



No. C2014002

2014- 4

中国对外直接投资对出口的影响分析

刘晓光 苟琴 卢锋^①

北京大学国家发展研究院

内容提要:近年快速增长的中国对外直接投资(ODI)究竟会促进还是抑制中国出口?本文利用2003-2012年中国对世界174个国家ODI和进出口面板数据,基于贸易引力模型实证分析了中国ODI对贸易的影响。结果发现,中国对东道主国ODI能够显著地促进中国与该国贸易:对其ODI存量提高10%,可促进下一期对其出口增长2.14%,进口增长2.07%,净出口增长2.87%。初步测算表明,2003-2012年间,中国ODI存量年均增长约34.0%,促进出口、进口和净出口年均增长约7.5%、7.2%和9.3%,年均增加额约为6389.3亿元、5235.2亿元和1154.1亿元。此外本文发现,东道主国的经济规模和基础设施水平等因素也显著提高中国对其出口,而与中国的距离及人口抚养比等因素则显著减少中国对其出口。

关键词:对外直接投资 进出口 跨国面板分析

Remedy or Poison: the Impacts of ODI on China's Exports

Abstract: During the last decade, both China's Outward Direct Investment (ODI) and exports have experienced rapid growth, providing a good opportunity to investigate the relationship between ODI and exports. Applying a panel data of China's ODI and trade to 174 countries during 2003-2012, this paper employs the gravity model to empirically investigate the impacts of China's ODI on exports. We find that China's ODI to a host country significantly promotes China's trade with that country: a 10 percent increase in ODI stock can lead to a 2.14 percent increase of exports, 2.07 percent increase of imports. During 2003-2012, the rapid increase of ODI leads export, import and net export to yearly increase about 638.9 billion, 523.5 billion, and 115.4 billion RMB, respectively. In addition, we find that the host country's economy scale and infrastructure level also have significant positive impacts on China's exports, while

^① 刘晓光(通讯作者),北京大学国家发展研究院博士研究生,电子邮箱:lxiaoguangccer@gmail.com; 苟琴,北京大学国家发展研究院博士研究生,电子邮箱:twinsgou@sina.com; 卢锋,北京大学国家发展研究院教授,电子邮箱:fenglu@nsd.pku.edu.cn。通讯地址:北京市海淀区颐和园路5号北京大学中国经济研究中心,100871。作者感谢北京大学国家发展研究院黄益平教授的宝贵建议。

population dependency ratio and the distance to China significantly reduce China's exports.

Key Words: Outward Direct Investment; Export and Import; Multinational Panel Analysis

JEL Classification: F21, F10

一、引言

随着“走出去”战略的推进,中国逐渐兴起一轮对外直接投资(Outward Direct Investment, ODI)浪潮,目前已成为全球 ODI 舞台上的重要参与者。过去 10 年,中国 ODI 高速增长,投资净额从 2003 年 28.5 亿美元增加到 2012 年 878 亿美元,短短 9 年间增长了 30 倍,成为仅次于美国和日本的第三大 ODI 国。截至 2012 年底,中国 ODI 净额累计达到 5319.4 亿美元,分布在全球 179 个国家和地区,具有广泛的国际影响力。

显著增长的 ODI 会直接影响母国经济,而这首先会表现在对母国出口的影响上(Pfaffermayr, 1996)。理论上,ODI 对出口的影响既可能表现为替代效应,也可能表现为互补效应。替代效应主要表现在:第一,ODI 提高国际资本流动,使得各国要素禀赋结构和价格趋同,从而削弱国际贸易动机(Mundell, 1957);第二,ODI 可能导致企业转移到海外投资设厂并销售,从而直接替代母国出口(Vernon, 1966; Buckley 和 Casson, 1976, 1981; Rugman, 1980 等)。然而,与传统理论在分析 ODI 与出口关系时侧重分析制成品的出口不同,一些学者认为 ODI 可能会增加从母国进口中间品,从而与出口呈现互补关系(Markusen, 1995),新贸易理论的发展也支持了 ODI 与出口的互补效应(Helpman, 1984; Helpman 和 Krugman, 1985)。还有一些理论则认为,ODI 与出口之间的关系并不确定,依赖于经济发展阶段等其他因素(Dunning, 1977, 1981; Markusen 和 Svensson, 1985 等)。ODI 与出口之间的关系究竟如何,对于身处海外投资浪潮中的中国而言,具有重要意义。

2008 年以来,随着美国金融危机和欧洲主权债务危机相继爆发,中国外部经济环境发生了巨大变化,集中表现为外需乏力和出口增速的急剧下降。在这种形势下,中国依赖出口、尤其是向发达国家市场出口拉动经济增长的发展模式面临巨大压力。针对当前的困难局面,一些学者提出“以对外投资促进对外贸易”的新命题,以此推动中国产业升级,拉动新一轮经济高速增长(周其仁, 2013; 林毅夫, 2013)。

中国究竟能否以对外直接投资带动新一轮对外贸易增长?以往文献较多关注外商直接投资(Foreign Direct Investment, FDI)对中国经济的作用,鲜有研究探讨 ODI 的影响。这部分源于过去中国 ODI 的规模相对于 FDI 较小。然而,近年来中国 ODI 规模快速增长,对经济发展的重要性值得深入分析。图 1 数据表明,我国 ODI 流量和出口在时间序列上表现出高度的一致性,两者似乎呈互补关系。图 2 中国对世界各国的 ODI 存量和出口的散点图也显示,中国对东道主国的 ODI 和出口之间具有显著的正向关系,进一步说明中国存在以 ODI 促进对外贸易的可能性。^①

本文旨在回顾 ODI 与贸易关系相关理论的基础上,实证分析中国 ODI 对进出口的影响。我们利用 2003-2012 年中国对世界各国 ODI、进出口及其他宏观变量面板数据,基于贸易引力模型回归分析了中国 ODI 对于中国出口、进口及净出口的影响,并比较了这一影响关系在 OECD 国家和非 OECD 国家的异同。

本文结构安排如下:第二部分回顾相关文献;第三部分介绍实证设计;第四部分报告实证结果,并进行经济显著性分析及稳健性检验;第五部分总结全文。

^① 图 1 和图 2 分别考察了中国 ODI 流量和存量与中国出口的关系,互为补充,均表明 ODI 与出口间可能存在正向相关关系。

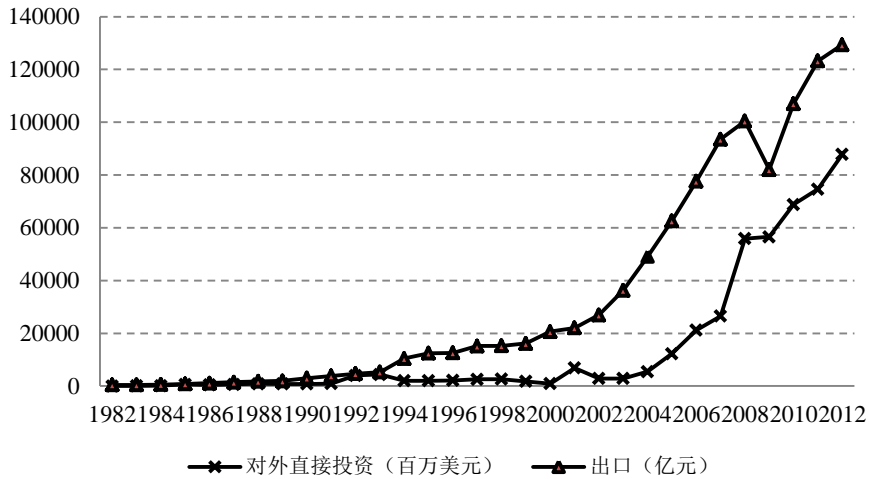


图 1 中国 ODI (流量) 与出口 (1982-2012)

数据来源：历年《中国对外直接投资统计公报》和中经网统计数据库。

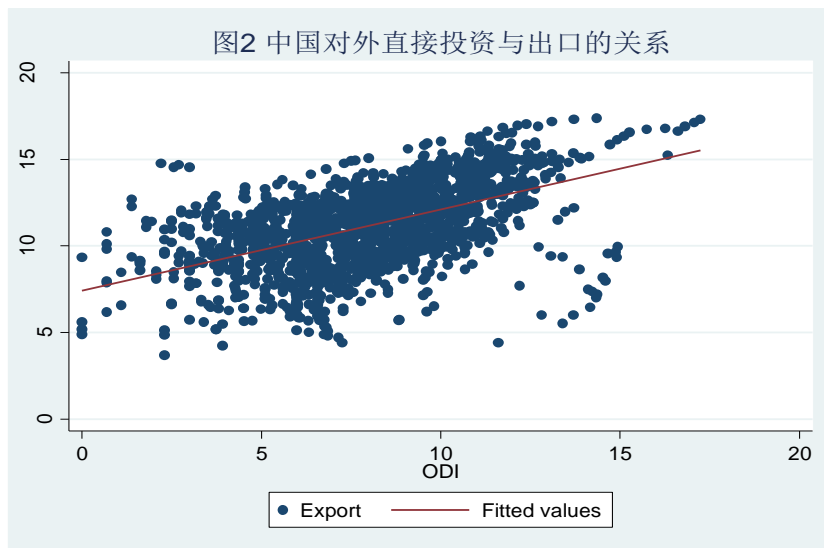


图 2 中国 ODI 与出口的偏相关关系

注：图中 ODI (存量) 和 Export (出口) 均为对数值，为 2003-2012 年 174 个国家或地区的观测值。
数据来源：历年《中国对外直接投资统计公报》和 CEIC 数据库。

二、文献回顾

从理论上讲，ODI 既可能抑制母国出口，表现出替代效应，也可能促进母国出口，表现出互补效应。本节从理论分析和实证检验两个角度回顾以往文献关于 ODI 与出口关系的研究。

1. ODI 对出口的替代效应

一些理论分析认为，ODI 会直接或者间接地抑制母国出口。第一，ODI 通过资本的国际流动会不断拉近各国要素禀赋结构以及要素价格差异，这从根本上弱化了国际贸易发生的动因，因此会减少出口。这一理论由较早开展国际贸易与国际直接投资关系研究的 Mundell (1957) 提出。Mundell (1957) 在传统贸易模型基础上，提出了贸易与投资的替代模型，认为国际资本流动趋向于使各国要素价格均等化，根据 Heckscher-Ohlin 理论，如果两国的

生产函数相同，两国贸易将减少。第二，ODI 通过在海外投资设厂并销售，直接替代母国出口。Vernon（1966）提出 ODI 的产品生命周期理论，假定最先在发达国家发明和生产的新产品，随着产品进入成熟和标准化阶段，公司会依次在国内投资销售、向其他国家出口、投资较发达国家，最后逐渐转移到发展中国家，以便利用这些国家的低劳动力成本优势。由于 ODI 是企业在国外投资设厂生产并销售在母国已经标准化和成熟的产品活动，因而会替代该产品在母国的出口。Buckley 和 Casson（1976，1981）和 Rugman（1980）等提出市场内部化理论，认为企业通过 ODI 设立跨国公司，建立跨越国界的内部化市场，可以降低出口贸易中存在的运输成本、关税、贸易壁垒等成本，避免市场不完全对企业利润的影响。因此，ODI 会将增加企业在东道国的直接销售，替代母国的原有出口。Horst（1972）认为，技术在不同企业间不可共享，在同一企业不同工厂之间却具有类似公共品的特征，促使企业选择 ODI 替代出口。Hirsch（1976）则认为，跨国公司通过对比成本，会在出口、ODI 以及专利许可转让三者中做出选择，以满足海外市场对本公司产品或服务的需求，因而 ODI 和出口之间存在直接替代关系。

实证方面，Horst（1972）发现美国公司为利用其技术优势，会在出口和 ODI 中做出选择，而关税水平和贸易壁垒也可能使企业倾向于用海外生产替代出口。Belderbos 和 Sleuwaegen（1998）发现，20 世纪 80 年代末期，欧盟贸易保护政策促使日本企业不得不在欧洲市场直接投资设厂生产，从而明显地抑制了日本对欧洲的出口。

2. ODI 与出口的互补效应

与传统理论分析 ODI 和出口关系时侧重分析制成品的出口，从而强调替代效应不同，Markusen（1995）认为海外投资生产会增加从母国进口中间投入品，从而 ODI 与出口间也可能呈现互补关系。随着新贸易理论的发展，Helpman（1984）以及 Helpman 和 Krugman（1985）认为，跨国公司拥有专利技术与管理经验等专有资产，为了维护独特的竞争优势，这些公司可能不愿在外部市场达成交易，因而会对国内公司生产的中间产品形成需求，从而促进母国的出口。此外，企业进行海外投资也可能是为了维护现有海外市场份额或者开拓海外新市场（Buckley et al., 2007），这种市场寻求主动型的 ODI 会促进母国企业的出口。与此效果类似地，技术寻求型的 ODI 以获得东道国企业的技术或者其他战略性资产为目的，因而可以增强母国企业生产力，从而促进母国出口。

在实证研究方面，Lipsev 和 Weiss（1981）分析了美国制造业企业 ODI 对美国以及东道主国的其他贸易伙伴国出口的影响，发现美国在东道主国的投资正向促进美国对该国的出口，而抑制其他国家对该国的出口；反之，他们发现其他国家对东道主国的投资促进母国对东道主国的出口，而抑制美国对东道主国的出口。Lipsev 和 Weiss（1984）进一步研究发现，生产原材料以及中间品的美国企业进行海外投资生产正向促进该企业的出口，而生产制成品的美国企业进行海外投资生产与其出口间关系不显著，但在部分行业仍呈现较弱的正向促进关系。Lipsev（2004）也发现美国 ODI 促进了出口，他认为原因可能是跨国公司在海外市场生产销售时带来的品牌知名度和消费者忠诚度的提升促进了企业其他产品的出口。Swenson（1997）发现，日本汽车制造商在美国投资设厂后，汽车零配件更多地是从日本进口，而不是美国当地，从而支持了 Markusen（1995）的理论。Head 和 Ries（2001）基于企业层面数据考察日本制造业 ODI 和出口的关系时，也发现了二者间的互补关系。

3. ODI 对出口影响的不确定性

ODI 与出口之间的关系也可能依赖于其他情况。根据 Dunning（1977，1981）的国际生产折衷理论，ODI 和出口间一方面表现为一种替代关系，另一方面又共享基本要素。Markusen 和 Svensson（1985）利用要素比例模型揭示了商品贸易和要素流动之间的相互关系，指出它

们之间表现为替代性还是互补性，依赖于贸易和非贸易要素之间的合作关系如何。如是合作关系，则商品的贸易和生长要素的流动将表现为一种互补关系，否则，则表现为一种替代关系。Bhagwati 等（1987）则从政治经济学的角度出发，指出彼此之间采取贸易保护措施的威胁和化解这种威胁的努力会产生补偿性的 ODI。Head 和 Ries（2001）认为，投资方式为垂直还是水平会影响投资的出口效应。

实证数据和方法等也限制了关于 ODI 和出口之间关系的检验效力。Blonigen（1999）认为基于总体数据的分析难以发现 ODI 和出口之间的真实关系，因而，他利用日本汽车和汽车零部件企业的产品层面的数据研究 ODI 对出口的影响，发现汽车企业的 ODI 促进了汽车零部件的出口，而汽车零部件企业的 ODI 则抑制了汽车零部件的出口。Swenson（2004）考察部分 OECD 国家对美国的直接投资和其对美国出口的关系时发现，3 位数 SIC 分类的产品层面数据分析结果呈现出替代关系，而 2 位数 SIC 分类的行业层面数据分析结果则呈现出互补关系。

4. 我国 ODI 与出口的关系研究

国内学者关于中国 ODI 与出口的关系分析还处于起步阶段。大量研究文献集中在分析 FDI 对中国经济发展和贸易的影响，而较少分析中国 ODI 对贸易的影响。随着中国 ODI 规模的扩大和重要性的提高，这方面研究开始出现。张如庆（2005）利用中国 1982-2002 年时间序列数据，初步发现中国对外贸易与 ODI 存在因果关系，特别是出口与 ODI 存在长期均衡关系。余淼杰和徐静（2011）通过运用浙江省外向投资企业层面上 2006-2008 年的数据，考察了浙江省 ODI 和出口的关系，研究结果表明我国企业的对外投资与出口存在着稳健的互补关系，中国企业“走出去”不会减少企业本身的出口。然而，也有研究表明，ODI 和出口的关系并不确定。林志帆和董俭（2013）采用 2003-2011 年 21 国跨国面板数据发现我国 ODI 整体上对出口的效应不显著，但是对发展中国家出口存在显著的促进作用，而对发达国家出口则表现出轻微的抑制。

综上所述，ODI 与出口的关系究竟是替代还是互补，无论在理论上还是在实证经验上，都尚未取得一致的结论。从世界范围看，ODI 的发展经历了 1980 年代以前主要以发达国家跨国公司为主，到 1980 年代以后发展中国家 ODI 兴起的转变（Wells, 1983）。过去十年，伴随中国对外贸易快速发展，中国 ODI 迅速兴起，辐射全球，为检验 ODI 与出口的关系提供了一个重要契机，也为检验中国以 ODI 带动对外贸易的命题提供了机会，具有理论和政策含义。本文关于中国 ODI 对出口影响的分析，相对于以往文献的贡献，主要体现在以下三个方面：第一，研究区间理想。本文研究样本区间为 2003-2012 年，不仅年份较新，研究结论具有时效性和政策含义，而且在该区间，中国 ODI 和出口均实现了高速增长，同时也处于同一届政府周期，因此，是考察两者关系的理想区间；第二，研究样本更加全面。中国 ODI 目前已经辐射全球 179 个国家和地区，本文尽可能地使用最全面的数据，全面分析中国 ODI 的出口效应以及对不同发展程度的国家的影响，易于得到更为准确的结论。第三，本文尝试采用更稳健的计量分析方法，并注意克服 ODI 与出口关系分析中的内生性问题。

三、回归模型设定及变量数据说明

本文利用 2003-2012 年中国对世界各国的 ODI、进出口及其他宏观变量面板数据，采用贸易引力模型来实证分析中国 ODI 对进出口的影响。贸易引力模型（Trade Gravity Model）的概念和基本思想来源于物理学中牛顿提出的万有引力定律，最早由 Tinbergen（1962）引入国际贸易问题研究中分析双边贸易流量，发现两国双边贸易规模与他们的经济总量成正比，与两国之间的距离成反比。对贸易引力模型的后续扩展，主要是根据研究者关注重点引入影

响双边贸易流量的其他主要因素。由于所需数据易得、可信度高等特点，贸易引力模型在研究分析国际贸易流量中得到越来越广泛地应用。

标准的贸易引力模型可以用如下回归方程来表述：

$$\ln X_{ijt} = C + \alpha \ln GDP_{it} + \beta \ln GDP_{jt} + \gamma \ln D_{ij} + \theta X_{ijt} + \rho_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中， X_{ijt} 为第 t 年 i 国向 j 国的出（进）口； $\ln GDP_{it}$ 和 $\ln GDP_{jt}$ 分别为第 t 年 i 国和 j 国的GDP； D_{ij} 为两国之间的距离； X_{ijt} 表示控制变量或其他具体研究的变量； ρ_t 为年份效应， ϵ_{it} 为随机误差项， C 为常数。

本文利用中国对世界各国的 ODI、进出口及其他宏观变量面板数据进行面板回归分析，因此，贸易引力模型的回归方程转化如下：

$$\ln Export_{jt} = C + \varphi \ln ODI_{jt-1} + \alpha \ln GDP_{jt} + \gamma \ln D_j + \theta X_{ijt} + \rho_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中， $Export_{jt}$ 为中国第 t 年向 j 国的出（进）口； $\ln ODI_{jt-1}$ 表示中国 $t-1$ 年末在 j 国的 ODI 存量；^① $\ln GDP_{jt}$ 为 j 国 t 年的 GDP； D_j 为中国与 j 国的距离； ρ_t 为年份效应， ϵ_{it} 为随机误差项， C 为常数。^② 数据来自历年《中国对外直接投资统计公报》和 CEIC 数据库，共获得了 174 个国家在 2003-2012 年间较完整的中国对其 ODI 和进出口的数据，构成基本面板数据。回归分析时，以上基本变量均取对数值。若 φ 为正且显著，说明中国对贸易伙伴国的 ODI 与出口表现出互补效应；若 φ 为负且显著，说明中国对贸易伙伴国的 ODI 与出口表现出替代效应；若 φ 不显著，说明两者无显著关系。

在控制变量的选择上，本文首先按照标准的贸易引力模型，控制经济规模和距离变量。然后，参考以往文献的做法控制了如下变量：汇率变动，采用各国官方当地货币兑美元的汇率的变化率来衡量；经济自由化程度，采用世界经济自由度指数（Economic Freedom of the World, EFW 指数）来衡量；^③ 关税水平，采用一国加权平均的关税率来衡量；人口规模，采用各国人口数量对数来衡量；人口抚养比，采用总人口中非劳动年龄人数与劳动年龄人数之比来衡量；通讯基础设施水平，采用每百人移动电话用户数来衡量；消费率，采用消费支出占 GDP 的比重来衡量；税率，采用政府税收收入占 GDP 的比重来衡量；以及通货膨胀水平，采用 GDP 平减指数来衡量。数据来自世界银行 WDI 数据库、CEIC 数据库和历年《世界经济自由度指数年报》。回归变量统计描述见表 1。

在进行回归分析时，考虑到 ODI 对出口的影响在 OECD 国家和非 OECD 国家中可能有所不同，我们在基准回归之外，加入了 OECD 国家虚拟变量，以及该虚拟变量与 ODI 的交叉项，以考察这一关系在两组国家中是否有显著不同。为保证结果稳健，我们还进一步做了 OECD 国家和非 OECD 国家的子样本回归分析。

为全面考察 ODI 对于双边贸易的影响，我们也实证分析了 ODI 对于进口以及净出口的影响。回归模型的设定及控制变量的选择与回归方程（2）相同。

表 1 回归变量统计描述

变量	观测个数	均值	标准差	最小值	最大值
出口（对数）	1739	11.017	2.470	2.996	17.377
进口（对数）	1693	9.612	3.759	-2.303	16.784
净出口（对数）	1266	10.472	2.370	2.526	17.236

^① 此处采用 $t-1$ 期末而非 t 期末的 ODI 存量数据，一方面是考虑到 ODI 对出口产生影响可能需要一定时间的滞后，另一方面也可以控制出口对 ODI 可能的反向影响。

^② 对各国而言，中国的 GDP 变量相同，在年份上的差异亦为年份效应所控制，因而略去。

^③ 经济自由度（EFW）指数衡量了一国政策和制度对经济自由的支持程度，指标范围为 0-10，值越高表示经济自由度越高。EFW 指数主要从 5 个领域度量经济自由程度，包括：政府规模、法律结构和产权安全、健全货币的获取、进行国际贸易的自由以及对信贷、劳动力和商业的管理；最后对这五个子指标进行加总，得到总的 EFW 指数。

ODI 存量（对数）	1633	8.005	2.715	0.000	17.238
GDP（对数）	1651	14.825	2.315	9.448	21.208
距离（对数）	1720	8.978	0.553	7.025	9.858
汇率增长率	1316	0.010	0.169	-0.384	4.768
关税率（%）	1005	5.972	5.108	0.000	31.110
经济自由度指数	1150	6.727	1.017	2.880	9.050
人口（对数）	1700	15.666	2.038	9.888	20.936
通讯基础设施（对数）	1675	3.766	1.278	-2.624	5.650
人口抚养比（%）	1640	61.037	19.126	16.543	110.957
消费率	1455	0.810	0.196	0.139	1.909
税率（%）	954	17.845	8.238	0.117	65.903
GDP 通缩指数（%）	1646	6.947	8.862	-29.994	104.538

数据来源：历年《中国对外直接投资统计公报》、CEIC 数据库、世界银行 WDI 数据库和历年《世界经济自由度指数年报》。

为了克服宏观变量回归常存在的内生性问题，本文采用系统 GMM 方法进行面板回归分析。系统 GMM 方法通过引入内生变量的水平和差分滞后项作为工具变量，可以在很大程度上克服宏观变量的内生性问题和弱工具变量问题（Blundell 和 Bond, 1998, 2000），估计结果更为可靠。同时，为防止工具变量过多而产生过度拟合问题，本文仅将滞后 2 到 3 期的内生变量的水平项和差分项作为 GMM 类型的工具变量（Roodman, 2009）。作为基准，本文也做了普通最小二乘回归。此外，本文采用滞后一期的 ODI 进行回归分析，也在一定程度上缓解了由出口对 ODI 的反向影响而导致的内生性问题。

四、实证分析结果

根据上一节回归模型设定，本节利用 2003-2012 年中国对世界 174 个国家和地区 ODI、进出口及其他宏观变量面板数据，实证分析中国 ODI 对于中国出口、进口及净出口的影响，并进行经济显著性分析及稳健性检验。

1. 估计结果分析

1.1 ODI 对出口的影响

表 2 报告了中国 ODI 对出口影响的系统 GMM 估计结果。^① GMM 回归通过了 Arellano-Bond 检验和 Hansen 过度识别检验，说明模型设定良好。第（1）-（4）列的回归结果均显示，中国向东道主国家的直接投资能够显著地促进中国对其出口。其中，第（1）列为基于标准贸易引力模型的回归结果；第（2）列进一步控制了汇率变动、关税水平、经济自由度衡量的制度变量和人口规模的影响；第（3）列中又进一步控制了东道主国家的基础设施水平、人口抚养比、消费率、税率和通货膨胀水平的影响；第（4）列中加入了 OECD 国家的虚拟变量及虚拟变量与 ODI 的交叉项，以分析 ODI 对出口的影响在发达国家和发展中国家中是否存在显著差异。在以上各列回归中，ODI 的回归系数均显著为正，且系数大小基本稳定，说明中国向东道主国的直接投资能够显著地促进中国对其出口。

在各控制变量中，东道主国的经济规模（GDP）和基础设施水平对中国对其出口具有显著的正向影响，而东道主国与中国的距离和人口抚养比等因素则显著地减少了中国对其出口。其它变量如人口规模、经济自由度、消费率和税率等变量的回归系数符号符合一般预期，但不显著。总体来说，本文回归结果与以往文献具有一致性。

^① OLS 估计结果见附录附表 1（基本结果与系统 GMM 回归一致，说明回归结果较为稳健）。

表 2

中国 ODI 对出口的影响 (系统 GMM 回归)

变量	模型	(1)	(2)	(3)	(4)
ODI(对数)		0.154***	0.180***	0.214***	0.224***
滞后一期		(0.0320)	(0.0416)	(0.0526)	(0.0430)
GDP(对数)		0.816***	0.731***	0.446***	0.487***
		(0.0405)	(0.0582)	(0.114)	(0.125)
距离(对数)		-0.575***	-0.762***	-0.536***	-0.579***
		(0.137)	(0.248)	(0.150)	(0.149)
汇率变化率			-0.723	-0.334	-0.213
			(0.504)	(0.469)	(0.484)
关税税率			0.0024	0.0119	0.0088
			(0.0174)	(0.0166)	(0.0167)
经济自由度			0.0756	0.0639	0.0959
			(0.148)	(0.136)	(0.134)
人口(对数)			0.0019	0.201*	0.155
			(0.0891)	(0.107)	(0.123)
通讯基础设施				0.278***	0.255**
				(0.0981)	(0.100)
人口抚养比				-0.0142*	-0.0138*
				(0.0084)	(0.0079)
消费率				0.945	1.055
				(0.794)	(0.797)
税率				-0.00597	-0.00612
				(0.00836)	(0.00804)
GDP 通缩指数				-0.0143	-0.0144
				(0.0107)	(0.0109)
OECD					-0.110
					(0.372)
ODI*OECD					-0.0076
					(0.0401)
年份效应		Yes	Yes	Yes	Yes
AR(1)-p		0.002	0.069	0.058	0.057
AR(2)-p		0.424	0.777	0.156	0.154
Hansen-p		0.112	0.939	0.350	0.384
个体数		165	100	79	79
观测值		1,378	569	421	421

注释: 括号内为稳健的标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。AR(1)-p、AR(2)-p 和 Hansen-p 分别报告系统 GMM 估计中 Arellano-Bond 一阶、二阶检验和 Hansen 检验的 p 值。

本文进一步考察 OECD 国家和非 OECD 国家的差异。表 2 第 (4) 列显示, OECD 国家的虚拟变量及与 ODI 的交叉项均不显著, 说明中国 ODI 对出口的影响在 OECD 国家和非 OECD 国家中可能并无显著差别。表 3 对 OECD 国家和非 OECD 国家的子样本分析也发现, 无论是 OECD 国家还是非 OECD 国家, ODI 对出口的影响都显著为正, 表明中国对不同发展水平的国家进行直接投资均促进了中国对其出口。

ODI 的出口效应与企业走出去的动机紧密相关。根据现有经典理论, 企业进行 ODI 的

动机主要是开拓或者维护海外市场、获取东道国自然资源、取得东道国企业的技术或者其他战略性资产、以及利用东道国低廉的要素成本，尤其是劳动力成本（Dunning, 1977, 1992, 1993; Buckley et al., 2007; Cross and Voss, 2008）。作为一个典型的发展中国家，中国企业国际竞争力薄弱，技术发展相对落后，国内以劳动密集型制造业和重工业为主，因此，中国企业 ODI 的目的主要是获取技术和其他战略性资产以加强国内企业的生产力，以及获得海外自然资源以反哺国内工业部门发展（Buckley et al., 2007; Huang and Wang, 2011, 2012）。在这样的走出去动机下，ODI 和出口之间的关系就主要表现为互补关系，因为投资反向促进了国内企业生产力，增强了企业的出口竞争力。我们认为这是中国 ODI 促进中国出口的第一条机制。除此之外，也可能存在渠道效应（或扩展市场效应），即中国通过在东道国的直接投资，特别是基础设施投资，可以加强中国相对薄弱的市场能力，改善销售渠道。鉴于发达国家相比于中国具有技术优势，同时已经是中国主要的出口国，具有相对较为成熟的市场，因此，我们认为，中国向发达经济体 ODI 主要通过寻求技术推动国内生产从而促进了向发达国家的出口；而对于发展中国家，其与中国的技术水平接近，且中国对这些经济体的贸易市场不成熟，因此，我们认为中国对发展中国家 ODI 影响出口的机制可能主要是渠道效应。当然，这两个机制也可能交叉影响中国对投资目的地以外的经济体的出口。

表 3 中国 ODI 对出口的影响：OECD 和非 OECD 国家子样本分析（系统 GMM 回归）

模型 变量	OECD		非 OECD	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ODI(对数)	0.147***	0.164***	0.169***	0.220***
滞后一期	(0.0478)	(0.0494)	(0.0416)	(0.0378)
GDP(对数)	0.812***	0.672**	0.794***	0.512***
	(0.0724)	(0.310)	(0.0635)	(0.162)
距离(对数)	-0.467**	0.281	-0.577***	-0.802***
	(0.188)	(0.350)	(0.153)	(0.135)
汇率变化率		6.673		-0.635
		(5.074)		(0.568)
关税税率		0.277*		0.0171
		(0.157)		(0.0171)
经济自由度		-0.0254		0.0123
		(0.189)		(0.115)
人口(对数)		0.0730		0.0816
		(0.391)		(0.100)
通讯基础设施		1.650		0.318**
		(1.097)		(0.120)
人口抚养比		-0.0195		-0.0131
		(0.0241)		(0.0106)
消费率		10.88		1.532***
		(7.516)		(0.557)
税率		-0.0504		-0.0026
		(0.0322)		(0.0078)
GDP 通缩指数		-0.0608		-0.0137
		(0.0389)		(0.0092)
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
AR(1)-p	0.553	0.175	0.002	0.070

AR(2)-p	0.753	0.599	0.465	0.179
Hansen-p	0.591	1.000	0.112	0.932
个体数	33	20	132	59
观测值	279	130	1099	291

注释：括号内为稳健的标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。AR(1)-p、AR(2)-p 和 Hansen-p 分别报告系统 GMM 估计中 Arellano-Bond 一阶、二阶检验和 Hansen 检验的 p 值。

1.2 进一步分析：ODI 对进口及净出口的影响

虽然中国 ODI 对出口有显著的正向影响，但对进口的影响、进而对中国净出口的影响并不确定，而代表贸易盈余的净出口可能是学者和经济决策者更为关注的问题。为检验中国 ODI 对进口和净出口的影响，本文利用中国对各国的进口和净出口数据，进行了类似的回归，结果报告于表 4，其中（1）-（3）列为对进口影响的分析，（4）-（6）列为对于净出口影响的分析。^① 表 4 估计结果显示，中国 ODI 对进口和净出口均具有显著的正向影响。^② 综合表 2 和表 4 结果说明，中国 ODI 从出口和进口两方面促进了中国对外贸易，并且几乎同比例地扩大了中国的净出口。

表 4 中国 ODI 对进口和净出口的影响（系统 GMM 回归）

变量	进口			净出口		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ODI(对数)	0.326***	0.207**	0.244**	0.137**	0.287***	0.248***
滞后一期	(0.0536)	(0.0861)	(0.121)	(0.0612)	(0.0612)	(0.0799)
GDP(对数)	1.126***	0.797***	0.801**	0.745***	0.248	0.169
	(0.0729)	(0.210)	(0.395)	(0.0735)	(0.171)	(0.195)
距离(对数)	-0.191	-0.255	-0.208	-0.519	-0.510*	-0.617**
	(0.268)	(0.453)	(0.470)	(0.370)	(0.283)	(0.286)
汇率变化率		-0.491	-0.493		-0.167	-0.348
		(1.246)	(1.174)		(0.736)	(0.684)
关税税率		-0.0708	-0.0620		0.0358*	0.0319
		(0.0430)	(0.0459)		(0.0211)	(0.0207)
经济自由度		-0.0320	-0.0168		0.0580	0.0134
		(0.431)	(0.426)		(0.209)	(0.197)
人口(对数)		0.300	0.291		0.271	0.321*
		(0.289)	(0.364)		(0.182)	(0.179)
通讯基础设施		0.404	0.357		0.380**	0.464***
		(0.292)	(0.336)		(0.149)	(0.141)
人口抚养比		0.0316	0.0297		-0.0164	-0.0153
		(0.0212)	(0.0233)		(0.0111)	(0.0106)
消费率		-7.574***	-7.409***		1.728*	1.467
		(2.072)	(2.307)		(0.871)	(0.909)
税率		0.0037	-0.0005		-0.0134	-0.0153

^① OLS 估计结果见附录附表 2（基本结果与系统 GMM 回归一致，说明回归结果较为稳健）。

^② 值得注意的是，不同于出口和进口，净出口数值实际上有可能为负，但在取对数处理时会自动忽略数值为负的样本，因此，净出口回归的样本很可能是有偏的，其估计系数也因而可能有偏，或者更稳健地说，净出口的回归结果反映的只是在中国对其有贸易盈余的东道主国家样本里，中国 ODI 对中国净出口的影响。但是本文有两点证据可以佐证净出口回归结果的有效性：（1）本文对净出口变量水平值直接回归，结果显示 ODI 回归系数仍然显著为正；（2）后文利用 ODI 对出口和进口的影响弹性估测出 ODI 对出口和进口的具体影响，然后利用出口减去进口得到对净出口的影响，结果显示 ODI 对净出口有显著的正向影响。

		(0.0449)	(0.0479)		(0.0110)	(0.0107)
GDP 通缩指数		-0.0176	-0.0137		-0.0326*	-0.0324*
		(0.0251)	(0.0261)		(0.0191)	(0.0187)
OECD			0.801			-0.670
			(1.237)			(0.543)
ODI*OECD			-0.0865			0.114
			(0.122)			(0.0699)
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
AR(1)-p	0.010	0.090	0.124	0.002	0.077	0.089
AR(2)-p	0.667	0.924	0.935	0.037	0.456	0.344
Hansen-p	0.256	0.128	0.104	0.001	0.624	0.637
个体数	165	79	79	139	61	61
观测值	1,355	419	419	1,002	301	301

注释：括号内为稳健的标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。AR(1)-p、AR(2)-p 和 Hansen-p 分别报告系统 GMM 估计中 Arellano-Bond 一阶、二阶检验和 Hansen 检验的 p 值。

2. 经济显著性分析

以上分析显示，在统计意义上，中国 ODI 对中国出口、进口和净出口均具有显著的影响，那么其经济显著性如何？本节利用表 2 和表 4 估计结果，分析其经济显著性。由于本文做回归分析时，对 ODI 和出口、进口和净出口变量均采用了对数形式，因此，ODI 的回归系数即是 ODI 对出口、进口和净出口的影响弹性。根据表 2 中国 ODI 对出口的影响分析，第（3）列全变量回归中 ODI 的回归系数约为 0.214，说明中国对东道主国的 ODI 存量提高 10%，可以促进下一期中国对其出口增长 2.14%。根据表 4 中国 ODI 对进口和净出口的影响分析，第（2）列和第（5）列全变量回归中 ODI 的影响弹性分别为 0.207 和 0.287，说明 ODI 存量提高 10%，可以促进下一期中国进口和净出口分别增长 2.07%和 2.87%。^① 考虑到中国 ODI 近年来的高速增长和中国贸易量已经达到的规模，这一影响在经济意义上非常显著。

表 5 初步测算了中国 ODI 增长对贸易额增长的具体影响。^② 测算结果表明，2003-2012 年间，中国 ODI 存量年均增长率约 34.0%，可促进出口、进口和净出口年均增长约 7.5%、7.2%和 9.3%，而三者实际年均增长约 16.3%、15.4%和 37.7%，因此，ODI 对贸易增长的贡献率分别达到 45.8%、46.9%和 24.7%。从对贸易额的影响上分析，ODI 对出口、进口和净出口的年均增加额分别约为 6389.3 亿元、5235.2 亿元和 1154.1 亿元，三者实际年均增长约 10341.3 亿元、8956.2 亿元和 1385.1 亿元，按增加额计算，ODI 对贸易增长的贡献率分别为 61.8%，58.5%和 83.3%。虽然本文的测算还比较初步，且难以绝对克服的内生性问题可能会导致估计结果存在一定程度的高估，但毋庸置疑，中国 ODI 对中国出口、进口和净出口具有显著的正向影响，为“以对外投资促进对外贸易”的政策主张提供了经验依据。

表 5 中国 ODI 对贸易影响的经济显著性分析（建立《对外直接投资统计制度》以来）

年份	ODI 存量 (亿美元)	ODI 增长 率 (%)	增长率提高百分点 (%)			贸易额提高量 (亿元)		
			出口	进口	净出口	出口	进口	净出口
2002	299.0	/	/	/	/	/	/	/
2003	332.2	11.1	/	/	/	/	/	/

^① 如前所述，这里净出口的回归样本是净出口为正值的样本，估计结果存在有偏的可能性。为保证估计结果稳健，本文在下表 5 对净出口的影响核算中，没有直接采用这一影响弹性值，而是先分别估计 ODI 增长对出口和进口的影响，然后根据公式“净出口=出口-进口”，估计 ODI 对净出口的影响。

^② 测算方法说明见表 5 下注。

2004	447.8	34.8	2.4	2.3	3.6	862.8	786.5	76.3
2005	572.1	27.8	7.4	7.2	11.7	3654.8	3343.2	311.6
2006	906.3	58.4	5.9	5.7	7.2	3721.2	3118.3	602.9
2007	1179.1	30.1	12.5	12.1	14.3	9702.5	7665.2	2037.3
2008	1839.7	56.0	6.4	6.2	7.2	6027.0	4567.3	1459.7
2009	2457.6	33.6	12.0	11.6	13.5	12036.9	9222.9	2813.9
2010	3172.1	29.1	7.2	7.0	8.4	5895.4	4770.3	1125.2
2011	4247.8	33.9	6.2	6.0	7.8	6659.2	5699.6	959.5
2012	5319.4	25.2	7.3	7.0	9.9	8943.6	7943.5	1000.1
影响平均值		34.0	7.5	7.2	9.3	6389.3	5235.2	1154.1
实际平均值			16.3	15.4	37.7	10341.3	8956.2	1385.1
贡献百分比			45.8	46.9	24.7	61.8	58.5	83.3

注：“增长率提高百分点”的计算为上一期 ODI 增长率分别乘以 ODI 对出口和进口的影响弹性；“贸易额提高量”的计算为出口和进口的“增长率提高百分点”乘以上一期出口额和进口额。不同于出口和进口，ODI 增长对净出口的贸易额影响根据“净出口=出口-进口”来估计，进而除以上一期净出口额估计净出口的增长率提高百分点。

数据来源：历年《中国对外直接投资统计公报》和中经网统计数据库。

3. 稳健性检验

前文分析了中国 ODI 对中国出口、进口和净出口的促进作用。为保证估计结果稳健，本文同时做了时间和空间上的稳健性检验。在时间稳健性上，主要是考虑到中国 ODI 存量数据统计口径发生过细节变化（2003-2006 年数据不含金融类直接投资存量数据），虽然本文在回归中已经控制了年份效应，但可能并未完全控制这一口径变化对本文估计结果可能产生的影响，且我们无法做出更理想的调整。为确保估计结果稳健，我们做了 2007-2012 年的子样本稳健性检验。在空间稳健性上，除了表 3 中分 OECD 国家和非 OECD 国家的子样本稳健性检验，本文还考虑到香港与中国大陆的关系比较特殊，中国对香港的 ODI 和贸易数据很大，且多为转口贸易和投资，为保证估计结果稳健，本文做了剔除香港样本的子样本稳健性检验。

以上子样本稳健性检验结果报告于表 6 中。表 6 结果显示，无论是在时间稳健性上，还是空间稳健性上，ODI 对出口、进口和净出口的影响均显著为正，且回归系数与表 2 和表 4 中一致，表明本文结论稳健。

表 6 中国 ODI 对贸易影响的稳健性检验(系统 GMM 回归) ^①

模型 变量	时间稳健性：2007-2012			空间稳健性：剔除香港 ^②		
	出口	进口	净出口	出口	进口	净出口
ODI(对数)	0.241***	0.308***	0.312***	0.171***	0.221**	0.209***
滞后一期	(0.0501)	(0.0988)	(0.0762)	(0.0531)	(0.102)	(0.0549)
GDP(对数)	0.495***	1.085***	0.443*	0.494***	0.714***	0.331*
	(0.100)	(0.207)	(0.253)	(0.122)	(0.228)	(0.182)
距离(对数)	-0.472***	-0.106	-0.679**	-0.487***	-0.457	-0.279
	(0.118)	(0.335)	(0.289)	(0.135)	(0.501)	(0.288)
汇率变化率	-0.813*	0.351	-0.640	-0.318	-0.895	-0.117
	(0.480)	(1.431)	(0.842)	(0.494)	(1.428)	(0.794)

^① 限于篇幅，这里只报告了全变量回归结果，其他回归结果一致，感兴趣的读者请联系作者索取。

^② 本文也做了 OECD 国家和非 OECD 国家的子样本稳健性检验，结果与其一致，同时这也与 OECD 虚拟变量不显著相一致。出口分析的回归结果见表 3，限于篇幅，进口和净出口分析不再报告具体结果，感兴趣的读者请联系作者索取。

关税税率	0.0663*** (0.0205)	-0.0495 (0.0620)	0.0872** (0.0339)	0.0113 (0.0161)	-0.0727* (0.0430)	0.0326 (0.0221)
经济自由度	0.00892 (0.141)	-0.267 (0.445)	-0.160 (0.293)	0.0363 (0.146)	0.0850 (0.464)	0.0257 (0.224)
人口(对数)	0.128 (0.109)	-0.0715 (0.332)	0.0612 (0.295)	0.213* (0.112)	0.346 (0.318)	0.283 (0.202)
通讯基础设施	0.841*** (0.274)	0.527 (0.857)	1.245*** (0.446)	0.250** (0.0994)	0.476 (0.300)	0.226 (0.142)
人口抚养比	-0.0089 (0.0086)	0.0256 (0.0176)	0.0038 (0.0135)	-0.0122 (0.0087)	0.0313 (0.0227)	-0.0173 (0.0127)
消费率	1.185* (0.699)	-4.789*** (1.588)	1.304 (1.014)	0.915 (0.861)	-6.809*** (2.151)	1.865** (0.876)
税率	-0.0135 (0.0103)	-0.0300 (0.0235)	-0.0281 (0.0190)	-0.0022 (0.0085)	0.0102 (0.0410)	-0.0074 (0.0109)
GDP 通缩指数	-0.010 (0.0081)	-0.0026 (0.0228)	-0.0230 (0.0164)	-0.0123 (0.0109)	-0.0172 (0.0232)	-0.0283 (0.0188)
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
AR(1)-p	0.031	0.229	0.007	0.078	0.075	0.077
AR(2)-p	0.422	0.668	0.968	0.146	0.906	0.361
Hansen-p	0.564	0.142	0.417	0.289	0.102	0.423
个体数	67	67	52	78	78	60
观测值	194	194	142	414	412	294

注释：括号内为稳健的标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。AR(1)-p、AR(2)-p 和 Hansen-p 分别报告系统 GMM 估计中 Arellano-Bond 一阶、二阶检验和 Hansen 检验的 p 值。

五、结论和政策含义

近年中国快速增长的 ODI 究竟会促进还是抑制中国出口以及影响程度如何，具有重要的理论和现实意义。本文利用 2003-2012 年中国对世界各国的 ODI、进出口及其他宏观变量面板数据，基于贸易引力模型实证分析了中国 ODI 对于中国对外贸易的影响，并比较了这一影响大小在 OECD 国家和非 OECD 国家的异同。本文发现，中国对东道国 ODI 可以显著地促进中国对其出口和进口，即 ODI 和贸易主要表现为互补效应，扩大了中国的对外进出口规模。同时，本文发现，中国对东道国 ODI 还可以显著地促进中国对其净出口，具有规模效应。具体地，中国对东道国 ODI 存量提高 10%，可以促进下一期对其出口增长 2.14%，进口增长 2.07%，净出口增长 2.87%。初步测算表明，2003-2012 年间，中国 ODI 存量年均增长约 34.0%，促进出口、进口和净出口年均增长约 7.5%、7.2%和 9.3%，年均增加额约为 6389.3 亿元、5235.2 亿元和 1154.1 亿元。进一步分析发现，中国 ODI 对出口的综合影响在 OECD 国家和非 OECD 国家中并无显著差别。

本文认为，中国对东道国的 ODI 可以通过两种机制影响中国对其出口，而这两条渠道在 OECD 国家和非 OECD 国家中各有强弱。第一，以获取技术或资源为主要动机的 ODI，通过提高国内企业生产力，增强国际竞争力，相应地达到了增加出口的效应；第二，渠道效应（或扩展市场效应），即中国通过在东道国的直接投资，特别是基础设施投资，加强了相对薄弱的市场能力和销售渠道。我们认为，上述两条机制分别对应中国 ODI 与中国对发达国家以及发展中国家的出口的影响。中国向发达国家 ODI，更多的是获得更为先进的技

术或者战略性资产，从而提高了国内企业的生产力和国际竞争力，相应地促进国内出口。另一方面，发展中国家相比于作为中国主要的出口伙伴国的发达国家而言，市场渠道尚不成熟，通过 ODI 开拓市场渠道的边际收益很高，因此，ODI 在发展中国家更可能是通过渠道效应影响出口。

本文研究成果揭示了中国 ODI 与对外贸易的关系，对于“走出去”战略的具体政策实施具有一定的借鉴意义。首先，由于中国 ODI 与贸易之间表现出显著的互补效应，加强 ODI 可以促进中国更好地开展国际贸易，融入世界经济而分享经济全球化带来的好处。其次，由于中国 ODI 能够显著地促进中国对外出口，特别是净出口，所以，加强 ODI 不仅可以从供给面直接转移国内的过剩产能，还可以在需求面通过增加净出口的方式，消化内需不足导致的过剩产能。因此，针对中国目前生产能力远超市场能力、出口增速急剧下滑和经济增速面临下行压力的局面，促进中国 ODI 是一个可行的解决思路。这同时也有利于中国顺利实现产业升级，通过带动生产和出口水平，拉动经济增长。

此外，由于 ODI 的出口效应与企业“走出去”的动机紧密相关，因此，中国在具体实施加强 ODI 的战略政策时，还应该注意加强对 ODI 动机的合理引导，鼓励以获取技术或资源以及扩展市场为主要动机的 ODI，从而增强 ODI 和出口的互补效应。同时，还应该鼓励中国企业走向新兴市场国家，培育中国企业在这些国家的市场能力，从而发展占全球体量比重不断上升的新兴经济体市场，替代吸收能力下降的发达经济体市场。

值得一提的是，本文发现的中国 ODI 与出口之间的互补关系，在世界范围内是否普遍成立，仍需进一步探讨。根据理论分析，能够促进 ODI 与出口之间表现为互补关系的主要是技术溢出效应和扩展市场效应，而如果一国 ODI 目的是为了利用东道主的低要素成本，则 ODI 与出口之间更可能表现为替代关系。具有不同资源禀赋和处于不同发展程度的国家可能面临不同的情况，因此，ODI 与出口之间关系需要通过实证分析来检验。就中国而言，ODI 与出口之间的关系或许也不是一成不变的。随着国内要素成本继续上升，生产成本劣势可能促使寻求东道国低廉要素成本的 ODI 进一步增加，并成为主要动机。这一模式的转变，可能会转变中国 ODI 对出口的影响。虽然 ODI 向低成本东道国转移也可能增加这些国家对于中国国内生产的中间品的进口，但也会直接降低原有制成品的出口，总的影响将变得不再确定。因此，ODI 对出口影响的动态关系分析是一个值得长期跟踪研究的课题。

参考文献

- 林毅夫，2013：《中国经济发展和中非合作》，“CMRC 中国经济观察”第 34 次季度报告会。
- 林志帆、董俭，2013：《中国 OFDI 的出口效应：抑制还是促进？——基于 21 国面板数据的实证研究》，《产经评论》第 4 期 152-160 页。
- 余淼杰、徐静，2011：《中国企业“走出去”会减少其出口吗？》，中国经济研究中心工作论文，No.C2011002。
- 张如庆，2005：《中国 ODI 与对外贸易的关系分析》，《世界经济研究》第 3 期 23-27 页。
- 周其仁，2013：《中国生产能力与市场能力的平衡问题》，“CMRC 中国经济观察”第 35 次季度报告会。
- Belderbos, R., and Sleuwaegen, L., 1998, “Tariff jumping DFI and export substitution: Japanese electronics firms in Europe”, *International Journal of Industrial Organization*, 16(5), 601-638.
- Bhagwati, J. N., Brecher, R. A., Dinopoulos, E., and Srinivasan, T. N., 1987, “Quid pro quo foreign investment and welfare: a political-economy-theoretic model”, *Journal of Development Economics*, 27(1), 127-138.
- Blonigen, B. A., 2001, “In search of substitution between foreign production and exports”, *Journal of International Economics*, 53(1), 81-104.

Blundell, R.W., and S.R. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 1998, 87, 115-143.

Blundell, R.W., and S.R. Bond, "GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions", *Econometric Reviews*, 2000, 19(3): 321-340.

Buckley P J., and Casson M C., 1976. *The future of the multinational enterprise*. London: Macmillan.

Buckley, P. J. and Casson, M., 1981, "The optimal timing of a foreign direct investment", *The Economic Journal*, 75-87.

Buckley Peter J., L. Jeremy Clegg, Adam R. Cross, Xin Liu, Hinrich Voss, and Ping Zheng, 2007, "The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment", *Journal of International Business Studies*, 38(4), 499-518.

Cantwell, J. A. and Tolentino, 1990, "Technological Accumulation and Third World Multinationals", University of Reading, *Discussion Papers in International Investment and Business Studies*, No.1391.

Cross, Adam R., and Voss, Hinrich, 2008, "Chinese Direct Investment in the United Kingdom: An Assessment of Motivations and Competitiveness," Paper Presented at Corporate Strategies in the New Asia, University of Bremen, Bremen, Germany, February 1-2, 2008.

Dunning, J.H., 1977, "Trade, Location of Economic Activity and the MNE: A Search for an Eclectic Approach", in B. Ohlin, P. O. Hesselborn, and P. M. Wijkmon. *The International Location of Economic Activity*. Macmillan: London, pp: 395-418.

Dunning, J. H., 1981. *The Eclectic Theory of the MNC*. London: Allen and Unwin.

Dunning, J.H., 1986. *The investment development cycle and third world multinationals*.

Dunning, J.H., 1992. *Multinational Enterprises and the Global Economy*. Addison-Wesley: New York.

Dunning, J. H. 1993. *Globalisation of Business*. London and New York: Routledge.

Head, K., and Ries, J., 2001, "Overseas investment and firm exports", *Review of International Economics*, 9(1), 108-122.

Helpman, E., 1984, "A Simple Theory of International Trade with Multinational Corporations", *Journal of Political Economy*, 92(3), 451-471.

Helpman, E., and Krugman, P., 1985, *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy*. Massachusetts: MIT Press.

Hirsch, S., 1976, "An international trade and investment theory of the firm", *Oxford Economic Papers*, 28(2), 258-270.

Horst, T., 1972, "Firm and industry determinants of the decision to invest abroad: An empirical study", *The Review of Economics and Statistics*, 54(3), 258-66.

Huang, Y., and Wang, B., 2011, "Chinese overseas direct investment: Is there a China model?", *China and World Economy*, 19(4), 1-15.

Huang, Y., and Wang, B., 2012, "Investing overseas but without moving the factories abroad: The case of Chinese outward direct investment", *Asian Development Review*, 29(2).

Hymer, S., 1960. *The International Operations of National Firms: A Study of Direct Investment*. Cambridge, Mass: MIT Press.

Lipsey, R. E., and Weiss, M. Y., 1981, "Foreign production and exports in manufacturing industries", *The Review of Economics and Statistics*, 488-494.

Lipsey, R. E., and Weiss, M. Y., 1984, "Foreign production and exports of individual firms", *The Review of Economics and Statistics*, 66(2), 304-08.

Lipsey, R. E., 2004, Home-and host-country effects of foreign direct investment. In *Challenges to globalization: Analyzing the economics* (pp.333-382). University of Chicago Press.

- Markusen, J. R., 1995, "The boundaries of multinational enterprises and the theory of international trade", *The Journal of Economic Perspectives*, 169-189.
- Markusen, J. R., and Svensson, L. E., 1985, "Trade in goods and factors with international differences in technology", *International Economic Review*, 175-192.
- Mundell, R. A., 1957, "International trade and factor mobility", *American Economic Review*, 47(3), 321-335.
- Pfaffermayr, M., 1996, "Foreign outward direct investment and exports in Austrian manufacturing: substitutes or complements?", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 132(3), 501-522.
- Roodman, D., 2009, "A Note on the Theme of Too Many Instruments", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1): 135-158.
- Rugman A.M., 1980, *Internalization theory and corporate international finance*. California.
- Stopford, John M., Susan Strange and John S. Henley, 1991, *Rival states, rival firms*. Cambridge University Press, pp.76.
- Swenson, D. L., 1997, Explaining domestic content: evidence from Japanese and US automobile production in the United States. In *The effects of US trade protection and promotion policies* (pp. 33-54). University of Chicago Press.
- Swenson, D. L., 2004, "Foreign investment and the mediation of trade flows", *Review of International Economics*, 12(4), 609-629.
- Tinbergen J, 1962, "An analysis of world trade flows", *Shaping The World Economy*.
- Tolentino, P. E., 1993, *Technological Innovation and Third World Multinationals*. London: Routledge.
- Vernon, R., 1966, "International investment and international trade in the product cycle", *Quarterly Journal of Economics*, 80, 190-207.
- Wells, L.T., 1983, *Third World Multinationals: The Rise of Foreign Direct Investment from Developing Countries*. Cambridge, Mass: MIT Press.

附录

附表 1 中国 ODI 对出口的影响 (最小二乘回归)

变量 \ 模型	(1)	(2)	(3)	(4)
ODI(对数)	0.171***	0.163***	0.223***	0.218***
滞后一期	(0.0127)	(0.0178)	(0.0166)	(0.0187)
GDP(对数)	0.783***	0.734***	0.420***	0.420***
	(0.0131)	(0.0310)	(0.0483)	(0.0645)
距离(对数)	-0.507***	-0.620***	-0.537***	-0.540***
	(0.0531)	(0.0670)	(0.0625)	(0.0629)
汇率变化率		-0.512	-0.650	-0.629
		(0.487)	(0.487)	(0.489)
关税税率		0.0132	0.0151	0.0142
		(0.0098)	(0.0098)	(0.0100)
经济自由度		0.177***	0.107*	0.106*
		(0.0553)	(0.0603)	(0.0605)
人口(对数)		0.0349	0.214***	0.215***
		(0.0384)	(0.0549)	(0.0621)
通讯基础设施			0.289***	0.295***
			(0.0706)	(0.0735)
人口抚养比			-0.0165***	-0.0163***
			(0.0035)	(0.0036)
消费率			1.138***	1.118***
			(0.321)	(0.335)
税率			-0.0062	-0.0062
			(0.0042)	(0.0042)
GDP 通缩指数			-0.0181***	-0.0183***
			(0.0060)	(0.0061)
OECD				-0.130
				(0.215)
ODI*OECD				0.0141
				(0.0256)
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.825	0.863	0.903	0.904
观测值	1,378	569	421	421

注释: 括号内为稳健的标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。

附表 2

中国 ODI 对进口和净出口的影响 (最小二乘回归)

模型 变量	进口			净出口		
	(1)	(3)	(3)	(4)	(6)	(6)
ODI (对数)	0.262***	0.210***	0.231***	0.189***	0.279***	0.255***
滞后一期	(0.0249)	(0.0366)	(0.0412)	(0.0188)	(0.0295)	(0.0340)
GDP(对数)	1.197***	0.801***	0.781***	0.670***	0.368***	0.305**
	(0.0257)	(0.106)	(0.141)	(0.0191)	(0.0955)	(0.124)
距离(对数)	-0.432***	-0.272**	-0.260*	-0.450***	-0.650***	-0.766***
	(0.104)	(0.137)	(0.138)	(0.0888)	(0.147)	(0.162)
汇率变化率		-0.536	-0.630		-0.0093	0.0153
		(1.068)	(1.072)		(0.869)	(0.870)
关税率		-0.0807***	-0.0773***		0.0323**	0.0311*
		(0.0214)	(0.0217)		(0.0161)	(0.0162)
经济自由度		0.0343	0.0391		-0.0706	-0.0899
		(0.133)	(0.133)		(0.114)	(0.115)
人口(对数)		0.285**	0.295**		0.144	0.171
		(0.121)	(0.137)		(0.108)	(0.119)
通讯基础设施		0.280*	0.260		0.385***	0.468***
		(0.156)	(0.162)		(0.118)	(0.127)
人口抚养比		0.0203***	0.0191**		-0.0159**	-0.0145**
		(0.0076)	(0.0080)		(0.0065)	(0.0070)
消费率		-5.762***	-5.723***		3.106***	2.815***
		(0.703)	(0.734)		(0.558)	(0.584)
税率		0.0089	0.0085		-0.0252***	-0.0267***
		(0.0092)	(0.0093)		(0.0072)	(0.0073)
GDP 通缩指数		-0.0049	-0.0036		-0.0338***	-0.0322***
		(0.0132)	(0.0134)		(0.0121)	(0.0124)
OECD			0.535			-0.557
			(0.473)			(0.386)
ODI*OECD			-0.0516			0.0897*
			(0.0562)			(0.0494)
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.730	0.786	0.787	0.702	0.801	0.803
观测值	1,355	419	419	1,002	301	301

注释: 括号内为稳健的标准误。***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著。