 中, 公司进行 FDI 来回避由东道国偶尔由母国强加给他们的高关税和非关税措施 (Bhagwati et al.,1992)^[40]。Culem(1988)和 Mudambi(1995)表明在关税非关税壁垒与 FDI 之间的关系并不显著。加拿大的一系列 FDI 研究并没有发现关税率与 FDI 流入之间有显著关系 (Caves,1974; Caves, Poter & Spence,1979; Owen,1982; Saunders,1982; Gupta,1983)。同样 Agodo (1978) 也没有发现保护主义政策对美国流入非洲的 FDI 有影响。其它实证研究表明欧盟工业关税的降低与 FDI 的流入有正的显著相关 (Lunn,1980; Scaperlanda & Balougn,1983)。Lall & Siddharthan(1982)发现在 1970 年代, 保护主义贸易政策是美国 FDI 持久的显著的决定因素^[41]。Drake & Caves(1992)和 Hennart & Park(1994)通过对日本公司在美国的 FDI 证实了这些结论。对日本 1980 年代 FDI 的规模与区位的决定因素的一项研究 (研究使用日本对

欧盟和美国的 FDI 的横截面时间系列年度数据) 表明, 在控制市场规模、相对劳动成本等变量后, 投资显著受贸易保护措施, 尤其是反倾销活动的影响。从东道国的角度来看, 反倾销措施有时被当作事实上的引诱投资的政策(Ray Barrell, Nigel Pain, 1999) [42]。

2.2.4 汇率

国际投资从相对强势货币国家流向相对弱势货币国家, 主要因为升值货币的价值和购买力的增加 (Aliber,1970; Dunning,1996)。实证研究一般都支持这一观点 (Campa,1993; Caves,1989,1996; Cushman,1985; Froot & Stein,1991; Hyun & Whitmore,1989; Mody & Srinivasan,1991; Summary & summary,1995; Wallace,1990; Klein & Rosenberg,1994; Yoshida,1987; Whitmore et al.,1989)。Cushman(1989), Froot & Stein(1991)表明汇率是 FDI 流出的主要决定因素。Yoshida(1987)表明日元对美元的重新计值, 以及针对日本的贸易保护措施的反应是日本跨国公司 FDI 流出的重要决定因素。Whitmore et al. (1989) 发现相对于美元的本币升值是 FDI 流入新兴工业化国家的重要决定因素。发现汇率变动是 FDI 流入发展中经济体及其相互之间流动的重要决定因素^[43]。实证结果并不一致。Lizonda(1990)发现 FDI 与汇率波动在有些研究但并非在所有研究中都是统计上显著的^[44]。Mody & Srinivasan(1991)发现 FDI 与汇率波动在某些产业部门是正相关, 而在另一些产业部门是负相关^[45]。对位于拉美的美国跨国公司的研究, Wallace(1990)发现汇率波动是市场进入决策的最可以忽略的因素, 市场规模和工资差异是最重要的因素^[46]。对货币变动及其对 FDI 区位的影响的研究中, Caves (1989) 和 Froot & Stein (1991) 表明在美元真实价值与流入美国的 FDI 之间存在负相关, 虽然对其它东道国来说没有这一种联系。In-Mee Baek, Tamami Okawa(2001)对汇率变动与日本对亚洲的 FDI 的关系研究表明, 日元对美元的贬值, 虽然没有显著增加日本对亚洲的 FDI, 但对出口导向的电气设备部门有显著的正影响, 劳动生产率差异对大部分 FDI 有显著影响, 但影响方向不同, 东道国较高的进口税率, 较高的工资率显著减少日本在亚洲的投资^[47]。Campa (1993) 对 1981—1987 年流入美国批发业和贸易部门的 FDI 的研究中, 发现相对于美元的日元贬值与日本跨国公司在美国的投资量是负相关的^[48]。在大部分研究中, 汇率波动在解释 FDI 分布时很少是最显著的因素 (Dunning,1996)。总体来说, 汇率变动对发展中国家的 FDI 显示出负的显著的影响 (Summary & summary,1995)。研究还表明在发展中国家固定汇率制度比浮动汇率制度更吸引 FDI (Aizenmam,1992) ^[49]。Hasnat(1999)表明虽然东道国货币相对于美元的重新定

值导致美国在法国、德国、加拿大和英国的 FDI 的减少,但在影响程度上显著性不同^[50]。Gross & Trevino(1996)发现相对于美元的母国货币的升值对在我国的 FDI 流入量是一个显著的的正的决定因素。在评估母国和东道国币值作用的时候需要特别小心,因为汇率变动对跨国公司的重要性随特定公司的目标和战略的不同而变化(Beamish et al.,2000)。寻求资源或公司动作效率公司,首次对外投资的公司,将受益于母国货币的强势。将东道国作为获利市场的公司宁愿东道国货币相对母国货币强势些^[51]。

2.2.5 母国经济发展水平

在对转型国家的跨国公司的研究中,Wladimir Andreff(2002)以母国 GDP、人口、产业结构、技术发展水平、GDP 增长率、汇率变动作为解释变量,研究转型国家对外直接投资存量,其结论表明,母国经济发展水平、国内市场规模是 FDI 流出的主要决定因素,母国的产业结构也有影响,技术不是一个强烈的决定因素,汇率的短期波动无影响^[52]。

2.2.6 治理基础

一个国家的经济表现在相当大的程度上决定于其政治、法律、制度环境。国家治理基础建设对 FDI 流出与流出来说是个重要决定因素。国际商业研究文献承认国家特定政治风险行重要性(Kobrin,1976)。现在 FDI 的实证研究按常规包含某些变量来控制国家间在的政治环境方面的差异(Altomonte,2000; Bevan & Estrin,2000; Mody & Srinivasan,1998; Morisset, 2000; Stevens, 2000; Tuman & Emmert,1999)。Kaufmann, Kraay, Zoido-Lobaton(1999)发展出包含六个指数来测度治理基础,这六个指数包括制度和政策的各个方面^[53]。Mody & Srinivasan(1998)表明更多的受到教育的人口确实吸引 FDI。对环境政策的相关性研究并不多(List,2001; Smarzynska & Wei,2001; Wheeler,2001)。对治理基础的投资不仅吸引资本,而且可以创造条件和环境,使国内跨国公司成长并进而对外投资(Goberman & Shapiro, 2002)。该研究使用 HDI(Human Development Index)、GII(Governance Infrastructures Index)、ESI(Environmental Sustainability Index)、REG(Regulatory Burden Index)等变量作为治理基础的代理变量,计量结果表明,GII 是 FDI 流出的一个关键决定因素,而 HDI 无影响,ESI 对小经济体是负影响,对大国无影响^[54]。

2.2.7 税收

大部分研究将税收作为 FDI 的决定因素，主要由于税收激励的公共政策含义（Dunning,1996）。理论上，高公司税减少公司净收益，从而阻碍 FDI（Hartman,1981）。Hartman(1981,1984)的开创性工作发现税收与 FDI 的负向相关。然而接下来的研究并没有发现东道国公司税对 FDI 有显著影响(Boskin & Gale,1987; Graham & Krugman,1992; Mody & Srinivasan,1990; Newlon,1987; Slemrod,1990; Wheeler & Mody,1992)。Graham & Krugman（1992）美国 1980 年代的公司税的变化对 FDI 的流入没有的影响^[55]。Mody & Srinivasan（1990）在税收率与制造业 FDI 之间没有发现显著的关联。世界银行报告（1995）持相同观点，支持性投资税收政策是不必要的，有时甚至对 FDI 流入有害。其它的研究表明税收是 FDI 的重要决定因素（Brewer,1991; Cassou,1997; Guisinger & Loree,1995; Jun,1989; Lizondo,1990; Wei,2000）。早期研究缺乏显著性可能是由于使用的是时间系列而非综列数据（Cassou,1997）。使用综列数据的回归，Cassou 表明在公司税率与 FDI 之间有显著的负相关。Jun（1989）表明收入政策和母国、东道国的税收政策影响 FDI 的流动。Lizondo（1990）认为由于母国和东道国的税收体制影响 FDI 的净收益，因而对吸引和排斥 FDI 有重要影响。Brewer（1991）列举了一系列税收政策对吸引 FDI 有影响。Guisinger & Loree(1991)也发现在 1980 年代发展中国家有效税率的下降对 FDI 流动的强烈决定因素。对 FDI 在美国的区位比较研究中，Hines(1996)发现税率对 FDI 流入美国的区位选择有相当大的影响。Gerlowski et al.(1994)发现加拿大、英国和日本的对外投资者有强烈的动机避开高税率国家。Yamada & Yamada(1996)表明诸如低公司所得税等相关激励政策是日本跨国公司在欧盟的 FDI 的重要决定因素。Wei（2000）使用 12 个母国与 45 个东道国的双边投资样本，发现公司税的上升显著阻碍 FDI 的流动^[56]。Ermisch & Huff（1999）对新加坡税收减免补贴的公共政策的研究中，推断对外国公司投资的低税率对如新加坡这样的欠发达国家吸引 FDI 是有利的战略。对特定国家税收对 FDI 的影响的研究结果是复杂的。Slemrod(1989)美国税率影响 FDI 流入，母国的税收政策对 FDI 没有显著影响。Shah & Slemrod(1990)也发现流入墨西哥的 FDI，尤其是源于美国的 FDI 对墨西哥的税收政策很敏感^[57]。

2.2.8 工资水平

区位理论和新古典理论认为劳动工资差异是 FDI 的一个重要决定因素

(Weber,1929)。新劳动国际分工理论也强调跨国公司的成本最小化战略(Frobel et al.,1980)。实证研究表明除了劳动密集型和出口导向型部门外,母国和东道国之间劳动成本的差异一般不是 FDI 的显著决定因素(Dunning,1996)。对流入发展中国家的 FDI 的决定因素的研究表明劳动成本差异是 1970 年代和 1980 年代 FDI 的一个显著决定因素(London & Ross,1995; Lucas,1993; Schneider & Frey,1985; Summary & Summary,1995; Wheeler & Mody,1992)。London & Ross (1995)认为发达国家的对外投资者寻求比老工业化国家劳动力来说更听话、更便宜的劳动力。Summary & Summary (1995)发现劳动成本的差异是 1980 年代美国 FDI 的一个重要决定因素。Dunning (1996)观测到:“相对发达国家市场来说,真实工资成本更可能影响对发展中国家市场的 FDI。”对发达国家的研究,Froot & Stein(1991)发现日本和美国工人相对工资成本的变化是日本跨国公司在 1980 年代对美国的新投资的一个强烈决定因素。Hanson, Mataloni & Slaughter (2001)认为垂直型 FDI 在低劳动生产率国家的投资较多。其它实证研究了现工资差异不是 FDI 的一个显著决定因素(Buckley & Dunning,1976; kravis & Lipsey,1982; Papanastassiou & Pearce,1990)。kravis & Lipsey (1982)发现在劳动成本、真实 GDP、GDP 和贸易开放度四个变量中,劳动成本是最不显著的 FDI 决定因素。Dunning (1980)发现,虽然真实工资率和 FDI 之间存在一个负的相关关系,但效应并非统计上显著。Buckley & Dunning (1976)发现在工资率差异与美国对英国的 FDI 流动之间并没有显著的相关。Lucas(1993)对这些复杂结论作出了一个可能的解释。他认为东道国工资的增加导致其生产成本的增加,从而阻碍生产和资本的使用,引起 FDI 流入的减少。然而,真实工资的增加也改变要素价格比并鼓励资本对劳动的替代,结果是增加对外部资本的需求。

2.3 对外直接投资经济效应的实证研究

关于对外直接投资的实证研究的另一个重要内容,是检验对外直接投资对母国出口、就业、经济增长、国民收入、国内投资,以及对投资公司自身的增长等方面的影响。国外相关研究文献综述如下。

2.3.1 出口

1960 年代以来,FDI 流出对出口效应一直是争论的主题。经验研究有的表明是出口替代,有的表明是出口创造,有的表明二者关系要么不明确要么很复杂。支持出口替代的研究主要有:1960 年代的大部分研究结果指向 FDI 与出口的负相

关 (Adler & Stevens, 1974; Baumann, 1973; Gruber et al. 1967; Horst 1972), 最近的一些研究也支持替代的观点, 如 Belderbos & Sleuwaegen (1998)、Gopinath et al. (1999) 发现在特定产业存在替代效应。Pain & Wakelin (1998) 表明对某些 OECD 国家总 FDI 与贸易是负相关^[58]。基于日本和美国的研究发现东道国的关税导致 FDI, 因此 FDI 是进口替代, Horst (1972) 对美国海外子公司在加拿大 1996 年的销售增加源于关税^[59]。Belderbos & Sleuwaegen, (1998) 发现 1980 年代后期日本在欧盟的 FDI 是对欧盟对日本产品实施贸易壁垒的反应^[60]。对 FDI 与研究密集型产业出口的经验研究也表明替代效应, Gruber et al. (1967) 使用美国 1962 年 FDI 横截面数据发现在研究密集度较高的产业 FDI 替代出口。Adler & Stevens (1974) 对美国公司 1966 年在加拿大、德国、日本海外生产销售与母公司的出口的统计比较分析中, 海外子公司销售与出口的负相关^[61]。Gopinath et al. (1999) 使用美国食品加工业 1982—1994 年在 10 个目的国 (全部为发达国家) 海外生产的综列数据, 表明美国食品加工业的海外生产与出口之间存在小的负相关^[62]。Pain & Wakelin (1998) 使用 11 个 OECD 国家 1971—1992 年的数据, 发现 FDI 不仅在特定产业而且在总体上是出口替代的。支持出口创造观点的主要有: Reddaway et al. (1967, 1968) 假设在一个市场上如没有英国公司, 则必有一个相同规模的外国公司, 这一假设保证一个正的互补的公司出口与海外生产的关系。Bergsten, Horst & Morran (1978) 形容 Frank & Freeman (1975) 和 Hufbauer & Adler (1968) 的假设为海外投资仅仅能替代美国出口, 他们自己使用美国的加总数据进行分析, 得到的结论主要是互补关系。Lipsev & Weiss (1981) 和 (1984), 前者用产业对某个市场的出口, 后者用个别美国公司对单个市场的总出口推论美国公司的出口和海外生产大部分为互补关系。Gubert & Mutti (1991) 对 1982 年美国在 33 个国家的海外生产数据分析, 表明除了总体上的互补关系外, FDI 对贸易的正效应随着投资于低税率国家而增强^[63]。Meredith & Makis (1992) 使用美国对加拿大的出口和 FDI 数据, 发现在加拿大的出口市场份额和 FDI 市场份额能很好地相互解释, 因此表明两者的互补关系。Robert E. Lipsey (1994) 对美国的研究表明, 海外生产增加美国跨国公司维护世界市场份额的能力, 即使面对美国作为整体其世界市场份额的长期下降和短期波动^[64]。June-dong Kim 等 (1996) 认为, 假定市场规模或某一公司在某一市场上的份额外生给定, 在这种情况下, FDI 流出与海外生产相互替代。然而, 如果当地生产提高公司产品市场份额或增加对公司产品的需求, 如当场需要母国的投入品, 则可以导致母国一个更高的出口水平。R&D 的 FDI 流到技术先进的国家可以增加技术对母国的

转移,从而增加对第三国的出口,则 FDI 流出对出口有正的效应。此外通过建立子公司或伙伴关系与外国建立合作关系有利于与该国的进口配额谈判,从而增加从母国的出口。FDI 与出口的关系依 FDI 的类型而变化,成本导向型的互补效应大于市场导向型。其计量表明,韩国 FDI 流出是成本导向型,而日本 FDI 流出是市场导向型,每 1 美元的出口导致 0.23 美元的海外投资^[65]。Blomstrom, Lipsey, Kulckyckky (1998) 使用较新的美国投资数据发现更复杂的结果,海外生产和出口大部分表现为不相关,但在显著相关的情况中,正相关多于负相关^[66]。Graham(1999)分析美国 FDI 与贸易关系在不同地区变化的可能性,结果表明美国在欧洲、东亚、西半球在 1983、1988、1991 年都是互补的。在美国与墨西哥的 FDI 与贸易关系的研究中, Wilamoski & Tinkler(1999)发现美国 FDI 是两国贸易剧增的主要原因,而且出口效应超过进口效应^[67]。对日本 FDI 的研究也表明了其贸易创造性质(Aberg,2001;Goldberg & Klein,1998;Graham,1999;Head & Ries,2001;Lipsey et al.,2000;Yamawaki,1991)。Robert E. Lipsey 等(2000)对日本、美国、瑞典数据的研究表明,从制造业公司水平而言,日本母公司对国外一个地区的出口号母公司在当地的生产正相关,这种关系随时间越来越强,美国、瑞典情况与日本类似,只是强度较弱^[68]。对德国 FDI 与贸易关系的直接研究很少,但对德国 MNCS 和中小企业的国际化模式的研究表明其间主要是互补关系(Heiduk & Hodges,1992)^[69]。对西班牙、瑞典、台湾的研究也支持 FDI 与贸易的互补关系(Alguacil & Orts,1999;Blomstrom et al.,1988;Lin,1995)。支持不明确相关或相关复杂的研究主要有:Blonigen(2001)对日本在美国汽车业和消费者产品部门的投资的研究表明,日本在美国的汽车配件生产并没有增加日本的出口,而其汽车生产显示对日本出口有一个正的显著的影响,在消费者产品部门则显示 FDI 与贸易间的一个负的相关^[70]。Senson(1996)发现瑞典跨国公司海外子公司销售(FDI 的代理变量)对母公司最终产品的出口是替代的但对母公司中间品的出口是互补的。他还发现 FDI 对母公司出口的净效应是负相关的,但统计上并不显著。一个对澳大利亚 1969—1990 时间系列数据的分析,也表明 FDI 与贸易只有微弱的互补关系(Paffermayr,1994)。Senson(1999)表明在总体水平美国 FDI 与贸易是互补关系,但在产品和产业水平,显示的是替代关系。Goldberg & Klein(1998,1999)对美国在拉美的 FDI 分析表明,在产业水平,美国对拉美的 FDI 和贸易之间既没有强烈的也没有系统的联系^[71]。

2.3.2 就业

FDI 与就业的关系导致人们对产业空心化的担忧,实证研究结果也是复杂的。

一方面,有的实证研究表明 FDI 增加母国国内就业。对美国情况的一个研究结果是,海外生产份额高的美国公司相对于国内生产的公司来讲,就业人数更多,国外生产需要更多的服务于总部的 R&D 及监督就业 (Robert E. Lipsey,1994)。较早的 Irving 等 (1988) ^[72] 的研究结果与此结论一致,只不过其研究着眼于制造业与服务业的对比,由于服务业比制造业更少可贸易性,因此无法将生产程序分解来利用要素价格差异。对美国与瑞典的比较研究表明,美国跨国公司将其劳动密集型生产配置于发展中国家,给定母公司生产规模,国外生产越多,母公司就业越少。较高的国外生产水平,则国内生产的劳动密集度越低。瑞典公司在给定母公司生产规模的条件下,国外生产越高,国内就业越多,在发展中国家的效应特别大。瑞典公司较少将劳动密集型生产配置于低工资国家,国外生产尤其是在发展中国家的生产需要母公司监督和辅助就业 (Magnus Blomstrom, et al, 1997) ^[73]。对日本、美国、瑞典的比较研究得到相似的结果,从公司水平来看,给定母公司生产水平,日本母公司的就业随着在海外生产的增加而增加,国内就业的上升来源于对海外生产的监督的需求及服务于海外生产的辅助就业,这一点与瑞典公司情况相似,但与美国公司情况相反。美国公司在发展中国家的生产导致国内就业的下降,美国跨国公司更多地将劳动密集型生产部分放到发展中国家,而更多地将资本、技术密集型生产放在国内 (Robert E. Lipsey et al, 2000)。另一方面,有的实证研究表现 FDI 对母国国内就业的替代效应。Frank & Freeman(1978)估计美国 1970 年 FDI 替代了国内 160, 377 个工人的就业^[74]。Glickman & Woodward(1989)估计在 1977—1986 年间,由于对外直接投资,美国每年平均失去 274, 000 个工作岗位,占这些年份的美国平均总就业水平的约 0.5%^[75]。一份对台湾制造业公司 FDI 研究表明,不管是扩张型还是防卫型 FDI 对台湾自身就业的影响是中性的 (Tain-Jy Chen & Ying-Hua Ku,2000) ^[76]。

2.3.3 投资

这一领域早期的研究者 Stevens(1969)和 Severn(1972)发现国内投资与海外投资显著相关。然而,这两个研究受阻于数据时间系列太短和数据限制。Herring & Willett(1973)和 Noorzoy(1980)发现在国内投资和海外投资之间大部分是正相关。主要来源于加总数据的这种关系,反映需求的共同波动与趋势而不是它们之间的相互依赖。基于 1960 年代至 1970 年代的 15 到 20 年的单个公司工厂设备支出数据,Stevens & Lipsey(1992)试图区分这些效应。虽然只有 7 个公司的数据完整以供分析,其结论证实了相互依赖关系的存在。国外需求的或者公司海外生产的一个百

分点的外生增长导致美国母公司中的大部分公司固定投资 0.3 至 0.8 个百分点的减少^[77]。在此之前, Stevens & Lipsey (1988) 还曾经利用美国 7 个制造业公司时间跨度为 16—20 年的国内与海外经营数据, 对每个公司进行回归分析。研究表明, 海外固定资产投资对样本中的大部分公司的国内投资确实存在竞争关系。由于外部融资的成本递增, 在国外投资、生产更多的决策是一个在国内投资、生产更少的决策。该研究通过对一组涉及全球价值最大化模型的边际条件的检验, 认为债务/资产比的显著性是评估国内、国外投资的相互作用存在的关键, 而这一指标在 14 个个案中有 13 个显著, 同时在对涉及诱导型投资议程的非线性边际条件的求解检验中, 国内国外投资的交互作用源于显著的国内投资函数对海外产出的显著效应及内部统一基金测度的显著性, 在 14 个回归中, 内部资金变量在 12 个中显著^[78]。Martin Feldstein(1994)对美国海外投资与国内投资关系的实证检验表明, 1989 年美国跨国公司的海外总资产中只有 20% 的资产来源于美国的资本跨国界流动, 18% 为属于美国投资者的留存利润, 其余则源于当地债务和股份。美国海外每投资 1 美元, 减少国内资本存量 0.2—0.38 美元, 这表明每一美元国内投资的替代增加美国海外子公司的资本存量 2.6—5.0 美元^[79]。

2.3.4 国民收入

Martin Feldstein(1994)在对美国 FDI 流出的收益的计量研究中表明, 一个美元的对外直接投资能以一个相当大的幅度提高美国的国民收入的现值。一美元的额外 FDI 对美国国民收入的净效应依赖于支付给外国政府的税收与使用外国债务获取的利益二者之间的相对重要性。对于最基本的情况是, 每 1 美元的 FDI 能为国民收入增加 1.72 美元的现值, 接近于这些资金的机会成本的 2 倍。

2.3.5 经济结构调整

每一个快速增长的经济体, 都要经历一个显著的结构转型, 生产和就业从低生产效率部门向高效率部门转移。Wolff(2000)认为, 日本从 1970 年代的中等技术含量经济体转变为 1990 年代的高技术含量的经济体。日本转型速度比其主要竞争对手美国和德国要快得多^[80]。Magnus Blomstrom et al.(2000)认为, FDI 流出在日本经济结构的调整中起着重要作用, 自 1985 年日元升值以来, 日本公司的海外生产和就业的重要性快速上升。随着制造业海外子公司相对母公司和总制造业总体变得越来越重要, 母公司在日本制造业中的份额在萎缩。日本公司生产活动的区位重新配置改变了日本经济的特征^[81]。Rossel V. Advincula(2000)对韩国的研究表明,

FDI 流出由于将低端生产移到海外，从而提高了国内生产活动的技术密集度^[82]。Matthew J. Slaughter(1998)表明，美国跨国公司在过去 20 年向外转移生产。美国跨国公司的海外子公司在其跨国公司范围内的就业、资本存量、增加值的份额都有所增加。然而，跨国公司的生产转移并未提高海外生产的绝对水平，也并未导致国内产业劳动需求升级，大部分生产转移对美国相对劳动需求的效应小而不明确，这点与跨国公司模型预测的海外生产对母公司非熟练劳动密集的生产的替代相矛盾^[83]。

2.3.6 经济增长

FDI 对经济增长的影响的最早的研究者之一是 Saltz(1992)，他使用 1970—1980 的 75 个发展中国家的数据进行实证分析。新古典模型将 FDI 存量作为增长率 OLS 回归的一个解释变量。FDI 回归的系数是负的并且统计上显著，他推断一个较大的 FDI 一般减慢增长率，而不是预期的结果。此外，他注意到虽然投资水平与 FDI 存量正相关，但源于 FDI 的“额外”投资对增长并没有贡献^[84]。Blomstrom et al.(1994)发现对国家横截面来说，高经济增长率与 FDI 流入相关。研究也发现，对连续五年的变化的检验，表明因果关系是从 FDI 到增长率而不是相反^[85]。Borensztein et al. (1998) 表明 FDI 作为技术转移的重要载体，对增长的贡献大于对国内投资的贡献。他们的研究使用从 OECD 国家流向 69 个发展中国家的国家横截面数据进行回归分析。其结论是，只有东道国拥有一人力资本的最小门槛值，较高增长率才会出现^[86]。Balasubramanyam et al.(1996)发现相似的结果，利用新增长理论的框架，他们检验 FDI 对按不同贸易政策管制分类的发展中国家的增长过程的影响。其研究使用 1970—1985 年的 46 个国家的横截面数据检验 Jagdish Bhagwati 提出的假设。根据假设，外向度和开放度较高的国家比内向型国家更能从 FDI 中受益^[87]。Olofsdotter(1998)使用联合国 WID 提供的 50 个国家 1980—1990 的数据。结果表明，FDI 增长率与经济增长率正相关，而且相对于设定来说其回归结果是稳健的^[88]。Stoker(1999)使用一个包含较多国家的样本，为 FDI 的经济增长效应的推测提供实证检验。总的结论表明 FDI 对经济增长、国内资本形成、出口绩效并不重要^[89]。Mousumi Duttaray(2001)在其博士论文中使用从亚洲、非洲、北美、南美的 66 个国家的数据，使用真实 GDP 增长率，出口占真实 GDP 的百分比、FDI 净流入占真实 GDP 的百分比、劳动生产率（真实 GDP 与总劳动力的比例）等变量。结果表明样本国家中不到 50% 的国家的 FDI 对增长有影响。在南美国家 FDI 影响增长的比例大于亚洲和非洲国家，北美国家居中^[90]。

2.3.7 公司增长

对台湾制造业对外直接投资与公司增长的研究表明，利用公司优势的扩张型 FDI 对公司销售有利，寻求低劳动力价格的防御型 FDI 对公司销售增长是中性的。两类型 FDI 都有利于公司的存活，因此 FDI 将增加而非减弱国内产业的生命力、竞争力，而不是导致产业空心化。扩张型 FDI 通过公司的销售增长，增加母公司的增长率，它是投资者扩张市场份额以求进一步增长所采取的进攻行动。防御型 FDI 常发生于衰落产业而海外生产经营通过国际劳动分工能帮助改善产业的生存能力，使公司免于灭绝，它是投资者面临商业环境所采取的生存战略(Taun-Jy Chen, Ying-Hua Ku, 2000) ^[91]。

3 中国对外直接投资的历史与现状

本部分主要从宏观上把握中国对外直接投资的历史与现状，为后面的实证研究提供宏观背景。本章主要考察三个方面的内容：一是从流量角度考察中国对外直接投资的演变趋势，二是从流量和存量的角度来考察中国对外直接投资的区域及行业分布及其特征，三是由于资本外逃与对外直接投资的紧密相关，因此，我们考察中国资本外逃的规模及构成，以及资本外逃与对外直接投资的关系。

3.1 中国对外直接投资的演变趋势

3.1.1 以流量衡量的中国对外直接投资规模的变化

从年流量来看，中国对外直接投资的演变趋势是：1982年至2003年中国FDI流出大致可以分三个阶段。

第一阶段，从1982年至1983年，这一阶段中国对外直接投资很少，年流量不到1亿美元，反映出中国这一阶段对外开放水平很低。

第二阶段，从1984年至1991年，这一阶段中国对外直接投资年流量在增加，但规模仍然不大，年流量超过10亿美元。

第三阶段，从1992年至2003年，这一阶段中国对外直接投资年流量有较大增加，大部分年份年流量在20亿美元以上。尤其值得注意的是1992年和1993年，年流量达到40亿美元以上，这是国内当时的新一轮思想大解放，全面提高对外开放水平的结果，也是人民币汇率并轨前，中国对外直接投资的一个高峰期。此后的一个时期，FDI流出水平又回落下来，大部分年份年流量徘徊在20—30亿美元之间。比较异常的是2001年的年流量达到68.84亿美元，达到中国对外直接投资年流量的最高值，此后（2002年、2003年）年流量又回落到20—30亿美元的值域。2001年的高峰值的一个可能的解释是，东南亚金融危机以后，人民币相对升值（该年人民币相对美元升值1.69个百分点，考虑到危机国家货币相对美元的贬值，人民币相对这些货币相应有一个较大升值幅度）有利于中国在这些国家的直接投资。中国商务部2003年商务部首次对中国对外直接投资进行了统计，并先后向外发布了2002年和2003年中国对外直接投资的数据。另一个异常是2002年流量回落到10亿美元以下，为9.15亿美元。

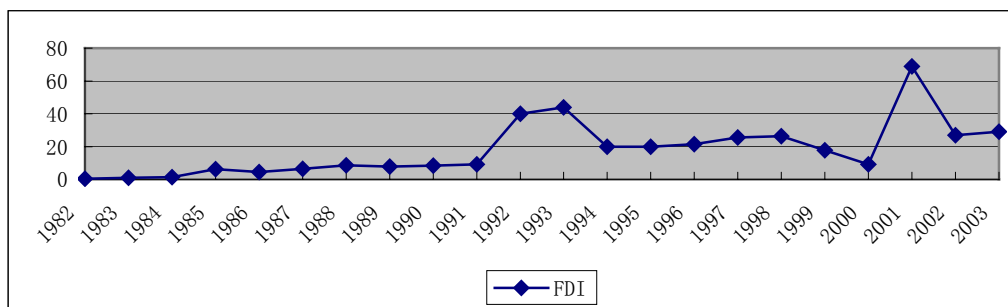


图 3.1 FDI 流出趋势图

3.1.2 相对于 FDI 流入的中国对外直接投资规模的变化

与中国对外直接投资流量的在小规模的徘徊不前相反，自 1982 年以来，中国吸收的外商直接投资却在稳定上升。从 1982 年的不足 100 亿美元增加到 1992 年的首次超过 100 亿美元，1993 年的 FDI 流入比 1992 年的流入猛增一倍以上，1994 年、1995 年又超过 300 亿美元，到 1996 年达到 400 亿美元，此后，一起稳定在 380 亿美元至 500 亿美元之间。

与此相对应的是，中国对外直接投资与中国吸收的外商投资的相对规模变化，大致也可以划分为三个阶段。

第一阶段，从 1982 年至 1984 年，在这一阶段，中国 FDI 流出与流入的比率在 10% 左右徘徊，

第二阶段，从 1985 年至 1992 年，在这一阶段，中国 FDI 流出与流入的比率大幅增长，达到 20%—40% 之间。

第三阶段，从 1993 年至 2003 年，在这一阶段，中国 FDI 流出与流入的比率大幅下降，1993 年下降到约 16% 之后，此后这一下降趋势在继续，除了 2001 年波幅回升至 15.6% 外，其它年份这一比率在 10% 以下。

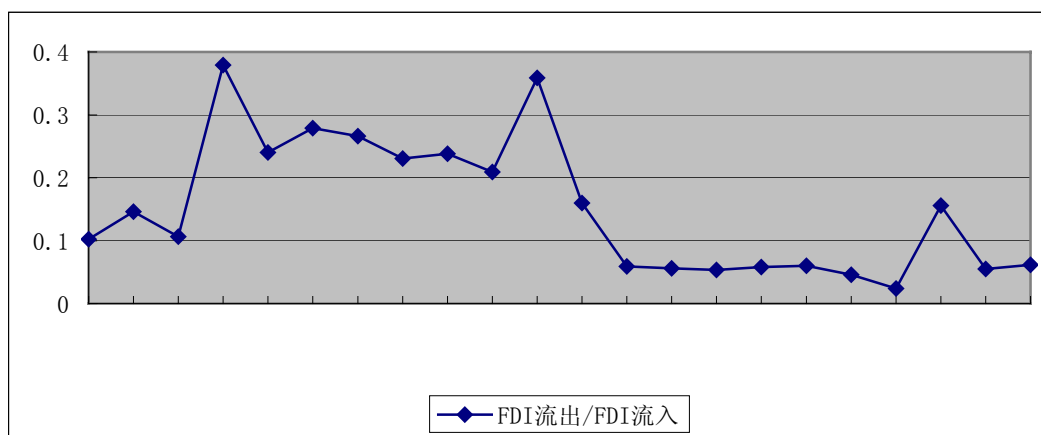


图 3.2 FDI 流出/FDI 流入

3.1.3 相对于 GDP 的中国对外直接投资规模的变化

自 1982 年以来，中国 GDP 强劲增长，从 1982 年的 5000 多亿元人民币，增长到 1986 年达到 1 万亿元人民币，从 1986 年到 1991 年，6 年时间又增长到 2 万亿元人民币以上，此后，每一至二年，GDP 就增加 1 万亿，一年上了一个大台阶。

以占 GDP 比率衡量的中国对外直接投资规模变化趋势是，从 1982 年至 1984 年中国对外直接投资占 GDP 的比率从 0.015% 上升至 0.04%，1985 年有一个很大的上升，这一比率达到 0.2%，此后，大部分年份这一比率在 0.1%—0.3% 之间徘徊。规模较大的几个年份是，1992 年为 0.8%，1993 年为 0.7%，1994 年为 0.4%，2001 年为 0.5%，而期间的一个反复是，2000 年又下降到 0.1% 水平以下，为 0.08%。

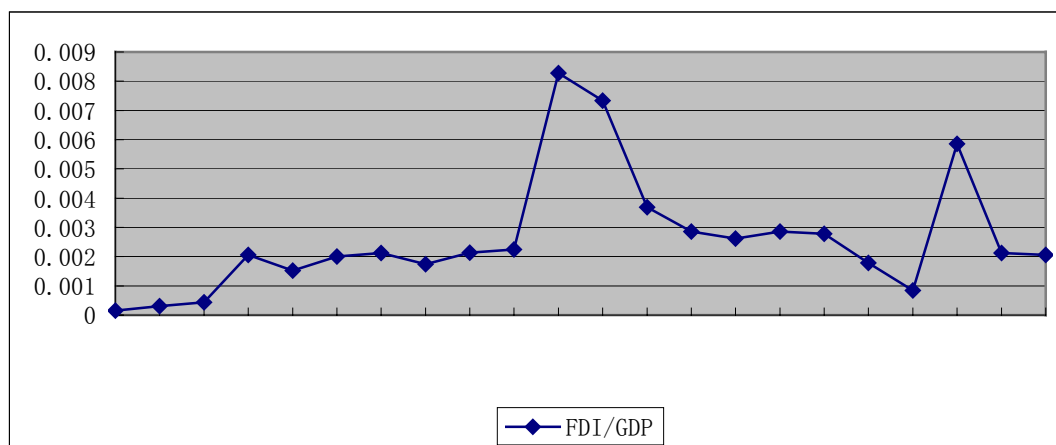


图 3.3 FDI/GDP 趋势图

3.1.4 以两种方式衡量的中国对外直接投资规模的变化

我们将流出量与流入量比率、流出量与 GDP 比率与 FDI 绝对值作比较来看中国对外直接投资规模变化趋势。

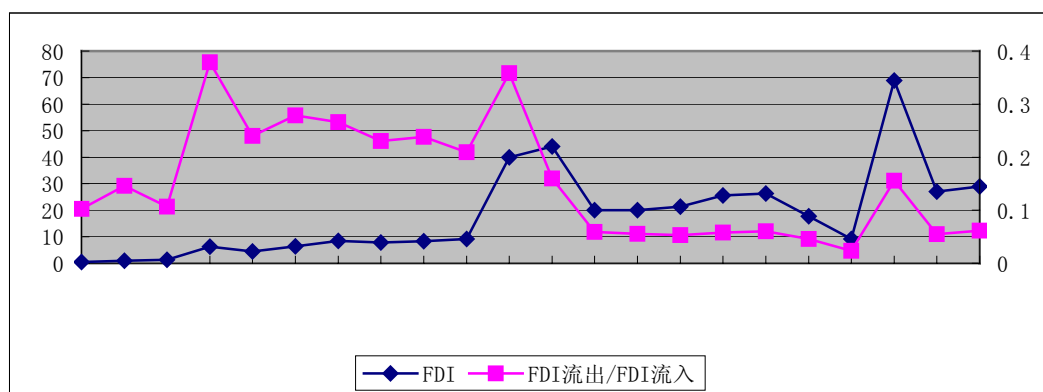


图 3.4 FDI 绝对值和 FDI 流出/流入比率

从图 4 来看，1992 年以前，中国对外直接投资流量很小，但是由于同期 FDI 流入量也比较小，因此，此期间 FDI 流出与 FDI 流入的比率相对较高。而 1992 年—2003 年，中国对外直接投资年流量有较大，但同期 FDI 流入流量更大，因此，此期间 FDI 流出与 FDI 流入的比率相对较低。因此，以流出流入比来衡量中国的对外直接投资规模，则 1992 年以后小于 1992 年以前，虽然从绝对值来看，情况相反。

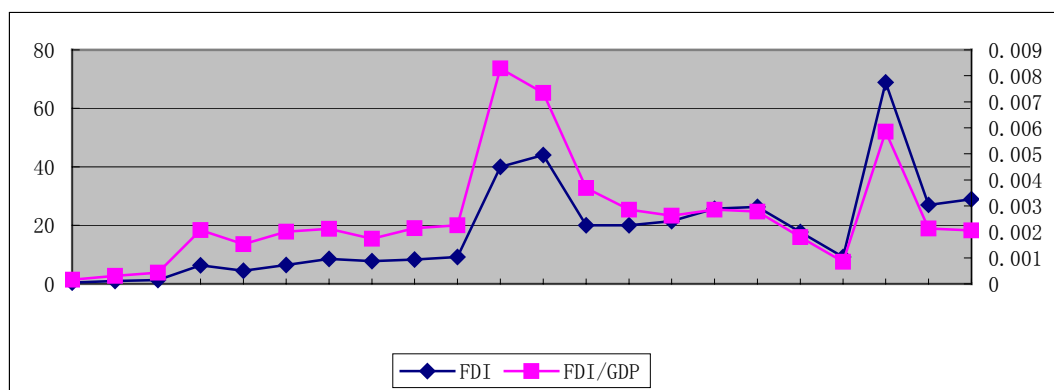


图 3.5 FDI 绝对值与 FDI/GDP 比率

从图 5 来看，总体上，中国 FDI 年流量与占当年 GDP 的规模变动方向相同。1991 年前，中国对外直接投资规模在递增，相应 FDI 与 GDP 的比率也总体在递增，1992 年这一比率达到样本期间的极大值，虽然 FDI 流量在此后一年大于该年。1994 年到 1998 年 FDI 与 GDP 的比率总体在递减，虽然期间，FDI 流量绝对值在小幅

度递增。1998—2000 年 FDI 流量绝对值和占当年 GDP 的规模同时递减。在 2000 年跌到谷底后，2001 年流量和规模有一个很大的反弹，但随后，在 2002 年和 2003 年又大幅度回落。

本部分所使用的数据如下表。

表 3.1 中国对外直接投资投资流量及相关数据

年份	FDI 流出 (亿美元)	FDI 流入 (亿美元)	GDP (亿人民币)	流出/流入 比率	流出/GDP 比率
1982	0.44	4.3	5294.7	0.1023256	0.000157
1983	0.93	6.36	5934.5	0.1462264	0.00031
1984	1.34	12.58	7171.0	0.1065183	0.000435
1985	6.29	16.59	8964.4	0.3791441	0.002061
1986	4.5	18.75	10202.2	0.24	0.001523
1987	6.45	23.14	11962.5	0.2787381	0.002007
1988	8.50	31.94	14928.3	0.266124	0.002119
1989	7.8	33.87	16909.2	0.2302923	0.001737
1990	8.3	34.87	18547.9	0.238027	0.00214
1991	9.13	43.66	21617.8	0.2091159	0.002248
1992	40	111.56	26638.1	0.3585515	0.008281
1993	44	275.15	34534.4	0.1599128	0.007341
1994	20	337.87	46759.4	0.0591944	0.003686
1995	20	358.49	58478.1	0.0557896	0.002856
1996	21.41	401.80	67884.6	0.0532852	0.002622
1997	25.63	442.36	74462.6	0.0579392	0.002853
1998	26.34	437.52	78345.2	0.060203	0.002783
1999	17.74	387.52	82067.5	0.0457783	0.001789
2000	9.15	383.98	89468.1	0.0238294	0.000847
2001	68.84	442.41	97315.8	0.1556023	0.005855
2002	27	493.08	105172.3	0.0547578	0.002125
2003	29	470.77	116898.4	0.0616012	0.002053

资料来源：1982—2001 年 FDI 流出数据来自中国国际收支平衡表（www.safe.gov.cn），2002—2003 年数据来自商务部统计。FDI 净流入数据来自中国国际收支平衡表。GDP 数据来自<中国统计年鉴>各期。计算 FDI 流出与 GDP 比率时用当年汇率进行数据处理。

3.2 中国对外直接投资的区域分布

3.2.1 截至 2003 年中国对外直接投资净额的区域分布

截至 2003 年，中国对外直接投资存量为 334 亿美元，扣除对外直接投资企业境内主体的反向投资，累计对外直接投资净额为 332 亿美元。中国对外直接投资存量主要集中在亚洲。

亚洲地区存量 265.6 亿美元，占对外直接投资总存量的 80%。其中香港地区 246 亿美元，占总存量的 74%。

拉丁美洲地区存量 46.2 亿美元，占对外直接投资总存量的 14%，主要分布在英属维尔京群岛及开曼群岛。

北美洲地区 5.5 亿美元，占对外直接投资总存量的 1.7%，主要分布在美国。

欧洲地区 5.3 亿美元，占对外直接投资总存量的 1.6%，主要分布在西班牙、德国、英国、丹麦、俄罗斯。

非洲地区 4.9 亿美元，占对外直接投资总存量的 1.5%，主要分布在赞比亚、南非、津巴布韦、尼日利亚等国家。

大洋洲地区 4.72 亿美元，占 1.4%，主要分布在澳大利亚、新西兰。

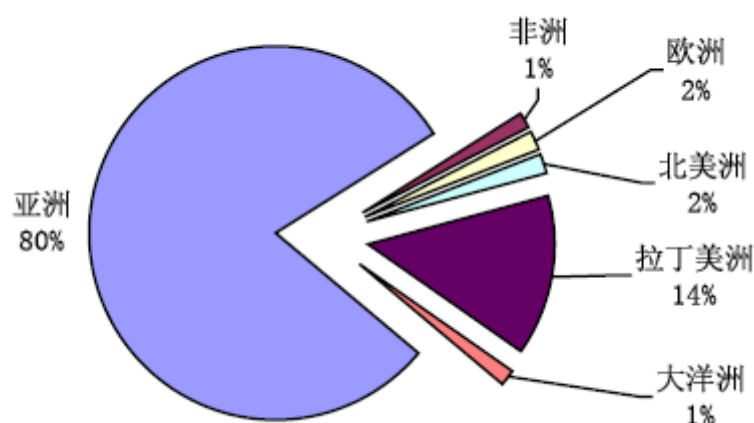


图 3.6 截至 2003 年中国累计对外直接投资额地区构成

表 3.2 截至 2003 年中国对外直接投资净额前二十位国家和地区

(单位: 亿美元)

序号	国家(地区)	累计净额
01	香港	246. 3
02	开曼群岛	36. 91
03	英属维尔京群岛	5. 33
04	美国	5. 02
05	澳门	4. 46
06	澳大利亚	4. 16
07	韩国	2. 35
08	新加坡	1. 65
09	泰国	1. 51
10	赞比亚	1. 44
11	秘鲁	1. 26
12	西班牙	1. 02
13	马来西亚	1. 00
14	墨西哥	0. 97
15	日本	0. 89
16	德国	0. 83
17	英国	0. 75
18	丹麦	0. 74
19	俄罗斯	0. 62
20	柬埔寨	0. 59

资料来源: 商务部, <中国对外直接投资公报>, <http://www.mofcom.gov.cn>.

3.2.2 2003 年中国对外直接投资的区域分布

2003 年，中国对外直接投资总额为 29 亿美元，扣除对外直接投资企业对境内投资主体的反向投资，投资净额为 28.5 亿美元。

亚洲地区占当年对外直接投资净额的一半以上，香港是投资最集中的地区。

亚洲 15 亿美元，占当年对外直接投资净额的 52.5%。其中，香港 11.5 亿美元，以下依次为韩国、泰国、澳门、印度尼西亚、柬埔寨。

拉丁美洲 10.4 亿美元，占当年对外直接投资净额的 36.5%。

欧洲 1.5 亿美元，占当年对外直接投资净额的 5.3%。主要流向丹麦、俄罗斯、德国。

非洲 0.75 亿美元，占当年对外直接投资净额的 2.6%。主要流向尼日利亚、毛里求斯、南非等国家。

北美洲 0.58 亿美元，占当年对外直接投资净额的 2%。主要流向美国。

大洋洲 0.34 亿美元，占当年对外直接投资净额的 1.1%。主要流向澳大利亚、新西兰。

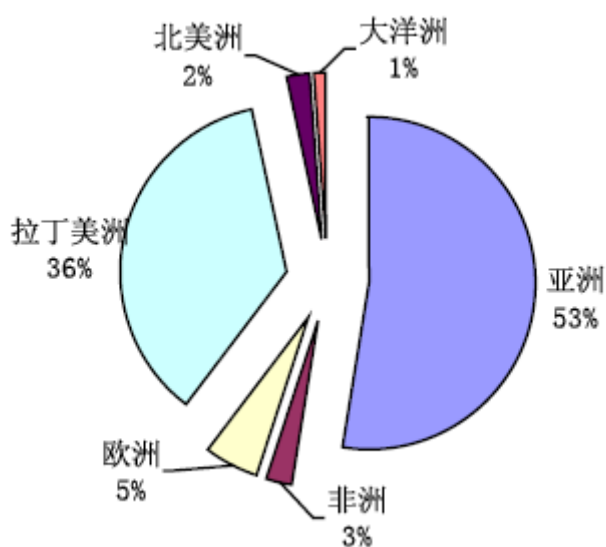


图 3.7 2003 年中国对外直接投资净额的地区分布

3.2.3 中国对外直接投资的区域分布特征分析

从上述数据，我们可以看出，中国 FDI 主要集中在亚洲及拉丁美洲，而在发达地区，如北美、欧洲等地区的投资比例很小。这一区位分布的带来问题是，亚洲地区及拉丁美洲大部分是发展中国家和地区，而发展中国家和地区的市场规模

一般远远小于发达国家和地区的市场，在这些市场的投资不能收到在大市场投资那样的规模经济。同时，亚洲发展中国家的工资水平相对中国来讲，也并不具有较大优势，因此，在这些国家和地区的投资也无法形成成本优势，以建立出口平台。理论上，东道国市场规模是 FDI 的重要决定因素（Dunning 1980;Porter 1990;Vernon 1966）。跨国公司常常在大市场投资，其方式要么是通过率先进入以资本化其公司特定资产，要么是跟随行业主导公司而进入新市场（Knickerbocker,1973）。Dunning 的折衷理论是解释跨国公司国际化生产决策的较为完备的理论。依据其理论，一个跨国公司只有在拥有三种优势的条件下，才从事对外直接投资，这就是所有权优势、内部化优势、区域优势。而区域优势是指海外区位必须提供特定区位优势，使得其市场比国内市场和其它海外市场利润更丰厚。这些特定优势包括自然资源及相关的设施、税收激励、材料和劳动成本、政府政策、生产专业化和集中度，最重要的是东道国的市场规模和特性。Krugman 所倡导的新贸易理论认为，在一个不完全竞争的世界，贸易和投资由源于聚集效应的外部经济和源于内部能力的内部经济所驱动。所谓外部规模经济，取决于市场规模的大小。Sabi(1988)认为跨国公司预期通过规模经济和较低的边际生产成本在有潜力的大市场中长期获利。国外已有的实证研究成果大都表明东道国的市场规模是发达国家对外 FDI 的显著影响因素，但影响方向是不确定的。发达国家企业对外直接投资主要受市场驱动，对于水平型 FDI 来说，出于占领东道国市场的考虑，对东道国市场规模非常敏感，而对于垂直型 FDI 来说，则主要关注东道国的工资水平而不是东道国市场规模。因此，成熟的经济体，如美国对外直接投资在大市场做当地销售，在小市场做出口。

从我们对中国对外直接投资的区位分布的考察，我们可以看出，中国 FDI 区位分布的特征是，中国对外 FDI 受东道国市场规模的影响不大，而可能更多地还是受到语言文化及地理因素的影响，以及出于政治目的的刚性投资的影响，而这些影响都使得中国对外 FDI 的区位选择并非最优。

表 3.3 2003 年中国对外直接投资净额流向前十位国家和地区

单位：亿美元

序号	国家(地区)	金 额
1	香港	11. 50
2	开曼群岛	8. 07
3	英属维尔京群岛	2. 10
4	韩国	1. 54
5	丹麦	0. 74
6	泰国	0. 57
7	美国	0. 65
8	澳门	0. 32
9	俄罗斯	0. 31
10	印度尼西亚	0. 27

资料来源：商务部：〈中国对外直接投资公报〉，<http://www.mofcom.gov.cn>.

3.3 中国对外直接投资的行业分布

3.3.1 截至 2003 年中国对外直接投资的行业分布

截至 2003 年，中国对外直接投资的行业分布情况为：

信息传输、计算机服务和软件业存量占中国对外直接投资总存量的 32.8%。

批发及零售业（即通常讲的进出口贸易类的投资）65.3 亿美元，占中国对外直接投资总存量的 19.7%。

采矿业 59 亿美元，占中国对外直接投资总存量的 6.2%，主要是石油和天然气开采业、黑色金属、有色金属矿采选业。

制造业 20.7 亿美元，占中国对外直接投资总存量的 6.2%，主要分布在纺织业、黑色金属冶炼业及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、造纸及制品业、木材加工业、纺织服装、鞋、帽制造业等。

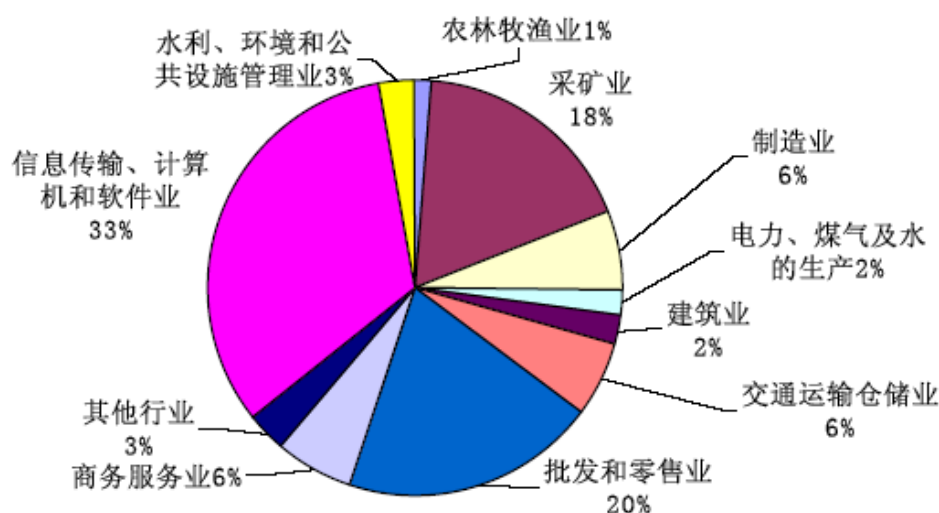


图 3.8 2003 年对外直接投资存量行业分布

3.3.2 2003 年中国对外直接投资的行业分布

2003 年，采矿业、制造业、批发和零售业、商务服务业占当年对外直接投资净额的 92.6%。

采矿业 13.8 亿美元，占 2003 年对外直接投资总流量的 48.4%，主要是石油和天然气开采业的投资。

制造业 6.2 亿美元，占 2003 年对外直接投资总流量的 21.8%，主要是通信设备、计算机及其他电子设备制造业、纺织业、黑色金属冶炼及压延加工业等。

批发和零售业 3.6 亿美元，占 2003 年对外直接投资总流量的 12.6%。

商务服务业 2.8 亿美元，占 2003 年对外直接投资总流量的 9.8%。

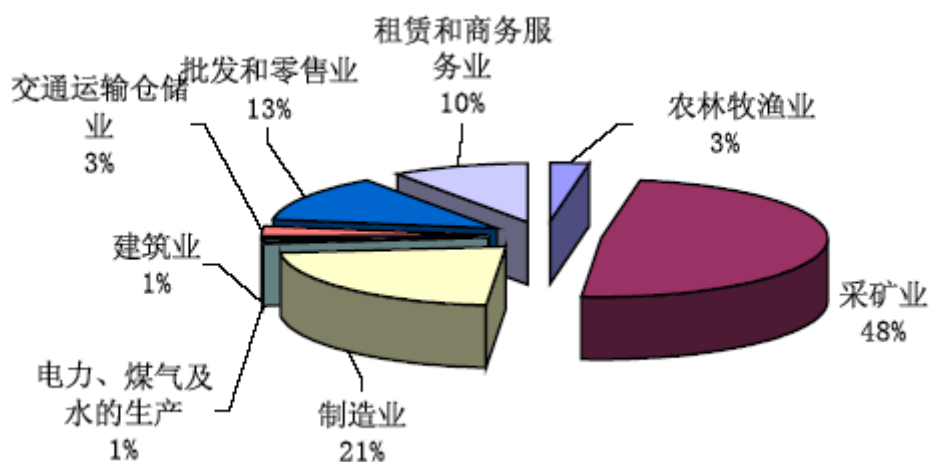


图 3.9 2003 年对外直接投资流量的行业分布

3.3.3 中国对外直接投资的行业分布特征分析

中国对外直接投资的主要行业有三个，即采矿业、制造业和批发零售业。总体来看，制造业对外投资比例不高。

从截至 2003 年存量来看，包括信息传输、计算机服务和软件业在内的制造业对外投资存量占中国对外直接投资总存量的 39%。批发及零售业、商业服务业占中国对外直接投资总存量的 26%。采矿业，占中国对外直接投资总存量的 18%。制造业对外直接投资不到总存量的 40%。从 2003 年的流量来看，对外直接投资最大的产业为采矿业，占 2003 年对外直接投资总流量的 48.4%，这些投资主要是解决国内能源如石油和天然气的不足，而包括通信设备、计算机及其他电子设备制造业在内的制造业整体对外直接投资，只占 2003 年对外直接投资总流量的 21.8%，接下来是批发和零售业及商务服务业，占 2003 年对外直接投资总流量的 22.4%。在这三种主要对外投资产业中，制造业在对外直接投资中的比例最低。相对于采矿业和批发零售业及商业服务业来讲，制造业的对外直接投资需要更强的国际竞争力作后盾，在发达国家对外直接投资中，制造业占有很大比重，虽然部分原因是其自身结构升级的需要，也是其国内劳动力成本太高的驱动，但一个更重要的原因是发达国家跨国公司的强大的国际竞争力使然。从我们对中国对外直接投资的区位分布的考察，我们可以看出，中国 FDI 区位分布的特征是，中国制造业的国际竞争力不强。其背后的原因可能既有技术因素，更有制度因素，特别是制造业企业的现代企业制度不完善，缺乏对外直接投资的动力与激励。

3.4 中国资本外逃与对外直接投资

3.4.1 资本外逃的界定

文献中对资本外逃的定义尚无统一的定义。有的研究表明资本外逃应该与正常的资本外流区别开来。根据这些研究，正常的资本外流基于居民的投资组合多样化的考虑（如，组合投资或直接投资，贸易信贷）及国内商业银行为了收购目的或扩展国外储蓄机构的经营活动。按照他们的观点，资本外逃与持有国内资产的回报率的极高的不稳定性与风险相关。几种代表性的定义有：

3.4.1.1 “逃避风险”说

Kindleberger(1937)将资本外逃定义为由恐惧和疑虑推动的、非正常资本逃离。他认为正常的资本流动是由实际利率低的国家流向实际利率高的国家,而资本外逃恰好违背了资本的逐利性,因而是非正常的。Lessard 和 Williamson(1987)年提出资

本外逃是企业或个人由于意识到本国的非正常风险（相对于国外的正常收益和风险来讲）而进行的非正常资本逃离。这些风险包括：政府对财产的征收，汇率的突然贬值，政府债务的支付违约，资本控制和金融市场管制的变动及税收政策的变化。

“逃避风险”说实际上既包括了短期国际资本流动也包括了长期资本流动，强调的是资本流动的异变性和异常性。

3.4.1.2 “规避管制”说

Dooley(1986)认为资本外逃是一种试图逃避本国当局管制的非正常资本外流。Kim(1993)认为资本外逃是从发展中国家流出的、躲避官方管制和监测的私人短期资本。宋文兵（1999）将资本外逃定义为国内投资者的资本非法转移，这基本上沿用了 Dooley 和 Kim 的定义。韩继云（1999）对资本外逃的定义是，国内资本由于安全动机、投机动机或者其它目的，逃避正常的监管制度，以各种非正常的方式转移到国外的行为。任惠(2001)认为资本外逃是未经批准的、违法违规的资本外逃，是超出政府实际控制范围的资本流出。

“规避管制”说把资本外逃看成是非法的资本流动，但是许多资本流出采取合法的外衣进行不法的活动，仅仅根据是否合法是很难准确判断资本外逃的，而且几乎不能依据任何统计数据测算。Kim 的定义对发展中国家有歧视的倾向，实际上发达国家也存在资本外逃的现象，其次仅把资本外逃看成短期资本流出似乎范围过窄了。

3.4.1.3 “投机套利”说

Cuddington（1986）将资本外逃定义为非银行私营部门的投机性短期资本外流，从而形成所谓的游资（Hot Money）。外流的原因可以是任何不利于投机者短期盈利的因素。

“投机套利”说强调资本外逃的短期性、投机性，概念明确而且容易测定，但是范围过于窄，因为一位投资者因国内投资环境恶化可以自由地获得各种国外资产：短期的、长期的、实物资产、金融资产，尽管长期资产的流动性比短期资产更差，但他们取得这些资产的动机是相同的；即使一个人希望保持较高的流动性，也不必只选择短期资产，例如长期金融资产也是短期资产的良好替代物，因为有活跃的二级市场的存在。

3.4.1.4 “财富转移”说

Tornell and Velasco（1992）认为资本外逃是生产资源由欠发达地区向发达国

家的流失。这是包括了资本资源、人力资本以及自然资源流失的广义定义口径。世界银行在 20 世纪 80 年代拉美国家债务危机发生后，提出资本外逃应该定义为债务国的居民将财富转移到国外的任何行为。Krugman (1997) 资本外逃表述为“基于贬值恐慌的储备流失常常被称为资本外逃”。

“财富转移”说不仅包含了正常的资本流动，而且包含了除资本外的其他财富的转移，所以夸大了资本外逃的范围。

3.4.1.5 “违背契约”说

Walter (1985) 认为资本外逃是私人投资者对一种隐含的社会契约的违背。所谓的社会契约是政府和私人部门之间达成的一种默契。当私人投资者的资产组合威胁到政府目标或增加其实现目标的成本时，即被认为是违背了契约。陈桂洪 (2002) 将“资本外逃”定义为“违背实际利率指向的出于逃避风险、规避管制、投机套利考虑的资本非正常流向国外”。

“违背契约”的定义从私人 and 政府双方博弈的角度来定义资本外逃很新颖，比较适合中国资本外逃的现实，缺点是难以量化。

前三种定义都是从导致资本外逃的某一动机来定义资本外逃的，现实生活中对某一资本外逃很难断定是属于哪一种动机，所以我觉得这三种定义中的任何一种都有失全面。而后两种定义侧重从结果方面来定义，这样定义又难免把范围拉大。比较下来，我比较同意第五种定义。

3.4.2 资本外逃的测度

3.4.2.1 残值法 (The residual method)

这种方法通过比较资本流入（即外债的净增加和 FDI 的净流入）和这些流入资本的使用（即经常项目赤字和外汇储备的增加）来间接测度资本外逃。这个方法从标准的国际收支框架入手。原则上，若使用国际收支统计平衡表（IMF 报告的国际收支统计），则资金的来源与使用应该相等。然而，由于这些统计可能对资本流动尤其是私人资本流动的测量并不准确，故代之以世界银行对外债变动的统计。使用世界银行外债数据计算的资金来源超过流入资本的使用，其差额即被视为资本外逃。残值法承认将正常和非正常资本流动分别开来存在困难，因此，把所有未报告的私人资本外流视为资本外逃。根据残值法，资本外逃的计算公式为：

$$KF_r = \Delta ED + FI - CAD - \Delta FR$$

其中 KF 是根据残值法计算的资本外逃， Δ 表示变化，ED 是世界银行报告的总外债存量，FI 是 FDI 净流入，CAD 是经常项目赤字，FR 是官方外汇储备。

文献中，残值法略加修正后被广泛采用。上面描述的标准方法被世界银行（1985）和 Erbe(1985)所使用，因此，也称世行法。

Morgan Guaranty(1986)考虑到额外的款项，即国内银行系统的短期外国资产（ ΔB ）。这一修正用于强调非银行的资本外逃。该法被称为摩根公司法。这样，根据摩根公司法，资本外逃的计算公式为： $KF_m = \Delta ED + FI - CAD - \Delta FR - \Delta B$ 。

Cline(1986)也使用残值法，但从经常项目中排除以下项目：旅游收入，FDI 的利润再投资，国内直接投资的利润再投资和其它投资收益。他认为，得自旅游、跨境交易、再投资的收入不应被视为资本外逃，因为这些收益处于当局控制。该法被称为克莱因法。

与其他人不同，Claessens & Naude(1993)对 FDI 的测量时考虑到公司股票的净收购。Zedillo(1987)认为标准的残值法应该根据外债和经常项目赤字的测量进行修正。首先，他认为不应测量外债存量的变动，而应关注流量，因为这样才可以更准确地报告年度流量。其次，他提出根据国外的利息收入和留存来调整经常项目。Brown(1999)& Vos(1992)提出应考虑未报告的工人国外收入的汇回。这些汇回收入趋于低估发展中国家的国际收支平衡表，从而低估资本外逃。最后，Morgan Guaranty(1988),Pastor(1990),Boyce & Ndikumana(2001,2002)加上国外资产存量的利息收益，这一收益使用代表性的国际市场利率进行计算得到。

3.4.2.2 多利法（The Dooley method）

这一方法目的在于将正常资本流动同非正常流动、违法流动区别开来。Dooley（1986）将没有纪录在国际收支平衡表中的一个国家私人部门持有的国外资产产生的总收益视为资本外逃。换言之，资本外逃是基于摆脱国内当局控制的资本外流。多得法计算资本外逃从计算国际收支平衡表的总资本外流开始，然后进行一系列修正。首先，误差和遗漏项被认为是总的资本外流。其次，考虑世界银行外债存量变动数据与国际收支平衡表中报告的对外借贷数额的差异。第三，使用代表性的市场利率（如美国储蓄利率），根据国际收支平衡表中报告的利息收益计算外部资产存量。总资本流出与对应报告的利息收益的国外资产存量变动的差额即是资本外逃。

根据多利法，资本外逃计算如下。首先，计算总的资本外流：

$$TKO = FB + FI - CAD - \Delta FR - EO - \Delta WBIMF$$

其中 TKO 是总的资本流出，FB 是国际收支平衡表中报告的国外借贷，EO 是误差和遗漏项，WBIMF 是世界银行报告的外债存量与 IMF 报告的国际收支平衡表报告

的国外借贷额之间的差额。

对应报告的利息收益的国外资产存量为：

$$ES = INTEAR / r_{us}$$

其中 ES 是国外资产, r_{us} 是美国储蓄利率(假定为代表性的国际市场利率), INTEAR 是报告的利息收益。资本外逃为：

$$KF_d = TKO - \Delta ES$$

多利法在概念上残值法不同。然而, 表明实际上, 根据这两种方法计算的资本外逃非常相似, 因为两种方法所使用的大部分数据是相同的。

3.4.2.3 游资法 (The hot money method)

这一方法将净误差和遗漏项与非银行私人部门短期资本外流相加来测量资本外逃。Cuddington(1986,1987), Ketkar & Ketkar(1989), Gibson & Tsakalotos(1993)是使用这一方法的测量资本外逃的代表人物。故此法也被称为卡丁顿直接法。与多利法相同, 这一方法也是基于, 资本外逃未被记录, 是由于这些资本流动的非法性这一理念。未被记录的资本流动被认为出现在净误差和遗漏项中。进而, 集中关注短期流动, 而排除被认为是正常流动的中期和长期流动 (Gibson & Tsakalotos, 1993)。这一方法计算公式如下：

$$KF_h = SKO + EO$$

其中 SKO 是短期资本外流总额。

3.4.2.4 贸易误报法 (The trade misinvoicing method)

Claessens & Naude(1993)使用贸易误报测度资本外逃。贸易误报法比较进口国和出口国两者的贸易数据。当进口者相对于同批货物的出口者报告的出口价值来说, 高报其进口价值, 就认为进口者涉及资本外逃。反过来, 如果出口者相对于进口者所报告的同批货物的价值来说, 低报其出口价值, 就认为出口者涉及资本外逃。这种测量方法强调国内居民的非正常资本外流可能包括在出口低报和进口高报中, 国为这些措施为将国内积累的财富转移到国外提供了通道。有些使用残值法的研究者认为, 用这种方法测量资本外逃并不准确, 因为从贸易误报得到的出口和进口数据质量很差。因此, 他们建议基于残值法对资本外逃数据进行调整 (Gulati,1987; Lessard & Williamson,1987; Vos,1992; Ndikumana & Boyce,2002)。

3.4.2.5 资产法(The asset method)

有些研究者将非银行居民在国外银行持有的资产总量作为资本外逃的一种测量。这就是所谓资产法 (Hermes & Lensink,1992; Collier et al.,2001)。资产法是测

量资本外逃的便捷办法。这种测量可以看作国内居民持有的国外资产的最小值的一个指示器，因为国内居民除了银行帐户外还可以以其它方式持有国外资产，如持有国外证券。IMF 直到 1994 年都在提供这此银行资产数据。然而，近年来，没有这种测量方法所需的数据。

3.4.2.6 常用测量法的评价

文献中经常使用的资本外逃测量方法主要是：卡丁顿直接法、世行法、克莱因法、摩根公司法。每种方法都有便捷、合理之处，也有其缺陷。

卡丁顿直接法简单直观，但只计算短期资本流出，未包括长期资本外逃，口径太窄，而且所计算的短期资本流出中也包括正常的资本流出。

世行法考虑了长期资本外逃，一定程度上弥补了直接法的缺陷。但这一方法实际上计算的是全部资本的净外流量加上误差与遗漏，故而夸大了资本外逃的规模；无法反映经常项目虚假交易进行的资本外逃；得到的是资本净外流即流出减去流入后的净项，这与定义中的资本外逃似乎有别。

摩根公司法由于扣除了银行部门的非恐慌性资本流出，因而相对世行法来说更加接近实际，但它不能彻底消除世行法的两个缺陷。

克莱因法则由于剔除了私人部门的非恐慌性资本流出，往往能够更好地反映一国外汇制度方面的变化对资本外逃的真实影响，它带有世行法的缺陷。

3.4.3 中国资本外逃规模的测算

国内许多学者（宋文兵，1999^[92]；韩继云，1999^[93]；任惠，2001^[94]；李庆云、甲晓霞，2000^[95]；杨胜刚、刘宗华，2000^[96]；陈桂洪，2002^[97]）对中国资本外逃进行过测算，不同的人使用不同的定义和测算方法，使用不同的数据来源，因此，得出的结果迥异。出于定义、数据及计算的考虑，我比较赞同陈桂洪的方法，因此，本部分我主要引用陈桂洪的测算方法及结果，用于对中国对外直接投资与中国资本外逃进行比较。

3.4.3.1 数据来源

测算资本外逃的数据来源列表如下。

表 3.4：国际收支有关项目数据

单位：亿美元

	经常项目 顺差(A)	旅游收入 (A1)	其它资本收 入(A2)	外国直接投资 净流入(B)	私人短期资本 净流出(C)	银行短期净 贷款(D)	外债增加 (E)	储备增 加(F)	误差与遗 漏(G)
1982	56.74	8.43	4.51	3.86	0.82	-0.44	25.61	63.05	-2.93
1983	42.4	9.41	12.54	5.43	2.78	0.24	12.51	41.42	-1.28
1984	20.3	11.31	16.2	11.24	8.86	0.08	24.73	1.38	8.89
1985	-114.17	12.5	9.32	10.3	3.14	-25.17	46.4	-24.40	-0.06
1986	-70.34	15.31	1.76	14.25	-4.87	32.9	56.5	-20.48	9.58
1987	3	16.93	-2.15	16.69	-1.05	-2.19	87.2	47.83	15.18
1988	-38.02	17.97	-1.61	23.44	5.6	-4.37	98	23.74	9.57
1989	-43.17	14.88	2.29	26.13	9.86	5.82	13	-4.79	-1.15
1990	119.97	17.38	10.55	26.57	3.21	27.62	112.5	120.47	32.05
1991	132.72	23.46	8.4	34.53	1.96	-5.58	80.1	145.37	67.67
1992	64.01	35.3	2.48	71.56	34.87	-24.41	87.6	-20.60	82.11
1993	-116.09	46.83	-12.84	231.15	35.68	5.46	142.5	17.69	100.96
1994	69.08	73.23	-10.38	317.87	37.02	4.14	92.4	304.53	91
1995	16.18	87.3	-117.74	338.49	-4.9	12.19	137.8	224.69	178.23
1996	72.43	102	-124.37	380.66	9.14	19.29	96.9	317.05	155.04
1997	369.63	120.74	-110.05	416.74	181.7	104.19	146.8	358.57	221.22
1998	314.72	126.02	-166.44	411.17	358.25	-16.92	150.8	62.48	189.02
1999	211.15	140.98	-144.7	369.78	106.85	-117.33	57.9	86.52	176.41
2000	205.18	162.31	-146.66	374.83	33.18	59.24	-61	106.93	117.48

资料来源：《国际金融统计》(2001 年)、《国际收支统计》(1995 年和 2001 年)、国际外汇管理局(www.safe.gov.cn)

公布的历年国际收支平衡表和外债数据以及 IMF 公布的中国外债数据。

3.4.3.2 测算方法与公式

参考国际上通行的方法，分别采用国际收支误差与遗漏法、卡丁顿直接法、世行法、克莱因法、摩根公司法分别对中国自 1982 年—2003 年的资本外逃进行测算。对于摩根法中所需要的银行短期外币资产的数据不可得，使用银行短期净贷款来代替。为了便于与其它方法比较，同时也是遵循国际惯例，在直接法中的私人短期资本流出用的也是净项。

下面是对应表一的五种测算公式：

$$\text{国际收支误差与遗漏法} = G \quad (3.1)$$

$$\text{直接测算法} = C + G \quad (3.2)$$

$$\text{世界银行间接测算法} = A + B + E - F \quad (3.3)$$

$$\text{摩根保证信托公司修正法} = A + B + E - F - D \quad (3.4)$$

$$\text{克莱因修正法} = A + B + E - F - D - A_1 - A_2 \quad (3.5)$$

3.4.3.3 测算结果

根据上述五种方法测算结果如下：

表 3.5：我国 1982-2000 年资本外逃测算值

	误差与遗漏法	直接法	世行法	摩根法	克莱因法
1982	-2.93	-2.11	23.16	23.6	10.66
1983	-1.28	1.5	18.92	18.68	-3.27
1984	8.89	17.75	54.89	54.81	27.3
1985	-0.06	3.08	-33.07	-7.9	-29.72
1986	9.58	4.71	20.89	-12.01	-29.08
1987	15.18	14.13	59.06	61.25	46.47
1988	9.57	15.17	59.68	64.05	47.69
1989	-1.15	8.71	0.75	-5.07	-22.24
1990	32.05	35.26	138.57	110.95	83.02
1991	67.67	69.63	101.98	107.56	75.7
1992	82.11	116.98	243.77	268.18	230.4
1993	100.96	136.64	239.87	234.41	200.42
1994	91	128.02	174.82	170.68	107.83
1995	178.23	173.33	267.78	255.59	286.03
1996	155.04	164.18	232.94	213.65	236.02
1997	221.22	402.92	574.6	470.41	459.72
1998	189.02	547.27	814.21	831.13	871.55
1999	176.41	283.26	552.31	669.64	673.36
2000	117.48	150.66	412.08	352.84	337.19
总计	1448.99	2271.09	3957.21	3882.45	3609.05

将测算结果图示如下，我们可以更好看出中国资本外逃的趋势。

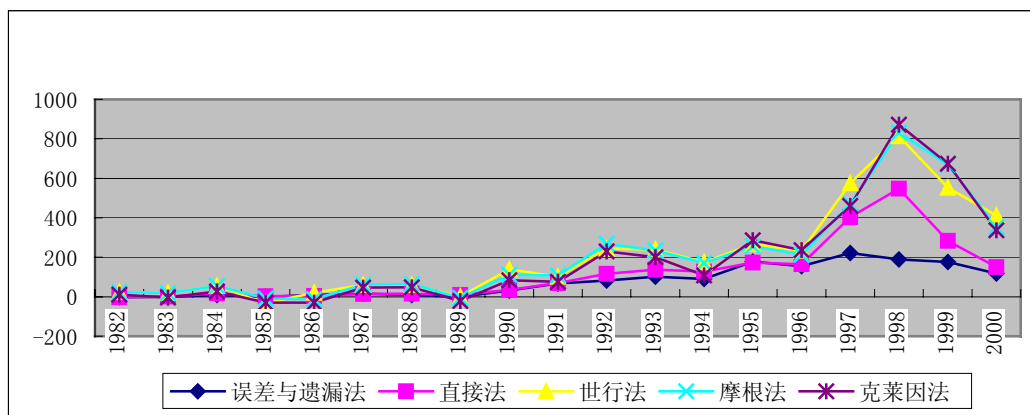


图 3.10 中国资本外逃趋势图

3.4.3.4 测算结果分析

对测算结果，我们分析如下：

中国的资本外逃量规模是巨大的。这 19 年的资本外逃规模在 2000—4000 亿美元，按克莱因法计算为 3609.05 亿美元，而同期实际利用外商直接投资净流入总额为 3084.69 亿美元，即使最保守的估计——误差与遗漏法也有 1448.99 亿美元，占外商直接投资净流入的将近 1/2。相对同期 1408.25 亿美元的外债收入，不管用什么方法计算都说明资本外逃数量已经大大超过外债的增量。难怪有人说中国成为排在委内瑞拉、墨西哥、阿根廷之后的世界第四大资本外逃国（韩继云，1999 年）。

五种测算方法虽然有很大的不同，但是总体的波动趋势是一致的。80 年代改革开放初期，我国的资本外逃并不明显，几乎在零附近徘徊，有些年份资本外逃还为负值。但进入 90 年代后资本外逃急剧扩大。有两个时期尤为引人注目：第一个时期是 91 年与 92 年，资本外逃上升了 1 倍左右；第二个时期是 97 年与 98 年这两年资本外逃数量猛增，但是 98 亚洲金融危机过后资本外逃数量有明显减缓的趋势。

不同测算方法各具特点。正如所料，世行法测算的资本外逃数量最大，已经超过外资的净流入；摩根法与之最为接近，也超过了外资的净流入，反映了银行贷款规模较小；可以看出克莱因法是数值波动最大的，但它估计的值基本是居于五种方法当中，应该是一种最接近实际的方法；错误与遗漏法与直接法估计的值最小，数值波动也小，但这些方法对我国还具有一定的适用性，因为我国资本外逃占进出口总额的比重已经达到 5% 的警戒线了。

3.4.4 中国资本外逃的构成

有研究表明(宋文兵, 1999), 中国资本外逃的有两种不同性质: 一种是"纯粹性"的资本外逃, 即资本逃离本国时并未确定将来是否还流回或何时流回; 另一种是"过渡性"的资本外逃, 即资本外逃只是一个过渡过程, 它们在国外"改头换面"之后, 又通过正常渠道以"外资"的身份流回国内。当然, 此后的流出便名正言顺了。

这两种性质不同的资本外逃形成的原因和背后的动机亦不同。"纯粹性"的资本外逃的原因主要有:

金融压制的环境。Shaw (1989) 的研究表明, 发展中国家普遍存在着金融压制 (Financial Repression), 其中一个重要表现是歧视国内储蓄, 这将导致储蓄流出, 而不能被经常项目的有效调节所吸收。因为储蓄的低利率同发达国家有组织的资本市场中的收益形成了鲜明对照, 这种相对价格差异将导致储蓄的逆向流动, 即从相对稀缺地区流向相对充裕地区, 虽然近几年来中国的金融深化程度有很大推进, 总的来说, 中国的实际利率与发达国家相比普遍较低, 很多年份甚至为负值(宋文兵, 1999)。这一明显利差对国内资本显然有着很大吸引力。与此同时, 居民向海外投资的机构性因素又极少。于是资本外逃便难以避免了。

外汇管制的影响。Quirk(1989) 认为, 资本外逃的出现是因为存在"老鼠夹子效应" (Mouse Trap Effect), 即居民不愿将外汇汇回或留在国内, 因为这将意味着他们会丧失今后用汇的灵活性。此外, 在国内缺少必要的套期保值和其他投资工具、市场组织与专业技术支持的情况下, 这还意味着他们会丧失更多避险或投机的机会。我国对于资本项目下的外汇收支一直是严格控制。对于经常项目下的外汇管理, 1994 年前实行的是外汇上缴和留成制度, 企业用汇受到额度的严格限制; 1994 年起实行了银行结售汇制, 取消了经常项目下正常对外支付用汇的计划审批, 企业用汇条件有所放宽。但强制性的结汇与限制性的售汇仍然使企业难以具备外汇的支配权, 而且承担的外汇风险加大。此外还必须承担银行买卖价差的成本。1996 年底人民币实行了经常项目下可自由兑换, 用汇条件进一步放宽, 但上述问题依然存在。这些因素都增大了企业资本外逃的动机。

国内风险因素。汇率风险。从 1987—1994 年的 8 年间, 人民币名义汇率 6 次贬值, 其中 5 次贬值幅度超过 10%。只是从 1995 年开始, 在结售汇制的特殊背景下才开始小幅度升值。而实际汇率在通货膨胀比较严重的 1988、1989 年、1993-1994 年却连续上升。总的情况是, 在考察期内, 人民币的实际汇率均一直处于较高水平。在名义汇率连续贬值以及实际汇率估值过高 (Overvalue) 的情况下 (可以理

解成一种"汇率税"),无疑容易使人们对国内货币丧失信心,强化其对人民币的贬值预期,促使居民将国内资产转换成国外资产以避免潜在的资本损失(Capital loss)。1997年开始的亚洲金融危机引了周边国家竞相贬值,国内许多人预期人民币汇率贬值,经济不景气,这段时间资本外逃达到历史最高点。财政赤字与通货膨胀。考察期内财政赤字连年出现,而且规模不断扩大。由于以往财政赤字的相当一部分是靠发行货币来弥补,等于对居民征收了一笔“通货膨胀税”。同时通货膨胀率有5年高达两位数。这种情况下,减少国内货币余额,将资产转移到国外是避免"通货膨胀税"的一种方法。即使财政赤字靠发行债券或向国外借款来弥补,居民仍可能会预期在将来某个时候政府将不得不用纸币抵偿债务,或者征收额外的税收来偿付债务。这种预期也会鼓励居民将资产转移到不受国内当局控制的国外,以减少潜在的赋税义务。产权保护缺乏相应的制度安排。中国在改革开放的过程中,有相当一部分人先富起来。但由于保障私人产权的法律与制度安排尚未健全,一些拥有巨额财富的人心存疑虑,将财富转移到国外。除此之外,中国的银行业多年来沉淀下来大量的不良资产,而相应的存款保险制度没有建立,使投资者对国内金融体系的信心不足。再就是个别特殊时期(如1989年的政治风波)担心国内政治和经济制度可能发生变化。

资产的保密性。Ingo Walter(1985)在研究国际投资中的"秘密货币"(Secret Money)时发现,私人投资在一定程度上受资产保密性(Confidentiality)的影响。由于资财拥有信息的暴露可能给资产拥有者造成损失或带来负效用,他们会谨慎地考虑投资的规模、地点和结构,甚至以相应的风险与收益作代价。由此产生了所谓的“避风港”(Heavens)理论。这些“避风港”一般有着相对稳定的政治和经济环境、适宜的税收政策,更重要的是,它们能为非居民提供“保密帐户”(Confidential Account)和金融与实物资产投资的安全法律保护(如瑞士、巴拿马等国)。在中国,基于资产保密性而外逃的资本分两类,一类是来源合法的财产。在目前国内收入严重不均的情况下,一些拥有巨额财产的人不敢“露富”以免引起社会的非议;另一类则是非法所得财产。这当中有相当一部分是官员的贪污、受贿得来的不义之财,它们通过各种途径转移到了国外。还有一部分属国有资产的流失,一些企业的领导为了化公为私且瞒天过海,利用政策的漏洞,有系统地将国有资产转移出去。

“过渡性”的资本外逃。1995年联合国贸发会议(UNCTAD)的专家估计,在中国所吸收的外商直接投资中,约有20%是先投到国外再迂回投入中国(Round

-tripping) 的国内资本。“过渡性”的资本外逃正是与这种“迂回投资”配套操作的。国内资本为何要以“外资”的面目重新出现呢?回顾一下我国利用外资的优惠政策,便不难理解。与国内企业相比,外资企业在所得税、关税、工商税、外汇管理、产业政策乃至市场准入等方面都享受着“超国民待遇”,而且在具体工作中还能受到从中央到地方政策的特别关照。从对外资的吸引方面讲,我国的外资政策可谓用心良苦。然而“优惠”这一概念的另一方面便是“歧视”(Discrimination),内资企业实际上处于不公平的竞争环境中。此时“过渡性”资本外逃的出现便是情理之中的了。可以断定,在考虑到风险和成本因素后,只要市场上存着这种制度性“租金”,这一现象将会一直持续下去。

可见,中国资本外逃既有体制方面引起的外逃,也有与腐败有关的资本外逃。过渡性的资本外逃,以及由于金融压制的环境、外汇管制的影响、产权保护制度的缺乏而发生的纯粹性资本外逃都属于体制原因引起的资本外逃,而贪污受贿款的转移则属于腐败因素造成的资本外逃。体制原因造成的外逃,可以通过相关体制改革,将这部分资本转变成正常的对外直接投资,而腐败原因造成的资本外逃,应该通过相关政治体制改革及加大反腐败力度加以杜绝。

3.4.5 中国对外直接投资规模与中国资本外逃规模比较

按以上测算结果,我们将中国对外直接投资年流量与中国资本外逃年流量进行比较。因为克莱因法的估计值基本是居于五种方法当中,应该是一种最接近实际的方法,因此我们取这一估计值与中国官方统计的对外直接投资进行比较。如图 11 所示,总体来看,中国对外直接投资年流量远远小于中国资本外逃年流量。1982—1989 年中国对外直接投资年流量与中国资本外逃年流量悬殊并不大,对外直接投资流量和资本外逃流量都不大,但 1990 年以后,中国资本外逃流量急剧上升,而对外直接投资年流量上升缓慢。因而,中国资本外逃年流量远远大于中国对外直接投资年流量。尤其是在 1998 年中国资本外逃达到样本期的最大值。从存量来看,即使最保守的估计——误差与遗漏法也有 1448.99 亿美元,而同期官方统计的中国对外直接投资总存量只有 277.95 亿美元。

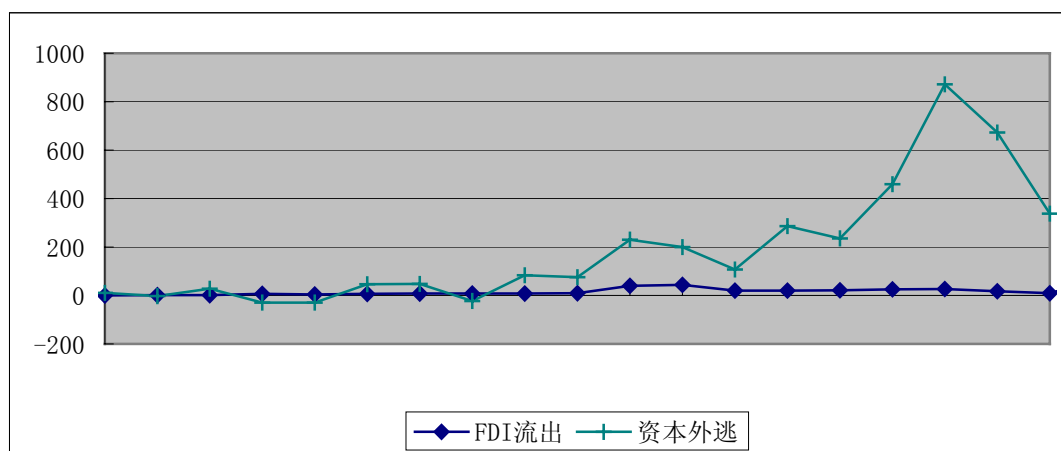


图 3.11 中国 FDI 流出与中国资本外逃

3.4.6 中国资本外逃与中国对外直接投资的关联

一方面，在中国的对外投资中，有大量投资处于官方管理之外，它们可以说是资本外逃的一个组成部分。目前已有不少材料表明，一些国有企业通过在国外开办的投资公司或贸易公司将资金转移到境外，进而在自己名下设定了一批新公司。主要方式有：一是对外投资时低估资产的价值。在前几年的买壳上市、国际企业收购和兼并中，大量国有资产向境外流失；二是隐瞒、截留境外投资收益和溢价收入，用于再投资；三是通过内部价格转移，抬高从国外公司进口的设备，原材料和中间产品的价值。而压低国内出口产品的价格。这样，不仅转移了大量的利润，还逃避了国家税收。有研究表明（王军，1996）在美国和日本的许多中国企业，其盈利主要是靠赚国内公司的钱。而国内相当多的外贸企业之所以亏损甚至资不抵债，很大程度上就是为了转移资金才长期做如此“亏本”的生意。二是通过“平行贷款”（Parallel Lending）做手脚。一般是以外资企业或外资金融机构为中介，国内企业为对方提供国内人民币融资，国外企业向国内企业的国外分公司提供外汇贷款。或者与外商串通好高估外商投资的进口设备和技术价值，低估中方对外投资资产的价值。这样，国内公司不仅可以实现对外投资，而且可以将收益全部留在国外。

另一方面，体制性原因造成的资本外逃可以通过体制方面的改革，转变为正常的对外直接投资。因为外逃资本比官方统计的正常对外投资相比，数额巨大，如果这部分资本能形成正常的对外投资，则中国对外直接投资的规模将有一个大的增长。

3.5 本章小结

从我们对中国对外直接投资的区位分布的考察，我们可以看出，中国 FDI 区位分布的特征是，中国对外 FDI 受东道国市场规模的影响不大，而可能更多地还是受到语言文化及地理因素的影响，以及出于政治目的的刚性投资的影响，而这些影响都使得中国对外 FDI 的区位选择并非最优。

我们从中国 FDI 流出的行业分布中，可以得到的结论是，中国制造业的国际竞争力不强，其背后的原因可能既有技术因素，更有制度因素，特别是制造业企业的现代企业制度不完善，缺乏对外直接投资的动力与激励。

不管以哪种方法测算，从流量来看，在绝大部分年份，中国对外直接投资年流量远远小于中国资本外逃年流量；从存量来看，中国资本外逃规模远远大于官方统计的中国对外直接投资规模。但在中国的实际对外投资中，有大量投资处于官方管理之外，它们构成了资本外逃的一个组成部分。

4 中国对外直接投资的决定因素研究

本部分研究有两个目的：第一，检验中国 FDI 的决定因素；第二，检验中国 FDI 的决定因素是否存在区域差异。

检验中国对外直接投资的决定因素，本研究将解决两个问题：

A. 哪些因素影响和决定中国在不同东道国的直接投资流量的变化？关于对外直接投资的理论解释既有国家层面的视角，也有公司层面的视角。国家层面的研究强调宏观经济因素对 FDI 流动的影响；公司层面的研究着眼于跨国公司的生产工厂与地区总部的区位选择。

B. 中国对外直接投资的决定因素在不同发展水平的东道国是否存在区域变化？中国 FDI 的影响因素在发达国家、发展中国家、欠发达国家可能会表现出差异。

4.1 理论与假设

出现在文献中的理论角度的 FDI 决定因素可用下表予以概括。

表 4.1 1970 年代和 1990 年代影响跨国公司的主要因素

FDI 类型	1970 年代	1990 年代
A. 资源寻求型 FDI	1. 自然资源的可获得性、价格及质量 2. 影响资源使用和产品出口的基础设施 3. 对 FDI、资本、股利汇回的政府限制 4. 投资激励	1. 与 70 年代相同，但当地资源质量、加工与产品运输的改善的机会是更重要的区域激励
B. 市场寻求型 FDI	1. 主要是国内市场，偶尔是邻近地区市场 2. 真实工资成本，材料成本 3. 运输成本，关税和非关税壁垒	1. 最大和成长中的市场，邻近区域市场 2. 熟练和专业劳动力的可获得性与价格 3. 相关公司的存在与竞争 4. 当地基础设施质量与制度

		竞争力 5. 较少的市场空间扭曲，但产业聚集与服务支持体系的作用增强
C. 效率寻求型 FDI	1. 主要为生产成本（如劳动、材料、设备等） 2. 中间品与成品贸易的自由 3. 产业聚集的存在 4. 投资激励，如税收免除，加速折旧，土地补贴等	1. 与 70 年代相同，但更强调上栏之 2、3、4、5 条 2. 政府对经济调整障碍的解除及人力资本的改善 3. 专业化的空间聚集，如科技工业园
D. 战略资产寻求型 FDI	1. 知识资产的可获得性和保护与增强投资公司的特定优势的必要环境 2. 影响外国公司获得资产的制度和其它因素	1. 与 70 年代相同，但知识资产的地理传播及外国公司对这些资产的利用成为更重要的 FDI 动机 2. 外国投资者对“协作”资产的可获得性 3. 地方化知识与观念交换及相互学习的机会 4. 不同文化、制度与体制的进入

资料来源：Denning, 1988. Explaining International Production. London: Unwin Hyman

以上因素是针对发达国家跨国公司的研究而得到的，对于转型国家及发展中国家来说，其对外投资不仅受到这些因素的影响，而且还有着其自身的特殊因素的影响。这些因素主要有：经济发展水平、企业国际竞争力、政治因素等。由于经济发展水平的局限，这些国家的对外投资规模并不大；由于技术因素及制度因素导致的企业国际竞争力不强，从而表现出对外直接投资战略的不成熟；由于跨国经营经验不足，因而更愿意在语言文化及地理相近地区投资，而对东道国市场规模并不敏感；此外，出于政治及外交的需要，以援助项目等形式出现的对外投资，并不以经济效率或经济利益为指向。中国作为发展中国家对外直接投资同样受这些因素的影响，尤其是出于外交的需要而对拉美及非洲地区的投资，大部分是出于政治需要的投资。

出于本部分实证研究的需要，必须考虑以下三个方面的因素：一是变量选择的原则。正如 Dicken(1992)注意到不同母国的跨国公司在其特征与行为方面存在不同，单个理论无法完全解释 FDI 的流动，因此，任何较好的解释必须足够一般化以包含全球跨国公司总体的多样化。本章对中国对外直接投资的决定因素的研究也以一般化为原则来选择相关变量。二是变量的可计量性。由于有些因素难以计量，所以不能引入本部分的计量研究框架，如语言文化及地理的因素，政治与外交的因素。三是数据的可获得性。由于无法获得公司层面的数据，故本研究使用母国和东道国的宏观经济因素进行一般化分析，而不对公司层面的因素进行具体分析。

因此，本研究出于以上考虑，并参考国外实证研究规范，我主要考察东道国市场、中国对东道国的出口水平、东道国汇率、东道国工资水平等宏观经济因素对中国对外直接投资的影响。

4.1.1 东道国市场

理论上，市场规模是 FDI 的重要决定因素（Dunning 1980;Porter 1990;Vernon 1966）。跨国公司常常在大市场投资，其方式要么是通过率先进入以资本化其公司特定资产，要么是跟随行业主导公司而进入新市场（Knickerbocker,1973）。Dunning 的折衷理论是解释跨国公司国际化生产决策的较为完备的理论。依据其理论，一个跨国公司只有在拥有三种优势的条件下，才从事对外直接投资，这就是所有权优势、内部化优势、区域优势。而区域优势是指海外区位必须提供特定区位优势，使得其市场比国内市场和其它海外市场利润更丰厚。这些特定优势包括自然资源及相关的设施、税收激励、材料和劳动成本、政府政策、生产专业化和集中度，最重要的是东道国的市场规模和特性。Krugman 所倡导的新贸易理论认为，在一个不完全竞争的世界，贸易和投资由源于聚集效应的外部经济和源于内部能力的内部经济所驱动。所谓外部规模经济，取决于市场规模的大小。Sabi(1988)认为跨国公司预期通过规模经济和较低的边际生产成本在有潜力的大市场中长期获利。国外已有的实证研究成果大都表明东道国的市场规模是发达国家对外 FDI 的显著影响因素，但影响方向是不确定的。发达国家企业对外直接投资主要受市场驱动，对于水平型 FDI 来说，出于占领东道国市场的考虑，对东道国市场规模非常敏感，而对于垂直型 FDI 来说，则主要关注东道国的工资水平而不是东道国市场规模，因此，东道国市场规模对发达国家 FDI 的影响方向是不确定的。而中国对外 FDI 比发达国家更为复杂。因为，中国对外 FDI 不仅可能受东道国市场规模的影响，

更多地还受到语言文化及地理的影响，以及出于政治目的的刚性投资的影响，而这些影响都使得中国对外 FDI 受东道国市场规模的影响方向难以确定。

因此，可以假设：

H1：东道国市场对中国对东道国的直接投资有显著影响，但影响方向是不确定的。

4.1.2 出口

影响中国企业对外直接投资的一个因素是其投资前的全球扩张水平。Vernon（1966）的模型认为出口的发展先于国外生产，投资前的出口发展可以作为市场风险最小化的途径。Johanson & Vahlne(1997)认为 FDI 与贸易是互相补充的战略，因为跨国公司对东道国市场的占领，可以通过出口或者 FDI 分别进行，也可以通过二者结合来完成。在一个连续过程，跨国公司利用通过先前贸易积累起来的东道国市场知识，在东道国进行投资。对东道国的出口也是先前双边贸易联系及经济联系的良好指示器，这些联系包括如双边贸易与投资协议及相似的政治经济架构等一般因素，也包括公司通过先前出口积累起来的东道国市场知识等公司特定因素。Lechnko & Erickson（1997）认为 FDI 与出口之间存在一种因果关系，因为对东道国市场进入的一种模式是另一种模式的必需过程。企业最初的外国市场联系是从偶然的、零星的产品出口开始。随着出口活动的增加，母公司决定有必要在海外建立自己的产品销售子公司，最后，当市场条件成熟后，母公司开始进行海外直接投资，建立海外生产制造基地，因此，企业国际化进程表现在两方面，一是企业市场范围的地理顺序，通常是本地市场—地区市场—海外邻近市场—全球市场。二是企业跨国经营方式的演变，最常见的类型是：纯国内生产—通过中间商间接出口—直接出口—设立海外销售分部—海外生产。此外，出口水平也是东道国市场的一个间接的指示器，如果东道国从中国进口越多，则表明其市场规模和购买力越强。

因此，可以假设：

H2：对东道国市场的出口量越大，中国对东道国的直接投资量也越大。

4.1.3 汇率水平

汇率也是影响国际投资的一个重要因素。国际投资从货币相对强势国家流向货币相对弱势国家，主要因为强势货币的价值和购买力的优势。这也反映了母国的资本成本。Aliber(1970)认为，由于汇率高估，一个低资本成本的国家的公司能

够以一个比国内公司低的贴现率来资本化其在外国市场上的未来收益，这样就刺激相对强势货币国家的公司更多地对外直接投资。当母国的可贸易商品的生产价格平均高于其它国家，则其货币被高估。在这种情况下，也刺激将国际贸易商品的生产定位在汇率低估的国家，并用高估的汇率购买东道国的生产能力。换言之，若购买土地、机器设备的生产成本，母国比东道国高，则以有效汇率计，东道国的货币被低估，公司就有动机去资本化其母国货币的强势，将生产部署在汇率低估的东道国。根据这一理论，如果东道国货币相对于人民币价值越高，那么人民币在东道国的购买力越弱，从而中国对其直接投资越少；相反，若东道国货币相对于人民币价值越低，那么人民币在东道国的购买力越强，从而中国对东道国的直接投资越多。因此，可以假设：

H3：东道国货币相对于人民币的价值越低，中国对其直接投资量也越大。

4.1.4 工资水平

新古典贸易理论运用于分析国际投资时，表明 FDI 流动也由要素投资回报率的不同所影响。资本不断从母国流向东道国直到生产成本或投资回报率在两国间相等。资本和劳动被假定为不能替代，当劳动成本较高时导致更多的使用资本。这种交互作用导致只有工资水平相等时，资本回报率相等。Dunning 的折衷理论认为，以劳动成本为主要组成部分的生产成本，也是区位优势的重要内容，较低的工资水平使得向该市场的投资比在国内市场投资或其它外国市场投资盈利水平更高。而 Krugman(1991)则认为，外部规模经济导致一种产业在特定区域的集中，因此将生产转移到低工资水平发展中国家并不总是许多跨国公司的第一选择^[98]。Pain(1993)建立一个 FDI 的供给面决定因素的新古典模型，并使用英国 20 年投资数据进行检验，其结果表明对相对工资水平是 FDI 的重要决定因素的观点提供了支持，这一结论与由 Bradley & Fitzgerald(1988)对一个小型开放经济的研究结论一致。

因此，可以假设：

H4：东道国相对中国的工资水平越低，中国对其直接投资量也越大。

4.2 模型的设定

4.2.1 已有实证模型回顾

已有的对 FDI 决定因素的实证研究使用过各种不同的模型设定。文献中 FDI

研究模型所使用的变量与方法列表如下：

表 4.2 FDI 研究所使用的变量与方法

作者、年份	自变量	方法	应变变量 (FDI)
Oneal,1994	管制类型、政治稳定性	OLS 回归	每年对南非的 FDI 流量
Summary & summary,1995	市场规模、劳动工资、汇率	Panel data WLS 回归	(流向发展中国家的 FDI) 时间系列横截面数据
Milner & Fentecost,1996	出口、市场规模	OLS 回归	英国制造业 FDI 头寸 (历史成本)
Kumar,1996	市场规模、技术能力、基础设施	OLS 回归	美国跨国公司 R&D FDI 的横截面数据
Casson,1997	税率	OLS 回归	FDI 对 GDP 比率的时间系列数据
Cooke & Noble,1998	市场规模、教育、工资	OLS 回归	历史成本的 FDI 时间系列横截面数据
Hasnat,1999	汇率	OLS 回归	FDI 时间系列横截面数据
Kuemmerle,1999	R&D 密度, 市场规模	Logistic 回归	美、日、德、英、法 R&D FDI
Love & Lagehidaigo,1999	R&D 密度, 市场规模	对数线性回归	在墨西哥的非银行业多数股权的 FDI 头寸
Zhang,2000	政治动荡、市场准入、R&D 密度		流入中国的 FDI 对流入发展中国家的总 FDI 的比率
Haq,2001	R&D 密度、新专利数、汇率、出口、文化差距	Panel data WLS 回归	美国制造业 FDI 的时间系列横截面数据

模型的设定涉及变量的选择与回归模型的构建。根据上节的理论假设，并参考相关研究的所使用的模型，本研究使用的模型构建如下：

4.2.2 应变量：中国对外直接投资（FDI）

实证研究中对 FDI 的界定和测度各不相同。这些测度包括一个东道国 FDI 与其它国家的总 FDI 的比率（Zhang,2000）^[99]，基于历史成本的一个东道国的总的 FDI 头寸（Milner & Penecost,1996）^[100]，流向一个东道国的 FDI 年度流量（Bajo-Rubio & Sosvilla-Riveero,1994;Yang et al,2000^[101]）。年度 FDI 流出量对于本研究较为合适。主要因为它没有滞后，从而更有效地刻划当期的经济状况的发展和变化。

有些研究使用国家加总的 FDI 数据来测度应变量（Summary & summary,1995），其它研究有的进一步细分为特定行业和部门的 FDI 数据（Milner & Fentecost,1996）。由于中国目前还没有公布行业细分的对外直接投资数据，因此，出于数据的可获得性考虑，本研究使用非金融业的中国制造业和服务业对外直接投资的加总数据。

4.2.3 自变量：中国对外直接投资的决定因素

基于上节的理论假设，并考虑数据的可获得性，本研究使用如下解释变量：东道国 GDP（GDP）、从中国到东道国的出口（EXPO）、东道国的汇率（EXCH）东道国的人均国民收入（GNIP），这些变量代表影响中国对外直接投资的特定国家的宏观经济因素。

东道国 GDP 用来作为测度东道国市场规模的代理变量。GDP 既包括了东道国的经济规模，也反映了东道国的人口规模，因此，是对东道国购买力的一个较好的测度。使用 GDP 这一变量与 Bajo-Rubio & Sosvilla-Riveero（1994）、McLeod & Gruben（1998）、Moore（1993）^[102]、Wang & Swain（1995）^[103]等人的研究相同。但本研究使用滞后于 FDI 一期的 GDP 数据，因为 GDP 作为 FDI 的事前决定因素，滞后一期的 GDP 是当期 FDI 决定需要考虑的因素。

出口（EXPO）作为双边贸易联系的代理变量，反映两国既有的经济联系，也反映中国产品在东道国市场的竞争力，是中国 FDI 的决定因素之一。本变量使用中国对东道国的年度出口数据。理论上，出口应该使用滞后期的数据，但数据分析表明，当期出口与当期 FDI 相关性更高。此外，先前的实证研究使用汇率变量时也都使用当期值。因此，本研究使用当期出口值。使用这一变量与 Barrell & Pain（1999）、Milner & Fentecost（1996）、Haq（2001）的研究相同。

汇率（EXCH）检验中国对外直接投资的货币因素，传统的对 FDI 的理论解释几乎没有涉及货币因素，但实证研究非常重视货币因素对 FDI 的影响。汇率使用当期每美元值东道国货币的数量。由于无法获得各东道国货币相对于人民币的汇

率，因此，本研究使用各东道国货币相对于美元的汇率作为代理变量。由于人民币盯住美元，故各东道国货币相对美元的升值，也表明了该东道国货币相对于人民币的升值。汇率变量的引入与 Summary & summary (1995)、Hasnat(1999)的研究相同。

人均国民收入（GNIP）作为东道国工资水平的代理变量。人均 GNI 本来常常作为对一个国家消费者富裕程度的测量。但它同时也是对东道国工资水平的间接测度，这是因为生产率水平与工资水平高度相关，也与人均 GNI 高度相关。其它因素不变，东道国工资水平越高，越阻碍中国效率寻求型 FDI 流向该东道国。同样，相对工资水平也间接反映国家间的生产率差异。使用人均 GNI 作为工资水平的代理变量与 Globerman & Shapiro(2002)的研究相同。人均 GNI 使用当期值。

影响中国对外直接投资的决定因素还涉及其它一些因素，如涉及到投资到公司的一些因素，如公司层面的 R&D 密度、技术能力也是影响公司对外直接投资的决定因素之一；涉及到东道国的一些因素，如东道国的 R&D 密度、新专利数、政治动荡、市场准入、税率等因素。但由于数据有的无法取得，有的计量测度有困难。加之本研究主要研究东道国的宏观经济因素对中国 FDI 的影响，因此，本研究没有引入这些变量。

4.2.4 回归模型

本研究构建如下模型对中国对外直接投资的决定因素进行检验：

$$\ln FDI_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_{i,t-1} + \beta_2 \ln EXPO_{it} + \beta_3 \ln EXCH_{it} + \beta_4 \ln GNIP_{it} + \mu_{it} \quad (4.1)$$

其中， i 表示国别， t 表示时间， μ 为白噪音项（零均值、等方差）。本模型对所有变量取对数形式，因此相关系数分别测量 FDI 对各相关变量的弹性^[104]： β_1 测度 FDI

对 GDP 的弹性， β_2 测度 FDI 对出口的弹性， β_3 测度 FDI 对汇率的弹性， β_4 测度 FDI 对人均国民收入的弹性。所谓弹性，即自变量的一个百分点的变化所引起的应变量的百分比变化数。FDI 表示中国对每一东道国的对外直接投资年度流量，GDP 表示每一东道国滞后一期的 GDP，EXPO 表示中国对每一东道国的当期年度出口量，GNIP 表示每一东道国的当期人均国民收入。即：

$FDI_{i,t}$ = t 期中国对 i 国直接投资年流量

$GDP_{i,t-1}$ = t-1 期 i 国的 GDP

$EXPO_{i,t}$ =t 期中国对 i 国的出口年流量

$EXCH_{i,t}$ =t 期 i 国的汇率水平

$GNIP_{i,t}$ =t 期 i 国的人均国民收入

$\mu_{i,t}$ =白噪音项，即：

$$E(\mu_{i,t}) = 0$$

$$E(\mu_{i,t}^2) = \sigma^2$$

$$E(\mu_{i,t}, \mu_{i,t+j}) = 0 \quad (\text{当 } j \neq 0)$$

$$\text{Cov}(FDI_{i,t}, \mu_{i,t}) = 0; \quad \text{Cov}(GDP_{i,t-1}, \mu_{i,t}) = 0; \quad \text{Cov}(EXPO_{i,t}, \mu_{i,t})$$

$$\text{Cov}(EXCH_{i,t}, \mu_{i,t}) = 0; \quad \text{Cov}(GNIP_{i,t}, \mu_{i,t}) = 0$$

各解释变量对自变量的影响方向预期如下表：

表 4.3 模型预期结果

解释变量	预期符号	理论假设
GDP	?	东道国市场对中国对东道国的直接投资有显著影响，但影响方向是不确定的。
EXPO	+	对东道国市场的出口量越大，中国对东道国的直接投资量也越大
EXCH	+	东道国货币相对于美元（人民币）的价值越低，中国对其直接投资量也越大
GNIP	-	东道国相对中国的工资水平越低，中国对其直接投资量也越大

注：由于汇率表示为每美元兑换的东道国货币的数量，故该值越高，表明该货币相对于美元，从而相对于人民币币值越低，进一步导致中国对其直接投资越多，所以，这里变量 EXCH 的预期符号为正。从理论上来说，换算为以东道国货币为单位表示的汇率，则表明 FDI 与汇率的一个负的相关。

4.3 数据与方法

4.3.1 应变量：FDI

应变量使用样本期为 2000 年和 2001 年，数据为中国制造业和服务业对外直接投资加总数据。样本范围为中国对 49 个东道国的 FDI，数据为年度 FDI 流量。样本的选择基于样本期内中国对东道国连续两年都有直接投资的原则。这样共有 98 个观测值，每个观测值代表一个给定年份中国制造业和服务业对一个给定东道国的 FDI 年度流量。数据来源于《中国对外经济贸易年鉴》2001 年和 2002 年版。

单位为：万美元。

4.3.2 自变量

变量 GDP 使用 49 个东道国 1999 年和 2000 年的实际 GDP，该数据是将以本国货币表示的、以 1990 年为基期的不变价格数据，用该东道国基年年度平均汇率，换算为以美元表示，这一转换消除了东道国的物价水平对数据的影响。数据来源于联合国统计局数据库：National Accounts Main Aggregates Database (www.unstats.un.org/unsd)。单位为：百万美元。

变量 EXPO 使用中国 2000 年和 2001 年对 49 个东道国的年度出口数据。数据来源于《中国对外贸易经济年鉴》2001 年和 2002 年版。单位为：万美元。

变量 EXCH 使用 2000 年和 2001 年的 49 个东道国货币对美元的 PPP 平价汇率。这一汇率也消除了该东道国的物价的影响，因为购买力平价在一定程度上把一国货币的对内价值（物价水平）与对外价值（汇率）联系起来，指出了汇率所代表的两国货币价值的对比关系，具有广泛的适用性。就购买力平价的两种形式而言，本质上都强调实际汇率的变化将最终趋于两国价格所决定的均衡水平。数据为直接标价法，即每美元兑换该东道国货币的数量。数据来源于国际货币基金组织数据库：International Monetary Fund, World Economic Outlook Database, April 2004。

变量 GNIP 使用 49 个东道国 2000 年和 2001 年的以美元表示的人均国民收入。数据来源于联合国统计局数据库：National Accounts Main Aggregates Database (www.unstats.un.org/unsd)。单位为：美元。

数据的一般性描述如下表：

表 4.4 变量的描述性统计

变量	FDI	GDP	EXPO	EXCH	GNIP
样本容量	98	98	98	98	98
均值	1077.244	406952.3	428973.2	260.7379	5955.929
中位数	262.5000	48393.50	58621.50	13.37550	1383.500
最大值	20067.43	7898012.	5428269.	2815.742	37969.00
最小值	0.050000	1505.000	134.0000	0.615000	103.0000
标准差	2567.578	1218023.	1134135.	583.1858	9405.071

表 4.4 提供了样本中各变量的描述性统计，数据表明：中国对外直接投资规模很小，均值为 1077.24（万美元），最大值为 20067.43（万美元），最小值为 0.05（万

美元)，中位数和标准差分别为 262.5（万美元）和 2567.58（万美元），说明中国对 49 个东道国的直接投资存在规模上的明显区别。而 49 个东道国的市场规模，即 GDP 变量规模区别更大，最大值为 7898012（百万美元），最小值为 1505（百万美元），标准差达到 1218023（百万美元）。中国对东道国的出口也表现出很大的差异，均值为 428973（万美元），最大值为 5428269（万美元），最小值为 134（万美元）。49 个东道国的汇率差异也很大，最大值为 2815.742，最小值为 0.615，标准差达到 583.1858。同样，49 个东道国的人均国民收入差异也比较大，最大值为 37969（美元），最小值为 103（美元），标准差达到 9405.071（美元）。

4.3.3 数据相关与共线性分析

这个部分我们对本研究所使用的数据进行相关和多重共线性的检验。表 4.5 显示对数据的 Pearson 相关检验。

表 4.5 Pearson 相关检验

变量	GDP	EXPO	EXCH	GNIP
FDI	0.115	0.383	0.09	0.189
GDP		0.779	-0.111	0.699
EXPO			-0.06	0.780
EXCH				-0.198
GNIP				

注：所有相关均在 1% 的显著水平显著（双尾检验）。

从表 4，我们可以看到变量之间的相关关系在 1% 的显著水平（双尾检验）显著。同时，我们也可以看到在某些自变量之间，如 EXPO 与 GDP、GDP 与 GNIP、EXPO 与 GNIP 之间可能存在多重共线性问题。由于我们使用时间系列横截面的合成数据，因此可以克服这一问题。最终检验可以从模型结果的相关统计量检验得到。

4.3.4 回归方法

本研究使用的是时间系列横截面数据，并且有些解释变量是滞后值以反映投资进程可能的滞后决策。所有因素可以被认为是（弱）外生性的，因此标准的 Panel data 估计方法是合适的。

合成数据（Panel data）是指不同时刻的截面个体作连续观测所得到的多维时间序列数据。由于这类数据有关独特的优点，使合成数据模型目前在计量经济学

领域有较为广泛的应用。合成数据模型是一类利用合成数据分析变量间相互关系并预测其变化趋势的计量经济模型，模型能同时反映研究对象在时间和单元两个方向上的变化规律及不同时间、不同的特性。合成数据模型能够同时综合利用样本信息，使研究更加深入，同时可以减少多重共线性带来的问题^[105]。

合成数据模型的基本假设可称作参数齐性假设，即经济变量 y 由某一参数的概率分布函数 $P\langle y|\theta\rangle$ 产生。 θ 是 m 维实向量，在所有时刻对所有个体都相等。违背假定的情况通常有参数非齐性偏差和选择性偏差。参数的非齐性包括截面单元参数非齐性和时间序列非齐性。假定时间序列参数齐性，即满足时间一致性，也就是参数值不随时间的不同而变化，模型可写为：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_i' X_{it} + \mu_{it} \quad (4.2)$$

其中，参数 α_i 与 β_i 都是个体时期恒量（Individual Time-invariant Variable），其取值只受到截面单元不同的影响。在参数不随时间变化的情况下，截距和斜率参数又可以有如下两种假设

H01：回归斜率系数相同（齐性）但截距不同，即有

$$\beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_n$$

模型为：

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + \mu_{it} \quad (4.3)$$

H02：回归斜率系数和截距都相同，即有

$$\alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_n \quad \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_n$$

模型为：

$$y_{it} = \alpha + \beta' X_{it} + \mu_{it} \quad (4.4)$$

同理，可假定参数是时期个体恒量（Period Individual-invariant Variable），即对特定时期，参数值不随截面单元的不同而变化，而只随时间变化而变化。

通常形如(3)式的合成数据模型被称为变截距（Variable Intercept）模型，而形如(2)式的合成数据模型被称为变系数（Variable Coefficient）模型。根据样本数据性质的不同，这两种模型又都有确定效应模型和随机效应模型之分，并分别对应不同的参数估计方法。

变截距模型

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' X_{it} + \mu_{it} \quad (4.5)$$

是最常用的合成数据模型形式，这里的个体时期恒量代表截面单元的个体特性，反映了模型中被遗漏的体现个体差异变量的影响，而个体时期变量（ α_i ）代表了

模型中被遗漏的体现随截面与时序同时变化的因素的影响。当然，更一般的情况，模型中还应存在时期个体恒量 λ_t 。所谓确定效应模型是指把遗漏的个体 (α_i) 或时期特性 (λ_t) 当作未知的确定常数，随机效应模型则把它们视为如同 μ_{it} 一样的随机变量。

本研究使用变截距模型，将斜率系数假定为个体和时期恒量，也就是中国 FDI 对东道国 GDP、出口、东道国汇率、东道国人均 GNI 的弹性在时期和截面上一致。由于本研究仅以样本自身效应为条件进行推论，故使用确定效应模型，以照顾模型中未包含的任何国家的特定因素，这些因素可能包括未纳入模型的经济因素，如投资许可、东道国的 R&D 密度、新专利数、政治动荡、市场准入、税率等因素，也可能包括未纳入模型的社会因素，如语言文化差异等因素。

4.4 结果与讨论

4.4.1 回归结果

方程 (4.1) 对四个决定因素 (GDP、EXPO、EXCH、GDNIP) 对 FDI 的影响进行估计，利用 EVIEWS 软件，以横截面加权的广义最小二乘法 (WLS) 对方程 (4.1) 的估计结果如下：

表 4.6 方程估计结果表

Dependent Variable: LOG(FDI?)				
Method: GLS (Cross Section Weights)				
Date: 09/08/04 Time: 10:48				
Sample: 2000 2001				
Included observations: 2				
Number of cross-sections used: 49				
Total panel (balanced) observations: 98				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDP?)	-12.60912	0.724809	-17.39646	0.0000
LOG(EXPO?)	0.883630	0.165539	5.337893	0.0000
LOG(EXCH?)	4.873816	0.680921	7.157679	0.0000
LOG(GNIP?)	-1.913382	0.359502	-5.322312	0.0000
Fixed Effects				

HONK--C	137.4083			
KOREA--C	142.0056			
JAPA--C	176.0892			
MONG--C	87.09574			
VIET--C	89.00052			
LAO--C	66.19101			
CAMB--C	78.18673			
MYAN--C	121.4880			
THAIL--C	147.0877			
MALAYSIA--C	148.9129			
SINGAPORE--C	150.4025			
INDONESIA--C	121.2040			
PHILLP--C	133.6934			
INDIA--C	162.6190			
BANGLADESH--C	131.2269			
SRILANKE--C	112.8706			
YEMEN--C	112.7758			
ARAB--C	141.0110			
RUSSIAN--C	169.0764			
UZBEKISTAN--C	121.3420			
KAZAKHSTAN--C	127.0602			
KYRGYZSTAN--C	111.9871			
GERMANY--C	195.6147			
ITALY--C	191.8197			
CZECH--C	132.1833			
EGYPT--C	153.0696			
ALGERIA--C	135.6535			
MAURITANIA--C	81.85152			
SUDAN--C	124.0734			
ETHIOPIA--C	122.4554			

KENYA--C	108.4635			
UGANDA--C	90.89220			
ZAMBIA--C	80.82040			
MAURITIUS--C	107.7487			
GHANA--C	89.88131			
BENIN--C	81.43816			
NIGERIA--C	124.1307			
SOUTHAF--C	157.1527			
ZIMBABWE--C	114.3685			
BOTSWANA--C	116.5299			
BRAZIL--C	180.2918			
ARGENTINA--C	169.4635			
PERU--C	140.2458			
VENEZUELA--C	117.4907			
MEXICO--C	163.5454			
PANAMA--C	122.3458			
UNITEDSTATES--C	214.4196			
CANADA--C	184.4209			
AUSTRALIA--C	176.7688			
Weighted Statistics				
R-squared	0.999850	Mean dependent var		34.44314
Adjusted R-squared	0.999678	S.D. dependent var		79.27475
S.E. of regression	1.423109	Sum squared resid		91.13579
F-statistic	100318.0	Durbin-Watson stat		3.920000
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.733379	Mean dependent var		5.529741
Adjusted R-squared	0.425284	S.D. dependent var		1.967066
S.E. of regression	1.491233	Sum squared resid		100.0698
Durbin-Watson stat	3.920000			

未加权的回归调整的 R^2 仅为 0.42, 经加权后, 调整的 R^2 高达 0.999, 表明模型拟合优度很高, 模型能够解释中国对外直接投资变化的 99.9%。根据 T 统计量来看, 所有系数均高度显著。除了 GDP 变量系数外, 其它变量的系数均与预期的符号一致: FDI 与 EXPO 高度正相关, 与东道国 GNIP 高度负相关, 与 EXCH 高度正相关。这就表明中国对外直接投资与中国对东道国的出口高度正相关, 与东道国的人均国民收入高度负相关, 与东道国的汇率高度正相关。

4.4.2 讨论与分析

与预期一致, GDP 的斜率系数高度显著, 但这一系数值为-12.609。与预期一致, GDP 的斜率系数高度显著, 但这一系数值为-12.609。计量结果表明, 在我们的样本中, 东道国 GDP 每增加 1% (百万美元), 中国对其直接投资却减少 12.6%(万美元)。在同样以真实 GDP 为解释变量的 Bajo-Rubia & Sosvilla(1994)、McLeod & Gruben(1998)、Moore(1993)、Wang & Swain(1995)、Root & Ahmed(1979) 等人研究, 均表明东道国市场是 FDI 的一个正的显著因素。当然, 实证研究中, 有的结论也表明当 FDI 是出口导向而非市场导向时, FDI 流动与市场规模的关系变得不显著 (Wheeler & Mody, 1992; Markusen & Maskus, 1999)。Wheeler & Mody(1992)认为在这种情况下, 跨国公司投资于这些国家是为了利用原材料和劳动力等要素的低价格。Markusen & Maskus (1999) 认为海外子公司的当地销售强烈依赖于东道国市场规模, 出口销售与市场规模相关性很弱。也有一些研究发现 FDI 与 GDP 的负的显著相关。如 Hanson, Mataloni & Slaughter (2001)在用 GDP 作为解释变量之一来检验海外子公司的出口对当地销售时也得到一个显著的负的弹性系数 (-0.285), 在检验海外批发业子公司的相对销售时也得到的是显著的负的弹性系数分别为: -0.037(包括避税天堂)和-0.056 (不包括避税天堂)。他们推断大市场对跨国公司的海外子公司在当地的销售更有吸引力, 但在小市场是出口导向而非当地销售。小市场使为当地生产的 FDI 更少吸引力, 而外包则更有吸引力。因此, 在小经济体的 FDI 更可能属于垂直型 FDI。他们也发现对于批发业海外子公司的相对销售 (批发业海外子公司销售与批发业、制造业海外子公司总销售的比例) 随东道国 GDP 的上升而减少, 这一发现与水平 FDI 的理论不一致。Lipsey(2000)发现 FDI 存量与市场规模显著负相关。Markusen & Maskus (1999) 也发现出口对当地销售的比率与市场规模负相关。

本研究得到的中国 FDI 对东道国 GDP 的一个显著的负的弹性系数, 一个可能的解释是, 在所用东道国样本中, 中国对其直接投资并非市场导向型的, 而更可

能是出口导向型的，同时表明中国对其直接投资可能是垂直型而非水平型，由于无法得到公司层面数据，因此，我们不能证实这一解释。而更为可能的解释是：

首先，因为中国对外直接投资中有部分是受市场驱动，因此，对东道国市场规模比较敏感，在后面部分对区域差异的变化中我们将作出检验（见 3.5 节），但还有相当部分受政治驱动，如对非洲及拉美地区的一些投资可能属于对这些国家坚持一个中国原则的回报，因此主要受对外援助的驱动，从而具有不受市场规模影响的投资刚性。如，2000 年和 2001 年中国对赞比亚的 FDI 分别为 8000 万美元和 424.72 万美元，而样本 1990 年和 2000 年赞比亚的实际 GDP 为 4069（百万美元）和 4209（百万美元），对南非的 FDI 分别为 3148 万美元和 1238.67 万美元，而南非相应年份的实际 GDP 为 128702（百万美元）和 133223（百万美元）。

其次，由于在欧盟、美国、日本等发达国家的大市场，当地公司竞争力很强，加之跨国公司争相进入，从而竞争更加激烈，而中国企业在这些市场缺乏竞争力，因而对中国企业来说，这些大市场存在进入障碍，从而投资规模与市场其规模不成比例，而对于发展中国家这些小市场，中国企业则由于相对优势的存在而受市场吸引。如，2000 年和 2001 年中国对美国的 FDI 分别为 2314 万美元和 5370 万美元，而 1990 年和 2000 年美国的实际 GDP 为 7610494（百万美元）和 7898012（百万美元），对日本的 FDI 分别为 26.1 万美元和 166.52 万美元，而日本相应年份的实际 GDP 为 3427492（百万美元）和 3523597（百万美元）。我们计算当年中国 FDI 与滞后一年东道国实际 GDP 的比率可以看出其中的差别，结果如下：

表 4.7 中国 2000 年、2001 年对东道国的 FDI 与东道国滞后一年的实际 GDP 比率

国别	美国	日本	赞比亚	南非
2000/1999	3.04e-6	7.61e-8	0.020	2.45e-4
2001/2000	6.083-6	4.72e-7	0.001	9.30e-5

第三，作为发展中国家，中国对外直接投资更偏爱在地理上和文化上邻近的国家和地区，因此，在亚洲国家的投资占到截至 2003 年中国对外直接投资存量的 80%，在最近的 2003 年中国对外直接投资流量中，对亚洲投资 15 亿美元，占当年对外直接投资净额的 52.5%。

与预期一致，本研究结果表明东道国汇率与中国对其直接投资是负的显著相关。斜率系数 4.874，变量 EXCH 一个百分点的上升，导致中国对其直接投资的 4.874 个百分点的增加。由于 EXCH 表示为每美元兑换东道国货币的数量，故变量 EXCH 一个百分点的上升，则表明相对于美元，从而相对于人民币的东道国货币币值的

一个百分点的下降。因此，正的斜率系数表明东道国汇率与中国对其直接投资是负的显著相关。这个结果与 Gross & Trevino(1996),Hasnat (1999) 和 Summary & Summary(1995)等人的早期研究结论一致。Hasnat (1999)表明东道国币值的一个百分点的减少导致美国 FDI 的 0.25 个百分点的增加。他还表明东道国币值的上升导致法国、德国、加拿大和英国的 FDI 的减少。Gross & Trevino(1996)也发现，母国货币相对于东道国货币的升值与母国流向东道国的 FDI 之间的正的显著相关。

有的对汇率对 FDI 影响的实证研究结果是不明确的 (Dunning)。一个原因可能是不同产业部门的公司利用不同的战略从不同的汇率中获利。如果一个公司为其出口经营而将其生产放在国外以寻求要素投入，则母国货币的强势将更有利。更进一步，一个强势的母国货币也有待于公司扩大和更新其在东道国已有的工厂和设备。相反，如果生产战略仅仅只是为了占领东道国市场，一个较强的东道国货币对投资的跨国公司更有利，因为这样可以为东道国市场的消费者提供更强的购买力，从而形成对跨国公司为当地市场提供的产品的更大需求。

近期研究成果表明双边汇率对发达国家的 FDI 来说，其重要性在降低，这是因为跨国公司采用风险覆盖与利润汇回战略 (Hodgetts & Luthans,2000)。然而，汇率仍然在某些情况下是一个重要的考虑因素。如 Nilson 国际公司决定与 Pepsico 公司的墨西哥的子公司以股权合资方式进行直接投资，其原因是由于 1994 年墨西哥比索相对美元的贬值，它在墨西哥市场的出口销售遭受严重亏损 (Duncan & Wortel,2001)。一家瑞士化工制药公司—Sandoz 有限公司用 37 亿美元购买了一家美国婴儿食品工厂，其每股 50 美元的购买价格远远超过其市场价值。根据商业周刊 (Business Week,1994:7) 分析：瑞士法郎对美元的升值使其成为在美国购买生产资产的最佳时间。同样，许多美国和欧盟的跨国公司在 1990 年代末期的亚洲的货币危机时期扩大其在亚洲东道国的投资。跨国公司为了从美元对亚洲货币的强势中获利而忽视可能的政治风险。

与预期一致，本研究表明对东道国的出口是中国 FDI 的一个正的显著的决定因素。斜率系数 0.884，表明中国对东道国的出口每增加一个百分点，则导致中国对其直接投资增加 0.884 个百分点。先前对出口与 FDI 关系的实证研究结果是复杂的，虽然大多数结果表明母国与东道国之间已存在的贸易规模对 FDI 有个强的正相关关系 (Ajami & Niv, 1994; Gross & Trevino, 1996; Grossman & Helpman, 1989; Helpman & Krugman,1986; Leichenko & Erickson,1999; Markusen, 1983; Pfaffermayr, 1994; Ray,1990)。这些研究表明出口与 FDI 是一个互补的或者一个正

的因果联系。Grossman & Helpman(1989)表明生产的国际化与出口规模的扩张是同时进行的。他们的模型也表明在一个人力资本丰富的国家随着贸易和投资模式的转变, 从一个差异产品的净出口国转变为一个该产品的净进口国。同时, 人力资本丰富的国家不断增加向其海外子公司的中间品、人力的技术的出口。Helpman & Krugman (1986) 构造一个水平差异化产品的垄断竞争模型, 并表明公司通过使用公司内贸易的方式向海外子公司出口其公司特定管理和技术能力来增加其收益。他们发现当公司决定内部化其生产, FDI 与贸易变成相互补充。其模型表明要素禀赋的相似性使得 FDI 更为可能, 并提供产业内贸易的基础。结果, 在相似要素比例的国家间的贸易和投资量最大。也有研究者提出国外生产与国内生产成本不同 (Buckley & Casson,1991)。国外生产的成本函数包括比国内较高的固定成本但较低的可变成本, 使得 FDI 成为优于出口的可行的选择。Gross & Trevino (1996) 发现如果以母国向东道国的出口和母国从东道国的进口的加总来衡量贸易, 对于解释 FDI 并不显著。但是, 从母国到东道国的出口水平却是 FDI 的显著的的正的决定因素。这些分析表明, 从母国到东道国的出口将最终导致 FDI。

跨国公司的战略行为支持了贸易和 FDI 之间的显著相关。(2000) 简洁地形容国际贸易 “与对外直接投资、国际技术转移、国际金融密不可分: 国际贸易经常引导对外直接投资, 而直接投资反过来又改变流动和模式。” 国外对电子、化工、半导体和消费品等产业的产业调查和个案研究结果表明, 跨国公司通过出口或许可进入国外市场, 接下来通过收购或新建进行生产的内部化 (Hodgetts & Luthans,2000)。

本研究证实了这些结论, 在国家水平, 从母国到东道国的出口对母国到东道国的 FDI 流动是正的效应。本研究所表明的 FDI 与出口之间的显著相关表明, 先前的出口所积累的东道国市场的知识是中国对外直接投资的一个重要决定因素。这个结果说明 FDI 被用来维护和扩大已有的市场, 出口和 FDI 相互补充是占领国外市场的重大战略(Itaki,1991)。

与预期一致, 本研究结果表明东道国的工资水平与中国对其起直接投资是一个负的显著的相关关系。斜率系数-1.913, 表明东道国工资水平每增加一个百分点, 则中国对其直接投资减少 1.913 个百分点。这一结果与 London & Ross(1995); Lucas (1993) ; Schneider & Frey(1985); Summary & Summary(1995); Wheeler & Mody(1992)等人研究结果一致, 他们对流入发展中国家的 FDI 的决定因素的研究表明劳动成本差异是 1970 年代和 1980 年代 FDI 的一个显著决定因素。London &

Ross (1995) 认为发达国家的对外投资者寻求比老工业化国家劳动力来说更听话、更便宜的劳动力。Summary & Summary (1995) 发现劳动成本的差异是 1980 年代美国 FDI 的一个重要决定因素。Dunning (1996) 观测到：“相对发达国家市场来说，真实工资成本更可能影响对发展中国家市场的 FDI。”对发达国家的研究，Froot & Stein(1991)发现日本和美国工人相对工资成本的变化是日本跨国公司在 1980 年代对美国的新投资的一个强烈决定因素。Hanson, Mataloni & Slaughter (2001)认为垂直型 FDI 在低劳动生产率国家的投资较多。当然，也有其它一些实证研究了现工资差异不是 FDI 的一个显著决定因素 (Buckley & Dunning,1976; kravis & Lipsey,1982; Papanastassiou & Pearce,1990)。Lucas(1993)对这些复杂结论作出了一个可能的解释。他认为东道国工资的增加导致其生产成本的增加，从而阻碍生产和资本的使用，引起 FDI 流入的减少。然而，真实工资的增加也改变要素价格比并鼓励资本对劳动的替代，结果是增加对外部资本的需求。

本研究表明东道国工资水平是中国对外直接投资的一个显著决定因素，即中国对外直接投资对东道国的工资比较敏感，东道国工资水平越高，中国对其直接投资越少。一个可能的解释是，中国对外直接投资更有可能是垂直型 FDI。一个更有可能的解释是，相对于发达国家来说，中国对发展中国家和欠发达国家的投资更多，而这些国家相对工资水平较低，从而，增强中国对其直接投资的盈利能力。

4.5 地区差异的检验

4.5.1 检验模型与方法

本部分我们将两个虚拟变量 ($D1$ = 发展中国家和地区, $D2$ = 欠发达国家和地区) 引入方程 (1) 来检验相对于作为基底类的发达国家和地区来讲，在发展中国家和地区、欠发达国家和地区，中国 FDI 决定因素效应的变化。以上分类基于以下原因：首先，考虑到 98 个观测值的小样本，更多地区分类模型是不可行的。其次，使用的分类标准采用联合国统计局的 <Millennium development indicators> 所作的分类。分类可以对发达国家和地区与发展中国家和地区、欠发达国家和地区决定因素的相对重要性。

方程 (1) 的回归系数 ($\beta_1 \dots \beta_4$) 扩展为 $D1$ 和 $D2$ 的函数，地区虚拟变量方法基于 Casetti 的扩展方法 (Casetti,1972; Jones & Casetti,1992)。地理学在相当多的研究领域使用扩展方法来检验时间和空间的变化。Jones & Casetti (1992) 指出由于经济的、政治的、宗教的、制度的等特征不同，变量之间的关系可能发生变化。

地理学家通过构造一个扩展交叉集来检验这些变化。Casetti (1972) 认为许多研究将发现扩展方法在测度总体参数的变化时非常有用扩展方法假定总体参数可能不稳定（而不是假定总体参数稳定）。在这种意义上，总体参数的稳定应该被证明而不是被假定的观点使得扩展方法成为许多社会科学研究的有用工具。

方程（1）的回归系数（ $\beta_1 \dots \beta_4$ ）用以下方法表达为 D1 和 D2 的函数：

$$\beta_0 = \beta_{00} + \beta_{01}D1 + \beta_{02}D2 \quad (4.6)$$

$$\beta_1 = \beta_{10} + \beta_{11}D1 + \beta_{12}D2 \quad (4.7)$$

$$\beta_2 = \beta_{20} + \beta_{21}D1 + \beta_{22}D2 \quad (4.8)$$

$$\beta_3 = \beta_{30} + \beta_{31}D1 + \beta_{32}D2 \quad (4.9)$$

$$\beta_4 = \beta_{40} + \beta_{41}D1 + \beta_{42}D2 \quad (4.10)$$

将方程 6 至 10 代入方程（1），并使用共同截距项，而非固定效应的截距（因为现在研究关注的是地区差异，而非国别差异。固定效应的截距反映的是国别差异，现在假定差异由于地区类别引起而非国别引起）：

$$\begin{aligned} LnFDI_{it} = & \beta_{00} + \beta_{01}D1 + \beta_{02}D2 + \beta_{10}LnGDP_{i,t-1} + \beta_{11}D1LnGDP_{i,t-1} \\ & + \beta_{12}D2LnGDP_{i,t-1} + \beta_{20}LnEXPO_{it} + \beta_{21}D1LnEXPO_{it} \\ & + \beta_{22}D2LnEXPO_{it} + \beta_{30}LnEXCH_{it} + \beta_{31}D1LnEXCH_{it} \\ & + \beta_{32}D2LnEXCH_{it} + \beta_{40}LnGNIP_{it} + \beta_{41}D1LnGNIP_{it} \\ & + \beta_{42}D2LnGNIP_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (4.11)$$

方程（4.11）使用逐步回归方法进行估计。逐步回归方法用于克服解释变量之间的任何与共线性相关的问题（Bagchi-Sen,1995^[106]；Swamidass & Kotabe,1993^[107]）。虽然在大部分情况下对于可靠的模型需要大量的观测变量值，高共线性的变量在结果中被自动清除(Clark & Hoskins,1986^[108])。对于每个模型，这些变量从完备模型中清除掉以改善模型解释能力。

4.5.2 回归结果与讨论

使用逐步回归对方程（4.11）的估计结果如下：

表 4.8 方程（4.11）的 EVIEWS 估计结果

Dependent Variable: LOG(FDI?)
Method: GLS (Cross Section Weights)
Date: 09/13/04 Time: 21:57
Sample: 2000 2001

Included observations: 2				
Number of cross-sections used: 49				
Total panel (balanced) observations: 98				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.044798	1.031613	2.951493	0.0041
LOG(GDP?)	-1.316359	0.291645	-4.513562	0.0000
D1?*LOG(GDP?)	1.520779	0.305924	4.971107	0.0000
D2?*LOG(GDP?)	1.001390	0.313332	3.195933	0.0019
LOG(EXPO?)	1.742306	0.303286	5.744764	0.0000
D1?*LOG(EXPO?)	-1.704543	0.324271	-5.256535	0.0000
D2?*LOG(EXPO?)	-1.235689	0.332210	-3.719600	0.0004
LOG(EXCH?)	-0.853076	0.162989	-5.233946	0.0000
D1?*LOG(EXCH?)	0.924837	0.174444	5.301638	0.0000
D2?*LOG(EXCH?)	1.204723	0.181194	6.648788	0.0000
LOG(GNIP?)	-0.100190	0.108174	-0.926191	0.3569
Weighted Statistics				
R-squared	0.974813	Mean dependent var		11.34924
Adjusted R-squared	0.971918	S.D. dependent var		10.37300
S.E. of regression	1.738289	Sum squared resid		262.8833
F-statistic	336.7117	Durbin-Watson stat		1.747156
Prob(F-statistic)	0.000000			

调整的 R^2 表明中国 FDI 的地区差异的 97% 可以由方程 (11) 来解释。正如表所示, 东道国人均国民收入 (GNIP) 的变化对中国 FDI 影响的效应在发达地区和发展中地区、欠发达地区是相同的。然而, 东道国 GDP、向东道国的出口、东道国的汇率对中国 FDI 的影响效应在三类地区是不同的

表 4.9 FDI 决定因素的地区变化效应

地区	GDP	EXPO	EXCH	GNIP
发达地区	-1.32	1.74	-0.85	-0.10
发展中地区	0.21	0.04	0.07	-0.10
欠发达地区	-0.32	0.51	0.35	-0.10

正如上表所示, GNIP 变量没有显示地区间的变化。换言之, GNIP 的一个百分点增加引起中国 FDI 的一个相同比率的 FDI 的百分点减少。然而, 发展中国家的 GDP 的增加, 导致中国对其 FDI 的增加, 而发达地区和欠发达地区 GDP 的增加, 却导致中国对其 FDI 的减少。这一结果应证了在 3.4 节对显著的负的中国对外 FDI 的 GDP 弹性系数的解释。

模型结果也显示, 向东道国的出口对中国 FDI 在所有地区都是一个正的影响, 但对发达地区, 出口的增加导致中国 FDI 增加大于其它二类地区, 而在欠发达地区又大于发展中地区。发达地区的东道国汇率对中国 FDI 是一个负的显著影响, 而在其它二类地区是正的显著影响, 即发达地区的货币相对于人民币的币值降低减少中国对其直接投资, 而其它二类地区货币相对于人民币的币值降低增加中国对其直接投资。

4.6 本章小结

从本章计量分析结果, 我们可以得到三个主要结论:

首先, 传统的 FDI 经济决定因素对中国对外直接投资的影响是显著的。东道国 GDP、东道国的汇率、东道国的工资水平都对中国 FDI 有显著的负影响, 而中国对东道国的出口水平对中国 FDI 有显著的正影响。

其次, 我们注意到, 出口是中国 FDI 的一个重要的决定因素。对全球各个地区的投资大部分都由出口带动。表明中国 FDI 与出口相互补充, 成为占领东道国市场的重要战略。

第三, 东道国各种宏观经济因素对中国 FDI 的影响程度表现出较大的地区差异。除了 GNIP 外, 三类地区东道国的 GDP、EXCH 及中国的出口(EXPO)对中国 FDI 的影响是不同的。发展中国家和欠发达国家汇率的贬值导致中国对其 FDI 的增加, 特别是在欠发达地区的一个较大的增加, 说明中国跨国公司通过在这些东道国对固定资产的投资来资本化人民币的较高币值, 是中国跨国公司逐步走向成熟的一个体现。而发达地区, 尤其是欠发达地区的 GDP 对中国 FDI 的负影响, 则表明中国 FDI 对这些东道国市场的敏感度不高, 从而表明中国企业的 FDI 没有像发达国家企业那样成熟——市场规模越大, 直接投资量越大。出口对中国在所有地区的 FDI 有着正的影响, 但影响程度依大小排序为: 发达地区、欠发达地区、发展中地区。

5 中国对外直接投资的经济效应研究

对直接投资对母国国内经济必将产生影响,这些影响既有有利的方面,也有不利的方面,并且这些影响有时交织在一起。在投资方面,对外直接投资一方面会导致资本输出国国内资本供给的减少,从而减少国内的投资,另一方面对外投资利润的回流又有利于提高输出国的国民收入,增加资本供给,从而增加国内投资。在就业方面,对外直接投资一方面国内处于竞争劣势的非熟练半熟练工作岗位的减少,从而导致国内就业人数的相对下降,另一方面也会增加一些技术、管理以及文秘方面的职位,从而增加国内就业人数的增加。在税收方面,一方面对外投资的公司会通过转移定价和利润在国外的再投资,逃避对母国的纳税义务,另一方面公司利润的回流也会增加国民收入,从而增加税源。在国际收支方面,当对外投资企业从母国的进口额大于其对母国的出口额,则母国的国际收支状况改善,而母国国际收支的改善,通常有利于加强母国货币的国际地位。在国内储蓄方面,对外直接投资一方面转移了母国的国内储蓄,另一方面也可能以其高利率吸纳更多的国内外储蓄。在贸易方面,对外直接投资一方面减少母国对东道国的最终品的出口,另一方面也会增加母国对东道国的中间品的出口,同时既可以增加从东道国的进口,也可以减少从东道国的进口。一个更详细的对外直接投资经济效应的理论分析参见方齐云(2002)。

实证研究中,一般经济学者一般从贸易、就业、投资、国民收入、经济增长、公司增长等方面来检验对外直接投资的经济效应。由于中国 FDI 统计制度的落后,我们无法得到公司层面的 FDI 数据,因此,我们无法对中国 FDI 的其它经济效应如国内就业、投资、国民收入等进行计量研究。因此,这里的研究集中于中国 FDI 的贸易效应研究。该研究有两个目的:第一,检验中国 FDI 的贸易效应;第二,检验中国 FDI 的贸易效应是否有区域差异。检验 FDI 与贸易的关系,本研究将解决两个问题:A. 中国 FDI 是贸易创造型还是替代型?如果在一个东道国的直接投资导致母国更高水平的出口或进口,则 FDI 是贸易创造型;反之,如果,FDI 和贸易作为相互替代的国际化模式,即在一个东道国的直接投资导致母国和东道国之间的贸易减少,则 FDI 是贸易替代型。B. 中国 FDI 的贸易创造/替代关系是否因东道国的不同而不同?大部分已有实证研究并没有直接说明由于母国和东道国之间形成的特定联系对 FDI 的贸易效应所造成的可能的差异。我们检验不同东道国的

经济发展水平、与中国的距离的等因素的差异是否构成中国 FDI 的贸易效应在空间上变化的决定因素。

5.1 理论与假设

5.1.1 FDI 的贸易效应

对 FDI 的贸易效应，不同理论体系有不同的观点。国际贸易的禀赋理论和 FDI 的公司理论支持 FDI 与贸易的替代关系。而竞争优势理论、新贸易理论的不同流派、产业组织理论支持 FDI 与贸易的互补关系。此外，FDI 的公司理论有的支持是替代关系，有的则支持互补关系。

5.1.1.1 支持 FDI 与贸易替代关系的理论

相对要素禀赋理论。H—O 贸易理论的传统形式，并不适于解释 FDI 流动，从而也不适于解释 FDI 的贸易效应。然而，它已被改造为可以用来解释资本流动。Mundell(1957)最早修正了 H—O 理论，通过放松 H—O 理论的要素不可流动的假设，Mundell 表明，国际贸易和国际资本流动相互替代。当国家间生产要素的相对丰富度不同，则其要素价格也不同，从而导致贸易。当要素不可流动的假设一放松，则要素禀赋的差异降低，从而生产要素的价格差异也降低，导致贸易规模的减少^[109]。要素价格均等化（factor price equalization, FPE）定理(Lerner, 1952^[110]; Samuelson, 1949^[111])表明，在 H—O 模型下，商品贸易和要素流动完全替代。FPE 定理认为，在传统的 H—O 模型框架内，随着国家间的自由贸易，产出品的价格均等化，随之生产要素（资本、劳动）的价格也均等化。自由贸易将使工人工资和资本租金在贸易国家间均等化，由于要素的跨界流动而不是商品的活动导致要素价格的均等化。这样，由于要素价格的均等化，资本流动是贸易替代的，当要素价格一旦均等，则国家间的贸易完全停止。

进口替代的公司 FDI 理论。Cantwell(1994)^[112]注意到传统相对要素禀赋理论所描述的 FDI—贸易关系不能完全解释 FDI 的复杂性。相对要素禀赋理论假定资本流动主要是对要素价格差异作出的反应。随着时间消逝，要素价格差异消失，则商品贸易和资本流动也消失。Grubel(1968)^[113]是最早注意到 FDI 流动比仅仅是对要素价格差异的反应更为复杂的经济学家之一。他认为寡头垄断产业的成本状况和经济增长率的差异是 FDI 流动的另外一些原因。对寡头垄断产业和公司在市场的地位的更明确的解释来自公司层面的 FDI 理论。Kindleberger(1969)和 Hymer(1976)较早对公司在 FDI 中的作用作出解释。Kindleberger 认为在完全竞争

世界，FDI 将不会发生。若没有外部经济，信息是无成本的，并且没有国际贸易壁垒，FDI 将不复存在，贸易是国际经济活动的最有效的形式，正是这些因素的存在或市场的不完全导致了 FDI。Hymer 认为公司战略是 FDI 流动的动机。公司不断寻求市场机会，其海外投资的决定被认为是利用其某些并不为国外竞争者所拥有的能力的战略。这些学者认识到 FDI 和贸易的关系比经典的国际贸易理论所分析的更为复杂，但他们并没有直接表明 FDI 的贸易效应。Dunning 的折衷理论是一个更全面的体系，更适合用于解决这一问题。OLI 框架表明公司海外投资用于替代母国的出口和从东道国的进口。如一个公司在海外投资利用当地便宜的劳动力或税收减免优惠，表明它正在利用区位优势并用 FDI 替代母国出口。同样，跨国公司由于海外子公司的所有权而进入东道国市场，表明它正利用其所有权优势，在东道国的海外子公司的销售用于替代从母国母公司的出口。Dunning 表明，在不完全市场条件下，由于公司区位优势和所有权优势的融合导致 FDI 对出口的替代。这一观点在其它一些研究中也得到了证实（如 Adler & Stevens, 1974; Buckley & Casson, 1981; Hirsch, 1976; Horst, 1972），在这些研究中，FDI 和贸易被看作是公司以不同相对成本服务于国外市场的相互替代方式。

5.1.1.2 支持 FDI 与贸易互补关系的理论

比较优势理论。修正后的李嘉图的比较优势理论用于分析资本的跨境流动时，两国的资本租金将均等，由于发达国家有较高的工资/租金比，这表明资本将从已出口资本密集型商品的国家流出，在此情况下，当两国间伴随着资本流动的贸易增加时，FDI 和贸易相互补充。比较优势理论已被扩展到研究发达国家和发展中国家之间的 FDI—贸易关系（Kojima, 1978; Schmitz & Helmberger, 1970）。Schmitz & Helmberger（1970）表明，当技术先进的国家向资源丰富国家进行投资，将增加母国资本品的出口。FDI 用来利用国际劳动分工（international division of labor, IDL），实现生产的垂直化，从而导致产业间贸易^[114]。Kojima（1978）注意到当在母国具有比较劣势的部门进行国际投资时，出口和 FDI 将是互补的。这表明，在相对资本密集型商品生产方面具有比较优势的国家，将在对相对劳动密集型商品生产方面具有比较优势的国家进行投资，则 FDI 是贸易创造型的^[115]。

贸易创造的公司 FDI 理论。强调进口替代的公司理论趋向于表明 FDI—贸易的替代关系，而强调公司竞争力和战略行为的公司理论趋向于支持贸易创造的观点（Jacquemin, 1989; Patel & Pavitt, 1991; Vernon, 1966, 1979）。Vernon（1966）的国际生产和贸易的产品周期模型试图解释在产品的不同阶段 FDI 和贸易的关系。在产

品初期阶段公司在国际市场拥有优势，因此，在母国生产并出口到海外市场。然而，当产品成熟并标准化后，公司在海外投资并导致母国的进口。Patel & Pavitt(1991)认识到公司由于其垄断优势，使得公司将国际贸易的投资作为联合方式来利用其竞争优势，使用投资和贸易的联合方式而不是替代方式导致产业内和产业间贸易水平的提高^[116]。

新贸易理论。该理论融合了 FDI 理论和贸易理论，试图克服传统贸易理论的某些缺陷。它将诸如产品差异化和公司战略行为等不完全市场因素融合进一般均衡框架来解释跨国公司的出现及产生的 FDI 和贸易模式。该理论体系试图解释不断增长的世界贸易量、贸易的构成、公司内贸易和 FDI、具有相似或不相似要素禀赋的国家间的巨大贸易量。新贸易理论大部分支持 FDI 与贸易的互补关系。不同的模型表明 FDI 和贸易如何演化并在不同条件下如何相互补充。Helpman(1985)认为随着要素禀赋变得愈来愈相似，贸易并非源于成本最小化的动机，而是由于规模报酬递增和产品差异化。因此，FDI 将导致产业间、产业内、公司内贸易的同时并存和增长^[117]。Grossman & Helpman (1989)的动态模型基于跨国公司不断从事 R&D 和产品发展。由于公司承担产品导入的相关费用，故有动机通过 FDI 和贸易来内生化其利润^[118]。Ethier(1986)的跨国公司一般均衡模型也支持 FDI 与贸易的互补关系，并试图解释具有相似要素比例的国家间日益增加的 FDI 和贸易。其模型建立在 Dunning 的 OLI 框架上，解释了跨国公司的出现及其所导致的 FDI 和贸易两者的增加^[119]。

产业网络理论。产业网络理论广泛应用于社会科学的各个分支，包括商业和产业管理（Rauch & Casella,2001; Rugman & D'Cruz,1994; Wasserman & Faust,1994）。“网络”描述经济和非经济的因素如何交互作用。该理论认为在消费者和供应商之间建立的经济联系，导致产业/经济网络的形成。对于国际贸易和 FDI，产业网络理论认为国际商业活动是这些联系向国外市场的扩展(Johanson & Mattsson,1987)^[120]。换言之，该理论的基本前提是所有公司都处于网络中。通过购买和供给，经济单位连结在一起。经济单位从事 FDI 和贸易是为了对其自身能力形成补充的战略能力或者将自身资源与其它经济单位的相似资源融合在一起。当这一理论用于 FDI—贸易关系的分析时，该理论认为国家间已形成的联系将同时刺激投资和贸易，因此导致其互补关系。这一关系基于 FDI 和贸易两者都使用网络中相似的连结这一前提。因此，一旦连结建立起来，就很有可能导致 FDI 和贸易两者的增加（Johansson,1995; Johansson & Weitin,1993）^[121]。

5.1.1.3 假设

如前所述,理论文献有的支持 FDI 与贸易相互替代的观点,有的支持相互补充的观点,但总体来看,已有理论文献有利于赞成两者的互补关系。而已有的实证研究结果既有支持互补观点,也有支持替代观点,还有的认为不明确,但总体来看,支持互补观点的研究较多(参见第一章)。

国外大多数实证研究只关注 FDI—出口的关系,本研究以出口和进口两者来检验 FDI—贸易关系。此外,本研究使用总体 FDI(包括商品和服务),而不是象大多数已有研究那样使用制造业 FDI。这是因为理论上来说,跨国公司日益增长的跨国化导致从母国的商品和服务两者出口的增加(Grossman & Helpman 1989)。

因此,关于中国 FDI 的贸易效应,假设如下:

H1: 中国对外直接投资是贸易创造型的。

H1 (a): 中国对东道国的 FDI 增加中国对东道国的出口。

H1 (b): 中国对东道国的 FDI 增加中国从东道国的进口。

5.1.2 中国 FDI—贸易联系的区域差异

从上面征引的文献中,有几个原因使我们相信中国对外直接投资的贸易效应在不同区域之间存在差异。

首先,我们知道,不同国家间的相对要素禀赋的差异、相对要素价格的差异、经济发展水平的差异可能影响 FDI 与贸易的关系。由于这些因素导致的 FDI 的贸易创造效应的变化,受到发展了的比较优势理论(Kojima,1978)和新贸易理论的一般均衡模型(Helpman,1985; Helpman & Krugman,1989)的支持。在发达国家和发展中国家之间的相对要素价格的差异,强化了国际劳动分工,并且刺激跨国公司的垂直一体化。对 FDI 贸易效应的实证研究将东道国的发展水平也考虑进来。Lipsey at al. (1981, 2000)检验了东道国经济发展水平对美国和日本的 FDI 与贸易关系的影响。Lipsey 的早期研究(1981)表明东道国经济发展水平对美国的 FDI—贸易关系没有显著的影响^[122]。对日本公司的研究表明,总体上,母公司海外生产越多,则其出口越多,然而,对其它发达国家 FDI 的研究则常常发现 FDI—贸易的负相关(Lipsey at al., 2000)。

其次,从 Brainard(1993,1997)^[123]的邻近区域集中的假设中,我们知道,贸易国家间的密切度能够影响 FDI—贸易关系。邻近集中假设预期,当进入新市场的优势超过国内生产的规模经济时,则公司将跨境扩张。这表明,当东道国更接近母国时,FDI 更倾向于贸易创造。进一步,距离对 FDI 的影响超过对贸易的影响(Eaton

& Tamura,1996)^[124]。许多实证研究实际已经发现不同地区的贸易创造效应不同 (Aberg,2001; Goldberg & Klein,1998; Graham,1999)。

再次,规模经济和非同质的需求函数也将导致 FDI—贸易关系的区域变化 (Ethier,1986; Horstmann & Markusen,1987; Markusen,1984; Markusen & Venables,1996)。水平型跨国公司的一般均衡模型预期,由于规模经济和非同质需求函数导致 FDI 在发达国家更趋向于贸易创造性。

最后,产业网络理论也表明母国和东道国的联系也导致 FDI—贸易关系的区域差异。贸易国家间已经形成的这些联系,可能源于相对因素禀赋、地理上的邻近、规模经济及许多非经济因素如文化、历史、语言的接近等因素。实证研究也支持这一理论。如 Aberg (2001) 发现日本国家水平的 FDI 的出口效应有显著的区域差异。他发现日本 FDI 在其它亚洲国家表现出较高的出口效应。这些研究表明,检验母国和东道国之间已经形成的特定联系对检验 FDI—贸易联系的区域变化是非常关键的^[125]。此外,日益增加的证据表明,国家间的网络联系,正日益成为国际化的区位选择的影响因素 (Chen & Chen,1998^[126]; Johansson & Westin,1994)。

基于上述考虑,有理由假设,FDI—贸易关系很可能在不同东道国间是变化的,而非固定不变的。实际上,FDI 贸易创造效应的这种区域差异可能暗示母国和东道国的变化组合。总而言之,FDI 由于在某些东道国比在其它东道国具有更低的交易成本,因此更有效率。因此,我们提出第二个假设:

H2: 由于在不同的东道国,中国对外直接投资的交易成本不同,故 FDI—贸易关系在空间上存在区域差异。

H2 (a): 中国对外直接投资的出口创造/替代效应在空间上存在显著差异。

H2 (b): 中国对外直接投资的进口创造/替代效应在空间上存在显著差异。

5.2 模型的设定

5.2.1 已有实证研究文献所使用的模型

已有的检验 FDI—贸易关系的实证研究使用各种不同的模型,主要模型见下表。

表 5.1 FDI-贸易关系实证模型（应变量：出口）

作者	自变量	方法
Adler & Stevens, 1974	海外子公司销售	OLS
Belderbos & sleuwegegen 1998	贸易政策、市场规模、产品周期阶段	OLS
Gopinath et al., 1999	作为 FDI 代理变量的海外子公司销售	OLS
Gruber et al., 1967	海外子公司销售	OLS
Pain & Wakelin, 1998	FDI 流出存量、FDI 流入存量、世界需求、相对价格、生产质量	OLS
Aberg, 2001	FDI 流量、FDI 存量(t-1)、国家虚拟变量	合成数据回归（固定效应、虚拟变量）
Alguacil & Orts, 1999	FDI 存量	时间系列分析、VAR
Golberg & Klein, 1998	汇率、母国和东道国 GDP、FDI、FDI(t-1)	时间系列分析
Graham, 1999	FDI 存量	横截面分析
Gubert & Mutti, 1991	海外子公司销售、GDP、人均 GDP、距离、投资政策虚拟变量、税率	横截面分析
Lin, 1995	FDI 流出量、FDI 存量(t-1)、GDP、销售价格指数	时间系列分析
Lipsey & Weiss, 1981	GDP、FDI、距离、欧盟成员	横截面分析
Lipsey & Weiss, 1984	公司在美国的销售、东道国净销售、非制造业海外子公司销售	横截面分析
Lipsey et al., 2000	FDI、子公司就业量、GDP、距离	横截面分析
Meredith & Maki, 1992	出口比例、制造业增加值、（美国、加拿大）广告预算差异	横截面分析
Yamawaki, 1991	资本密集度、运输成本、R&D 密集度、子公司总就业	横截面分析
Blonigen, 2001	价格向量、日本公司海外生产、美国公司海外生产	SUR 回归
Brainard, 1997	FDI、运费、关税、税率、工厂规模经济、公司规模经济、语言、GDP	2SLS 回归
Golberg & Klein, 1999	美国真实 GDP、东道国真实 GDP、真实汇率、特定部门 FDI、其它部门 FDI	时间系列分析
Svensson, 1996	GDP、人均 GDP、海外子公司净销售（FDI 代理变量）、距离	时间系列分析
Swedenborg, 2000	GDP、R&D、自然资源密集度、熟练劳动、制造业海外子公司年限	合成数据分析（2SLS）
Wilamoski & Tinkler, 1999	GDP、汇率、FDI 流量、FDI 存量(t-1)	时间系列分析（VAR、脉冲响应函数）

这些模型大致可分三类：（1）检验 FDI 和贸易相对比例变化的模型，（2）出口或进口估计模型，（3）专门检验 FDI—贸易关系的模型。

第一类模型检验可能存在的 FDI 与贸易的替代关系（Adler & Stevens,1974; Gruber et al.,1967; Horst,1972）。这些模型用于检验当 FDI 用于绕开东道国贸易壁垒（如关税等）时的出口替代程度。这些模型的应变量一般是出口对海外生产的比率。自变量是贸易壁垒或贸易激励，用关税税率或税率代理贸易壁垒，用税收减免代理贸易激励。这些研究结果表明，出口对海外生产的比率随着东道国的关税或其它壁垒的不同而变化。这些模型的主要缺点是它们基于 FDI-贸易替代关系的假定。因此，不适用于用来检验本研究要研究的问题。

第二类模型，出口/进口估计模型，一般将出口或（和）进口作为应变量。自变量通常是母国和东道国的 GDP，FDI 的流动（流入、流出）、母国和东道国的距离、汇率差异（Gubert & Mutti,1991; Lin,1995; Pain & Wakelin,1998; Swedenborg,2000; Yamawaki,1991）。这里 FDI 作为自变量成为贸易流动量的决定因素。这些模型被广泛运用于检验国家间的贸易量，但它们并没有明确 FDI 究竟是贸易创造型还是替代型。

第三类模型包括 Pantulu(2002)^[127]、Aberg(2001)和 Johansson & Westin(1994)所使用的模型，这些模型更适宜于检验 FDI 和贸易效应。这些模型使用 FDI 流量和存量作为自变量，使用出口或进口作为应变量。这些模型的重点是检验 FDI 的贸易效应，而不是检验出口或进口的决定因素。

考虑到已有实证模型，本研究的模型设定从最后一类模型演变而来。这类模型的理论基础来源于贸易模型的传统引力模型（Gravity Models）。

5.2.2 引力模型（Gravity Model）

引力模型是一组空间交互作用模型，可以追溯到牛顿的星际引力模型。空间交互作用模型一般用来测度人力过程的空间运动（Haynes & Fortheringham,1984^[128]; Pooler,1994^[129]）。引力模型基于这样的前提：两个物体的交互作用取决于其质量（masses）与它们之间的摩擦（friction）。传统的引力模型有两个基本要素：

（1）规模和质量（scale or mass）的影响：测量主体（the origin）的推力和客体（the destination）的吸引力。如 GDP、人均国民收入、人口常常用来估计规模的影响。

（2）摩擦（friction）的影响：测量阻碍或强化主体和客体交互作用的因素。如两个区域的远距离很可能减少其交互作用。

基本的或传统的引力模型可以表达为：

$$T_{lk} = KP_l^{\alpha_1} P_k^{\alpha_2} d_{lk}^{\beta} \quad (5.1)$$

其中：

T_{lk} = 两个实体（ l 和 k ）的空间交互作用

P_l 、 P_k = l 和 k 的质量

d_{lk} = 两个实体（ l 和 k ）的摩擦

α_1 、 α_2 、 β = 代表 P_l 、 P_k 、 d_{lk} 对两个实体交互作用的影响程度

如方程（1）可以用于测度两个国家（ l 和 k ）之间的贸易流动（交互作用）。贸易流动依赖于国家人口规模（代表每个国家的质量）、国家间的距离（代表两个国家间的摩擦力）。进一步，摩擦或质量对交互作用的影响可能发生变化。两个国家间的贸易流动取决于它们之间的联系。如，更频繁的航班意味着较少的摩擦。这种变化可以由象 α 和 β 这样的指数来解释。

引力模型的传统形式能被扩展或改造用于许多应用。如，一个简单的扩展形式是包括多于一个变量来测量主体的推力、客体的吸引力及两者间的摩擦力。更进一步，引力模型还可根据所检验的信息的可获得性来进行设定。在某些不完全信息下的引力模型设定被称为受约束引力模型。受约束引力模型包括受约束生产模型，在该模型只有产出量是可以获得的信息。

引力模型的各种形式已经被用于运输、营销、零售、城市分析（Erlander & Stewart,1990; Fotheringham et al., 1995; Guldman & Fung,1998; Lowe & sen,1996）。Isard(1954)是最早将引力模型用于测度贸易的交互作用的研究者之一，Linnenman(1966)使用传统的受约束引力模型对贸易流动进行了深入的实证研究^[130]。此后，受约束的引力模型被经济学家和地理学家广泛用于 FDI 和贸易流动的实证研究。引力模型被用来检验如 GDP、人口、汇率、贸易联盟成员、国家共同边界等因素对 FDI 和贸易的影响(Eaton & Tamura,1996; Frankel, et al.,1994; Hacker & Johansson,2000; Johansson & Westin,1993; Zhang & Kristensen,1995)。它也被用于检验 FDI 和贸易范式的空间变动（Erickson & Haywood,1991; Hanink,1998; Poon,1997）。引力模型被广泛应用的一个原因是它能被改造来测度源于如 GDP、人均国民收入等经济因素，以及如距离、语言和其它文化等非经济因素所导致的贸易流动的区域变化。引力模型的可改造性使其成为本研究对 FDI—贸易交互作用的检验的合适选择。

当无约束的引力模型被广泛用来检验贸易和 FDI 流动的实证研究时，这些实证研究缺乏微观经济基础被认为是这类模型的一个缺点。如 Polak(1996)对这些模

型的推断能力表示怀疑。然而,过去二十多年来这些漏洞已经被理论发展所填补。已经提出的引力模型的理论基础源于传统的 H-O 贸易理论框架(基于要素禀赋差异的贸易)、新贸易理论及产业网络理论(基于差异化产品和不完全市场的国际贸易)。Deardorff(1995)^[131]、Evenett & Keller(1998)^[132] 和 Feenstra et al.(1998)^[133] 表明引力模型可以从 H-O 框架和同质产品贸易中推导出来。然而,大部分对引力模型的理论基础的研究主要基于差异化产品的贸易和不完全市场条件下的国际贸易(Anderson,1979; Bergstrand,1985; Johansson & Mattsson,1987; Johansson & weistin,1994)。

下面的模型是用于检验基于两个贸易国家间已经形成空间联系的宏观贸易流动的引力模型变体:

$$T^{lk} = A(F^l)^{\alpha} (Z^k)^{\beta} (L^k)^{\theta} \quad (5.2)$$

文献中引入大量影响两国间贸易流动密切度的因素。其中一些共同的因素如地理距离、文化差异、不同法律制度、网络联系的存在。所有这些因素可能增强或降低贸易流量,这取决于两国间已经建立的联系。

5.2.3 变量选择

本研究是检验 FDI 的贸易效应,因此,这里估计的空间交互作用是两国间的贸易流动。中国的贸易流动包括商品和服务的出口和进口。

在传统引力模型中,影响交互作用的规模因素一般由市场规模测度(Erickson & Haywood,1991; Poon,1997; Hacker & Johansson,2000)。然而这里研究的问题直接指向中国 FDI 潜在的贸易效应,因此东道国规模因素由 FDI 流量和存量来代表,而不用市场规模。

FDI 可以由跨国公司海外经营的增加值代表,也可以用国家整体的对外投资总量代表。跨国公司海外经营的近似值一般是海外子公司的总销售或净销售,及它们海外子公司的就业水平(Lipsey, Weiss,1981,1984; Gopinath et al.,1999; Gruber et al.,1967)。其它研究要么使用 FDI 总存量要么使用 FDI 年度流量作为投资变量(Alguacil & Orts,1999; Graham,1999; Lin,1995; Wilamoski & Tinkler,1999)。为了测度 FDI 的中期和长期影响,这里研究的变量包括每年对外投资流量(FDI 流量)和每年年末总的投资存量(FDI 存量)。FDI 存量为年末账面价值,即以历史成本测量的总存量。考虑到对贸易影响的时间,FDI 存量滞后一年(Aberg,2001; Lin,1995^[134])。

在传统引力模型中,空间摩擦一般由距离代表(Frankel et al.,1995^[135];

Hanink,1998; Zhang & Kristensen,1995)。然而，产业网络理论表明，空间摩擦力远远不止距离一个因素，它还包括一系列因素。产业网络的摩擦力由交易成本测度，较高的交易成本源于较大的摩擦力。该理论认为较高的交易成本不仅源于距离因素，也源于文化、政治和心理因素。同时，许多实证研究发现非经济因素的交易成本对贸易水平有影响(Frankel, 1997; Loughlin & Pannell,2001; Morsink,1998^[136])。

贸易国家间的来自于交易成本的空间摩擦力由虚拟变量来代理。这些虚拟变量每一个测度特定东道国因素对 FDI—贸易关系的影响。国家虚拟变量代表由于不同东道国的要素禀赋、发展水平、距离、需求状况和网络联系等因素的不同所导致的 FDI—贸易关系的差异。虚拟变量已经被广泛用于测度独立于时间因素的国家特定因素的影响 (Aberg,2001; Dell’Ariccia,1999; Harris & Matyas,1998^[137])。故在本研究中，贸易双方之间已经形成的联系由虚拟变量代表，测度中国 FDI 的贸易效应在不同国家间的变化。

因此，这里使用的修正的引力模型设定为测度中国 FDI (规模因素) 的贸易倾向和与贸易对方形成的空间联系 (摩擦力因素)。

5.2.4 模型的推导

鉴于上述对变量的选择，这里将使用的模型从方程 (2) 的引力模型推导而来。重写方程 (2)，我们得到：

$$T^{lk} = A(F^l)^{\alpha} (Z^k)^{\beta} (L^{lk})^{\theta} \quad (5.2)$$

空间交互作用，即应变量是贸易流量，规模因素由 FDI 流量和存量代表，摩擦力因素由虚拟变量代表。对方程 (2) 取对数线性形式，我们得到：

$$\ln T_{lk,t} = \alpha + \beta \ln F_{lk,t} + \gamma \ln Z_{lk,t-1} + \theta \ln L_{lk} + \varepsilon_i \quad (5.3)$$

其中：

- $T_{lk,t}$ = 时期 t 中国对东道国的出口/进口
- $F_{lk,t}$ = 时期 t 中国对东道国 FDI 流量
- $Z_{lk,t-1}$ = 时期 t-1 中国对东道国 FDI 存量
- $L_{lk,t}$ = 测度中国和东道国联系密切度的虚拟变量
- α 、 β 、 γ 、 θ = 待估计的参数
- ε = 白噪音误差项，即：
- $E(\varepsilon_i) = 0$
- $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+j}) = 0 \quad (\text{当 } j \neq 0)$$

$$\text{Cov}(F_t, \varepsilon_t) = 0; \text{cov}(Z_{t-1}, \varepsilon_t) = 0; \text{cov}(L_t, \varepsilon_t) = 0$$

由于空间联系由取值 (0,1) 的虚拟变量测度, 方程 (3) 可以表达为:

$$\ln T_{lk,t} = \alpha_{lk} + \beta \ln F_{lk,t} + \gamma \ln Z_{lk,t-1} + \varepsilon_i \quad (5.4)$$

$$\text{其中: } \alpha_{lk} = \alpha + \theta \ln L_{lk}$$

方程 (4) 用来检验我们的两个假设。FDI 变量的系数 (β 、 γ) 如果为正且显著, 表明中国在东道国的 FDI 是贸易创造型。相反, 如果这些系数 (β 、 γ) 为负, 则表明中国在东道国的 FDI 是贸易替代型。虚拟变量 α_{lk} 的显著性可以检验我们的假设 2。如果虚拟变量显著, 则表明由于中国与该东道国之间已经形成的空间联系导致中国 FDI 的贸易效应的显著的空间差异。

每一个东道国的虚拟变量标志着中国与其贸易密切度的水平。具有较高虚拟变量值的东道国可以解释为与中国有较高的贸易密切度。这些虚拟变量的引入不仅测度了东道国的不同所导致的不同效应, 而且测度了母国和东道国之间的交互作用的影响程度。较高的贸易密切度强化贸易创造效应, 而抑制替代效应。

5.3 数据和方法

5.3.1 数据收集

由于我们分别检验中国 FDI 的出口效应和进口效应, 因此我们分别用出口和进口作为两个应变量用于两个回归。应变量使用 2000 年和 2001 年中国对 49 个东道国的年出口流量和年进口流量。数据来源于中国统计出版社的《中国对外经济贸易年鉴》(各年)。单位为: 万美元。

自变量为中国对东道国的直接投资流量和存量。FDI 流量使用 2000 年和 2001 年中国对 49 个东道国的直接投资, FDI 存量使用 1999 年和 2000 年中国对 49 个东道国的年末直接投资存量。数据来源于中国统计出版社的《中国对外经济贸易年鉴》(各年)。单位为: 万美元。

5.3.2 回归方法

本研究采用合成数据回归(pooled regression)方法。时间跨度为 1999 年至 2001 年, 横截面单元为 49 个东道国。使用合成数据(panel data)而不是时间系列可以避免平稳性和时期自相关等问题 (Greene, 1990; Maddala, 1997)。使用合成数据分析代替横截面分析或者时间系列分析, 还可以增加模型的自由度 (Dell'Ariccia, 1999;

Harris & Matyas,1998)。在合成数据中虚拟变量的使用可以将不同国家独立于时间的因素的交互作用效应分离开来。引入对每一个东道国的虚拟变量的合成数据模型能增加模型的显著性。这是因为虚拟变量能够吸收回归中没有解释的变异。

因此,采用合成数据的变截距模型是适宜的。并且由于本研究仅就样本自身效应为条件进行推论,故使用确定效应模型。

5.3.3 模型诊断

5.3.3.1 联立性诊断

方程(4.4)设定的模型,可能存在两个问题:(1)联立性偏误(simultaneity bias), (2)由于模型设定的节省(parsimony)可能存在遗漏的变量。

联立性偏误之所以出现,是因为方程中一些解释变量是内生的,并因而很可能与干扰或误差项相关。如果有联立性问题(simultaneity problem)存在,OLS估计量不是一致性的。因此联立性检验本质上是检验(一个内生)解释变量是否与误差项相关。

在本研究中,FDI与贸易可能由另一组变量联合地决定,即受到相同因素的影响,从而两个变量可能是相互或共同依赖的变量,从而成为内生变量。如果FDI和贸易是两个内生变量,可能会导致出现在方程(5.4)中的贸易作为解释变量将与误差项相关,从而违反经典线性回归模型的一个重要假定,即解释变量与干扰项之间无相关的假定。如果方程(5.4)存在这种联立性问题,则使用OLS估计将导致谬误的结果。

因此,平狄克-鲁宾费尔德(Pindyck-Rubinfeld, PR)检验(Gujarati,1995)^[138]被用来检查FDI与贸易(出口和进口)之间的联立性问题。PR检验确定是否有一个变量导致FDI与贸易的联立问题。最可能影响FDI和贸易两者的重要变量是市场规模或东道国财富水平(Grosse & Travino,1996; Schneider & Frey,1985)。GDP和人均国民收入(PCY)被用来分别测度规模和财富水平。许多近期研究表明PCY是一个更为重要的决定因素,尤其对FDI(Frankel et al.,1995; Thompson,1998; Stone & Jeon,200)。基于PCY是FDI和贸易两者的一个决定因素,因此,我们选择它来作联立性检验。

检验设定如下:

$$F_{lk,t} = f(PCY_{k,t}, Z_{lk,t-1}) \quad (5.5)$$

$$T_{lk,t} = f(F_{lk,t}, Z_{lk,t-1}, \eta_{lk,t}) \quad (5.6)$$

其中 $PCY_{k,t}$ 表示东道国的人均国民收入, $\eta_{lk,t}$ 表示方程 (5.5) 的残差。在方程 (5.6) 的回归中, 如果得自方程 (5.5) 的残差 $\eta_{lk,t}$ 的系数显著, 则表明在 FDI 和贸易两个变量之间存在联立性问题。检验结果如下表:

表 5.2: 平狄克-鲁宾费尔德 (Pindyck-Rubinfeld, PR) 检验 ($F_{lk,t}$)

变量	估计的参数	T 值	P 值
截距	2.32	7.45	0.00
$PCY_{k,t}$	-0.05	-1.68	0.09
$Z_{lk,t-1}$	0.50	13.33	0.00

注: 检验方程的调整后的 R^2 为: 0.98。

表 5.3: 平狄克-鲁宾费尔德 (Pindyck-Rubinfeld, PR) 检验 ($T_{lk,t}$, 出口)

变量	估计的参数	T 值	P 值
截距	6.96	22.25	0.00
$F_{lk,t}$	0.11	3.48	0.00
$Z_{lk,t-1}$	0.46	10.73	0.00
$\eta_{lk,t}$	0.0008	0.016	0.99

注: 出口检验方程的调整后的 R^2 为: 0.99。

表 5.4: 平狄克-鲁宾费尔德 (Pindyck-Rubinfeld, PR) 检验 ($T_{lk,t}$, 进口)

变量	估计的参数	T 值	P 值
截距	1.75	2.82	0.00
$F_{lk,t}$	0.13	1.81	0.07
$Z_{lk,t-1}$	0.99	12.28	0.00
$\eta_{lk,t}$	-0.03	-0.49	0.62

注: 进口检验方程的调整后的 R^2 为: 0.99。

从检验结果来看, 对于出口方程和进口方程来说, $\eta_{lk,t}$ 的系数的 P 值分别为: 0.99 和 0.62, 表明这两个系数并不显著, 从而可以拒绝 FDI 和贸易两个变量之间存在联立性问题的可能性。

5.3.3.2 变量遗漏可能性检验

方程 (4) 的设定中如果包括进更多的变量是否可能改变估计的结果, 我们对此作出检验。由于 FDI 和贸易的研究文献中认为 PCY 是最重要的变量, 它可能对 FDI 和贸易产生影响。其它变量如距离、政治和文化因素已经被模型中的虚拟变量所代理。为了确证模型结果并非谬误, 现在把 PCY 作为一个解释变量引入进

行回归检验。检验回归模型设定如下：

$$LnT_{lk,t} = \alpha_{lk} + \beta LnF_{lk,t} + \gamma LnZ_{lk,t-1} + \omega PCY_{k,t} + \varepsilon_i \tag{5.7}$$

如果引入 PCY 以后，改变了模型的结果，即使得 $F_{lk,t}$ 、 $Z_{lk,t-1}$ 的系数 β 、 γ 变得不显著，则认为模型可能遗漏了一个重要变量，否则，模型设定是适宜的。检验结果见下表：

表 5.5：方程（5.7）回归结果表（出口）

变量	估计的参数	T 值	P 值
$F_{lk,t}$	0.008	5.17	0.00
$Z_{lk,t-1}$	0.18	191.43	0.00
$PCY_{k,t}$	-0.27	-8.65	0.00

注：出口检验方程的调整后的 R^2 为：0.99。

表 5.6：方程（5.7）回归结果表（进口）

变量	估计的参数	T 值	P 值
$F_{lk,t}$	-0.05	-8.58	0.00
$Z_{lk,t-1}$	-0.36	-21.16	0.00
$PCY_{k,t}$	0.42	11.67	0.00

注：进口检验方程的调整后的 R^2 为：0.99。

修正模型的回归结果，表明当 PCY 被作为一个解释变量引入时， $F_{lk,t}$ 、 $Z_{lk,t-1}$ 的系数的 P 值低于 1%置信水平，从而 FDI—贸易关系的显著性并没有改变，从而可以证明方程（4.4）模型的设定对于本研究是适宜的。

5.4 结果与讨论

5.4.1 中国对外直接投资的出口效应

对中国 FDI 的出口效应的假设 H1（a）是：中国对东道国的 FDI 增加中国对东道国的出口。我们利用方程（4.4）设定的模型对中国 FDI 的出口效应的检验结果输出如下：

表 5.7：中国对外直接投资的出口效应

Dependent Variable: LOG(EXPO?)				
Method: GLS (Cross Section Weights)				
Date: 10/08/04 Time: 10:02				
Sample: 2000 2001				
Included observations: 2				
Number of cross-sections used: 49				
Total panel (balanced) observations: 98				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(FDI?)	0.009194	0.000485	18.94756	0.0000
LOG(Z?)	0.176734	0.005024	35.17657	0.0000
Fixed Effects				
HONK--C	13.45216			
KOREA--C	12.68924			
JAPA--C	13.93039			
MONG--C	3.575290			
VIET--C	10.62308			
LAO--C	7.071676			
CAMB--C	8.168181			
MYAN--C	9.377315			
THAIL--C	10.70467			
MALAYSIA--C	11.12520			
SINGAPORE--C	11.80164			
INDONESIA--C	11.02787			
PHILLP--C	10.64295			
INDIA--C	10.72416			
BANGLADESH--C	10.14341			
SRILANKE--C	9.353119			
YEMEN--C	8.617303			
ARAB--C	10.96279			
RUSSIAN--C	10.70256			
UZBEKISTAN--C	7.237807			
KAZAKHSTAN--C	9.245521			
KYRGYZSTAN--C	7.786823			
GERMANY--C	12.46053			
ITALY--C	11.71359			
CZECH--C	9.766883			
EGYPT--C	9.907426			
ALGERIA--C	9.096231			
MAURITANIA--C	6.899272			
SUDAN--C	8.563010			
ETHIOPIA--C	7.789779			
KENYA--C	8.180295			

UGANDA--C	6.177488			
ZAMBIA--C	6.522465			
MAURITIUS--C	7.779752			
GHANA--C	8.070568			
BENIN--C	9.591932			
NIGERIA--C	9.744161			
SOUTHAF--C	9.882951			
ZIMBABWE--C	6.621415			
BOTSWANA--C	6.122426			
BRAZIL--C	10.17985			
ARGENTINA--C	9.786910			
PERU--C	7.918320			
VENEZUELA--C	9.439511			
MEXICO--C	10.22207			
PANAMA--C	10.91824			
UNITEDSTATES--C	13.50161			
CANADA--C	10.76779			
AUSTRALIA--C	10.85982			
Weighted Statistics				
R-squared	1.000000	Mean dependent var	97.86592	
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	232.7177	
S.E. of regression	0.147820	Sum squared resid	1.026986	
F-statistic	2.40E+08	Durbin-Watson stat	3.920000	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.997749	Mean dependent var	10.92147	
Adjusted R-squared	0.995355	S.D. dependent var	2.187976	
S.E. of regression	0.149115	Sum squared resid	1.045060	
Durbin-Watson stat	3.920000			

从回归结果看，模型拟合优度很好，调整后的 R^2 高达 0.99，经过加权处理，该值增加到 1，说明模型拟合得非常好。从回归系数的 P 值来看，所有回归系数均高度显著。回归系数表明，中国对东道国的 FDI 流量每增加一个百分点，则中国向该东道国的出口增加 0.01 个百分点，中国对东道国的 FDI 存量每增加一个百分点，则中国向该东道国的出口增加 0.36 个百分点。

实证结果表明，中国对外直接投资是出口创造型的。FDI 流量和存量的正的显著系数，表明中国对外 FDI 导致中国出口水平的增加。相对于 FDI 流量来说，FDI 存量对出口的影响更大，意味着中国的对外直接投资，一旦投资生产，在长期内将带动中国的原材料、资本品、技术等出口。

中国 FDI 的出口创造效应，与相关理论的预期一致，这些理论包括贸易创造

的 FDI 理论、新贸易理论、产业网络理论。新贸易理论认为，在具有相似要素禀赋或相似收入水平的国家的跨国公司的水平和垂直一体化，FDI 具有贸易创造效应（Ethier,1986; Horstmann & Markusen,1987; Markusen,1984,1995）。中国 FDI 集中于亚洲国家与这一理论一致。

中国 FDI 存量比流量的出口效应更大，与产业网络理论所预期的结果一致，该理论认为源于当贸易国家间的联系随着时间而建立与巩固，FDI 的出口创造效应变得越来越大（Johnsson & Mattsson, 1987; Johnsson & Westin,1993）。Heiduk & Hodges(1992)注意到通过 FDI 和出口两条途径对东道国潜在市场的利用的重要性。中国跨国公司对东道国市场的占领也是通过 FDI 和出口两种互补方式实现的。

因此，回归结果与理论预期的出口创造效应一致，并完全证实了假设 1（a）。出口创造效应既可以是中间品贸易的扩大，也可以对外投资的最终产品在当地市场的开拓所导致的国内最终品的出口增加。当然，从理论上分析，中国对东道国的直接投资虽然促进了中国对其原材料、资本品、技术等中间品的出口，但一定会替代一部分最终产品的出口，并且由于海外生产大多使用当地劳动力，从而在一定程度上替代了国内就业。

5.4.2 中国对外直接投资的进口效应

对中国 FDI 的出口效应的假设 H1（b）是：中国对东道国的 FDI 增加中国从东道国的进口。我们利用方程（4.4）设定的模型对中国 FDI 的进口效应的检验结果输出如下：

表 5.8：中国对外直接投资的进口效应

Dependent Variable: LOG(IMPO?)				
Method: GLS (Cross Section Weights)				
Date: 10/06/04 Time: 21:06				
Sample: 2000 2001				
Included observations: 2				
Number of cross-sections used: 49				
Total panel (unbalanced) observations: 97				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(FDI?)	-0.046243	0.000873	-52.96525	0.0000
LOG(Z?)	-0.355435	0.009921	-35.82546	0.0000
Fixed Effects				
HONK--C	17.77631			
KOREA--C	17.41956			
JAPA--C	18.08559			

MONG--C	13.30661			
VIET--C	14.51030			
LAO--C	9.330491			
CAMB--C	11.95813			
MYAN--C	12.54097			
THAIL--C	16.52923			
MALAYSIA--C	16.31996			
SINGAPORE--C	16.20292			
INDONESIA--C	16.23252			
PHILLP--C	14.84806			
INDIA--C	14.76335			
BANGLADESH--C	10.23844			
SRILANKE--C	9.747859			
YEMEN--C	13.67173			
ARAB--C	13.52599			
RUSSIAN--C	17.06627			
UZBEKISTAN--C	9.332892			
KAZAKHSTAN--C	14.53377			
KYRGYZSTAN--C	11.44304			
GERMANY--C	16.77143			
ITALY--C	15.24354			
CZECH--C	11.03842			
EGYPT--C	12.14962			
ALGERIA--C	10.06120			
MAURITANIA--C	8.293104			
SUDAN--C	13.99941			
ETHIOPIA--C	7.564855			
KENYA--C	9.009797			
UGANDA--C	7.044316			
ZAMBIA--C	12.05657			
MAURITIUS--C	10.12082			
GHANA--C	10.63435			
BENIN--C	5.648529			
NIGERIA--C	13.21714			
SOUTHAF--C	15.16165			
ZIMBABWE--C	12.38174			
BOTSWANA--C	2.150598			
BRAZIL--C	15.58581			
ARGENTINA--C	14.15772			
PERU--C	14.45178			

VENEZUELA--C	11.45039			
MEXICO--C	14.63900			
PANAMA--C	6.668190			
UNITEDSTATES--C	18.91838			
CANADA--C	16.93326			
AUSTRALIA--C	17.19002			
Weighted Statistics				
R-squared	1.000000	Mean dependent var	125.7429	
Adjusted R-squared	1.000000	S.D. dependent var	545.5043	
S.E. of regression	0.369220	Sum squared resid	6.270883	
F-statistic	2.10E+08	Durbin-Watson stat	3.958935	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.993041	Mean dependent var	10.06679	
Adjusted R-squared	0.985478	S.D. dependent var	3.128921	
S.E. of regression	0.377062	Sum squared resid	6.540101	
Durbin-Watson stat	3.959184			

再一次，我们看到模型拟合优度非常好，调整后的 R^2 高达 0.99，经过加权处理，该值增加到 1，说明模型拟合得非常好。从回归系数的 P 值来看，所有回归系数均高度显著。回归系数表明，中国对东道国的 FDI 流量每增加一个百分点，则中国从该东道国的进口减少 0.05 个百分点，中国对东道国的 FDI 存量每增加一个百分点，则中国从该东道国的进口减少 0.05 个百分点。

实证结果表明，中国对外直接投资是进口替代型的。FDI 流量和存量的负的显著系数，表明中国对东道国的 FDI 导致中国从该东道国的进口水平的减少，或者中国对东道国投资越多，进口越少。相对于 FDI 流量来说，FDI 存量对进口的影响更大，意味着中国的对外直接投资，一旦投资生产，在长期内将减少中国从东道国的进口。

中国 FDI 的进口替代效应与进口替代的公司 FDI 理论（Cantwell,1994; Grubel,1968; Kindleberger,1969; Hymer,1976; Dunning,1998）相一致，如 Dunning 的 OLI 框架表明公司海外投资用于替代母国的出口和从东道国的进口。在实证方面，对 FDI 的进口效应的研究很少，笔者所见只有 Pantulu(2002)研究，但该研究对德国、日本、美国的 FDI 的进口效应的检验，得到的是正的显著系数。与本文研究结论不一致。

一个可能的解释是，一方面，对于市场寻求型的直接投资，由于中国跨国公司的海外投资更多的是在当地销售或向第三方销售，中国对东道国的直接投资导

致中国从东道国的进口的减少。也就是说，中国利用东道国市场的便宜劳动力进行海外生产，主要用于东道国销售或出口到第三方，而不是出口回本国。另一方面，对于资源寻求型的直接投资，则由于海外投资进行初加工，从而在数量及价值上减少从东道国的进口。此外，有的东道国如拉美及非洲地区由于地理等原因，中国从其进口规模本来就不大，而中国对这些东道国的直接投资也不会增加从这些地区的进口。因此，中国对外 FDI 的进口替代效应这一回归结果与理论预期的进口创造效应并不一致。

5.4.3 国对外直接投资的贸易效应的空间变化

为了研究中国 FDI 的贸易效应是否存在空间差异，我们对虚拟变量 (α_{ik}) 进行检验。这些系数代表中国与东道国之间的贸易密切度。衡量贸易密切度的虚拟变量值以相对大小予以解释。即，东道国与中国贸易密切度越高，其贸易创造效应越大。反之则相反，根据虚拟变量的估计值，我们可以判定贸易替代效应的强弱。如果系数并不显著，则表明 FDI—贸易效应没有空间变化。

根据虚拟变量的大小排列，我们可以对中国 FDI 贸易效应的空间变化进行描图。这些东道国可以按两个指标进行分类：高或低出口密切度，高或低进口密切度。分类标准以出口或进口密切度高于或低于所有密切度的数学平均值。因此，全部东道国按与中国的贸易密切度的不同可以分为四类国家：

- (1) 与中国有高的出口密切度和高的进口密切度国家；
- (2) 与中国有高的出口密切度和低的进口密切度国家；
- (3) 与中国有低的出口密切度和高的进口密切度国家；
- (4) 与中国有低的出口密切度和低的进口密切度国家。

四类国家可以形成四个象限的图形。X 轴表示出口密切度，Y 轴表示进口密切度。贸易效应在不同东道国的空间变化可以描述如下图：

高进口 和低出口密切度 (D)	Y	高进口 和高出口密切度 (A)	
			X
低出口 和低进口密切度 (C)		高出口 和低进口密切度 (B)	

图 5.1: FDI 贸易效应的空间变化

虽然 EVIEWS 软件并不输出截距项的 T 统计量,但从模型的高优度的拟合性,我们可以推断所有虚拟变量系数是统计上显著的。这表明,中国与东道国之间的贸易密切度影响中国 FDI 的贸易效应的空间变化,从而证实了我们的假设 2。

中国出口密切度范围从 13.93 到 3.57;进口密切度范围从 18.92 到 2.15 (见下表)。出口和进口密切度的均值分别为 9.54 和 12.89。

表 5.9: 贸易密切度的描述统计量

	均值	最大值	最小值	标准差
出口	9.54	13.93	3.57	2.11
进口	12.89	18.92	2.15	3.65

据此,我们可以将东道国和地区按上述进行分类:

落入 A 象限(高出口和高进口效应)的国家和地区有:香港、韩国、日本、越南、泰国、马来西亚、新加坡、印尼、菲律宾、印度、阿联酋、俄罗斯、德国、意大利、尼日利亚、南非、巴西、阿根廷、墨西哥、美国、加拿大、澳大利亚。

落入 B 象限(高出口和低进口效应)的国家和地区有:孟加拉国、捷克、埃及、贝宁、巴拿马。

落入 C 象限(低出口和低进口效应)的国家和地区有:老挝、柬埔寨、缅甸、斯里兰卡、乌兹别克、吉尔吉斯、阿尔及利亚、毛里塔尼亚、埃塞俄比亚、肯尼亚、肯尼亚、乌干达、毛里求斯、加纳、博茨瓦纳、委内瑞拉。

落入 D 象限(低出口和高进口效应)的国家和地区有:蒙古、也门、哈萨克、苏丹、津巴布韦、秘鲁。

对这一结果的图示如下:

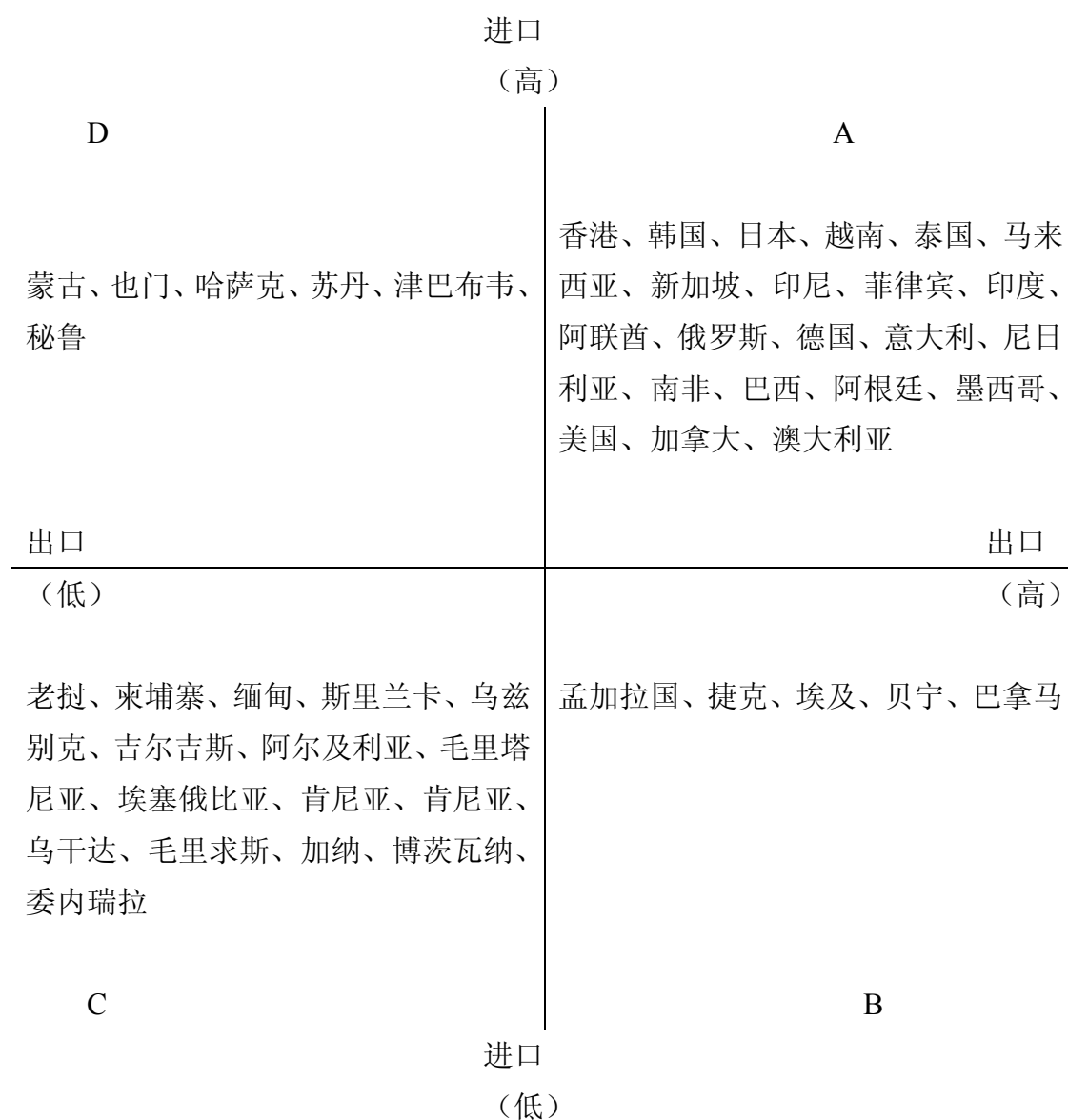


图 5.2：中国 FDI 的贸易效应

高出口密切度表明中国 FDI 的出口创造更大。而进口密切度由于中国 FDI 是进口替代的，因此解释进来多一层曲折。由于较高的贸易密切度强化贸易创造效应，但抑制替代效应。因此，对进口效应检验的截距来说，该值越大，则其进口替代效应越小，故相对来讲，进口密切度越大，则中国 FDI 的进口创造效应也越大。

5.5 本章小结

本章引入引力模型，加以改造，发展出无约束的引力模型用来检验贸易流动和 FDI 的关系，在该模型中还引入两个贸易国家间已经形成空间联系这一因素，从而构建起用于实证研究的宏观贸易流动的引力模型变体。本章使用这一模型对中国对外直接投资的贸易效应进行了实证研究，得到的主要结论是：

中国对东道国的直接投资促进了中国对东道国的出口，但却抑制了从东道国的进口。对实证结果的理论解释是，中国对东道国的直接投资促进了中国对其原材料、资本品、技术等中间品的出口，当然，也应该注意到中国对外 FDI 也会替代一部分最终产品的出口，并且由于海外生产大多使用当地劳动力，从而在一定程度上替代了国内就业。对于市场寻求型的直接投资，由于中国跨国公司的海外投资更多的是在当地销售或向第三方销售，中国对东道国的直接投资导致中国从东道国的进口的减少。对于资源寻求型的直接投资，则由于海外投资进行初加工，从而在数量及价值上减少从东道国的进口。此外，有的东道国如拉美及非洲地区由于地理等原因，中国从其进口规模本来就不大，而中国对这些东道国的直接投资也不会增加从这些地区的进口。

中国 FDI 的贸易效应也存在着空间上的差异，表明中国与东道国之间的贸易密切度影响中国 FDI 的贸易效应的空间变化。根据不同东道国与中国的贸易密切度，对样本国家和地区进行了分类。高出口密切度表明中国 FDI 的出口创造更大。高进口密切度表明中国 FDI 的进口替代效应越小。

6 结论与政策建议

本章基于前几章的研究，将中国对外直接投资的规模进行全球比较，并展望其发展趋势；对中国对外直接投资的决定因素与经济效应同美国进行比较；对阻碍中国对外直接投资的因素进行分析，从而得出本研究的结论与政策建议。

6.1 中国对外直接投资规模的全球比较与发展趋势

6.1.1 中国对外直接投资规模的全球比较

笔者在第一章曾经提出，开放经济条件下，对外直接投资的流入与流出是一个经济体融入经济全球化的重要途径。自 20 世纪 90 年代后期以来，对外直接投资已经取代国际贸易成为国际经济一体化的主要力量。我们从 FDI 的角度来看，可以证实这一观点。在第二章对中国对外直接投资的时间系列数据作了介绍，这里我们选取 1998—2002 年世界及主要国家对外直接投资相关数据与中国作一个比较（见下表），从全球视野来考察中国对外直接投资的规模。

表 6.1 中国对外直接投资规模的全球比较（单位：百万美元，%）

国别/年份		1998	1999	2000	2001	2002	2003
世界	流量	683,211	1,096,554	1,200,783	711,445	647,363	612201.2
	存量	4,231,513	5,002,998	5,991,756	6,318,861	6,866,362	8196863
	存量 GDP 比	14	17	19	20	22	23
中国	流量	2634	1775	916	6884	2518.41	1800
	存量	23112.61	24887.61	25803.61	32687.61	35206.02	37006.02
	存量 GDP 比	2.4	2.5	2.4	2.8	2.8	2.6
美国	流量	131,004	209,391	142,626	103,764	119,741	151884
	存量	1,000,703	1,173,122	1,293,431	1,381,674	1,501,415	2069013
	存量 GDP 比	11	13	13	14	14	18.8
英国	流量	122,816	201,451	233,371	58,855	35,180	55093.13
	存量	488,372	686,420	897,845	869,700	921,446	1128584
	存量 GDP 比	34	47	62	61	59	62.7
日本	流量	24,151	22,745	31,557	38,333	31,481	28800.26

本	存量	271,683	192,907	278,445	300,115	331,596	335499.5
	存量 GDP 比	7	4	6	7	8	7.8
欧 盟	流量	415,367	731,068	819,169	451,911	394,146	336993.6
	存量	1,928,786	2,374,299	2,980,615	3,171,860	3,434,297	4035610
	存量 GDP 比	23	28	38	40	41	39.6
加 拿 大	流量	34,358	17,247	46,625	36,642	28,793	21541.92
	存量	171,466	201,434	235,512	244,638	273,719	307855
	存量 GDP 比	28	31	33	35	38	35.5
巴 西	流量	2,854	1,690	2,282	-2,258	2,482	249.3
	存量	49,031	50,721	53,003	50,745	53,227	54646
	存量 GDP 比	6	10	9	10	12	11
智 利	流量	1,484	2,558	3,987	1,432	464	1395.183
	存量	6,348	12,919	11,793	12,976	13,439	13783.78
	存量 GDP 比	9	19	16	20	20	19.1
韩 国	流量	4739.5	4197.8	4998.9	2420.1	2616.5	3429.2
	存量	20293.1	23333.64	26833.18	29019.78	31101.79	34530.99
	存 GDP 比	5.9	5.2	5.2	6	5.7	5.7

资料来源：联合国贸发会议对外直接投资数据库（<http://www.unctad.org/Templates>）。

从上表可以看出，自 1998 年—2003 年，全球 FDI 流出存量占全球 GDP 的比例分别为：14%、17%、19%、20%、22%、23%，而中国相应年份相应比例在 2%—3%之间徘徊。

接下来我们考察主要发达地区的情况，美国相应年份的相应比例分别为：11%、13%、13%、14%、14%、14%、18.8%；英国的比例分别为：34%、47%、62%、59%、62.7%；加拿大的比例分别为：28%、31%、33%、35%、38%、35.5%；日本的比例分别为：7%、4%、6%、7%、8%、7.8%；欧盟的比例分别为：23%、28%、38%、40%、41%、39.6%。我们看到发达国家和地区对外直接投资占 GDP 的比例远远高于中国。从历史上看，英国是世界上最早实施对外直接投资的国家之一。19 世纪之前，英国为了给其工业品拓展海外市场，在贸易、运输、金融等方面开始了海外投资。20 世纪之前，英国的对外投资主要集中在其殖民地国家。20 世纪以后，随着其他资本主义国家的壮大以及世界服务业的迅猛发展，英国的海外投资转向以英语为母语的发达国家。根据联合国贸发会议的统计数据显示，英国已

2002 年对外投资额达 9214.46 亿美元。美国是一个后起的资本主义国家。19 世纪未至 20 世纪初,随着美国垄断资本的形成,美国对外经济扩张步伐大大加快,其中美国对外直接投资始于南北战争结束后。据美国历史统计,1897 年美国对外直接投资累计额为 6 亿美元,1908 年增至 16 亿美元;到 1914 年第一次世界大战前,美国对外直接投资累计达 26.32 亿美元,占主要资本主义国家对外直接投资一半以上;到 1929 年达到 75 亿美元,成为对外直接投资最多的资本主义国家;受 20 世纪 30 年代经济危机和大萧条的影响,1940 年美国对外直接投资与 1929 年相比下降了 0.8%,为 70 亿美元。第二次世界大战以后,美国作为超级大国和世界金融中心,对外直接投资成倍扩大,截至 2002 年,日本对外直接投资金额累计达到 15014.15 亿美元。20 世纪 70 年代初,日本开始向其他东南亚国家和地区投资,大规模转移劳动密集型产业,后来投资范围扩大到全世界,投资范围也向多领域发展。截至 2002 年,日本对外直接投资金额累计达到 3315.96 亿美元。就地区而言,日本对欧美等发达国家的商业和金融保险等第三产业投资比重较大,对亚洲地区以纺织、机电加工组装业投资为主,对中东、大洋洲、非洲等能源定向开发进口类型的投资较多。日本在泡沫经济破碎之前,其海外金融机构遍布世界各主要国家和地区,海外金融资产总额一度占世界各国金融机构海外资产总额的 38.2%,对外债权额占世界债权市场份额的 36%,高居世界首位。

从同为发展中国家的巴西和智利的情况来看,其规模也远远高于中国,巴西相应年份的相应比例在 6%—12%,而智利相应年份的比例在 9%—20%之间,也远远高于中国。20 世纪 80 年代以后,韩国的对外投资规模经历了从小到大的发展过程。1980 年以前,韩国的对外白净净金额仅仅为 127 亿美元;1990 年累计达到 3327.6 亿美元,至 2002 年底累计达到了 31101.79 亿美元,占 GDP 的比例为 5.7%。。

因此,从第二章和这部分的研究,我们得到的第一个结论是,中国对外直接投资的规模偏小,从对外直接投资的角度来看,中国融入经济全球化的程度有待深化。

6.1.2 中国对外直接投资的发展趋势

从三个角度,可以考察中国对外直接投资的发展趋势,这就是:理论角度、政策角度、现实角度。

从理论角度看,邓宁的投资发展周期理论从动态角度解释一国的经济发展水平与国际直接投资地位的关系,特别引人注目的是该理论在发展中国家的应用。根据该理论,一个国家对外直接投资倾向取决于:第一,经济发展的阶段;第二,

该国所拥有的所有权优势、内部化优势和区位优势。他根据人均国民生产总值，划分了四个经济发展阶段。第一阶段（人均 GNP 低于或等于 400 美元），没有直接投资输出，这是由于一国的企业还没有所有权优势，同时，由于本国投资环境较差，外资流入量较少；第二阶段（人均 GNP 在 400—2000 美元之间），对外资的吸引力增加，外资大量流入，但由于国内经济发展有限，对外投资仍然很小；第三阶段（人均 GNP 在 2000—4750 美元之间），对外直接投资大幅度上升，其发展速度可能超过引进外国直接投资的发展速度，但净对外投资仍为负值，进入这一阶段标志着一国已走上国际生产专业化门道路；第四阶段（人均 GNP 在 4750 美元之上），处于这一阶段的国家是发达国家，他们拥有了强大的所有权优势，此时的净对外投资额仍为正值并逐渐扩大。在邓宁看来，跨国投资是经济发展的必然结果，是随着经济发展而进行动态演进。按照这个理论，一个国家在全球跨国直接投资格局中的地位与其发展水平密切相关。发展水平愈高，发展潜力愈大，吸收外资的能力和对外投资的能力都愈强，对外净投资的能力也随着经济发展水平的提高而增强。例如，美国，既是吸收跨国直接投资最多的国家，也是对外投资最多的国家。

表 6.2 一国吸引外资和对外投资的演进过程

对外投资阶段	人均国民生产总值	跨国投资特点
1	低于 400 美元	有少量外资流入，无对外投资
2	400—2000 美元	外资流入增加，少量对外投资
3	2000—4750 美元	对外投资增加，增速有可能超过外资流入增速，但净对外投资仍然为负
4	4750 美元以上	对外投资超过外资流入

资料来源：Denning, 1988. Explaining International Production. London: Unwin Hyman.

中国目前处于人均收入 1000 美元的阶段，按国际投资演进四个阶段划分，正处于吸引投资数额上升、对外投资数额较小的阶段。按联合国贸发会议的统计，2003 年吸收外国直接投资和对外直接投资的比例，发达国家平均为 1.55:1(366572.6:569576.5)，发展中国家平均为 1:0.20(172032.5:35591.04)，也就是说，发达国家对外投资的数额相当于其吸收外资数额的 1.55 倍，发展中国家对外投资数额仅相当于其吸引外资额的 20%。中国对外投资虽然近几年发展较快，但与吸引外资相比，还处于较小规模，截至 2003 年，利用外国直接投资与对外投资的比重为 1: 0.03，这个比例明显低于发展中国家的平均水平。从国际经验看，当一国人均 GDP 处于 400—1500 美元之间时，对外投资开始加速。

从现实角度考察，国内一批企业国际竞争力不断提高，具有对外直接投资的实

力和能力。如从制造业来看，海尔集团 2003 年人均利润达到 1.1 万美元，是世界 500 强中同行业首位的西门子公司的 0.6 万美元的 183.3%。海尔集团也是我国家电业对外直接投资的典范。1996 年 12 月，海尔集团在印度尼西亚投资建厂，成立海尔莎保罗有限公司，首次实现跨国生产。1997 年 6 月，菲律宾海尔 LKG 电器有限公司成立。1997 年 8 月，马来西亚海尔工业有限公司成立；1997 年 2 月，南斯拉夫海尔生产厂成立。1998 年以来，海尔集团明确提出实现“国际化的海尔”的战略目标。另外一个案例是，首都钢铁公司在 1992—1993 年迎来了对外直接投资的迅速膨胀时期，在短短的两年时间内，首钢集团共建立了 17 家海外企业（见下表）^[139]。截至 2002 年，经有关部门批准的我国对外直接投资的企业达到 6960 家（中国对外经济贸易年鉴，2003）。

表 6.3 1992—1993 年首钢集团海外投资一览表

	企业名称	国家或地区	经营范围	年份	控股比例
1	首钢国际企业有限公司	香港	钢铁	1992	39.1
2	首钢马来西亚有限公司	马来西亚	钢铁	1992	45
3	印尼萨发利有限公司	印度尼西亚	钢铁	1992	40
4	首钢迪拜钢丝厂	阿联酋	钢铁	1992	49
5	首钢莫斯科办事处	俄罗斯	贸易	1992	100
6	首钢秘鲁铁矿有限公司	秘鲁	铁矿	1992	99
7	宝佳集团有限公司	香港	有色金属	1993	50.6
8	首钢科技集团有限公司	香港	机电贸易	1993	50.3
9	首钢四方集团有限公司	香港	房地产	1993	25.2
10	海成集团有限公司	百慕大群岛	房地产	1993	38.5
11	保华国际德祥建筑公司	百慕大群岛	房地产	1993	9.9
12	首钢香港控股有限公司	香港	投资	1993	100
13	超群控股有限公司	香港	投资	1993	100
14	宝生国际有限公司	维尔京群岛	钢铁	1993	65
15	利和国际有限公司	维尔京群岛	钢铁	1993	65
16	吉泰安企业有限公司	维尔京群岛	钢铁	1993	65
17	华宇实业有限公司	新加坡	电子	1993	40

资料来源：鲁桐（2000）。

从政策角度考察，我国企业的对外投资，以往一直受到政府较为严格的限制。

改革开放以来，我国实行对外开放的基本国策，开放型经济迅速发展，基本形成了全方位、宽领域、多层次的对外开放格局，极大地增强了我国的国际竞争力。作为执政党，中国共产党 2002 年召开的第十六次代表大会的报告中提出：坚持引进来和走出去相结合，全面提高对外开放水平。适应经济全球化和加入世贸组织的新形势，在更大范围、更广领域和更高层次上参与国际经济技术合作和竞争，充分利用国际国内两个市场，优化资源配置，拓宽发展空间，以开放促改革促发展。2003 年召开的党的十六届三中全会作出的《中共中央关于完善社会主义市场经济若干问题的决定》中，再次提出：继续实施走出去战略，完善对外投资服务体系，赋予企业更大的境外经营管理自主权，健全对境外企业的监管机制，促进我国跨国公司的发展。

因此，我们的第二个结论是：随着中国经济发展水平的提高，随着中国企业国际竞争力的不断提高，随着中国促进海外直接投资政策的改善，中国的对外直接投资将有一个大的发展。

6.2 中国对外直接投资决定因素和经济效应及其与美国的异同

6.2.1 中国对外直接投资决定因素及其与美国的异同

美国作为最大的发达经济体，其跨国公司的对外直接投资很成熟，因此，不仅规模巨大，而且是一种市场驱动为主的投资。中国作为最大的发展中经济体，其跨国公司的对外直接投资正在成长和成熟之中。本部分对中美两国对外直接投资决定因素的异同作比较，从而可以对中国对外直接投资作一个判断。

从第三章的研究中，我们可以得到如下几个结论：

我们的第三个结论是，传统的东道国的宏观经济因素对中国对外直接投资的影响是显著的。东道国 GDP、东道国的汇率、东道国的工资水平都对中国 FDI 有显著的负影响。计量结果表明，在我们的样本中，东道国 GDP 每增加 1 个百分点，中国对其直接投资却减少 0.12 个百分点。东道国汇率与中国对其直接投资是正的显著相关，斜率系数 4.87，表明相对于美元，从而相对于人民币的东道国货币币值的一个百分点的下降（即变量 EXCH 一个百分点的上升），导致中国对其直接投资的 4.87 个百分点的增加。东道国的工资水平与中国对其起直接投资是一个负的显著的相关关系。斜率系数 -1.913，表明东道国工资水平每增加一个百分点，则中国对其直接投资减少 1.913 个百分点。。

我们的第四个结论是，我们所考察的母国的宏观经济因素，即中国对东道国

的出口水平对中国 FDI 有显著的正影响,表明出口是中国 FDI 的一个重要的决定因素,对全球各个地区的投资大部分都由出口带动。对东道国的出口是中国 FDI 的一个正的显著的决定因素。斜率系数 0.884,表明中国对东道国的出口每增加一个百分点,则导致中国对其直接投资增加 0.844 个百分点。表明中国对东道国的是带动中国对其直接投资的重要力量之一。

我们的第五个结论是,东道国各种宏观经济因素对中国 FDI 的影响程度表现出较大的地区差异。除了 GNIP 外,三类地区东道国的 GDP、EXCH 及中国的出口对中国 FDI 的影响是不同的。发展中国家和欠发达国家汇率的贬值导致中国对其 FDI 的增加,特别是在欠发达地区的一个较大的增加,说明中国跨国公司通过在这些东道国对固定资产的投资来资本化人民币的较高币值,是中国跨国公司逐步走向成熟的一个体现。而发达地区,尤其是欠发达地区的 GDP 对中国 FDI 的负影响,则表明中国 FDI 对这些东道国市场的敏感度不高,从而表明中国企业的 FDI 没有像发达国家企业那样成熟——市场规模越大,直接投资量越大。出口对中国在所有地区的 FDI 有着正的影响,但影响程度依大小排序为:发达地区、欠发达地区、发展中地区。

相对应的,我们考察美国跨国公司对外直接投资的决定因素。Haq(2002)年使用相似计量方法对美国制造业的对外直接投资的研究,得到的结果是:美国制造业对外直接投资的出口弹性为正,数值为 1.082,汇率弹性为负(其汇率变量以每美元兑东道国货币量表示,与本研究相反),数值为 0.000146。他的研究表明,出口与美国对外直接投资显著正相关,汇率与美国对外直接投资显著负相关。Hasnat(1999)的研究表明,东道国币值一个百分点的增加导致美国对其直接投资的 0.25 个百分点的减少,从而也得到一个汇率与美国对外直接投资的显著负相关。Grosse & Trevino(1996)对美国的研究表明,以母国对东道国的出口和从东道国的进口综合度量的双边贸易并非美国对外直接投资的显著因素(系数为 0.06, T 值为 1.03),然而从母国向东道国的出口水平却是美国 FDI 一个显著决定因素(系数为 0.31, T 值为 3.99)。Hanson, Mataloni & Slaughter(2001)^[140]在研究美国跨国公司是如何决策时,发现东道国市场规模(以 GDP 为代理变量)对美国海外子公司的影响是,在大市场当地销售更有吸引力(系数为 0.856, T 值为 20.87),在小市场海外子公司更愿意出口(系数为-0.285, T 值为 5.93)。人均 GDP 对美国海外子公司的影响是,在生产效率(以人均 GDP 为代理变量)高的国家,更倾向于出口(系数为 0.341, T 值为 2.16),在低生产力国家跨国公司更倾向于外包(系数为-0.462,

T 值为 6.51), 表明与外包相关的海外生产比其它海外生产对劳动成本更敏感。

从以上比较中, 我们可以看到, 出口和汇率对中美两国对外直接投资的影响方向是一致的。但东道国 GDP 对美国对外直接投资的影响方向有两种: 出口为负, 当地销售为正, 即美国对外直接投资在大市场做当地销售, 在小市场做出口。东道国 GDP 对中国直接投资的影响方向为负, 考虑到地区差异, 则发展中东道国 GDP 的影响为正, 而发达国家和欠发达东道国的 GDP 的影响为负。由于发展中国家市场一般小于发达国家市场, 因此, 中国在小市场, 东道国 GDP 的影响为正, 而在大市场影响却为负。东道国人均 GDP 对美国对外直接投资的影响方向有两种: 出口为正, 外包为负。东道国人均 GNI 对中国对外直接投资的影响方向为负, 且没有地区差异。

从比较中, 我们可以得到的第六个结论是, 中国对外直接投资尚未成熟。表现在, 一是不能根据东道国市场规模大小而采用不同的扩张战略, 在大市场做当地销售, 在小市场做出口。二是不能根据东道国工资水平及生产效率的不同而采用不同的 FDI 战略, 如在工资水平及生产效率高的东道国做水平型 FDI, 而在工资水平及生产效率低的东道国做垂直型 FDI。

6.2.2 中国对外直接投资经济效应及其与美国的异同

从第四章的计量分析中, 我们可以得到的第七个结论是: 中国对外直接投资是出口创造型的, 同时, 中国对外直接投资是进口替代型的。即中国 FDI 与出口是互补关系, 与进口是替代关系。回归系数表明, 中国对东道国的 FDI 流量每增加一个百分点, 则中国向该东道国的出口增加 0.01 个百分点, 中国对东道国的 FDI 存量每增加一个百分点, 则中国向该东道国的出口增加 0.36 个百分点。FDI 流量和存量的正的显著系数, 表明中国对外 FDI 导致中国出口水平的增加。相对于 FDI 流量来说, FDI 存量对出口的影响更大, 意味着中国的对外直接投资, 一旦投资生产, 在长期内将带动中国的原材料、资本品、管理等的出口。回归系数表明, 中国对东道国的 FDI 流量每增加一个百分点, 则中国从该东道国的进口减少 0.05 个百分点, 中国对东道国的 FDI 存量每增加一个百分点, 则中国从该东道国的进口减少 0.355 个百分点。FDI 流量和存量的负的显著系数, 表明中国对东道国的 FDI 导致中国从该东道国的进口水平的减少, 或者中国对东道国投资越多, 进口越少。相对于 FDI 流量来说, FDI 存量对进口的影响更大, 意味着中国的对外直接投资, 一旦投资生产, 在长期内将减少中国从东道国的进口。

我们接下来考察美国 FDI 对美国出口的效应, 实证研究中结论是复杂的。

Gruber et al. (1967) 使用美国 1962 年 FDI 横截面数据发现, 在研究密集度较高的产业 FDI 替代出口^[141]。Adler & Stevens (1974) 对美国公司 1966 年在加拿大、德国、日本海外生产销售与母公司的出口的统计比较分析中, 海外子公司销售与出口是负相关。Gopinath et al.(1999)使用美国食品加工业 1982—1994 年在 10 个目的国(全部为发达国家)海外生产的综列数据, 表明美国食品加工业的海外生产与出口之间存在小的负相关。Bergsten, Horst & Morran(1978)使用美国的加总数据进行分析, 得到的结论主要是互补关系。Lipsey & Weiss(1981)和(1984), 前者用产业对某个市场的出口, 后者用个别美国公司对单个市场的总出口推论美国公司的出口和海外生产大部分为互补关系。Meredith & Makis(1992)使用美国对加拿大的出口和 FDI 数据, 发现在加拿大的出口市场份额和 FDI 市场份额能很好地相互解释, 因此表明两者的互补关系。Robert E. Lipsey(1994)对美国的研究表明, 海外生产增加美国跨国公司维护世界市场份额的能力。

对外直接投资会因为东道国的不同、因为产业的不同、甚至公司战略的不同而产生不同的贸易效应。由于本文的研究基于中国 FDI 总体来研究其贸易效应, 而国外学者对美国的研究主要针对特定行业或特定东道国, 因此, 无法对中美两国 FDI 的贸易效应做一个准确的比较。但从研究结果的总体上看, 美国 FDI 应该是出口创造型的, 这一点与中国 FDI 的出口效应一样。由于没有见到美国 FDI 的进口效应的研究, 因此, 无法就 FDI 的进口效应做两国比较。

6.3 阻碍中国对外直接投资的因素分析

6.3.1 政府政策因素

政府在促进对外直接投资过程中发挥着不可或缺的作用。从美国、日本、韩国等国家可以看到, 这些国家的政府都有一套完整的促进对外直接投资的政策体系。尽管发达国家和新兴发展中国家的政府对于对外直接投资的管理可能有一定差异, 但是, 这些政府在促进对外直接投资过程中同样起到了十分重要的作用。比较而言, 由于发达国家资本技术实力雄厚, 跨国公司较多, 对外投资能力较强, 政府也倾向于鼓励和保护企业对外直接投资。管制相对宽松自由, 但有时也会有一定限制。对于新兴工业化国家和地区, 它们普遍实行赶超型战略, 在对外投资初期, 这些国家的企业没有发达国家跨国公司那样强劲的国际竞争力, 所以没有政府在资金、税收等方面的扶持, 对外投资是不可想象的。不过, 政府在给予企业支持的同时, 对企业投资的项目、地区及方式等也提出较为严格的限制。例如,

韩国原来对投资额为 3500 万美元以上的项目要经过韩国产业资源部批准, 20 世纪 90 年代初放宽到 5000 万美元, 目前彻底解除了限制。

当前我国在企业对外投资管理方面, 存在的主要问题有:

立法相对滞后, 政策透明度不高。我国对外直接投资管理方面主要依赖有关主管部门出台的一系列政策和条例, 尚未有有效的法律依据来规范境外投资的促进、保护和管理。

重审批、轻服务。目前, 我国对企业的境外投资的管理基本上是审批制, 对企业境外投资缺乏前期的服务和后期的监管。如, 虽然我国自 2003 年开始比较规范的对外直接投资统计工作, 但这一工作进展缓慢。由于统计等方面的基础工作薄弱, 对我国企业对外直接投资的成效难以进行科学评估和准确把握, 以致研究有关中国对外直接投资的经济效应都缺乏依据。再如, 对世界国别经济信息收集、提供也不够, 加大了企业对外直接投资的风险。许多企业特别是中小企业信息不灵, 使企业对外投资望而却步。当前的审批制度也不适应建立市场经济体制的要求。有的审批项目, 如项目可行性研究属于企业行为, 不应作为部门审批项目; 投资行政审批、人员出境审批、金融支持政策审批等手续复杂, 时间过长, 导致一些项目因贻误了最佳投资时间而亏损; 对民营企业的海外投资, 按国有企业的管理办法层层报批, 不利于其开展境外投资。结果一些企业为避免麻烦, 规避政府审批, 或私自在海外投资, 或利用海外投资申报数字与实际投资数的差额转移资产, 或将国外投资收入留为它用。

外汇管理制度不适应形势发展的需要。由于我国尚未实现资本项目下的自由兑换, 企业难以开展大规模的境外投资, 而现行的外汇管理政策规定也限制了企业的境外投资活动。

尚未建立有效的保障机制。我国与一些国家尚没有建立起有效的合作机制, 一些已建立起来的多、双边和区域合作机制的功能没有得到充分利用和发挥。我国已与 88 个国家签订了双边投资保护协定, 还有近一半的国家, 未与我国签订双边投资保护协定, 我国仅与 60 多个国家有避免双重征税的协议, 与多数国家尚未签订这种协议。

国内资本市场不完善。有的企业的产品在国际市场上较有竞争力, 也有能力开展对外直接投资, 但由于自有资金不足, 并且融资困难, 也阻碍着企业开展对外投资。

6.3.2 企业自身因素

企业海外投资战略不明确，管理体制难以适应国际市场的需要。不少企业走出去是为了建立一个办事机构和接待站。对外投资的主体是企业，但并不是所有的国内企业都需要对外投资，也不是所有的企业都有能力走出去。在过去的 20 多年里，我国形成了一批优势企业，产品的技术档次和质量水平较高，规模扩张较快。但是，与全球著名的大跨国公司相比，它们的竞争力仍有明显差距。如，我国有一些长期处于垄断条件下的大企业，成本、价格明显高于国际市场水平，产品质量和服务质量不稳定，这类企业尽管有资金实力，但从事对外投资的风险较大。

国有企业改革特别是建立现代企业制度，建立有效的激励和约束机制方面进展不大，难以适应国际化经营的需要。企业改革是保证海外投资项目成功的体制拳。只有市场经济的要求，建立现代企业制度，使企业真正成为自主经营、自负盈亏的市场竞争主体，企业都会有长期不懈的通过对外投资盈利的内在激励。对于那些体制不顺、企业缺乏内在发展动力的企业来说，进行海外投资，很可能成为国有资产流失和损失的新渠道。

跨国经营人才缺乏。对外投资的主体是企业，要有一支走出去的企业队伍。尽管政府在促进对外直接投资战略中起到了不可或缺的作用，但是必须注意的是，对外投资的主体是企业，政府不应该、也不可能替代企业对外投资。企业对外投资能否成功关键在于企业的竞争力，在于是否有一支能在更大范围内参与国际竞争的企业队伍。

6.4 促进中国对外直接投资的政策建议

促进中国对外直接投资的发展，一方面需要政府在相关政策与管理方面作出必要调整，另一方面需要企业在培育自身垄断优势的基础上，制定比较科学的对外投资战略。本部分的规范分析，基于本文的实证研究成果及其他一些规范研究成果^[142]，提出我们的相关建议。

6.4.1 政府政策与管理的调整建议

第一、建立促进和保障对外直接投资的法律体系

目前，我国关于企业走出去的立法明显滞后，应加快建立适应新形势下促进对外直接投资的法律法规体系。在立法中，可以借鉴国外特别是与我国发展历程

相近国家和地区的成熟法律制度，也要充分考虑中国国情，同时兼顾我国经济长期发展的需要，以及未来在全球经济中竞争的需要。例如，为了更好地发展外向型经济，日本制定了<进出口交易法>、<贸易保险法>、<贸易保险特别会计法>、<出口信用保险法>、<外汇和外贸管理法>等一系列法律法规，涵盖了对外贸易和投资的方方面面。香港、韩国、新加坡和台湾在有关法律方面也不逊色。在行政法规方面，韩国从 20 世纪 70 年代起开始起专门制定了<扩大海外投资方案>、<外汇管理规程>等法律条例，台湾颁布了<对外投资及技术合作审核办法>。通过一整套系统的法律法规及政策安排，有关国家和地区不但根据自身经济发展的需要，明确了海外投资的基本战略，而且也使得海外投资有章可循，有法可依，并切实维护了投资者的利益。

第二、对企业海外投资给予适当的税收优惠

目前，我国与 60 多个国家签订了避免双重征税协定，并对境外加工贸易项下作为实物投资的出境物资，实行出口退税政策，今后，应根据实施对外投资战略的需要，加快同有关国家和地区签订避免双重征税协议。还可以考虑对在海外开发战略性资源、获取先进技术及开拓高风险市场但符合国家经济战略的企业，给予适当幅度的减免税优惠。一些国家和地区考虑到其企业的国际竞争力根本无法同大跨国公司相比，为实施赶超战略，往往给予本地企业对外投资以种种政策支持，其中税收支持就是一个重要手段。日本、韩国和台湾，对海外投资企业特别是从事资源开发和境外加工的企业，给予相当优惠的免税、减税和退税待遇。新加坡对国内企业用于海外投资的创业基金给予免税待遇，并将本国赴海外投资企业所得税的免税期延长到 10 年，比给予外国投资者的优惠免税期还长 2—3 倍。香港对企业境外获取的利润汇回也免征所得税。

第三、建立海外投资风险基金

虽然我国已成立出口信用保险公司，开始了对境外投资风险的承保业务，但由于没有专项资金的支持，该业务覆盖的范围和起到的促进作用十分有限。我国有必要建立一定数额的海外投资风险基金，对符合国家经济发展战略但风险较高的海外投资给予适当扶持，降低企业风险。企业对外直接投资首先碰到的问题，是如何回避投资风险。政府除加紧与尚未签订双边投资协议的国家签订协议，创造良好的外部环境，发降低风险之外，还应当通过建立海外投资风险基金，实行保险与担保制度，分散企业对外投资的风险。在这方面，有些国家的做法也值得我们借鉴。很多国家和地区为实现自身经济发展的战略意图，以种种形式设立了

海外投资风险基金，推动企业开发风险较高的市场。日本和台湾建有海外投资损失准备金制度，准备金由政府 and 参与该制度的企业分摊。在一定标准内，企业海外投资的部分损失可以得到补偿，因自然灾害、战乱等不可抗力因素造成的损失可享受高比例补偿。参与准备金的企业还可以从准备金中提取一定比例的资金作为海外再投资。法国保险公司有完全独立的国家政策性保险业务财务核算制度，中期和商业开拓保险业务属于国家政策性保险，由国家承担出口信用风险，如果执行中法国外贸保险公司出现亏损，国家给予补偿并承担支付责任。隶属美国联邦政府的私人海外投资公司专门有为政治风险担保的业务，对于货币不可兑换、财产没收以及政治动乱等三种原因给海外投资公司造成的损失，给予一定补偿。

第四、加大海外投资的金融支持力度

目前，我国已为企业走出去提供了一些金融支持手段。例如，中央外贸发展基金、援外优惠贷款、援外合资合作项目基金以及有关银行，都可以对从事境外加工贸易的企业提供专项资金扶持；境外加工贸易企业申请经批准的周转外汇贷款以及国内银行对境外加工贸易项目提供的人民币长期贷款，可以申请中央外贸发展基金予以贴息。我们应尽快将这些金融措施构成一个相对完整的支持体系，加大对企业对外投资的资金支持力度。同时降低申请程序的复杂性，简化审批过程，减少企业的成本，使各项金融支持措施充分发挥作用。在当前我国拥有巨额外汇储备的情况下，我们应该可以有条件提供这些支持措施，同时也为这些巨额外汇储备找到一条较好的出路，并有助于减轻人民币升值的压力。

无论发达国家还是新兴工业化国家和地区，都对其海外投资给以一定的金融支持。日本、台湾和香港均建立了便捷有效的海外投资融资制度，政府、银行、保险公司和其它金融机构共同参与，为企业投融资提供便利。近来，日本、韩国、台湾的进出口银行正在努力扩大与海外直接投资有关的融资和保险业务，降低保险费、简化承保手段、开发新险种、扩大承保范围。日本、马来西亚还鼓励本国跨国公司在境外上市融资。台湾“中国银行”在海外分行中存放定量外汇，专供台商融通外币资金。台湾对外投资企业可享受“华侨贷款信用保证基金”和“中国输出入银行”等机构提供的信用担保、低息融资和投资保险。为配合南向政策和外交需要，台“海外合作基金”和“中小企业发展基金”受命优先向有关企业发放低息贷款。美国政府下属的进出口银行专门承担商业银行无法接受的风险，向美国海外投资企业提供更大的资金支持。

第五、控制资本外逃，逐步减少海外投资限制

发达国家对境外投资的管理相对宽松,但对双边政府磋商的特大型投资项目、军事项目、高科技领域项目以及具有政治因素的极少数国家的投资项目,还是有严格的审批和限制。新兴工业化国家和地区由于资源和条件的制约,在对外直接投资初期,政府对企业投资的项目、地区及方式大多实行较为严格的管理。日本、韩国等国的经验表明,新兴工业化国家政府对本国企业对外直接投资的管理将经历一个从紧到松、从直接管理到间接管理、从行政审批到以法律、金融管理为主的过程。20 世纪 80 年代末以来,有关国家和地区加快了为企业松绑的步伐。目前,日本和韩国已废除了外汇管制,基本取消了对海外投资的种种限制。日本、韩国、马来西亚和泰国均已经将超大型投资项目审批制改为事后备案制。目前,我国海外投资的行政审批程序过于繁琐,容易抑制企业对外投资的积极性,牵制企业开拓国际市场的步伐。特别是国际市场竞争激烈,商机转瞬即逝。我国应根据企业性质和资金来源,制定相应的审批程序。对于民营企业用自有资金开展走出对外投资,应用备案制代替审批制,如果企业使用国内的借贷资金开展境外投资业务,可通过银行或保险公司等市场主体来进行风险控制,政府部门负责核查;为防止国有资产流失,对国有企业开展境外投资业务要有一定的审批程度,但对于符合国家发展战备的项目,尽量简化审批制度,缩短审批周期,外汇等配套管理措施要及时到位。目前,我国可以改革外汇管理体制,在不开放资本项目的前提下增加用汇规模,保证对外直接投资所需外汇。我们在第二章的研究中,可以看到,我国资本外逃规模远远大于对外直接投资规模,因此,切实控制资本外逃对促进对外直接投资显得尤其重要。

第六、发挥政府双边政治和外交活动的作用

目前,我国已与一百多个国家签订了双边投资保护协定,要充分利用这些协定框架,发挥政府外交作用,通过高层互访和双边磋商,为企业对外直接投资提供有效保护。还要推动其它尚未与我国签订双边投资保护协定的国家尽快签订协议。美国、欧洲、日本以及世界很多国家和地区在进行高层互访时,经常有一个庞大的企业家代表团跟随。期间,往往借助高层领导会晤的机会,推动一些大型合作项目的进行,或者争取更多项目中标。许多国家和地区还积极推动与有关方面签订双边投资保护协定。此外,日本政府还通过对外开发援助(ODA),支持本国企业扩大出口、技术转让和市场开拓。

第七、加大对人才的培养力度

为适应企业对外直接投资,开展跨国经营对人才的需求,有关国家和地区在

这方面采取了一些措施也值得我们借鉴。如美国中小企业局通过退休经理服务中心,吸收约 13000 名高级退休商业管理人员以自愿方式为企业提供咨询和培训服务。美国还建立了遍布各州的约 950 个小企业发展中心,为小企业提供培训服务。丹麦的 IFU 专门招募一般具有硕士以上的商科或金融学历,并在工商金融企业具有相当工作经历的管理人员,派遣到世界各地的办事处,从事项目管理工作;对其中工作业绩优秀、有培养前途的项目管理人员,选送参加 MBA 等课程的培训。当前,跨国经营人才的缺乏是困扰我国企业走出去的一个重要问题。可以尝试借鉴其它国家的经验,采取办培训班、公开招募人才、建立培训中心等方式,加强对人才的培养。

第八、加强和完善信息服务体系

为了降低由于信息不对称对企业海外投资的阻碍,政府在这方面也应该有所作为。各国各地区都十分重视信息的收集、整理和发布工作。为了做好信息工作,政府除了充分发挥驻外使领馆和代表机构的窗口作用外,还调动各种进出口商会、国内外行业协会、外国企业协会和大型企业的积极性,发挥其专业性强、联系面广,信息灵通的优势。如韩国于 1988 年建立了海外投资信息中心,韩国银行和 KOTRA 也开设了投资信息中心,这些中心为企业提供可行性研究服务及其他海外投资设计服务,政府致力于将它们培育成为能提供海外详细资料的来源。我国应加快建立健全信息服务体系,构建以政府服务为基础、中介机构和企业充分参与的信息网络,为企业能够在第一时间抓住对外投资的商机创造条件。

6.4.2 企业对外投资战略的完善

第一、企业自身垄断优势是对外直接投资的前提条件。如果企业自身不拥有垄断优势,产品和服务缺乏全球竞争力,那么对外直接投资就几乎没有什么可能,或者勉强为之,也将风险很大。如,我国有一些长期处于垄断条件下的大企业,成本、价格明显高于国际市场水平,产品质量和服务质量不稳定,这类企业尽管有资金实力,但从事对外投资的风险较大。形成企业自身垄断优势,按照 Kindleberger 的观点,这些优势来源于产品市场的不完全(产品差异和营销技巧),要素市场的不完全(技术、管理、融资能力),外部和内部规模经济等方面。Caves 指出,为了与东道国国内公司竞争,外国公司必须通过垂直化将其公司特定优势进行内部化。内部化使跨国公司能够在不承担与正常交易相关的额外成本的前提下,最大化其公司特定能力。按照 Dunning 的观点,当一个跨国公司拥有三种优势时才能进行对外直接投资。所有权优势,是公司内部化的资产。这些特定资产可以是公

公司的自身创造（如某些知识、组织和人力技能），也可以是从外部机构购买，但必须获得使用权（Dunning, 1980）。这种所有权特定资产可以是知识产权的形式、规模和范围经济、公司基于技术和知识的特性。Dunning（1996）后来又将所有权特定优势划分为两类资源和能力。第一类包括有特权的有形和无形资产，如技术能力、市场专业技能和产品知识^[16]。第二类包括通过利用规模经济、范围经济、效率和协同等优势的组织能力。内部化优势，特定所有权优势必须由公司自身通过生产经营的内部化而不是出售、许可或租赁给其它公司（外部化）。最小化市场风险和不确定性，消除实施正常协议的交易成本，是公司内部化的主要动机（Dunning, 1980）。虽然内部化对不同的公司意味着不同的机遇，内部化能使公司获得效率和生产的规模经济。市场寻求型跨国公司内部化减少信息和交易成本，在国外环境保护知识产权（Dunning, 1993）。效率寻求型跨国公司的内部化的重要性源于共同的治理和垂直一体化及横向多样化的经济效应。战略资产寻求型的跨国公司，其内部化的主要优势在于减少正常交易内在的风险。当前，我国企业的国际竞争力普遍不强，原因众多，但尤其值得关注的是，中国企业的现代企业制度建设滞后，形成企业培育垄断优势的制度性障碍，其中尤以国有企业为甚。因此，大力推进和完善现代企业制度建设，为形成企业垄断优势形成制度基础，是当前中国企业走出去的紧迫任务。解决了这一前提条件，相信给以时日，中国相当一批企业可以形成自身的垄断优势。

第二、企业对外投资区位选择战略。按照（Dunning, 1993）的区位优势理论，海外区位必须提供特定区位优势，使得这里的市场比国内市场和其它海外市场利润更丰厚。这些区位特定要素是高度不可移动的，而且其使用对所有公司开放，而不管公司的规模和国籍。区位特定优势包括自然资源及相关的基础设施，税收激励、物质和劳动成本，市场规模和特性，政府政策，生产专业化和集中度。根据本文的研究，尤其值得我们关注的是，中国对外直接投资对东道国市场规模的反应程度远不成熟。而大市场具有提供规模经济与范围经济的天然优势，对这些市场的进入对公司来说，有重要意义。而东道国的劳动成本对于作为出口平台的垂直型对外投资来说，显得重要，但对于以当地销售为目的的水平型对外投资来说，则东道国的人均国民收入水平，即其购买力的大小，则应该成为关注的重点。

第三、出口水平是对外直接投资决策的一个重要指示器。根据本文的研究，对于中国对外直接投资来说，出口是一个重要的因素。只有产品在东道国市场上有竞争力，企业才有对外投资的前提条件。按照企业国际化阶段理论，企业国际

化应该是一个渐进性发展过程，遵循的过程是国内经营——通过中间商出口——直接出口——设立海外销售机构——海外投资生产。也就是说，国际化的开端从出口开始，等到产品在出口市场上成为有影响力的品牌、有一定市场份额后，再转为在这个市场上投资，在当地生产和销售，即所谓的先有市场后有工厂。我国制造业出口规模较大，有些企业的产品已经成为出口市场的著名品牌，这些企业到海外投资，有比较确定的市场，营销费用较低。因此，这些企业的对外投资应特别受到鼓励。

第四，针对东道国的不同特点采取不同的投资战略。比如，根据不同东道国市场规模可以采取不同的投资战略：如果东道国市场较大就比较采取为当地销售的投资，而如果东道国市场较小，做当地销售可能不能更好盈利，则可以在当地进行为出口目的的投资。再如，根据东道国工资水平及生产效率的不同而采用不同的 FDI 战略，如在工资水平及生产效率高的东道国做水平型 FDI，而在工资水平及生产效率低的东道国做垂直型 FDI，即利用其廉价劳动力进行垂直一体化的生产。

6.5 研究局限与进一步研究的方向

6.5.1 研究局限

本研究在数据和方法上均受到限制。首先，本研究的解释变量只考虑了对外直接投资的一般宏观经济因素。由于无法得到公司层面相关数据，因此无法对影响特定公司对外直接投资的公司层面因素作出分析，也无法对 FDI 对国内经济的效应作出更全面的分析。要解释特定公司不同的对外直接投资特点，需要进行特定研究。东道国可能拥有吸引中国 FDI 的某些特性，但这些特性可能不足以引发特定公司初始的投资决策。

其次，本研究使用的数据包括制造业和服务业的不同产业，而不同产业在市场、资源、产业和公司结构及战略、国际化程度等方面存在着差异。比如，电子制造业和食品工业在市场、技术、投入品等方面的不同可能导致其战略差异。特定产业的研究对于解释不同产业对外直接投资的不同特点是必要的。

再次，由于中国对外直接投资统计制度的滞后，我们无法得到质量更好的数据。由于考虑到数据的平衡性，本研究使用的样本横截面很大，而时间单元较小。来自 IMF 和联合国贸发会议的东道国层面的宏观经济数据是比较可靠的，但有些其它经济数据存在缺失（如东道国专利数），因此不能引入更多的解释变量。

6.5.2 进一步研究的方向

进一步的研究可以基于在不同产业、不同地区、不同公司背景的特定研究来丰富对外直接投资的实证研究。最明显的一个方向是基于产业统计数据和公司特定案例研究的扩展方法，以深入分析对外直接投资的技术决定因素。当今经济环境中技术的重要性日益增加，需要我们对 FDI 的技术决定因素给予更多的关注。特定东道国和技术因素的研究对更好理解技术因素对 FDI 的影响是必需的。

另一个可能的方向是对中国不同行业对外直接投资的比较研究。这些行业，特别是制造业和服务业被公认为具有不同的特性。而且，可以对两个不同时期的研究来进行 FDI 决定因素的比较研究。

此外，为了对公司对外直接投资的区位和时间决策的更好理解，那么对 FDI 流动的三种类型（新投资、利润再投资、公司内部债务融资）的调查是非常有用的。如，国家层面和公司层面的因素可能决定了公司的投资类型。对特定公司投资动机的进一步研究可以为更好地理解公司如何利用其投资战略来控制纳税、转移定价及利润抽回。

在 FDI 的经济效应方面，在得到公司层面数据的基础上，还可以对 FDI 对国内就业、对国民收入等方面的效应进行更深入的研究。

参考文献

- [1] 方齐云. 国际经济学. 武汉: 华中科技大学出版社, 2002: 276—277.
- [2] Hymer, s. The international operations of national firms: A study of direct foreign investment. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1960.
- [3] Kindleberger, C. American business abroad: six essays on direct investment. New Haven: Yale University Press, 1969.
- [4] Caves, R. International corporations and the industrial economics of foreign investment. *Economica*, 1971, 38:1-27.
- [5] 刘海云. 中小企业对外直接投资的理论思考. 华中科技大学学报(社会科学版). 2000, 11: 78—80.
- [6] 小岛清. 对外贸易论. 周宝廉译. 天津: 南开大学出版社, 1987.
- [7] Buckley, P. & M. Casson. The future of the multinational enterprise. London: Macmillan, 1976.
- [8] Vernon, R. International investment and international trade in the product cycle. *Quarterly Journal of Economics*. 1966, 80: 190-207.
- [9] Root, F. International trade and investment. Six edition. Chicago: South Western Publishing, 1990.
- [10] Vernon, R. Sovereign at bay: the multinational spread of U.S. enterprises. New York: Basic Books, 1971.
- [11] Vernon, R. The product cycle hypothesis in a new international environment. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1979, 41(4): 225-267.
- [12] Dicken, P. Global Shift: The Internationalization of Economic Activity. Trird edition. New York: Guilford Publications, 1998.
- [13] Cantwell, J. the globalization of technology: what remains of the product cycle? *Cambridge Journal of Economics*, 1995, 19: 155-174.
- [14] Dunning, J. Trade, location of economic activity and the MNE: a search for an eclectic approach. In B. Ohlin, P. Hesselborn and P. Wijkman eds. *The Allocation of Economic Activity*. London: MacMillan, 1977.
- [15] Dunning, J. Toward an eclectic theory of international production: some empirical tests. *Journal of International Business studies*, 1980, 11: 9-13.
- [16] Dunning, J. Explaining foreign direct investment in Japan: some theoretical insights. In M. Yoshitomo and E. Graham eds. *Foreign direct investment in Japan*. Cheltenham, UK: Edward Elgar. 1996. 8-63.
- [17] Dunning, J. Multinational enterprise and global economy. Reading, MA: Addison-Wesley, 1993.
- [18] Itaki, M. A critical assessment of the eclectic theory of multinational enterprise. *Journal of International Business Studies*, 1991, 22(3): 445-460.
- [19] Aliber, R. Money, multinationals, and sovereign. In: C. Kindleberger and D. Audresch eds. *The multinational corporations in the 1980s*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1983.
- [20] Knickerbocker, F. Oligopolistic Reaction and Multinational Enterprise. Division of Research, Graduate school of Business Administration, Harvard University, Boston, MA, 1973. London: Macmillan, 1976.
- [21] 方齐云. 国际经济学. 武汉: 华中科技大学出版社, 2002: 280-281.
- [22] Vernon, R. Sovereign at bay: ten years after. In T. Moran ed. *Multinational corporations: the political economy of foreign direct investment*. DC Heath, Lecington, 1985.
- [23] 阎建东. 有关发展中国家跨国公司的理论评介. *经济学动态*, 1994, 2: 74—78.
- [24] Kush Haq. An Analysis of the Determinants of U.S. Direct Investment Abroad in the Manufacturing Sector.: [Ph. D. dissertation]. New York: State University of New York, 2001.

- [25] Root, F. & A. Ahmed. Empirical determinants of manufacturing foreign direct investment in developing countries. *Economic Development and Cultural Change*, 1979, 4: 751-767.
- [26] Sabi, M. An application of the theory of foreign direct investment to multinational banking in LDC's. *Journal of International Business Studies*, 1988, 3: 443-447.
- [27] Culem, C. The locational determinants of direct investment among industrialized countries. *European Economic Review*, 1988, 4: 885-904.
- [28] Schneider, F. & B. Frey. Economic and political determinants of foreign direct investment. *World Development*, 1985, 13: 161-175.
- [29] Hennart, J. & J. Larimo. The impact of culture on the strategy of multinational enterprises-does national origin affect ownership. *Journal of International Business Studies*, 1998, 19(3): 515-538.
- [30] Wheeler, D. & A. Mody. International investment location decision: The case of U.S. firms. *Journal of International Economics*. 1992, 33: 57-76.
- [31] Markusen, J. & K. Maskus. *Multinational Firms: Reconciling Theory and Evidence*. NBER Working Paper 2760, 1999.
- [32] Agodo, O. The determinants of U.S. private manufacturing investment in Africa. *Journal of International Business Studies*, 1978, 9(3): 95-107.
- [33] Summary, R. & L. summary. The political economy of United States foreign direct investment in developing countries: an empirical analysis. *Quarterly Journal of Business and Economics*., 1995, 34(3): 80-93.
- [34] Trevino, L. & R. Grosse. An analysis of firm-specific resources and foreign direct investment in the United States. *International business review*, 2002, 11: 431-452.
- [35] Yutaka Horiba, Kazuo Yoshida. 2003. Determinants of the initial decisions by Japanese firms to undertake foreign direct investment.
- [36] Johansson, J. & L. Vahlne. The internationalization process of the firm: a model of knowledge development and increasing foreign market commitments. *Journal of International Business Studies*, 1997, 8(1): 23-32.
- [37] Meredith & Maki. The United States export and foreign direct investment linkage in Canadian manufacturing industries. *Journal of International Business Studies*, 1992, 24: 73-88.
- [38] Leichenko, R. & E. Rodney. Foreign direct investment and state export performance. *Journal of Regional Science*, 1997, 37(2): 307-330.
- [39] Grossman, G. & E. Helpman. Product development and international trade. *Journal of Political Economy*, 1989, 97: 1261-1283.
- [40] Bhagwati, J. E. Dinopoulos, & K. Wong. Quid pro quo foreign investment. Paper presented at the American Association annual meeting, New Orleans.
- [41] Lall, S. & S. Siddharthan. The monopolistic advantages of multinationals: lessons from foreign investment in the U.S.. *The Economic Journal*, 1982, 92: 668-683.
- [42] Barrell, R. & P. Nigell. Trade restraints and Japanese direct investment flows. *European Economic Review*, 1999, 43: 29-45.
- [43] Whitmore, K. et al. Foreign direct investment from newly industrialized economies. Washington DC: World Bank Industry and Energy Dept. Working Paper, industry series 22, 1989.
- [44] Lizonda, R. Foreign direct investment. IMF Working Paper, Washington DC: IMF Japan, 1990.
- [45] Mody, A & T. Srinivasan. Trends and determinants of foreign direct investment: analysis of U.S. investment abroad. Washington DC: the World Bank, Industrial Development Division, 1991.
- [46] Wallace, C. Foreign direct investment in the 1990s: a new climate in the third world. Dordrecht, Boston and London: Martinus Nijhoff, 1990.
- [47] In-Mee Beak, Tamami Okawa. Foreign exchange rates and Japanese foreign direct investment in Asia. *Journal of Economics and Business*, 2001, 53: 69-84.
- [48] Campa, J. A synthesis of foreign direct investment theories and theories of the multinational firm. *Journal of International Business Studies*, 1993, 12(1): 43-59.
- [49] Aizenman, J. Exchange-rate flexibility, volatility, and the patterns of domestic and foreign direct investment. NBER Working Paper 3953, 1992.
- [50] Hasnat, B. Exchange rate misalignment and foreign direct investment. *Atlantic Economic*

- Journal, 1999, 27(2):235.
- [51] Beamish P. et al. the location of production activities. IN: Nijkamp, P. ed. Handbook of Regional and Urban Economics. O. 11: Regional Economics. 1986, Amsterdam, North-Holland:21-59.
 - [52] Andreff, W. The new multinational corporations from transition countries. Economic Systems, 2002, 26:371-379.
 - [53] Kaufmann, D., Kraay, A. & Zoido-Lobaton, P. Aggregating governance indicators. World Bank Working Paper 2196, 1999.
 - [54] Globerman, S. & D. Shapiro. Global Foreign Direct Investment Flows: The Role of Governance Infrastructure. World Development, 2002, Vol.30, NO.11:1999-1919
 - [55] Graham, E. & P. Krugman. Foreign direct investment in the United states. 2nd. Washington, DC: Institute for International Economics, 1991.
 - [56] Wei, I. USDIA and foreign debt corruption act. Quarterly Journal of Economics, 2000, 27: 41-57.
 - [57] Shah, A. & J. Slemrod. Tax sensitivity of foreign direct investment: an empirical assessment. Washington, DV: The World Bank PRE Working Paper, 1990.
 - [58] Pain, N. & K. Wakelin. Export performance and the role of foreign direct investment. Manchester School of Economic & social Studies, 1998, 66(3): 62-79.
 - [59] Horst, T. The industrial composition of U.S. export and subsidiary sales to the Canadian market. The American Economic Review, 1972, 62: 37-45.
 - [60] Belderbos, R. & L. Sleuwaegen. Tariff jumping DFI and export substitution: Japanese electronics firms in Europe. Journal of Industrial Organization, 1998, 16(5):601-638.
 - [61] Adler, M. & G. Stevens The trade effects of direct investment. Journal of Finance, 1974, 29(2): 655-576.
 - [62] Gopinath, M. ,Pock, D. & U. Vasavada. The economics of foreign direct investment and trade with an application to the U.S. food processing industry. American Journal of Agricultural Economics, 1999,81:442-452.
 - [63] Robert E. Lipsey. Home and Host Country Effects of FDI. NBER Working paper 9293. 2002.
 - [64] Robert E. Lipsey. Outward direct investment and the US economy. NBER Working Paper 4691,1994.
 - [65] June-Dong Kim, In-soo Kang. Outward FDI and Exports: The case of South korea and Japan. journal of Asoan Economics, 1997, Vol.8,No.1: 39-50.
 - [66] Blomstrom, M., Lipsey, R. & K. Kulchicky. US and Swedish Direct Investment and Exports. In: Robert E. Baldwin. Ed. Trade Policy Issues and Empirical Analysis,1998. Chicago: University of Chicago Press:259-279.
 - [67] Wilamoski, P. & S. Tinkler. The trade balance effects of U.S. foreign direct investment in Mexico. Atlantic Economic Journal, 1999, 27(1):24-40.
 - [68] Lipsey, R., Ramstetter, E. & M. Blomstrom. Outward FDI and parent Exports and mploymnt: Japan, the United States, and Sweden. NBER Working Paper 7623. 2000.
 - [69] Heiduk, G. & U. Hodges. German multinationals in Europe: patterns and perspectives. In: Klein, M., & P. Wdlfens eds. Multinationals in the new Europe and Global trade. Berlin: Springer-Verlag, 237-268,1992.
 - [70] Blonigen, B. In search of substitution between foreign production and exports. Journal of International Economics, 2001, 53: 81-104.
 - [71] Goldberg, S. & W. Klein. International trade and factor mobility. NBER Working Paper 7196, 1999.
 - [72] Irving B., & R. Lipsey. The Effect of Multinational Firms' Foreign Operations on their Domestic Employment. NBER Working Paper 2760, 1988.
 - [73] Blomstrom, M., Fors, G. & R. Lipsey. Foreign direct investment and employment: Home count ry Experience in the United States and Sweden. NBER Working Paper 6205. 1997.
 - [74] Frank, R. & R. Freeman. The Distributional Consequences of Direct Foreign Investment. New York: Academic Press, 1978.

- [75] Glickman, N. & D. Woodward. The new competitors: How foreign investor are changing the US Economy. New York: Basic Books, 1989.
- [76] Tain-Jy, C. & Ying-Hua K. The effect of foreign investment on firm growth: the case of Taiwan's manufacturers. *Japan and the World Economy*, 2000,12:153-172.
- [77] Stevens, G. & R. Lipsey. Interactions Between Domestic and Foreign Investment. *Journal of International Money and Finance*, 1992,11:40-62.
- [78] Stevens, G. & R. Lipsey. Interactions Between Domestic and Foreign Investment. NBER Working Paper 2714, 1988.
- [79] Feldstein, M. The Effects of Outbound Foreign Direct Investment on the Domestic Capital Stock. NBER Working Paper 4668, 1994.
- [80] Wolff, E. Has Japan specialized in the Wrong Industries? In: Blomstrom et al. eds. *Japan's New Economy: Continuity and Change in the 21st Century*. Oxford: Oxford University Press, 2000.
- [81] Blomstrom, M., Konan, D. & R.. Lipsey. FDI in the Restructuring of the Japanese Economy. NBER Working Paper 7693, 2000.
- [82] Advincula, R.. Foreign direct investments, competitiveness, and industrial upgrading: the case of the Republic of Korea. MA thesis, KDL, 2000.
- [83] Slaughter, M. Production Transfer Within Multinational Enterprises and American Wages. JEL Classification: F21, F23, J31, 1998.
- [84] Saltz, S. The Negative Correlation between Foreign Direct Investment and Economic Growth in the Third World: Theory and Evidence. *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*, 1992, 39(7): 617-633.
- [85] Blomstrom, M., Lipsey, R., & Z. Mario. What explains the growth of developing countries. In: William, B, et al. eds. *Convergence of Growth. Cross-National Studies and Historical Evidence*. New York: Oxford University Press, 1994.
- [86] Borensztein, E. Gregorio, J. & w. Lee. How does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth? *Journal of International Economics*, 1998, 45: 115-135.
- [87] Balasubramanyam, N., Salisu, M. & D. Sapsford. Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS countries. *Economic Journal* , 1996, 106,434: 92-105.
- [88] Olofsdotter, K. Foreign Direct Investment, Country Capabilities and Economic Growth. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1998, 134(3): 534-547.
- [89] Stoker, H. Growth Effects of Foreign Direct Investment-Myth or Reality? Working Paper, University of Innsbruck, 1999.
- [90] Mousumi Duttaray. Essays in foreign direct investment and growth: Causality and Mechanism. [Ph. D. dissertation]. 2001. Indiana University.
- [91] Tain-Jy Chen, Ying-Hua Ku. The effect of foreign investment on firm growth: the case of Taiwan's manufacturers. *Japan and the World Economy*, 2000, 12: 153-172.
- [92] 宋文兵.中国资本外逃问题研究: 1987—1997. *经济研究*, 1999, 5
- [93] 韩继云.中国资本外逃的现状、成因与防治策略. *世界经济研究*, 1999, 6.
- [94] 任惠.中国资本外逃的规模测算和对策分析. *经济研究*, 2001,11
- [95] 李庆云,田晓霞.中国资本外逃规模的重新估算: 1982—1999. *金融研究*, 2000,8.
- [96] 杨胜刚,刘宗华.资本外逃与中国的现实选择. *金融研究*, 2000,2.
- [97] 陈桂洪.中国资本外逃的规模与成因.[JEL 分类号]: F21; C82; D92.
- [98] Krugman, P. Increasing returns and economic geography. *Journal of Political economy*, 1991.99:483-399.
- [99] Zhang, H..Why is direct investment in China so small. *Contemporare Economic Policy*, 2000, 18(1):82-97.
- [100] Milner, W. & E. Penecost. Locational advantages of US foreign direct investment in UK manufacturing. *Applied Economics*, 1996,28(5): 605-616.
- [101] Yang, J., N. Groenewold & M. Tcha. The determinants of foreign direct investment in Australis. *Economic Record*, 2000,76(232):45-68.
- [102] Moore, M. Determinants of German manufacturing direct investment: 1980-1988.

- Weltwirtschaftliches Archiv, 1993, 129:120-137.[
- [103] Wang, Z. & N. Swain. The Determinants of foreign direct investment in transforming economies: empirical evidence from Hungary and China. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1995, 131:359-82.
- [104] [美]古扎拉蒂. 计量经济学. 北京: 经济科学出版社, 2000.151—152.
- [105] 易丹辉. 数据分析与 EViews 应用. 北京: 中国统计出版社, 2002.201—204.
- [106] Bagchi-Sen. FDI in producer services: a temporal analysis of foreign direct investment in the finance, insurance, and real estate sectors. *Regional Studies*, 1995, 29(2):159-71.
- [107] Swamidass, P. & M. Kotabe. Component sourcing strategies of multinationals: an empirical study of European and Japanese multinationals. *The Journal of International Business Studies*, 1993, 24(1): 81-99.
- [108] Clark, W. & P. Hoskins. *Statistical methods for Geographers*. New York: John Wiley and Sons, 1986.
- [109] Mundell, R. International trade and factor mobility. *American Economic Review*, 1957, 47(3):1269-1278.
- [110] Lerner, A. P. Factor prices and international trade. *Economica*, 1952, 3:306-313.
- [111] Samuelson, P. A. International factor-price equalization once again. *Economic Journal*, 1949, 59:181-197.
- [112] Cantwell, J. The relationship between international trade and international production. In D. Greenaway & A. L. Winters(eds), *Surveys in International Trade*. Oxford: Blackwell, 1994: 303-328.
- [113] Grubel, H. G. Internationally diversified portfolios: Welfare gains and capital flows. *American Economic Review*, 1968, 58(5):1299-1314.
- [114] Schmitz, A. & P. Helmberger. Factor mobility and international trade: the case of complementarity. *The American Economic*, 1970, 60(4):761-767.
- [115] Kojima, K. International trade and foreign direct investment: substitutes or complements. In K. Kojima(ed.), *Direct foreign investment: A Japanese Model of Multinational Business Operations*. New York: Praeger Publishers, 1978.
- [116] Patel, P. & K. Pavitt. Large firms in the production of the world's technology: an important case of non-globalization. *Journal of International Business Studies*, 1991, 22:1-21.
- [117] Helpman, E. Multinational corporations and trade structure. *The review of Economics Studies*, 1985, 52(3):443-457.
- [118] Grossman, G. M. & E. Helpman. Product development and international trade. *The journal of Political Economy*, 1989, 97(6):1261-1283.
- [119] Ethier, W. J. The multinational firm. *Quarterly Journal of Economics*, 1986, 101(4):805-834.
- [120] Johanson, J. & L. G. Mattsson. Interorganizational relations in industrial systems: a network approach compared with the transaction-cost concept. *International studies of Management and organization*, 1987, 17(1):34-38.
- [121] Johansson, B. & L. Weitin. Affinities and network attributes in Sweden's trade with Europe. Working Paper, Divisional Regional Planning, 1993.
- [122] Lipsey, R. E. & M. Y. Weiss. Foreign production and exports in manufacturing industries. *Review of Economics and Statistics*, 1981, 63(4):304-308.
- [123] Brainard, S. L. A simple theory of multinational corporations and trade with a trade-off between proximity and concentration. Working Paper 4269, NBER, 1993.
- [124] Eaton, J. & A. Tamura. Japanese and US exports and investments as conduits of growth. Working Paper 5457, NBER, 1996.
- [125] Aberg, P. Japanese exports and foreign direct investment. In J. P. H. Poon & E. Thompson(eds), *Asia Pacific Transitions*. London: Macmillan, 2001:355-378.
- [126] Chen, H. & T. Chen. Network linkages and location choice in foreign direct investment. *Journal of International Business Studies*, 1998, 29(2):455-479.
- [127] Pantulu, J. K. The effects of foreign direct investment on international trade: empirical evidence from Germany, Japan, and The United States. Ph. D dissertation, State University of

- New York, 2002.
- [128] Haynes, K. E. & A., S., Fortheringham. Gravity and spatial interaction models. Beverly Hills: Sage Publications, 1984.
 - [129] Pooler, J. A. An extended family of spatial interaction models. Progress in Human Geography, 1994, 18(1):17-39.
 - [130] Linnenman, H. An Econometric Study of International Trade Flows. Amsterdam: North-Holland, 1966.
 - [131] Deardorff, A. V. Determinants of bilateral trade: does gravity work in a neoclassical world? Working Paper 5377, NBER, 1995.
 - [132] Evenett, S. J. & W., Keller. On theories explaining the success of the gravity models. Working Paper 6529, NBER, 1998.
 - [133] Feenstra, R. C., Markusen, J. A. & A., K., Rose. Understanding the home market effect and gravity equation: the role of differentiating goods. Working Paper 6804, NBER, 1998.
 - [134] Lin, A. Trade effects of foreign direct investment: evidence for Taiwan with four ASEAN countries. Weltwirtschaftliches Archiv-Review of World Economics, 1995, 131(4):737-747.
 - [135] Frankel, J., Srein, E., & S., Wei. Trading blocs and the Americas: the natural, the unnatural, and the super-natural. Journal of development Economics, 1995, 47(1):61-95..
 - [136] Morsink, R, L. New Horizons in International Business. Cheltenham: Edward Elgar, 1998.
 - [137] Harris, M. N. & L. Matyas. The econometrics of gravity models. Working Paper No. 5/98, Melbourne Institute of applied Economics Research, 1998.
 - [138] Gujarati, D. N. Basic Econometrics. New York: McGraw-Hill, 1995..
 - [139] 鲁桐. WTO 与中国企业国际化. 北京: 中共中央党校出版社, 2000。
 - [140] Hanson, G. H. Mataloni, R. J. & M. J. Slaughter. Expansion strategies of U. S. multinational firms. Working Paper 8433, NBER, 2001.
 - [141] Grubel, W., Mehta, D., & R. Vernon. The R & D factor in international trade and investment of United States. The Journal of Political Economy, 1967, 75(1):20-37.
 - [142] 原外经贸部政策研究室课题组. 走出去战略研究. 经济研究参考, 2002, 10, 1。

致 谢

寒来暑往，冬去春来。三年时间，转瞬即逝。在忙碌和充实中，终于做完了本研究，这本小册子奉献在这里，算是一个阶段性总结。

本研究的完成，首先我要感谢我的导师方齐云教授。三年来，是他的精心指导和严格要求，使我顺利完成我的博士阶段的各项学习与研究工作，尤其是作为国际经济学领域的资深专家，他在本领域内的许多真知灼见使我受益良多，特别是对本论文研究领域的深刻见解，更使我受益匪浅，更重要的是他指导我进入的研究领域，为我今后的研究确定了主要方向。其次，我要感谢经济学院徐长生教授、王少平教授、张卫东教授、唐齐鸣教授、张宗成教授、刘海云教授、张建华教授等老师的精心授课。他们的学术成就与研究风格给予我的许多启发，是我今后研究工作中取之不尽用之不竭的源泉。尤其要感谢王少平教授在计量方面给予我的大量指导（每当我在计量方面需要探讨时，就向王老师电话请教，他都给予了我热情的指导）。

我还要感谢我的同学们的帮助与支持。三年来，在与他们的研讨中，激发了灵感，解决了疑难，获得了信息，开阔了视野。尤其是我的博士三年，也是我家庭解体后的三年，他们的友谊也是我的精神支撑之一。他们是：魏文军、李卫彬、鄢军、欧阳建新、欧阳永生、田华臣、侯祖戎、雷俊、张友安、杨民、李蒙等等同学。

当然，我也愿意留一点感谢给我自己的毅力和意志。因为，三年来，我没有来自家庭的支持。三年来，学习的重担、研究的重担、工作的重担、照顾小孩的重担，我都硬扛了下来。虽然自我认为由于状态欠佳，还没有发挥我的最大潜力，但以目前的条件，我还是尽了最大努力，以做到最好。

路漫漫其修且远兮，吾将上下而求索。

附录 1 攻读学位期间发表论文目录

科研课题:

- [1]主持完成了 2002 年湖北省社科基金项目:湖北省产业结构调整研究。批准号:鄂社领办[2002]759 号。结项证书号:鄂社领办[2004]165 号。

期刊论文

- [1] 方齐云、项本武。对外直接投资经济效应的实证研究综述。经济学动态, 2005, 6(拟刊发)。本文注明署名单位为华中科技大学。
- [2] 项本武、俞伟悦。我国农村消费结构变迁实证。统计与决策, 2004, 10: 81-82。本文注明署名单位为华中科技大学。
- [3] 项本武。对外直接投资的理论解释:一个文献综述。湖北社会科学, 2005, 3: 本文注明署名单位为华中科技大学。
- [4] 项本武。国有产权价格决定的理论分析。咨询与决策, 2004, 7: 64-65。本文注明署名单位为华中科技大学。
- [5] 项本武。美国跨国公司的扩张战略。党政干部论坛, 2004, 4: 22-24。本文注明署名单位为华中科技大学。
- [6] 项本武。国际依存深化条件下的发展中国家制度安排。党政干部论坛, 2002, 10: 32-34。本文注明署名单位为华中科技大学。
- [7] 项本武、俞伟悦。湖北出口与经济增长的实证研究。统计与决策, 2004, 1: 88-89。本文注明署名单位为华中科技大学。
- [8] 项本武。论中小企业的国际化经营。企业导报, 2002, 8: 112-113。
- [9] 项本武。试论党如何代表先进生产力的发展要求。湖北省社会主义学院学报, 2003, 2: 5-7。
- [10] 项本武。湖北出口与 GDP: 因果关系检验与弹性分析。湖北行政学院学报, 2003, 6: 53-57。
- [11] 项本武。党如何代表先进生产力的发展要求。湖北宣传 2003, 3: 13-14。
- [12] 项本武。建立现代产权制度, 促进国有企业改革。湖北宣传, 2004, 4: 8-9。
- [13] 项本武。对外直接投资决定因素实证研究综述。湖北省社会主义学院学报, 2004, 3: 73-75。
- [14] 项本武。国有产权价格决定的理论思考。湖北日报理论版, 2004, 10, 6。

- [15] 项本武。湖北省骨干企业法人治理结构尚待完善。企业导报，2004 增刊：116-119。
- [16] 项本武。湖北省骨干企业法人治理结构建设现状与对策研究。湖北省行政学院学报 2004，6：43-47。

附录 2 本研究使用数据一览表(1-4)

表 1 FDI 数据和汇率数据

地区	2001 年 FDI (万美元)	2000 年 FDI (万美元)	2001 年汇率 (ppp 平价)	2000 年汇率 (ppp 平价)
香港	20067.43	1752.08	123.772	131.565
韩国	81.17	423	736.585	737.502
日本	166.52	26.1	157.28	151.245
蒙古	454.45	537.1	270.471	286.592
越南	2679	1761.35	2815.742	2793.235
老挝	116	2440	1666.786	1768.505
柬埔寨	3487.17	1722.55	718.165	681.475
缅甸	178.4	3287.08	48.595	59.187
泰国	12128.58	325.67	12.819	12.801
马来西亚	43.92	47.89	1.655	1.573
新加坡	38.37	96.93	1.662	1.604
印度尼西亚	64	800	2019.901	2185.957
菲律宾	23.1	363	11.204	11.629
印度	255	307.85	8.673	8.82
孟加拉国	412.5	179.5	11.726	11.731
斯里兰卡	100	144	19.755	21.925
也门	2095	1078	109.287	107.948
阿联酋	78.2	318.2	3.732	3.478
俄罗斯	1240.64	1386.84	6.91	7.951
乌兹别克	53.25	113.9	87.609	124.42
哈萨克	30.7	773.4	37.817	40.696
吉尔吉斯	175.46	1038.12	8.604	9.015
德国	348.6	155	0.955	0.945
意大利	385	576	0.817	0.82
捷克	153	230	13.932	14.469

埃及	142.39	964.5	1.505	1.517
阿尔及利亚	58	100	24.699	24.302
毛里塔尼亚	60	136.31	51.935	53.433
苏丹	10	76	52.951	54.286
埃塞俄比亚	138.48	36	1.222	1.11
肯尼亚	162.3	446	26.514	28.782
乌干达	10	100	319.215	332.075
赞比亚	424.72	8000	1302.925	1582.455
毛里求斯	335	608	9.925	10.075
加纳	132	264	727.547	956.528
贝宁	400.5	1173	256.763	267.782
尼日利亚	642.85	261	39.243	41.28
南非	1238.673	3148	2.166	2.278
津巴布韦	91	209.57	9.683	17.166
博茨瓦纳	1	200	2.147	2.228
巴西	3179.1	2108.84	0.869	0.913
阿根廷	170	156.39	0.636	0.615
秘鲁	310	0.05	1.522	1.504
委内瑞拉	10	90	609.684	641.814
墨西哥	22.5	1978.1	6.343	6.583
巴拿马	6	6.6	0.674	0.664
美国	5370.73	2314	1.023	1.023
加拿大	352	3165.15	1.241	1.224
澳大利亚	1005.106	1016.995	1.346	1.36

资料来源：FDI 数据来源于《中国对外经济贸易年鉴》2001 年和 2002 年版。单位为：万美元。汇率数据为直接标价法，即每美元兑换该东道国货币的数量。数据来源于国际货币基金组织数据库：International Monetary Fund, World Economic Outlook Database, April 2004。

表 2 出口数据和东道国 GDP 数据

地区	2001 年出口	2000 年出口	2000GDP (不变价, 百万美元)	1999 年 GDP (不变价, 百万美元)
香港	4654664	4451982	106403.0	117218.0
韩国	1252069	1129251	419750.0	458899.0
日本	4495757	4165405	3427492.	3523597.
蒙古	210	134	3090.000	3123.000
越南	180445	153729	12579.00	13429.00
老挝	5441	3442	1505.000	1593.000
柬埔寨	20561	16408	2816.000	3032.000
缅甸	49735	49644	29719.00	33791.00
泰国	233745	224341	126044.0	131899.0
马来西亚	322026	265504	80351.00	87046.00
新加坡	579188	576132	70312.00	76927.00
印度尼西亚	283654	306189	164884.0	172996.0
菲律宾	162031	146441	56453.00	59822.00
印度	189627	156075	531000.0	551958.0
孟加拉国	95517	89959	48841.00	51416.00
斯里兰卡	38661	44548	12580.00	13329.00
也门	20969	17625	20476.00	21524.00
阿联酋	237738	207860	40501.00	42688.00
俄罗斯	271116	223327	590771.0	650117.0
乌兹别克	5068	3943	46102.00	47946.00
哈萨克	32772	59875	45264.00	49718.00
吉尔吉斯	7664	11017	8116.000	8558.000
德国	975406	927809	1965929.	2022089.
意大利	399259	380201	1253446.	1292806.
捷克	52382	35407	36983.00	38187.00
埃及	87289	80534	100059.0	103585.0
阿尔及利亚	22235	17292	73278.00	74817.00
毛里塔尼亚	2987	2468	1506.000	1581.000

苏丹	21989	15838	52143.00	56471.00
埃塞俄比亚	7880	5570	11140.00	11746.00
肯尼亚	13893	13308	10104.00	10087.00
乌干达	1624	1440	6820.000	7140.000
赞比亚	3884	3286	4065.000	4209.000
毛里求斯	8718	8380	3985.000	4350.000
加纳	14588	10598	9150.000	9491.000
贝宁	52043	37033	2750.000	2908.000
尼日利亚	91734	54946	41903.00	44348.00
南非	104912	101373	128702.0	133223.0
津巴布韦	3327	3192	10774.00	10248.00
博茨瓦纳	1423	1147	5467.000	5828.000
巴西	135114	122356	547684.0	572330.0
阿根廷	57368	61029	215458.0	213758.0
秘鲁	17656	14433	44456.00	45712.00
委内瑞拉	44344	25650	57495.00	59355.00
墨西哥	179039	133530	346319.0	369027.0
巴拿马	123963	129014	8031.000	8228.000
美国	5428269	5210381	7610494.	7898012.
加拿大	334609	315805	728384.0	766882.0
澳大利亚	357043	342886	432562.0	440148.0

资料来源：出口数据来源于《中国对外贸易经济年鉴》2001年和2002年版。单位为：万美元。GDP数据来源于联合国统计局数据库：National Accounts Main Aggregates Database(www.unstats.un.org/unsd)。单位为：百万美元。

表 3 东道国人均国民收入和中国 FDI 存量数据

地区	2000年GNIP	2001 年 GNIP	截至 1999 年 中国 FDI 存量	截至年 2000 中国 FDI 存量
香港	24703.00	24361.00	25497	27249.38
韩国	9802.000	9037.000	996	1419.4
日本	37969.00	33347.00	1658	1684.2
蒙古	381.0000	419.0000	4329	4866.37
越南	341.0000	354.0000	1166	2927.77
老挝	315.0000	313.0000	447	2887.1
柬埔寨	226.0000	224.0000	6750	8472.17
缅甸	876.0000	1045.000	1261	4547.68
泰国	1980.000	1842.000	6927	7253.07
马来西亚	3584.000	3461.000	3160	3207.79
新加坡	22761.00	20809.00	3168	3265.33
印度尼西亚	668.0000	651.0000	4928	5728.4
菲律宾	1066.000	996.0000	1083	1446
印度	457.0000	468.0000	1248	1555.85
孟加拉国	365.0000	358.0000	1042	1221.1
斯里兰卡	859.0000	819.0000	1022	1165.8
也门	410.0000	422.0000	418	1496.4
阿联酋	19738.00	20780.00	1436	1753.7
俄罗斯	1737.000	2112.000	10338	11724.88
乌兹别克	550.0000	277.0000	535	648.9
哈萨克	1097.000	1354.000	2504	3276.93
吉尔吉斯	262.0000	293.0000	996	2034.22
德国	22621.00	22446.00	1138	1293
意大利	18527.00	18846.00	300	875.8
捷克	5281.000	5741.000	56	285.9
埃及	1413.000	1288.000	1957	2921.1
阿尔及利亚	1724.000	1735.000	35	135
毛里塔尼亚	326.0000	330.0000	178	313.81

苏丹	367.0000	405.0000	1082	1157.5
埃塞俄比亚	105.0000	103.0000	224	260.3
肯尼亚	338.0000	359.0000	1239	1685.2
乌干达	247.0000	241.0000	528	627.9
赞比亚	300.0000	314.0000	4988	12987.9
毛里求斯	3815.000	3790.000	723	1330.7
加纳	240.0000	249.0000	1525	1789.2
贝宁	361.0000	369.0000	99	1271.8
尼日利亚	389.0000	400.0000	2211	2471.5
南非	2838.000	2489.000	6698	9846.2
津巴布韦	550.0000	690.0000	3025	3234.67
博茨瓦纳	2663.000	2665.000	213	412.5
巴西	3399.000	2811.000	4250	6359.24
阿根廷	7468.000	6945.000	613	769.39
秘鲁	1787.000	1779.000	19646	19646.05
委内瑞拉	4945.000	5037.000	182	272
墨西哥	5734.000	6081.000	12292	14270.1
巴拿马	3159.000	3118.000	96	102.6
美国	34786.00	35271.00	48214	50528
加拿大	22612.00	22114.00	35658	38823.3
澳大利亚	19682.00	18499.00	33091	34108

资料来源：GNIP 数据来源于联合国统计局数据库：National Accounts Main Aggregates Database(www.unstats.un.org/unsd)。单位为：美元。FDI 存量数据来源于《中国对外经济贸易年鉴》2000 年和 2001 年版。单位为：万美元。

表 4 中国进口数据

地区	2000年进口	2001 年进口
香港	942918.0	942295.0
韩国	2320734.	2338921.
日本	4151182.	4279691.
蒙古	21207.00	23950.00
越南	92915.00	101075.0
老挝	642.0000	746.0000
柬埔寨	5949.000	3480.000
缅甸	12482.00	13419.00
泰国	438081.0	471285.0
马来西亚	548000.0	620521.0
新加坡	505965.0	514252.0
印度尼西亚	440195.0	388807.0
菲律宾	167731.0	194522.0
印度	135348.0	169997.0
孟加拉国	1885.000	1670.000
斯里兰卡	1285.000	1014.000
也门	73552.00	45136.00
阿联酋	41607.00	44761.00
俄罗斯	576989.0	795938.0
乌兹别克	1203.000	762.0000
哈萨克	95821.00	96065.00
吉尔吉斯	6744.000	4222.000
德国	1040876.	1377210.
意大利	307843.0	378918.0
捷克	8295.000	9213.000
埃及	10207.00	8032.000
阿尔及利亚	2594.000	6999.000
毛里塔尼亚	495.0000	437.0000
苏丹	73173.00	98813.00

埃塞俄比亚	287.0000	177.0000
肯尼亚	385.0000	588.0000
乌干达	84.00000	124.0000
赞比亚	6939.000	3568.000
毛里求斯	2930.000	895.0000
加纳	1499.000	3660.000
贝宁	113.0000	6.000000
尼日利亚	30730.00	22716.00
南非	103729.0	117311.0
津巴布韦	10274.00	11489.00
博茨瓦纳	1.000000	0.000000
巴西	162144.0	234734.0
阿根廷	92999.00	128102.0
秘鲁	56026.00	49804.00
委内瑞拉	9479.000	14577.00
墨西哥	48826.00	76110.00
巴拿马	102.0000	195.0000
美国	2236315.	2620223.
加拿大	375108.0	402847.0
澳大利亚	502406.0	542640.0

资料来源：进口数据来源于中国统计出版社的《中国对外经济贸易年鉴》（各年）。单位为：万美元。