中国的对外直接投资真的促进出口吗*

林志帆

内容提要：中国的对外直接投资能够促进出口吗？现有文献基本都得到了肯定的结论。在对这些文献进行整理的基础上，本文尝试修正变量选取、模型设定、估计方法等方面的不足，使用2003－2014年中国对155国的对外直接投资与出口贸易面板数据重新检验这一命题。实证结果表明，总样本中对外直接投资对出口的影响弹性最大仅为0.073，且不显著；分样本检验揭示，中国对发达国家的投资轻微替代出口，对发展中国家的投资轻微促进出口；但这些影响在控制个体固定效应后都不显著。从动态趋势来看，尽管对外直接投资对贸易的影响逐年偏向出口促进，但投资存量与贸易流量间巨大的量级差距使对外直接投资对出口增长的贡献仍然较小。

关 键 词：对外直接投资　出口　促进效应　替代效应

作者简介：林志帆，厦门大学王亚南经济研究院博士生，361005。

中图分类号：F742　　文献标识码：A　文章编号：1002－8102(2016)02－0100－14

一、引　言

随着中国经济的持续增长，中国的对外直接投资发展迅猛。自2003年首次公布《中国对外直接投资统计公报》起，至2014年，中国的对外直接投资流量从28.5亿美元增长至1231.2亿美元、存量从299亿美元增长至8826.4亿美元，年均增速分别高达40.8%与36.0%。2014年，中国的对外直接投资分别占全球流量与存量的9.1%和3.4%，列全球第3位和第8位；中国1.85万家境内投资者在国(境)外共设立2.97万家对外直接投资企业，分布在全球186个国家(地区)，中国已经逐渐从一个引资大国发展为投资大国。同时，我们注意到，中国自20世纪90年代以来就已经成为出口大国，2014年中国总出口量达2.34万亿美元，居全球首位。在中国向周边国家积极推动“一带一路”经济合作的新背景下，中国的对外直接投资与国际贸易将迎来更大的发展契机，研究对外直接投资对出口贸易的影响成为一个重要议题，不同的研究结论蕴含着不同的政策含义：如果中国的OFDI对出口具有促进效应，就必须考虑潜在的贸易摩擦与争端风险，为可能持续扩大的贸易顺差与汇兑压力提供管理方案；如果OFDI对出口具有替代效应，则需要评估资本输出、出口萎缩对国内经济增长与就业的负面影响，避免

* 基金项目：国家社会科学基金“新结构经济学的视角下新常态经济发展的动力与机制研究”(15CJL025)、北京大学新结构经济学研究中心新结构经济学专项研究基金。感谢审稿专家的建设性意见，但文责自负。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

重蹈一些发达国家在历史上出现过的对外直接投资引致国内产业“空心化”的覆辙(刘海云、聂飞,2015)。

经典文献对 OFDI 对出口是促进还是替代进行了充分的讨论:Mundell(1957)基于赫克歇尔—俄林贸易模型证明,如果两国的生产函数与消费者需求相似,国际直接投资的增加将使跨国间要素禀赋结构与相对价格趋于均等,一国的出口商品可以通过生产要素的流动在另一国生产,要素的流动等价于商品的流动,出口将被替代;但 Schmitz 和 Helmberger(1970)认为,这一分析框架仅对制成品的行业内贸易成立,当发达国家向自然资源充裕的国家投资时,资金母国向东道国出口机器设备等资本品,而东道国则出口原油、矿石等初级产品,这种国际直接投资将使国际贸易增加;或者,当投资母国与东道国进行垂直分工时,对外直接投资也将促进母国的中间产品出口(Helpman,1984)。产品生命周期(Product Life Cycle)理论提供了另一研究视角:Vernon(1966)指出,在生命周期的早期,产品的研发、生产及出口在国内进行,当其进入标准化的成熟期或衰退期时,生产成本的攀升将使得理性决策的企业通过直接投资将产品的生产与出口转移至要素成本较低的国家,这将使得出口减少;Kojima(1975)则持不同观点,他认为在本国失去比较优势的“边际产业”的转移将带动本国的资本品与中间产品向投资东道国的出口,对外直接投资会使出口增加。同时,投资母国还会从东道国进口制成品,这种以日本为“领头雁”的对外直接投资与产业梯度转移对 20 世纪八九十年代东亚地区的国际贸易和经济增长具有显著的促进作用。

还有一些文献从企业决策的角度探讨了对外直接投资与出口的关系。Hirsch(1976)指出,跨国公司进入国外市场的两种可选方式为出口与对外直接投资,企业综合国内外生产成本、运输成本、销售成本等因素进行决策。由于关税等贸易壁垒推高了企业的出口成本,“跨越关税”(tariff-jumping)便成为企业对外直接投资的动因之一。Buckley 和 Casson(1981)考虑了市场需求规模的影响:对于企业而言,出口由于国际运费、关税等因素具有较高的边际成本,但固定成本较低,适合满足较小的市场需求;在国外直接投资设厂则固定成本较高而边际成本较低,适合满足较大的市场需求。当国外市场需求增长迅速时,企业将偏好具有规模经济优势的对外直接投资。在成本分析框架中,对外直接投资与出口贸易相互替代。不过,成本并非唯一的影响因素,Helpman(1984)认为,进行对外直接投资的跨国公司相对于东道国的公司而言往往拥有更为先进的生产技术、管理模式与研发能力,为维护这些特有的优势,避免被竞争对手模仿学习,跨国公司在国外可能不愿意进行外部市场交易,转而寻求公司内贸易从母国购进机器设备和中间产品,这会使母国的出口增加。此外,在异质性企业贸易理论中(Helpman 等,2004),生产率决定企业进入国外市场的模式:生产率最高、规模较大、财力丰厚的企业由于能够支付较高的前期成本、承受更高的风险,将倾向于以直接投资的方式进入国外市场,而生产率次高的企业选择出口这种固定成本较低的模式,对外直接投资与出口是两种内生于企业生产率的相互替代的选择。

以上的理论文献没有取得一致的结论,相似地,国外的实证研究既有支持促进效应的(Lipsey 和 Weiss,1981、1984;Head 和 Ries,2001;Chen 和 Tang,2014),亦有支持替代效应的(Horst,1972;Belderbos 和 Sleuwaegen,1998;Oberhofer 和 Pfaffermayr,2012)。一言以蔽之,不同国家、行业、发展阶段以及不同动因的投资表现出明显不同的出口效应。

然而,与国外文献明显不同,国内的研究结论呈现出惊人的一致,基本都认为中国的对外直接投资显著促进出口贸易。但本文发现,这些文献可能在变量选取、模型设定、估计方法等方面存在不足,研究结论的可信度存疑。有效地预估“一带一路”战略下开展的大规模对外直接投资的潜在影响有赖于实证研究的准确度与稳健性。因此,本文的主要工作与边际贡献在于对这些偏误进行修正,并使用 2003—2014 年的面板数据重新进行了检验。本文的结论否定了中国的对外直接投

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

资可以促进出口贸易的论断；并且，本文之所以得到不同的结论是因为修正了变量选取、模型设定与估计方法的不足，而非数据样本的不同。

二、现有文献的结论与问题

中国的对外直接投资真的促进出口吗？现有文献基本得到了肯定的答案。蔡锐、刘泉(2004)基于小岛清的“边际产业”理论，认为中国向非发达国家的投资目的是将国内一些诸如加工制造、简单装配等即将失去成本优势的劳动密集型产业进行跨国转移，并使用 1990－1999 年的对外直接投资与进出口的时序数据进行研究，得到对外直接投资促进出口的结论。张如庆(2005)基于中国 1982－2002 年的对外直接投资与出口时序数据，使用协整回归、误差修正模型与 Granger 非因果性检验进行研究也得到对外直接投资促进出口的结论。张应武(2007)收集了 2000－2004 年中国对 72 国的直接投资面板数据，通过取平均值的做法将其“压缩”为截面数据，在贸易引力模型中得到了对外直接投资促进出口的结论。项本武(2009)基于中国 2000－2006 年对 50 国的直接投资数据，使用面板协整与误差修正模型得到对外直接投资可以显著大幅地促进出口的结论：估计得到的弹性系数约为 0.90，即中国对外直接投资每增加 1 个百分点，出口会增加约 0.90 个百分点。陈立敏等(2010)基于中国 2003－2007 年对 26 国的直接投资流量与存量数据，使用单变量模型设定和 GLS、固定效应模型、随机效应模型进行回归估计也得到对外投资促进出口的结论。此外，较新的文献如周昕和牛蕊(2012)、张春萍(2012)、张纪凤和黄萍(2013)、刘再起和谢润德(2014)、刘晓光等(2014)更新扩大样本数据进行研究，尽管模型设定与估计方法存在诸多差异，但这些文献除发现 OFDI 对出口贸易的影响效应存在一些“国别差异”外，都基本一致地支持促进效应的成立，囿于篇幅，不一一陈述。①

无疑，现有研究为我们理解 OFDI 的贸易效应提供了良好的基础。然而，经过仔细地梳理分析，本文认为这些实证文献至少存在三方面的问题。

(一)对外直接投资变量的选取

目前文献使用的 OFDI 数据主要来自于历年的《中国统计年鉴》与《中国对外直接投资统计公报》，它们都报告了中国对各个国家(地区)的直接投资流量与存量。其中，流量数据记录了中国当年向东道国的投资流入或撤出量，张应武(2007)、陈立敏等(2010)、张春萍(2012)、王胜等(2014)等都使用流量数据对 OFDI 的贸易效应进行研究。然而，可以看到，由于投资的撤出或损失导致当年流量值为负的情形并不罕见。从历年的《中国对外直接投资统计公报》整理得到 2003－2014 年的面板数据，在有效的 1636 个 OFDI 流量观测值中，就有多达 124 个观测值为负，约占总样本的 7.6%。当对数据取自然对数时，不可避免地需要删除这些观测值、或者将它们替换为 0，非随机删失所带来的样本选择(sample selection)很可能引致偏误的研究结论。

另外一个问题是，OFDI 流量与贸易还可能因为某些难以量化的冲击而表现出较强的正相关。例如，当中国与东道国双方领导人会晤或签署某些战略合作协议时，往往会在当年或短期一两年

① 蒋冠宏和蒋殿春(2014)、毛其淋和许家云(2014)、乔晶和胡兵(2015)为这一议题提供了微观层面的经验证据。这些文献整合中国工业企业统计数据库、海关贸易数据库以及境外投资企业(机构)名录，使用匹配(matching)与双重差分(difference-in-difference)的方法进行研究，发现企业对外直接投资基本上促进出口，但不同动机类型的投资的影响效应有所差别。尽管从微观层面考察企业的 OFDI 对其出口的影响是更为直接的做法，但目前公开可得的工业企业统计数据库截至 2007 年，距今已有近 10 年之久，在这段时间里中国的对外直接投资与贸易模式发生了较大的变化，研究结论能否适用至今仍待考量。诚然，宏观层面的研究不可避免地存在出口与投资不直接匹配的问题，结论也需要谨慎看待，感谢审稿专家对于这一问题的提醒。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

内大力推动双边经贸合作关系的发展，这将使得投资流量与贸易量同时快速增长；反之，政治关系的偶然恶化也可能使得投资流量与贸易量同时萎缩。简而言之，OFDI 流量和出口贸易同时受到的外生政治冲击将使两者具有较高的正相关性，使得 OFDI 流量在以出口贸易为被解释变量的回归中表现出一定的促进作用，但这种“同期性”内生性偏误本质上因为遗漏了不可观测或量化的因素，此时回归反映的关系并非关注的重点，因此 OFDI 流量数据不适用于研究。

实际上，当我们关注对外直接投资在海外形成的生产经营能力对出口的长期影响时，滞后期的 OFDI 存量数据将是最为合理的选择。诸如周昕和牛蕊(2012)、林志帆和董佺(2013)、张纪凤和黄萍(2013)、刘再起和谢润德(2014)、王恕立和向姣姣(2014)等使用当期的存量数据进行研究，但由于当期的存量数据是根据当期新增流量、滞后期的存量与投资损益计算得到的，包含了与当期流量相关的信息，仍不能规避内生性偏误问题。在现实中，无论对外直接投资是以兼并收购或绿地投资的形式进行，法律程序审批、场地建设、生产设备采购与安装乃至生产管理人员的招聘和培训都需要消耗一定的时间，滞后期的 OFDI 存量数据充分考虑了从投资流量转化为实际生产能力所需要的时滞。因此，本文选定滞后一至三期①的 OFDI 存量作为实证核心解释变量，同时提供了使用当期流量、当期存量进行回归的结果以供比较。基于相同的国家－年度样本和模型设定进行比较，结论的差异只可能来自于核心变量的不同。回归结果揭示，使用当期流量与存量数据作为解释变量将得到上偏的结果：高估促进效应的估计值与显著性，低估替代效应的估计值与显著性，甚至错估为促进效应；而滞后期的存量数据对出口的促进作用并不存在。

（二）实证模型的设定

受限于数据可获得性，早期的研究多使用加总的时间序列数据辅以协整回归、误差修正模型等方法进行研究（蔡锐、刘泉，2004；张如庆，2005；等），后期研究如项本武(2009)、陈立敏等(2010)等虽然使用了跨国面板数据，但仍沿袭协整分析的思路，在模型设定上仅选择 OFDI 对进出口贸易量进行解释，这种“单变量”的回归设定未能考虑其他同样影响贸易的因素。对于中国这样一个快速增长并积极参加全球化经济活动的大国而言，对外直接投资与出口贸易量一直处于上升趋势，从计量的角度来看，缺乏控制变量的回归无疑会得出两者显著正相关的结论，存在严重的遗漏变量偏误问题。另外，需要注意的是，中国在 2005 年后才开始较大规模的对外投资，在那之前中国每年的 OFDI 流量都小于百亿美元、存量也仅数百亿美元，在经济机理上很难对万亿美元级别的出口贸易额形成影响。

因此，本文使用国际贸易领域常用的引力模型进行研究，纳入更多影响贸易的基础性因素以提高模型的解释力，削弱遗漏变量偏误的影响。从结果来看，全样本回归中 OFDI 对出口的影响弹性最大仅为 0.073，分样本中最大的影响弹性也仅为 0.120，考虑中国 OFDI 存量与出口贸易额间巨大的量级差距，相对于项本武(2009)、张春萍(2012)、刘再起和谢润德(2014)等得到的介于 0.30～0.90 之间、甚至超过 1 的弹性系数而言，本文的实证设定修正了遗漏重要解释变量导致估计上偏的问题，得到的 OFDI 对出口贸易的影响幅度更为合理。②

（三）模型估计方法的选择

跨国面板数据与贸易引力模型的结合在最新的研究中得到了广泛的应用（周昕、牛蕊，2012；胡兵、乔晶，2013；林志帆、董佺，2013；张纪凤、黄萍，2013；王胜等，2014；王恕立、向姣姣，2014；等）。面板数据最常用的估计方法为固定效应模型(fixed-effect model)，如果使用这一方法，引力模型中所有不随时间

① 感谢审稿专家关于增加滞后期数的建设性意见。

② 本文第四部分将对弹性系数所代表的经济意义进行深入的讨论。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

变化的解释变量如地理距离、两国是否接壤、是否具有共同语言等因素均会被归为个体固定效应消去而无法得到估计值，这便成为引力模型运用的一大难题。现有文献多采取三种方法进行估计：(1)使用混合回归模型(pooled OLS)或随机效应模型(random-effect model)进行回归以得到全部解释变量的估计系数，但前者放弃了对个体异质性的控制，后者是否适用是不确定的，①两者均不能保证估计的无偏一致；(2)使用变系数模型得出中国对外直接投资对出口贸易的影响具有国别差异的结论(张春萍，2012；刘再起、谢润德，2014)，但变系数模型一般适用于长面板数据(即年度数 T 大于个体数 N)，而中国的对外直接投资为典型的短面板数据，这一估计方法并不合适；(3)设定动态面板模型并使用系统 GMM 法进行估计(刘晓光等，2014)，但动态模型估计的是短期均衡关系，而非研究关注的长期影响。而且，刘晓光等(2014)的贸易引力模型遗漏了中国 GDP 这一解释变量，而中国 OFDI 存量与 GDP 规模显著正相关，因此他们得到 OFDI 对出口贸易具有正向影响的结论很可能是遗漏变量偏误产生的“假象”。②

本文后续的实证检验使用多种模型设定与估计方法以得到稳健的结论：(1)在混合回归的模型设定中引入贸易引力模型所必须的双边 GDP、地理距离和 OFDI 变量之外，还对其他可能影响贸易的多种异质性进行控制。而由于研究关注的 OFDI 存量是随时间变化的连续变量，故在放弃估计不随时间变化的如地理距离等变量的条件下，使用固定效应模型进行估计得到的组内一致估计量也是可接受的。(2)为削弱引力模型中对变量数据进行对数线性化导致误差项违背经典假设而引发的内生性偏误，使用 Silva 和 Tenreyro(2006)提出的泊松伪极大似然估计法(Poisson pseudo-maximum likelihood estimation)进行回归。从结果来看，本文的研究结论十分稳健。

三、模型设定、数据说明与估计方法

在国际贸易领域，Tinbergen(1962)提出的引力模型经 Anderson(1979)、Bergstrand(1985)等的发展已经逐渐成为宏观实证研究的标准范式。尽管引力模型最早作为经验方程提出，但也有着深厚的理论基础。无论是基于要素禀赋与比较优势的新古典理论，还是基于垄断竞争的新贸易理论，都可以推导出某一形式的引力方程。根据 Anderson 和 Wincoop(2004)的综述，在引力模型中引入其他可能影响双边贸易的因素，包括人均收入、贸易壁垒水平、汇率、是否接壤、是否具有共同语言、是否签订自由贸易区协定、是否具有殖民地关系等因素后，模型能够解释跨国间 80%以上的贸易流量，是经济学研究中最为成功的实证模型之一。

本文以贸易引力模型为实证框架对 OFDI 的出口效应进行估计，具体地：

$$\ln EXP_{i,t} = \beta_1 \ln GDP_{CHN,t} + \beta_2 \ln GDP_{i,t} + \beta_3 \ln dist_i + \beta_4 \ln OFDIstock_{i,t-n} + X\theta + \omega_t + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

在上式中，中国对 i 国的出口量 EXP 由中国的 GDP、i 国的 GDP 以及中国与 i 国的地理距离

① 一般需要使用 Hausman 检验来对比固定效应模型与随机效应模型的回归结果是否存在系统性的差异，如果差异在统计上不显著，随机效应模型才可以被接受。但 Hausman 检验的结果是后验的，且会因数据样本与模型设定的不同而发生变化，因此随机效应模型能否用于引力模型的估计是不确定的。

② 由于本文整理得到的数据与刘晓光等(2014)的样本有较大的交叠，故可以尝试对这一猜想进行验证。采取与他们完全相同的模型设定与系统 GMM 估计法可以发现：如果在贸易引力模型中控制中国 GDP，则 OFDI 存量不显著；而如果刻意遗漏中国 GDP，则 OFDI 存量显著为正，且估计系数的大小与他们的结果非常接近。囿于篇幅，这些结果没有在实证部分中呈现，感兴趣的读者可以向本文作者索取实证数据和代码。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

$dist$ 决定，分别为出口商品的供给、需求能力和运输成本的代理变量，它们是引力模型的基础变量。核心解释变量为中国对 i 国的对外直接投资存量的滞后 n 期值 $\ln OFDIstock_{i,t-n}$，如前所述，这可以避免当期流量值或存量与贸易数据受不可观测或测量的冲击而高度相关对回归估计造成的遗漏变量偏误问题，同时也考虑了对外直接投资在东道国形成实际生产经营能力所需要的时滞。本文考虑将投资存量变量滞后一期到三期的模型设定（即 $n=1,2,3$）。后续的回归还将呈现以当期流量值与存量值作为核心解释变量的回归结果，从而直观地评估不同的核心变量选取对实证结果的影响。

对于其余的控制变量 X，参考现有文献，对可能影响贸易的各国异质性进行了充分的控制，包括：是否与中国接壤、是否与中国具有共同语言（即官方语言为汉语或英语①）、是否与中国签署自由贸易协定（FTA）、是否为 OECD 成员国、是否为 WTO 成员国。此外，本文还依据各国所属区域（亚洲、欧洲、非洲、北美洲、拉丁美洲、大洋洲）以及法律起源（英美法系、法国民法系、德国法系、北欧法系等）的不同生成虚拟变量引入回归。ω_t 为年度固定效应，这可以控制全球宏观经济波动对中国向各国出口贸易的共同冲击。

为了得到稳健的实证结论，基于（1）式混合回归模型（POLS）的设定，还可以对扰动项进行分解：$\varepsilon_{i,t}=\mu_i+\nu_{i,t}$，将实证模型改写为固定效应模型（FE）的设定：

$$\ln EXP_{i,t}=\beta_1\ln GDP_{CHN,t}+\beta_2\ln GDP_{i,t}+\beta_3\ln dist_i+\beta_4\ln OFDIstock_{i,t-n}+Z\gamma+\omega_t+\mu_i+\nu_{i,t} \tag{2}$$

在这种设定中，由于地理距离、是否与中国接壤、是否与中国具有共同语言、区域和法律起源虚拟变量均为不随时间变化的变量，这些个体特征被归入个体固定效应 μ_i，在估计时经“组内减均值”被消去而无法识别。但固定效应模型可以得到引力模型中其他变量的“组内”一致估计量，因此可将其与混合回归的结果相比较以得出稳健的研究结论。

本文所使用数据为 2003－2014 年的中国对外直接投资与贸易面板数据，由于核心变量对外直接投资存量需要滞后一期，因此实际有效样本年度为 2004－2013 年。对外直接投资数据来自历年的《中国对外直接投资统计公报》、出口数据来自历年的《中国统计年鉴》，中国与各国的 GDP 数据来自世界银行 World Development Indicators 数据库，各国与中国的地理距离、语言、法律起源等国家特征来自美国中央情报局 World Factbook 与法国国际经济学研究中心（CEPII）数据库。

在进行回归前，本文对数据进行了如下处理：（1）删去了年均直接投资存量不足 100 万美元以及连续观测值数量小于 5 年的东道国样本，这可以避免数据测量误差造成系数估计值出现“衰减性偏误”（attenuation bias）。（2）删去了流向各大离岸金融中心、中国香港和澳门地区的投资观测值。这些直接投资的目的是设立“空壳”公司进行资金的中转、避税、甚至一些非法活动，最终流向为其他国家或回到母国，并未在当地进行雇佣、生产经营等实际经济活动（王碧珺，2013），在经济机理上不可能对出口贸易产生影响，保留这些观测样本很可能会引致偏误的研究结论。（3）对各连续变量取自然对数。这可以消除贸易量、GDP、地理距离等数值巨大的变量的异方差与极端值影响，双对数模型还可使回归系数反映变量间的弹性系数，更具经济意义。

经过上述的数据收集与整理，本文得到 155 个国家 2004－2014 年的面板数据，其中含发达国家 33 个、发展中国家 122 个。关于模型的估计方法，由于（1）、（2）两式是由贸易引力模型的原始形式 $EXP_{i,t}=\alpha GDP_{CHN,t}^{\beta_1}GDP_{i,t}^{\beta_2}dist_i^{\beta_3}OFDIstock_{i,t-n}^{\beta_4}X^{\theta}\eta_{i,t}$ 经过对数线性化（log-linearization）得到的，

① 英语虽然不是中国的官方语言，但在中国拥有大量的学习人群，具有较大的影响力。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

其中 $\eta_{i,t}$ 为满足 $E(\eta_{i,t}|GDP_{CHN,t}, GDP_{i,t}, dist_i, OFDI\ stock_{i,t-n}, X)=1$ 的独立误差项，因此有 $E(EXP_{i,t}|GDP_{CHN,t}, GDP_{i,t}, dist_i, OFDI\ stock_{i,t-n}, X)=\alpha GDP_{CHN,t}^{\beta_1} GDP_{i,t}^{\beta_2} dist_i^{\beta_3} OFDI\ stock_{i,t-n}^{\beta_4} X^{\theta}$。但在进行对数线性化后，根据 Jensen 不等式可知 $E(\ln\eta_{i,t})\neq\ln E(\eta_{i,t})=0$，因此回归式(1)、(2)中的误差项 $\varepsilon_{i,t}$ 与 $\nu_{i,t}$ 不能满足均值为 0 的经典假设。实际上，$E(\ln\eta_{i,t})$ 不仅取决于 $E(\eta_{i,t})$，还与 $\eta_{i,t}$ 分布的高阶矩相关。如果 $\eta_{i,t}$ 的高阶矩与解释变量相关，例如在实证研究常见的异方差情形中①，$\ln\eta_{i,t}$（即(1)、(2)两式中的误差项 $\varepsilon_{i,t}$、$\nu_{i,t}$）便会与解释变量相关，这种内生性会使解释变量的系数估计有偏，此时常用的 OLS 估计法对于对数线性化模型失效。

因此，本文转而使用 Silva 和 Tenreyro(2006)提出的泊松伪最大似然估计法(Poisson pseudo-maximum likelihood estimation，简称 PPML)进行估计。② 郝景芳、马弘(2012)使用蒙特卡罗模拟比较了 PPML 与几种常用于引力模型回归的估计方法(OLS、NLS、Tobit)的效果，发现 PPML 的估计偏差最小，且对诸如贸易协定等因素的影响的估计相对 OLS 而言要更为保守而稳健。

四、实证结果与讨论

(一)全样本估计结果

表 1 提供了全样本的回归结果。模型(1)～(3)呈现了混合回归模型的估计结果，分别以滞后一至三期的 OFDI 存量数据作为解释变量；模型(4)～(6)添加了各东道国的个体固定效应，③以上模型都对贸易引力模型常见的解释变量进行了控制。

表 1　　中国 OFDI 对出口贸易的影响：全样本回归(PPML 估计法)

被解释变量：中国对东道国的出口	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OFDI 存量滞后一期	0.073 (1.52)	—	—	-1.83×10^{-5} (−0.00)	—	—
OFDI 存量滞后两期	—	0.064 (1.29)	—	—	−0.012 (−0.72)	—
OFDI 存量滞后三期	—	—	0.053 (1.07)	—	—	−0.019 (−1.07)
引力模型控制变量	有	有	有	有	有	有
个体固定效应	无	无	无	有	有	有
N	1584	1434	1282	1584	1434	1282
R^2	0.606	0.598	0.593	0.969	0.971	0.972

注：(1)引力模型控制变量包括：东道国 GDP、中国 GDP、地理距离、是否与中国接壤、是否与中国有共同语言、是否与中国签署 FTA、是否为 OECD 国家、是否为 WTO 成员、区域固定效应、法律起源固定效应、年度固定效应；(2)括号内为 t 统计量；(3)***、**和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；(4)系数标准误使用国家个体层面的聚类稳健估计法得到。下同。

① 此时，二阶矩 $\eta_{i,t}$ 的方差 $Var(\eta_{i,t})=f(GDP_{CHN,t}, GDP_{i,t}, dist_i, OFDI\ stock_{i,t-n}, X)\neq constant$。

② 固于篇幅，本文不阐述 PPML 法的技术细节，读者可以参阅 Silva 和 Tenreyro(2006)的原文。国内文献如孙林和倪卡卡(2013)、田巍等(2013)均使用该方法进行研究。

③ 固定效应模型的解读有异于混合回归模型：其系数估计值描述的是“组内”(within-group)的情形，即平均而言中国对某国的对外直接投资存量每增加一个百分点，中国对该国的出口将变动若干个百分点。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

可以看到，当我们选择 OFDI 存量的滞后期作为核心解释变量、基于完整的贸易引力模型并使用 PPML 方法进行估计时，中国对外直接投资对出口贸易的影响并不显著。在混合回归的设定中，OFDI 对出口的影响弹性最大仅为 0.073；在控制个体固定效应后，OFDI 的估计系数变得更小且符号转变为负，这是一个更为保守谨慎的结论。① 这些结果与现有文献的结论大相径庭。为证明本文得到不同结论是因为修正了变量选取、模型设定、估计方法三方面的不足，而不是因为扩大并更新了数据样本，表 2 提供了基于现有文献的常见实证策略的回归结果以供比较。

表 2　　中国 OFDI 对出口贸易的影响：全样本回归（错误设定）

被解释变量：中国对东道国的出口	估计方法：OLS		估计方法：PPML			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OFDI 当期流量	0.459*** (11.33)	—	0.390*** (11.51)	—	0.206*** (3.73)	—
OFDI 当期存量	—	0.487*** (10.44)	—	0.432*** (10.21)	—	0.075 (1.60)
引力模型控制变量	无	无	无	无	有	有
N	1354	1762	1354	1762	1331	1730
R^2	0.291	0.286	0.299	0.298	0.664	0.617

表 2 中将核心解释变量替换为现有文献常用的 OFDI 当期流量与存量数据。模型(1)与(2)提供了“单变量”设定的回归结果，此时 OFDI 对出口呈现出非常显著的“促进”作用，影响弹性均高于 0.40，这与一些使用协整分析的文献得到的结果非常相近（项本武，2009；张春萍，2012；刘再起、谢润德，2014）；模型(3)与(4)仅在前者的基础上对估计方法进行修正，提供与表 1 相同的 PPML 回归结果，此时 OFDI 变量的系数大小出现一定程度的下降，但仍非常显著；模型(5)与(6)进一步修正模型设定，添加与表 1 相同的引力模型控制变量，这进一步削弱了 OFDI 变量的系数大小与统计显著性。模型(5)与(6)与表 1 的唯一不同在于核心变量的选取，两相对比可以发现，OFDI 当期流量、当期存量与滞后期存量的系数估计值与 t 统计量均是逐次下降的。这便印证了本文第二部分的猜想：由于某些诸如中国与东道国的政治外交关系变化等不可观测或量化的冲击影响，当期的 OFDI 流量与贸易流量具有较高的正相关性，因此以当期的投资流量或存量数据作为出口的解释变量将倾向于高估 OFDI 对出口的促进作用（张应武，2007；张春萍，2012；周昕、牛蕊，2012；张纪凤、黄萍，2013；王胜等，2014）。

综上，表 1 与表 2 共同证明，错误的变量选取、模型设定与估计方法均是中国对外直接投资对出口的影响被高估或错估为促进效应的原因。只有对三者同时进行修正，中国 OFDI 对出口贸易的真实影响才得以“浮出水面”。总体而言，OFDI 对出口的影响非常微弱。

（二）分样本估计结果

进而，考虑到中国对发达国家和发展中国家的投资动因与行业属性存在明显的差异，流向发达国家的主要是市场寻求型的批发零售业、战略资产寻求型的制造业投资，流向发展中国家的则以获取自然资源的采矿业投资为主（王碧珺，2013），不同类型的对外直接投资对出口贸易的影响

① 在表 1 中，中国与东道国的 GDP 系数显著为正、地理距离的系数显著为负，均符合预期，其余控制变量的系数方向也基本与现有文献的结论相似，这些变量的系数与 t 统计量囿于篇幅限制未予报告。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

很可能存在异质性，因此本文尝试进行分样本回归。①

表3提供了发达国家分样本的回归结果。各个模型的设定均与表1一致。回归结果显示，中国对发达国家的直接投资对出口贸易的影响弹性为负、但不显著，具有轻微的替代效应。这也与现实情况较为相符：中国对发达国家的一部分OFDI是为跨越贸易壁垒的市场寻求型投资，具有替代出口的效应；另外一部分OFDI则以获取专利、技术等战略资产为目的，理论上不存在贸易效应，因此总体而言中国对发达国家的投资表现为轻微的出口替代效应。

表3　　中国OFDI对出口贸易的影响：发达国家分样本回归（PPML估计法）

被解释变量：中国对东道国的出口	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OFDI存量滞后一期	−0.038 (−0.64)	—	—	−0.019 (−0.42)	—	—
OFDI存量滞后两期	—	−0.056 (−0.83)	—	—	−0.020 (−0.44)	—
OFDI存量滞后三期	—	—	−0.078 (−1.00)	—	—	−0.013 (−0.32)
引力模型控制变量	有	有	有	有	有	有
个体固定效应	无	无	无	有	有	有
N	339	306	274	339	306	274
R^2	0.549	0.549	0.550	0.980	0.983	0.987

表4提供了发展中国家分样本的回归结果。模型(1)显示，中国对发展中国家的对外直接投资对出口贸易的影响弹性为0.120，通过了5%的显著性检验。从现实来看，中国对发展中国家的直接投资主要以资源寻求型的采矿业投资为主，而矿山、油井与加工冶炼设施的建设需要大量的建筑材料与机器设备。但这些自然资源丰富的东道国往往是经济欠发达、工业发展羸弱、营商环境混乱的非洲和拉美国家，一方面存在着配套产业不成熟，难以提供符合质量标准的原材料、中间产品与机器设备的问题，另一方面还有诸如供应商契约意识薄弱、文化与语言距离较远导致沟通不畅等市场失灵状况，因此在东道国进行投资的中国企业还往往需要通过公司内贸易等途径从国内购进所需的投入品与机器设备，从而促进了中国对这些国家的出口贸易（林志帆、董佺，2013）。此外，中国企业在发展中国家进行经营的品牌建设也使海外市场逐步接受并认可中国产品的“物美价廉”，这些“潜移默化”的影响也可能对出口贸易起促进作用。

表4　　中国OFDI对出口贸易的影响：发展中国家分样本回归（PPML估计法）

被解释变量：中国对东道国的出口	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OFDI存量滞后一期	0.120** (1.96)	—	—	0.028 (1.39)	—	—

① 囿于篇幅，分样本估计不提供类似表2的基于错误的变量选取、模型设定与估计方法的回归结果。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

续表 4

被解释变量：中国对东道国的出口	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
OFDI 存量滞后两期	—	0.105* (1.69)	—	—	0.003 (0.19)	—
OFDI 存量滞后三期	—	—	0.090 (1.50)	—	—	−0.013 (−0.70)
引力模型控制变量	有	有	有	有	有	有
个体固定效应	无	无	无	有	有	有
N	1245	1128	1008	1245	1128	1008
R^2	0.575	0.565	0.557	0.962	0.964	0.964

尽管如此，我们仍应谨慎看待模型(1)的结果，在该设定中，OFDI 存量滞后一期的估计值仅为 0.120，这意味着中国对发展中国家的对外直接投资存量增加 1%，才能够使出口贸易增加约 0.12%，这一影响幅度是较小的。而且，在模型(4)～(6)中，在对个体固定效应进行控制后，影响弹性的估计值非常接近于零，均都不显著，模型(6)的估计值还转变为负。总而言之，从表 4 得出的较为谨慎的结论是，中国对发展中国家的对外直接投资的出口促进效应是较为微弱的。

(三)动态趋势与贡献度讨论

接着，本文尝试进行分年度回归以探索中国对外直接投资对出口影响的动态趋势。基于(1)式的模型设定，下图报告了全样本、发达国家样本、发展中国家样本中对外直接投资存量滞后一期对出口影响的分年度截面估计结果。

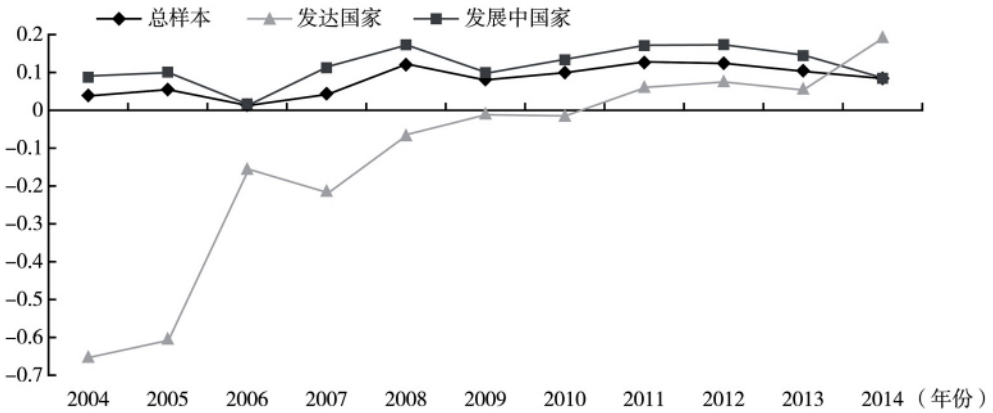

图　对外直接投资对出口影响弹性的动态演变趋势

上图揭示了一些有趣的信息：从全样本来看，在较早的年份(2008 年以前)，中国对外直接投资对出口贸易的影响弹性虽然为正，但估计值较小且不显著。而在 2010 年之后，投资存量对出口的促进弹性系数达到 0.10 以上，且都显著。这一变化的一种可能是，对外直接投资对出口的影响取决于量级：在中国开展对外直接投资的早期，每年小于百亿美元的流量与仅数百亿美元的存量很难对万亿美元级别的出口贸易额形成影响；随着时间的推移，投资存量的增大使得其对出口的影

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

响越来越大。当然，另一种可能是中国对外直接投资的行业、去向与动因的结构演变。早期中国的直接投资较多地投向发达国家，具有获取专利、技术等战略资产的目的，然而中国企业在尝试收购一些具有先进技术的企业时却屡屡受到东道国政府以“国家安全”等缘由在行政审批方面的阻挠。从一些已完成的收购案例来看，这类投资的经济绩效并不理想。近年来中国的直接投资更多地投向了能源与矿产资源较为丰裕的发展中国家。如前所述，由于存在外部市场失灵或东道国的配套产业发育不良的问题，这些行业的资本输出带动了中间产品、机器设备的出口。对外直接投资行业结构的变迁与东道国特征的变化也可能是其出口效应发生演变的重要原因。

分样本图线揭示，中国对发达国家的直接投资具有从替代演变为促进贸易的趋势，但后期的系数估计值均不显著。而对发展中国家的投资则一直表现为出口促进效应，且近年来系数估计值与显著性水平均呈现提升的态势。总而言之，尽管在本文研究的样本期内中国对外直接投资对出口贸易的促进效应不显著，但促进效应都有逐年加强的趋势。

最后，本文对 OFDI 对出口贸易影响效应的贡献度进行分析。我们感兴趣的问题是，如果对外直接投资可以影响出口贸易，那么样本期中国出口贸易增长中多大的比重可以由对外直接投资的影响所解释？具体而言，可将贡献度的计算式子写为：

$$Contribution = \frac{\beta \times [(OFDI_stock_t / OFDI_stock_{t-T})^{\frac{1}{T}} - 1]}{(export_{t-1} / export_{t-1-T})^{\frac{1}{T}} - 1} \tag{3}$$

其中，β 回归中得到的 OFDI 对出口贸易的影响弹性系数，$(OFDI_stock_t / OFDI_stock_{t-T})^{\frac{1}{T}} - 1$ 与 $(export_{t-1} / export_{t-1-T})^{\frac{1}{T}} - 1$ 分别为样本期 OFDI 存量与出口贸易量在 T 年内的平均增速。

对于全样本而言，2003－2013 年间中国 OFDI 存量从 332 亿美元增长至 6604.8 亿美元，年均增长率为 34.86%；2004－2014 年间中国出口贸易量从 5933.3 亿美元增长至 23422.9 亿美元，年均增长率为 14.72%；根据表 1 模型(1)的结果，弹性系数 β 的点估计为 0.073，可计算得到贡献度约为 17.29%。不过，由于估计系数不显著，因此贡献度与零值不存在统计意义上的差异。

我们将这一计算结果与现有文献得到的结论进行比较。例如，项本武(2009)的实证研究表明，OFDI 对出口的影响弹性系数为 0.90，根据(3)式进行计算，可得到 OFDI 对出口增长的贡献度高达 231.27%。这意味着，单单对外直接投资这一因素的影响就使得出口量的增长远超过其在样本期的实际增速，因此其他因素对出口的影响必须全部为负才能完成抵减，这是一种不可能的情形。而现有文献有许多估计值使 OFDI 对出口的贡献超过 100%。根据本文的分析，这种高估偏误可能来自于变量选取、模型设定以及估计方法等方面的错误。而对于发达国家与发展中国家两个分样本，可计算得到在样本期中国的 OFDI 对出口的贡献率的绝对值也都不超过 20%。总而言之，中国的对外直接投资对出口贸易的影响幅度是比较有限的。

五、结论与启示

近年来，中国对外直接投资蓬勃发展，其对出口的影响方向与力度得到了学术界越来越多的关注。在中国大力推行“一带一路”战略的背景中，对外直接投资与国际贸易扮演着重要的角色。厘清对外直接投资与出口的关系将有助于为政策的制定与福利损益的分析提供科学的参考，具有重要的意义。当前，国内大部分研究都得到了中国对外直接投资显著促进出口贸易的结论。在对这些研究进行回顾整理的基础上，本文修正文献中变量选择、模型设定、估计方法三方面的不足，

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

重新检验了对外直接投资对出口贸易的影响，实证结果推翻了现有文献关于对外直接投资能够显著促进出口的结论：总体而言中国对外直接投资对出口的影响是相对较小的；中国对发达国家的直接投资轻微替代了出口，对发展中国家的直接投资则一定程度促进出口。

本文的政策含义在于，面对当前全球经济形势的持续下滑与出口外部需求的萎缩，对外直接投资并非促进出口增长的有效途径。诚然，中国进行对外直接投资具有多方面收益：(1)根据小岛清的“边际产业转移”理论与新结构发展经济学的研究结论，对外直接投资可以将一些技术相对成熟简单、比较优势由于劳动力成本上升而逐渐消失的劳动密集型行业转移到发展阶梯上较低的东道国。这既可使中国的资本与技术得到较高的回报率，有利于国内经济结构的转型升级，还可以帮扶一些长期陷于“贫困陷阱”的国家实现经济发展的“起飞”。例如，华坚鞋业集团在埃塞俄比亚进行的投资就是典型的成功案例，创造了中国对外直接投资未来可参照可复制的“华坚模式”。(2)中车、中铁、中建、中交集团等“国字号”企业进行诸如铁路、桥梁、港口、通讯线路等基础设施建设的对外直接投资有助于实现国内产能过剩较为严重的水泥、钢材等行业的输出，还有利于建设与巩固中国与东道国的政治关系，便于进行国家利益的战略布局。这些都是对外直接投资的现实收益。然而，出口需求的萎缩主要与贸易伙伴较差的经济形势相关，缺口难以依靠对外直接投资的“促进效应”来弥补；另一方面，中国经济发展阶段的变化也决定了早期依靠廉价的要素投入与规模经济所取得的出口贸易优势不再是经济增长的主要驱动力。这种粗放的增长模式不仅带来国内环境污染与资源耗竭的威胁，价低量大的出口品也往往引发贸易摩擦与争端，在新常态经济中难以为继。因此，随着要素禀赋结构与贸易比较优势的升级，中国的出口结构也应逐步实现升级，转向以高技术、高附加值的产品为主的出口模式，同时还需适当地降低经济增长与就业对出口贸易的依赖度，完成从“出口导向型”到“内需拉动型”经济的转换。

参考文献：

1. 蔡锐、刘泉：《中国的国际直接投资与贸易是互补的吗？——基于小岛清“边际产业理论”的实证分析》，《世界经济研究》2004 年第 8 期。

2. 陈立敏、杨振、侯再平：《出口带动还是出口代替？——中国企业对外直接投资的边际产业战略检验》，《财贸经济》2010 年第 2 期。

3. 胡兵、乔晶：《中国对外直接投资的贸易效应——基于动态面板模型系统 GMM 方法》，《经济管理》2013 年第 4 期。

4. 郝景芳、马弘：《引力模型的新进展及对中国对外贸易的检验》，《数量经济技术经济研究》2012 年第 10 期。

5. 蒋冠宏、蒋殿春：《中国企业对外直接投资的“出口效应”》，《经济研究》2014 年第 5 期。

6. 林志帆、董佺：《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》2013 年第 5 期。

7. 刘海云、聂飞：《中国制造业对外直接投资的空心化效应研究》，《中国工业经济》2015 年第 4 期。

8. 刘晓光、苟琴、卢锋：《中国对外直接投资对出口的影响分析》，《经济研究工作论文》2014 年 WP672。

9. 刘再起、谢润德：《中国对东盟 OFDI 的国别贸易效应实证分析》，《世界经济研究》2014 年第 6 期。

10. 毛其淋、许家云：《中国对外直接投资促进抑或抑制了企业出口？》，《数量经济技术经济研究》2014 年第 9 期。

11. 乔晶、胡兵：《对外直接投资如何影响出口——基于制造业企业的匹配倍差检验》，《国际贸易问题》2015 年第 4 期。

12. 王碧珺：《被误读的官方数据——揭示真实的中国对外直接投资模式》，《国际经济评论》2013 年第 1 期。

13. 王胜、田涛、谢润德：《中国对外直接投资的贸易效应研究》，《世界经济研究》2014 年第 10 期。

14. 王恕立、向姣姣：《创造效应还是替代效应——中国 OFDI 对进出口贸易的影响机制研究》，《世界经济研究》2014 年第 6 期。

15. 项本武：《中国对外直接投资的贸易效应研究——基于面板数据的协整分析》，《财贸经济》2009 年第 4 期。

16. 张春萍：《中国对外直接投资的贸易效应研究》，《数量经济技术经济研究》2012 年第 6 期。

17. 张纪凤、黄萍：《替代出口还是促进出口——我国对外直接投资对出口的影响研究》，《国际贸易问题》2013 年第 3 期。

18. 张如庆：《中国对外直接投资与对外贸易的关系分析》，《世界经济研究》2005 年第 3 期。

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

19. 张应武:《对外直接投资与贸易的关系:互补或替代》,《国际贸易问题》2007 年第 6 期。

20. 周昕、牛蕊:《中国企业对外直接投资及其贸易效应——基于面板引力模型的实证研究》,《国际经贸探索》2012 年第 5 期。

21. Anderson, J. E., & van Wincoop, E., Trade Costs. *Journal of Economic Literature*, Vol. 42, No. 3, 2004, pp. 691—751.

22. Anderson, J. E., A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. *American Economic Review*, Vol. 69, No. 1, 1979, pp. 106—116.

23. Belderbos, R., & Sleuwaegen, L., Tariff Jumping DFI and Export Substitution: Japanese Electronics Firms in Europe. *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 16, No. 5, 1998, pp. 601—638.

24. Bergstrand, J. H., The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 3, 1985, pp. 474—481.

25. Buckley, P. J., & Casson, M., The Optimal Timing of a Foreign Direct Investment. *The Economic Journal*, Vol. 91, No. 361, 1981, pp. 75—87.

26. Chen, W., & Tang, H., The Dragon Is Flying West: Micro-level Evidence of Chinese Outward Direct Investment. *Asian Development Review*, Vol. 31, No. 2, 2014, pp. 109—140.

27. Head, K., & Ries, J., Overseas Investment and Firm Exports. *Review of International Economics*, Vol. 9, No. 1, 2001, pp. 108—122.

28. Helpman, E., Melitz, M. J., & Yeaple, S. R., Export versus FDI with Heterogeneous Firms. *American Economic Review*, Vol. 94, No. 1, 2004, pp. 300—316.

29. Helpman, E., A Simple Theory of International Trade with Multinational Corporations. *Journal of Political Economy*, Vol. 92, No. 3, 1984, pp. 451—471.

30. Hirsch, S., An International Trade and Investment Theory of the Firm. *Oxford Economic Papers*, Vol. 28, No. 2, 1976, pp. 258—270.

31. Horst, T., Firm and Industry Determinants of the Decision to Invest Abroad: An Empirical Study. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 54, No. 3, 1972, pp. 258—266.

32. Kojima, K., International Trade and Foreign Investment: Substitutes or Complements. *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 16, No. 1, 1975, pp. 1—12.

33. Lipsey, R. E., & Weiss, M. Y., Foreign Production and Exports in Manufacturing Industries. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, No. 4, 1981, pp. 488—494.

34. Lipsey, R. E., & Weiss, M. Y., Foreign Production and Exports of Individual Firms. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 2, 1984, pp. 304—308.

35. Mundell, R. A., International Trade and Factor Mobility. *American Economic Review*, Vol. 47, No. 3, 1957, pp. 321—335.

36. Oberhofer, H., & Pfaffermayr, M., FDI versus Exports: Multiple Host Countries and Empirical Evidence. *The World Economy*, Vol. 35, No. 3, 2012, pp. 316—330.

37. Schmitz, A., & Helmberger, P., Factor Mobility and International Trade: the Case of Complementarity. *American Economic Review*, Vol. 60, No. 4, 1970, pp. 761—767.

38. Silva, S., & Tenreyro, S., The Log of Gravity. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 88, No. 4, 2006, pp. 641—658.

39. Tinbergen, J., *An Analysis of World Trade Flows in Shaping the World Economy*. New York: Twentieth Century Fund, 1962.

40. Vernon, R., International Investment and International Trade in the Product Cycle. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 80, No. 2, 1966, pp. 190—207.

Can Chinese OFDI Promote Export?

LIN Zhifan(Xiamen University, 361005)

Abstract: Can Chinese outward foreign direct investment promote export? Most papers have come to positive conclusions. Based on reviewing these papers, this paper contributes by correcting model misspecification, wrong variable selection and estimation methods which are prevalent in existing studies,

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

and reexamines the relationship using panel data from 2003 to 2014. The results indicate that: on average, the point estimate of the elasticity between Chinese outward foreign direct investment and export trade is at most 0.073, and it's not statistically significant. Sub-sample regressions show that, Chinese investment in developed economies slightly substitutes export while investment in developing economies complements export. But these effects disappear when country specific effects are controlled. Year-by-year regressions show that, the complementary effect of OFDI on export is on a steady rise. But if we take the regression coefficients and the quantitative difference between OFDI and export into consideration, the effect is indeed negligible.

Keywords: Outward Foreign Direct Investment(OFDI), Export, Complementary Effect, Substitution Effect

JEL: F10, F21

责任编辑:原　宏

(上接第 99 页)

Innovative Behavior and Survival Risk of Chinese Enterprises: An Empirical Research

BAO Zongke(Zhejiang University of Finance and Economics, 310018)

Abstract: Chinese firms face enormous survival risk in the transition economy, with average life expectancy of less than 4 years. From the perspective of enterprises' innovative activities, in order to investigate the inhibitory effect of innovative activities on enterprises' survival risk, this paper tracks the condition of enterprises which enter the market after 2000 and adopts propensity score matching and Cox model to overcome the selective bias of sample data and right censoring. Main findings are as follows. First, innovative firms have stronger capacity of risk defense than non-innovative firms. Innovative activities can release about 12% of survival risk and increase by 0.84 year of enterprises' survival time. Second, there exists non-stationary characteristic in the influence of innovative intensity on enterprises' survival risk rather than a positive inhibitory effect. Third, the differential characteristics in enterprises will change the effect of innovative intensity on enterprises' survival risk. Innovative activities of enterprises with large scale and high productivity will produce stronger survival incremental effect, and innovative activities are conducive to the release of the agglomeration of survival risk in old enterprises. However, enterprises with financing restrictions are not suitable for innovative activities. In conclusion, to encourage the independent innovation of enterprises with various measures is the main direction of Chinese government and China's industrial policy.

Keywords: Innovative Behavior, Survival Risk, Cox Model, Treatment Effect

JEL: D21, L25, L60

责任编辑:汀　兰

?1994-2018 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net