

# 企业对外投资与出口产品多元化<sup>①</sup>

杨汝岱 吴群锋

**摘要：**企业“走出去”包括对外投资和对外出口两种方式，两者之间存在相互依存与作用的关系。基于产品多元化是企业战略扩张和效率提升的重要途径这一典型事实，本文以企业对外投资和出口的匹配数据为基础研究对外投资对企业出口产品多元化的影响。基本的理论分析表明，对外直接投资企业具有的当地信息优势，能够显著降低企业出口成本，促进企业出口产品多元化。接下来以PSM匹配方法构造对照组并运用倍差法和三重倍差法进行因果关系检验。研究结果表明，对外直接投资显著促进了企业出口产品多元化，这一效应在考虑了对照组的差异性之后依然稳健，且动态效果检验显示这一促进效应是长期持久的，至少在五年之内都具有显著的效果。进一步的机制检验显示，企业对外直接投资所获得的当地市场信息不仅促进了新产品进入，同时也使得老产品退出当地市场的比率下降并延长了每个产品的出口存续时期；对贸易壁垒越高的国家，企业对外直接投资的产品多元化提升效应越强，体现了对外直接投资缩减企业贸易成本进而促进出口产品多元化的经济机制。本文的研究对于我们理解新时期如何看待对外投资与出口的关系有一定的价值。

**关键词：**对外直接投资 出口 产品多元化 贸易壁垒

中图分类号：F74

JEL：F14 F23

## 一、引言

党的十九大报告指出，要“培育具有全球竞争力的世界一流企业”，进而“推进贸易强国建设”。经过改革开放四十年来对外贸易的高速发展，中国已经成长为举世瞩目的贸易大国，“中国制造”产品遍布全球。然而，贸易大国并不意味着贸易强国，中国出口企业的效率、规模效益、获利能力都与发达国家存在很大差距。随着中国出口规模的迅速扩张，出口结构转型升级成为实现贸易强国的重要战略关键，而促进更为高效、具有更强出口能力的出口企业的形成是实现这一战略转变的微观基础。

表 1 企业出口产品数量描述统计

出口产品数量	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10+
企业数量占比	21.72	15.88	11.58	8.66	6.90	5.21	4.14	3.45	2.89	19.57
出口额占比	5.91	7.58	6.67	4.71	5.85	4.56	3.60	3.05	3.16	54.91
Log(总出口均值)	12.99		14.32						15.22	
Log(人均出口额均值)	7.96		9.03						9.57	
TFP (GMM)	7.01		7.10						7.32	
TFP (LP)	6.21		6.39						6.66	
TFP (OP)	2.53		2.59						2.78	

数据来源：2006年《中国海关企业层面进出口数据》和《中国工业企业数据库》匹配数据。

考察企业出口多元化与绩效的关系，我们参考现有文献（杨汝岱、李艳，2013）将中国海关企业层面进出口数据和工业企业数据库进行匹配，以2006年为例，表1是企业出口多

<sup>①</sup>杨汝岱、吴群锋，北京大学经济学院，邮政编码：100871，电子邮箱：[rdyang@pku.edu.cn](mailto:rdyang@pku.edu.cn)，[qfwu@pku.edu.cn](mailto:qfwu@pku.edu.cn)。本文受国家自然科学基金重点项目“全球-地方互动与中国区域产业重构”（41731278）资助。感谢编辑部与匿名审稿人提出的意见与建议，文责自负。

元化及其绩效的基本描述统计。可以看到，出口产品数量较少的企业规模相对较小，效率相对偏低；而出口产品数量较多的企业规模较大、效率也更高。21.72%的企业只出口一种产品，但其总出口额占比只有 5.91%，出口份额远远低于企业数量份额。而出口 10 种产品以上的企业数量占比为 19.57%，出口额占比则为 54.91%。出口明显由多产品企业主导。接下来将企业按出口产品数量分为三组，第一组为出口产品数量不超过 3 种的企业，第二组为出口产品数量为 4-9 种的企业，第三组为出口产品数量超过 10 种（含）的企业，比较其绩效。首先，出口产品种类越多的企业总出口规模和人均出口规模均更大。其次，基于 GMM、LP、OP 三种方法计算企业的全要素生产率（TFP）水平，可以看到，不论用什么方法计算，多产品企业的 TFP 水平均高于出口产品数量较少的企业的 TFP 水平。

由此可见，多元产品企业占据了我国对外贸易的主流，且具有越强的多元产品生产与出口能力的企业生产率水平越高（Mayer et al, 2014,2016；Bernard et al, 2010,2011），因此如何促进中国企业出口能力的提升、促进出口产品多元化的提升，是实现出口结构转型升级进而构建贸易强国的重要议题。企业出口产品多元化水平是个非常重要的信息，在一定程度上代表着更大的规模和更高的效率，而目前却少有文献对于如何提升中国出口企业出口产品多元化这一命题进行讨论。有鉴于此，本文希望通过中国企业对外直接投资的视角，在全球贸易壁垒背景下，就如何提升中国企业出口产品多元化进行讨论。

随着中国对外直接投资在近年来的迅速发展，许多文献已经就中国企业对外直接投资对企业出口量、生产率、研发创新、劳动力就业等企业行为的影响进行了分析（蒋冠宏和蒋殿春，2014a、2014b；毛其淋和许家云，2014a、2014b；李磊等，2016）。其基本结论是，中国对外直接投资显著地促进了中国企业的对外出口、生产率提升等企业绩效表现。然而，这些文献的研究结论均是基于单产品企业的隐含假定而得到的，这就造成这些研究的结论是包含了多产品企业的平均效应。在多产品企业占据中国对外出口主流的背景下，这样的平均效应难以在企业产品层面上深入揭示对外直接投资的真实效应。此外，在对外直接投资促进企业出口绩效研究上，现有文献总体上缺乏对相应作用机制的分析。

本文讨论中国企业对外直接投资对企业出口产品多元化的影响，并对其作用机制进行探讨。文章首先从理论上讨论对外直接投资企业具有的当地信息优势，能够显著降低企业出口成本，促进企业出口产品多元化。接下来在实证方法上，在采用 PSM 匹配方法为进行对外直接投资的实验组企业匹配对照组企业的基础上，本文使用倍差法（Difference-in-Difference）及三重倍差法（Difference-in-Difference-in-Difference）从三个层面上就企业对外直接投资的产品多元化效应及其内在机制进行检验与分析。我们的主要结论和文献贡献包括如下几点。第一，基于 Bernard et al（2010,2011）的理论模型框架，本文从理论上解释了在东道国贸易壁垒背景下，企业通过对外直接投资缩减企业出口成本，进而提升出口产品多元化的理论机制。从文献的角度看，这对我们从当地化信息视角理解企业对外投资内生决策机制有重要的意义。第二，实证检验基准结果表明，对外直接投资显著促进了企业出口产品多元化，这一效应在考虑了对照组的差异性之后依然稳健，且动态效果检验显示这一促进效应是长期持久的，至少在五年之内都具有显著的效果。第三，机制检验表明，对外直接投资是通过本地化信息优势从而降低企业贸易成本促进出口产品多元化的，这一机制从新产品进入、老产品存续期、国别贸易壁垒异质性等角度均得到了验证。此外，我们从进口关税、进口报关成本和贸易自由化水平三个贸易壁垒指标入手，就企业对外直接投资的产品多元化效应的机制进行研究，三重倍差法回归结果统一表明对于贸易壁垒水平越高的目的地市场国家，企业对外直接投资促进产品多元化水平也越高，也印证了本文理论模型提出的本地信息成本作用机制。相对于现有研究，我们将产品多元化的“黑盒子”做了一定程度的深入剖析，有利于从更深层次理解产品多元化这一企业主流生产模式问题。

本文余下部分结构安排如下：第二部分，在异质性企业贸易理论上构建中国对外直接投资影响企业出口产品多元化的理论模型；第三部分，介绍本文采用的识别方法、实证策略以及数据来源；第四部分，利用海关数据就企业对外直接投资的产品多元化效应进行分析并进行稳健性检验及动态效应检验；第五部分，使用三重差分方法对其作用机制进行检验；最后是本文的结论与政策建议。

## 二、理论模型

本节构建一个多产品企业出口均衡理论框架，分析对外直接投资对企业出口产品多元化的影响效应。理论模型的基本思想是，由于企业生产存在规模效应，因此多产品企业生产以及对外出口具有产品扩张的倾向，而与此同时同时多产品企业进行生产以及出口面临着各类成本的阻碍作用，这两方面的共同作用形成企业均衡时的多产品出口范围。企业对特定目的地市场开展对外直接投资，能够获取目的地市场当地的市场信息等关键因素，从而为企业出口行为提供便利，改变企业原本均衡下的多产品出口行为，促进企业多产品出口行为。当企业出口面临越高的贸易壁垒时，通过对外直接投资所获取的市场信息等因素对促进企业向当地出口就显得更为重要，进而引出贸易壁垒的二阶影响效应。理论模型提出本文核心需要验证的两个理论假说，作为本文展开实证检验的基本依据。本文理论模型基本框架是基于 Bernard et al (2010,2011) 的多产品企业出口理论模型，在其基础上引入企业对外直接投资以及贸易壁垒的影响。具体的，假定代表性消费者具有常替代弹性效用函数：

$$U = \left[ \int_0^1 C_{jk}^v dk \right]^{\frac{1}{v}}, 0 < v < 1$$

其中  $j$  表示国家， $k$  表示产品， $C_{jk}$  为代表性消费者对来自  $j$  国的产品  $k$  的消费。在每个产品之内，诸多企业生产具有水平差异的产品的各个品种， $C_{jk}$  本身也是这些产品品种的一个 CES 加总：

$$C_{jk} = \left[ \sum_{i=1}^J \int_{\omega \in \Omega_{ijk}} [\lambda_{ijk}(\omega) c_{ijk}(\omega)]^\rho \right]^{\frac{1}{\rho}}, 0 < \rho < 1$$

其中  $i$  和  $j$  表示国家， $\omega$  为由  $i$  国生产而向  $j$  国销售的产品  $k$  内的某一个品种， $\Omega_{ijk}$  则是这些品种的集合； $\lambda_{ijk}$  表示水平产品属性。 $j$  国的产品  $k$  价格指数为：

$$P_{jk} = \left[ \sum_{i=1}^J \int_{\omega \in \Omega_{ijk}} \left( \frac{p_{ijk}(\omega)}{\lambda_{ijk}(\omega)} \right)^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

来自  $i$  国的某一企业  $f$  向  $j$  国进行出口，面临着三方面的成本：首先，企业面临着诸如目的地国家关税等企业自身无法影响的可变贸易成本或贸易壁垒，这一类成本设为  $\tau_{ij}$ ；其次，为进入市场  $j$  进行销售， $i$  国的企业  $f$  向  $j$  国进行出口所需的固定生产成本为  $F_{ij} > 0$ ；最后，由于企业自身可以通过各种方式对目的地市场进行搜寻、探索进而降低其自身出口所面临的成本，例如通过不同渠道搜寻目的地国家市场信息、通过学习已有经验了解出口所需信息，因此我们设定企业进行出口所面临的成本在企业层面上具有差异性。具体到本文所关注的焦点中，如果企业通过 FDI 等方式在目的地市场进行搜寻探索，那么企业就得以更加了解目的地国家的相关市场信息，因此企业所面临的这部分出口成本也将更低、更有利于企业出口。具体的，我们将这一成本设为  $v_{fij}$ ，且有：

$$\frac{\partial v_{fij}}{\partial FDI_j} < 0$$

从上述描述中可以发现，其作用方式则与可变贸易成本相似<sup>①</sup>。那么，根据加成定价法则， $i$  国生产率水平为  $\varphi_f$  的企业  $f$  向  $j$  国出口属性为  $\lambda$  的最优产品定价为<sup>②</sup>：

$$p_{fij} = v_{fij} \tau_{ij} \frac{1}{\rho} \frac{w_i}{\varphi_f}$$

因此我们可以得到该企业出口该产品到  $j$  国的收益为：

$$r_{fij}(v_{fij}) = (w_i v_{fij} \tau_{ij})^{1-\sigma} w_j L_j (\rho P_j \varphi_f \lambda)^{\sigma-1}$$

企业的相应利润为：

$$\pi_{fij}(v_{fij}) = \frac{r_{fij}(\varphi_f, \lambda)}{\sigma} - w_i F_{ij}$$

通过将利润函数与零值对比，容易看出，企业  $f$  所能够向  $j$  国出口的产品，其产品属性存在一个临界值  $\lambda_{fij}^*$ ，企业只能够出口不小于这一产品属性水平的产品，若企业出口低于这一产品属性水平的产品则将带来亏损。因此， $\lambda_{fij}^*$  的值由以下零利润条件决定：

$$r_{fij}(\lambda_{fij}^*(v_{fij})) = \sigma w_i F_{ij}$$

由此得到  $i$  国的企业  $f$  能够向  $j$  国出口的产品属性临界值表达式为：

$$\lambda_{fij}^*(v_{fij}) = v_{fij} \tau_{ij} (\sigma w_i F_{ij})^{\frac{1}{\sigma-1}} (w_j L_j)^{\frac{1}{1-\sigma}} w_i (\rho P_j \varphi_f)^{-1} \quad (1)$$

就这一临界值分别对  $\tau_{ij}$ 、 $F_{ij}$  和  $v_{fij}$  求导有：

$$\frac{\partial \lambda_{fij}^*(v_{fij})}{\partial \tau_{ij}} = v_{fij} (\sigma w_i F_{ij})^{\frac{1}{\sigma-1}} (w_j L_j)^{\frac{1}{1-\sigma}} w_i (\rho P_j \varphi_f)^{-1} > 0$$

$$\frac{\partial \lambda_{fij}^*(v_{fij})}{\partial F_{ij}} = \frac{1}{\sigma-1} v_{fij} \tau_{ij} (\sigma w_i)^{\frac{1}{\sigma-1}} (F_{ij})^{\frac{2-\sigma}{\sigma-1}} (w_j L_j)^{\frac{1}{1-\sigma}} w_i (\rho P_j \varphi_f)^{-1} > 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial \lambda_{fij}^*(v_{fij})}{\partial v_{fij}} = \tau_{ij} (\sigma w_i F_{ij})^{\frac{1}{\sigma-1}} (w_j L_j)^{\frac{1}{1-\sigma}} w_i (\rho P_j \varphi_f)^{-1} > 0$$

<sup>①</sup> 鉴于两方面的因素，本文理论模型均衡分析中未引入企业进行 FDI 所需成本及其影响：一方面，企业进行 FDI 的目标及收益是多元的（蒋冠宏、蒋殿春，2012），而成本却是统一的，而本文重点关注 FDI 对企业产品多元化的影响；另一方面，注意到引入企业进行对外直接投资的成本并不会影响本文理论模型的主要结论。因此为简便起见不再将企业进行 FDI 的成本引入模型。

<sup>②</sup> 此处产品属性为横向（horizontal）产品特性。

上式表明，产品属性临界值对  $\tau_{ij}$ 、 $F_{ij}$  和  $v_{fij}$  的一阶导数均大于 0，这意味着：一方面，对于贸易壁垒越高的目的地国家，出口难度越高，企业的临界产品属性值越高、出口产品种类及多元化程度越低；另一方面，随着企业在  $j$  国进行 FDI，得以在东道国当地进行搜寻市场，其所面临的出口成本  $v_{fij}$  下降、能够出口的产品属性临界值也随之降低，因此出口产品种类数量及产品多元化水平也随之增加。

由此可以得出本文第一个理论假说：

假说 1：贸易壁垒越高的目的地国家，企业出口产品多元化程度越低；企业进行 FDI 缩减了企业向东道国进行出口所面临的出口成本，引起了企业向东道国出口产品多元化程度的上升。

进一步的，在上式一阶条件中对企业所面临的贸易壁垒交叉求导有：

$$\frac{\partial^2 \lambda_{fij}^*(v_{fij})}{\partial v_{fij} \partial \tau_{ij}} = (\sigma w_i F_{ij})^{\frac{1}{\sigma-1}} (w_j L_j)^{\frac{1}{1-\sigma}} w_i (\rho P_j \phi_f)^{-1} > 0$$

$$\frac{\partial^2 \lambda_{fij}^*(v_{fij})}{\partial v_{fij} \partial F_{ij}} = \frac{1}{\sigma-1} \tau_{ij} (\sigma w_i)^{\frac{1}{\sigma-1}} (F_{ij})^{\frac{2-\sigma}{\sigma-1}} (w_j L_j)^{\frac{1}{1-\sigma}} w_i (\rho P_j \phi_f)^{-1} > 0 \quad (3)$$

这意味着，当企业出口所面临的贸易壁垒  $\tau_{ij}$  或  $F_{ij}$  越高，企业进行搜寻之后引致的  $v_{fij}$  的下降所引起的出口产品属性临界值  $\lambda_{fij}^*$  降低的幅度也越大，此时企业出口产品种类数量越多、出口多元化水平越高。

由此可以得出本文第二个理论假说：

假说 2：对于出口可变成本和固定成本越高的国家，进行 FDI 之后企业成本降低效应越显著，企业出口产品多元化的增进幅度越高。

### 三、数据说明与模型设定

本文理论模型已经阐述了企业对外直接投资促进出口产品多元化的影响效应及其机制。为了对理论假说进行验证，我们将通过构建计量模型对这一因果效应进行证明与阐释，并揭示这一效应的可能微观机制和经济作用机制。本节一方面就本文所使用的数据及指标进行说明，另一方面则在此基础上对模型设定与实证方法进行阐述。

#### （一）数据使用说明

本文核心数据来源于商务部统计的中国对外直接投资企业名录与海关数据库。中国对外直接投资企业名录由商务部维护，提供了历年来对外直接投资的企业名称、投资目的地市场等关键信息，是中国对外直接投资领域相关研究所频繁使用的重要数据库。中国海关分类统计进出口贸易数据（以美元计价）由中国海关按照国际海关制定的“协调商品名称与编码体系”对企业的进出口行为按照月度统计汇报所得。对于每一个企业，该数据库详细报告了其出口到每一个目的地市场的一个编码产品的价值量、数量、贸易方式、来源地与目的地等信息。

本文核心研究 2004-2006 年<sup>①</sup>内开展对外直接投资的企业,并为这些企业匹配 2000-2010 年间的出口数据,以保证在企业开展对外直接投资前后均有足够长的时间区间进行对比分析。本文通过企业名称作为一一识别的依据对这两个数据库进行匹配,得到对外直接投资名录数据中在海关数据中有记录的企业 1169 家,作为本文核心关注的实验组企业。对外直接投资名录数据还提供了企业投资的目的地信息,通过使用海关数据,匹配企业-目的地国家层面的信息匹配,获得对外直接投资企业向东道国的出口数据信息,作为本文的实验组数据。同时,通过下文将介绍的构建方法获得对照组企业,并从海关数据中匹配出相应的对照组企业-目的地层面出口数据。

在控制变量中本文控制了目的地市场的 GDP、收入水平等,数据来源于世界银行;此外,对本文理论模型假说 2 进行验证的一个关键,就是如何衡量企业向特定国家进行出口所面临的可变成本和固定成本。这些成本的合适代理变量应当满足以下两个条件:首先,它们应当能够切实的反应企业所面临的、目的地市场层面的出口成本;其次,也是尤为紧要的,它们应当对企业是否进行 FDI 这一行为满足外生性,即这些指标变量不应当同时对企业向目的地市场进行 FDI 的行为产生影响,否则以此使用双重倍差分析就会对本文的实证结论产生影响。我们注意到诸多文献运用引力模型等对 FDI 的决定进行研究,因此诸如地理距离、文化差异、制度距离、税收负担、资源禀赋等可能同时影响企业 FDI 行为及效果和企业出口成本的因素,均不适合作为本文衡量企业出口成本的代理变量。考虑上述两个重要选取标准,并借鉴 Ahn et al (2011)、钱学锋、熊平(2010)的研究,本文采用以下三个指标用以分别衡量企业出口所面临的出口成本:在开展异质性检验过程中,本文使用到可变(冰山)成本与固定成本等指标,具体数据来源如下:

各国进口关税(MFN):各国平均关税是企业向该国进行出口所面临的可变成本的直接体现。因此本文采用这一变量作为企业出口所面临的可变成本的主要代理变量。数据来源于世界贸易组织官网。

各国进口所需成本及时间:世界银行 Doing Business 数据提供了各国进出口过境所需的金钱成本和时间成本等数据,被广泛使用为企业出口固定成本的代理变量(Ahn et al, 2011)。鉴于时间成本与金钱成本分别体现了不同维度的企业出口固定成本,本文同时采用这两个指标,作为企业出口固定成本的代理变量分别引入回归(均取对数),以探究出口固定成本所产生的影响异质性。

贸易自由化指数:由 the Heritage Foundation 维护的 Index of Economic Freedom 指标数据提供了自 1995 年以来,全世界 160 多个国家和地区涵盖贸易自由、投资自由、金融自由、商务自由、财政自由、政府规模、货币自由、知识产权和腐败等 9 个方面的各自得分和总体得分(钱学锋、熊平,2010)。出于前述“外生性”选取标准原因,我们谨慎地仅采用了其中的“贸易自由”指数作为反映各国的固定贸易成本的主要指标,为与前两个指标的变动方向的经济含义保持一致以便于观察分析,我们采用各国中的最高得分与各国得分的比值进行衡量,比值越高,表明该国的贸易越不自由、贸易固定成本越高。

(二) 主要被解释变量指标构建:企业-国别-年份层面出口额及产品多元化

---

<sup>①</sup> 2004 年之前,中国企业进行对外直接投资规模不大、影响较小,直到 2004 年之后中国企业对外直接投资行为才形成迅速的发展态势并得到广泛关注,因此本文主要关注 2004 年为起始投资数据年份的投资影响,这也是文献中学者们对中国对外 FDI 常用时间初始点。为尽量使本文研究区间保持投资前后时间区间的连贯性和对称性,并考虑到海关出口数据的可得时间跨度,本文因此将研究点聚焦在 2004-2006 年有对外直接投资行为的企业,并将这些企业的出口数据研究区间设定在 2000 年至 2010 年,以完成对 FDI 整体影响及动态长期影响的有效考察。

出口额（取对数）：为了表明 FDI 对产品多元化的促进是同时伴随着出口量的增进，从而体现企业进行 FDI 对企业产品多元化促进的系统效应，本文首先采用了企业向目的地国家当年出口产品的出口额（取对数）作为被解释变量进行验证，从而对比实验组及对照组在进行 FDI 前后向投资目的地的出口额变化。

出口产品品种数：企业出口的产品品种数可以直接体现企业出口多元化程度的高低（Bernard et.al, 2010,2011）。因此本文使用了企业在六分位 HS 产品层面上向目的地国家出口产品的种类，作为产品多元化的代理变量之一。

产品多元化指数：其次，借鉴 Lopresti（2016）的做法，我们采用以下赫芬达尔型指标，作为产品多元化指数对每个企业每个年份向每个出口目的地国家层面的出口产品多元化程度高低进行度量：

$$Div_{fct} = 1 - \sum_{h \in \Omega_{fct}} \left( \frac{Sales_{fct h}}{\sum_{h \in \Omega_{fct}} Sales_{fct h}} \right)^2 \quad (4)$$

其中  $Div_{fct}$  表示企业-目的地国家-年份层面的产品多元化指数， $f$  代表企业， $c$  代表目的地国家， $t$  代表年份， $h$  代表企业出口的 HS 六分位产品， $\Omega_{fct}$  是  $f$  企业  $t$  年向  $c$  国出口的全部六分位产品集合。 $Sales_{fct h}$  是  $t$  年  $f$  企业向  $c$  目的地国家出口的  $h$  产品的出口额。通过定义式显然可以发现， $Div_{fct}$  值越大，表明企业该年向该国出口的产品多元化程度越高、出口产品销量越是分散于诸多种类的出口产品之间，反之则表明多元化程度越低、出口产品销量越是集中于少数产品。

我们在每一类回归中均同时对以上三个维度的多元化指标进行回归并汇报相应结果，通过以上三个变量，我们得以将企业-目的地国家-年份层面的产品多元化进行较为全面和系统的度量，进而增强本文结论的真实可靠性。

### （三）计量模型设定

本文采用倍差法，将企业对外直接投资视为一次拟自然实验就 FDI 对产品多元化影响的因果效应进行实证检验分析。本文的整体分析思路是：将进行对外直接投资的企业视为实验组企业，未进行对外直接投资企业视为对照组企业，对比两组企业在进行对外直接投资前后的产品多元化差异。

具体地，本文采取以下步骤展开研究。首先，定义本文样本中进行了 FDI 的企业为实验组企业，在获得实验组企业向投资目的地国出口数据的基础上，根据倾向得分匹配方法，根据企业进行对外直接投资的相关特征作为匹配变量，采用配对的方法挑选出在样本年份中没有进行对外直接投资的企业作为对照组企业，运用这些企业的出口数据作为对照组数据。运用匹配方法构建对照组，对照组企业与实验组企业在多个维度下相似，二者之间的差异仅仅在于是否有进行对外直接投资。其次，我们采用倍差法对这两组企业向特定东道国市场的出口产品的多元化特征变量进行比较，以考察企业对外直接投资对企业出口产品多元化的影响。具体的倍差法回归模型形式可表示为：

$$y_{fct} = \alpha + \beta TreatPost_{fct} + \delta_f + \delta_c + \delta_t + \gamma X + \mu_{fct} \quad (5)$$

其中  $y_{fct}$  为  $f$  企业在  $t$  年向  $c$  国的出口多元化特征变量，具体到本文中，我们选取出口额、出口产品种类数量、出口产品多元化指数三个特征变量，以系统体现企业出口多元化提升效应； $TreatPost_{fct}$  为倍差项，只对实验组企业向其投资目的国进行投资当年及之后年份的观测值赋值为 1，其余观测值赋值为 0； $\delta_f$ 、 $\delta_c$ 、 $\delta_t$  分别表示企业层面、国别层面和年份层面的固定效应； $X$  表示其他控制变量， $\mu_{fct}$  为随机误差项。根据倍差法的基本思想，双重倍差项  $TreatPost_{fct}$  的估计系数  $\beta$  即为企业进行 FDI 对企业产品多元化的真实影响。根据本文前述理论假说，企业在进行 FDI 之后其产品多元化水平将提升，因此我们预期  $\beta$  的系数为正。模型中加入的企业、出口目的地国家、年份三个维度上的固定效应，一方面是由于倍差法模型设定的要求，另一方面则能够较为严格地控制大量不随企业个体、目的地国家和时间变化的可能相关变量，诸如常见的引力模型方程变量、中国各年的经济发展水平等因素的影响均被这些固定效应所吸收，因此在其他控制变量 ( $X$ ) 的选择上我们借鉴 Bernard et al (2010,2011) 和 Mayer et al (2014) 等文献做法，在基准回归中加入了两个可能影响企业出口额和出口多元化的控制变量：(1) 出口目的地国家当年 GDP ( $Host-GDP$ ，取对数)；(2) 东道国当年人均收入水平 ( $Income$ ，取对数)。

再次，在上述倍差法模型的基础上，为了考察企业进行对外直接投资对产品多元化的动态影响效应，我们采用以下估计模型进行进一步分析：

$$y_{fct} = \alpha + \beta_v \sum_{v=1}^5 TreatPost_{fct} + \delta_f + \delta_c + \delta_t + \gamma X + \mu_{fct} \quad (6)$$

其中， $TreatPost_{fct}$  为各年份倍差项，即若实验组企业  $f$  向  $c$  国进行 FDI，若年份  $t$  为其进行 FDI 之后第  $v$  年，则取为 1，否则取 0。系数  $\beta_v$  也即反映了企业进行 FDI 后第  $v$  年的真实效应。鉴于本文所选取数据时间跨度，同时为保证这一动态分析的有效性，我们考察了企业进行 FDI 后五年的动态影响效应。

最后，为了进一步对 FDI 的作用机制进行识别，本文引入双重倍差变量，使用双重倍差法进行验证。将东道国特征变量与倍差法的交叉项设为双重倍差项，以判断面对不同贸易壁垒水平国家，企业进行 FDI 的差异性效应。具体模型设定如下：

$$y_{fct} = \alpha + \beta TreatPost_{fct} + \lambda_1 TradeBarrier_{ct} + \lambda_2 TradeBarrier_{ct} \times TreatPost_{fct} + \delta_f + \delta_c + \delta_t + \gamma X + \mu_{fct} \quad (7)$$

其中  $TradeBarrier_{ct}$  变量为  $c$  国在  $t$  年的贸易壁垒水平变量，本文采用各国关税水平、进口所需时间及成本和贸易自由化指数三者作为其衡量的主要代理变量。双重倍差项  $TradeBarrier_{ct} \times TreatPost_{fct}$  的系数  $\lambda_2$  为在不同贸易壁垒下 FDI 效果差异的体现。根据前述理论模型及假说，一方面，对于贸易壁垒越大的目的地国家，企业出口产品多元化水平越低，因此我们预期变量  $TradeBarrier_{ct}$  的系数  $\lambda_1$  为负；另一方面，对于贸易壁垒越大的目的地国家，企业进行 FDI 的多元化效果越大，因此我们预期系数  $\lambda_2$  为正。



#### （四）实验组与对照组的确定

为使用倍差法进行计量分析,本文首要任务之一就是为实验组数据寻找合适的对照组数据。一方面,通过就对外直接投资名录中的企业及其投资目的地国家信息与海关数据中相应企业向相应目的地国家的出口数据的匹配,本文选取出 2004-2006 年间 1169 家企业对其投资目的地国家的出口数据,作为实验组数据;另一方面,本文采取匹配配对的方法为这些企业匹配对照组数据,以缓解对外直接投资决策的内生性。PSM 方法的核心思想在于,将内生决策模型化,筛选出控制了内生决策过程之后的对照组企业。为达到实现有效匹配结果的目的,本文采取倾向得分最近邻匹配(PSM)方法,整体思路如下:

首先,使用 Logit 回归就影响企业是否进行对外直接投资的因素进行回归。具体的,借鉴已有文献中关于企业决定是否进行对外直接投资的影响因素的相关结论,我们选取以下五个解释变量进行回归:(1)企业当年出口额(*lnExport*),以当年企业出口总值的对数值表示;(2)出口目的地国家数量(*lnNum\_dest*),即当年企业出口的目的地国家个数的对数值;(3)是否为国有企业(SOE)虚拟变量,若企业所有制为国有,则记为 1,否则为 0;(4)当年汇率水平(*Exchange\_rate*,对美元),以当年人民币对美元的汇率水平表示;以及(5)当年中国的经济总量(*lnCHNGDP*),以中国当年 GDP 总值取对数表示。具体的 Logit 回归结果汇报在附录表 2 中。可以看出,企业的出口额越大、出口目的地国家数量越多、当年中国经济体量越大,则企业进行对外直接投资的概率越高;汇率的上升则不利于中国企业进行对外直接投资,且国有企业进行对外直接投资的概率更大,体现出政府推动力在国有企业进行 FDI 决策中的重要作用。这些回归结果均与已有文献的相关结论一致。

表 2 PSM 匹配效果的结果检验

Variable	Unmatched	Mean		%reduct	%bias	t-test	
	Matched	Treated	Control			bias	t
<i>lnExport</i>	U	14.97	13.06	82.0		28.41	0.000
	M	14.97	14.98	-0.4	99.5	-0.11	0.916
<i>lnNum_dest</i>	U	2.21	1.34	67.5		25.29	0.000
	M	2.21	2.22	-1.2	98.2	-0.28	0.778
SOE	U	0.26	0.08	50.0		23.24	0.000
	M	0.26	0.26	0.4	99.2	0.08	0.936
<i>Exchange_rate</i>	U	0.12	0.12	37.1		12.19	0.000
	M	0.12	0.12	-1.1	96.9	-0.29	0.773
<i>lnCHNGDP</i>	U	28.5	28.46	44.8		13.94	0.000
	M	28.5	28.5	-0.6	98.6	-0.17	0.862

注:表中 Unmatched 与 Matched 分别表示匹配前样本与匹配后样本,“偏差百分比”表示对照组与实验组偏差的百分比,t 统计量表示 ATT 统计量代表的 t 统计量,p 值表示 t 统计量的显著性。

其次,根据 Logit 回归结果,我们为实验组企业和各个待选对照组企业计算倾向性得分(Propensity Score),并使用最近邻匹配原则为每一个实验组企业匹配相应的对照组企业,匹配比例设定为 1:10。表 2 汇报了 PSM 匹配效果的结果检验。从表中可以看出,在匹配之前,实验组企业与对照组企业在各个变量维度上存在着显著的差异,而在匹配之后,我们所得到的对照组企业与实验组企业之间的差异显著缩小,表明本文所得到的实验组与对照组在各个维度上不存在显著的差异。附录图 1 则汇报了匹配前后实验与控制组概率密度函数图。可以看出,匹配前实验组企业倾向性得分概率总体概率密度与对照组企业存在较大的差异,而匹配后实验组与对照组的概率密度则高度重合,也体现出本文匹配结果的有效性。由此,我们即为本文的实验组企业得到了对照组企业。

最后，通过为这些选定的对照组企业与海关数据的匹配，我们选取出对照组企业实际发生的所有出口数据，作为本文的对照组数据。在本文的对照组的稳健性检验中，我们将研究国别严格限定于实验组企业进行 FDI 的目的地国家之上，以消除可能存在的相关干扰，我们得到的结论并没有发生改变。

在进行回归计量分析之前，我们分别绘制了在 2005 年进行对外直接投资的实验组企业与其相应的对照组企业出口额、出口产品多元化随时间变化趋势折线图，如图 1 和图 2 所示。两图中，横轴表示年份，时间跨度均为 2000-2010；纵轴为企业平均出口额（出口产品多元化指数）；蓝色折现表示实验组企业，红色折现表示对照组企业；横轴上的竖线表示进行直接投资的年份 2005 年。

观察图 1 和图 2，我们可以得出以下四个结论：首先，在进行对外直接投资之前，实验组企业数据与对照组企业数据满足平行性假设。对出口额而言，在 2005 年之前实验组企业和对照组企业出口额相近，对照组企业出口额平均值略高于实验组企业，且二者有着相同的上升趋势；对出口多元化指数而言，在 2005 年之前实验组企业和对照组的平均值非常接近，且有着完全相似的波动趋势。这一结论也同时表明了本文 PSM 匹配结果的有效性，为本文后续的倍差法分析结论的可靠性奠定了基础。其次，企业进行 FDI 对企业产品多元化水平有迅速而显著的提升作用。从图 1 中可以看出，在进行 FDI 的当年 2005 年，实验组企业对东道国的出口额平均值开始超过对照组企业，而在此前则一直略低于对照组企业；从图 2 中可以看出，在进行 FDI 的当年，实验组企业出口产品多元化指数迅速超过对照组企业，显示出企业对外直接投资对实验组企业产品多元化迅速而显著的提升效应。再次，企业进行 FDI 对企业产品多元化水平的促进作用是长期持久而渐进增长的。实验组企业出口额、多元化指数在 2005 年及之后各年份与对照组之间的差距扩大并不断维持，即使在进行对外直接投资多年之后也仍保持着较高的效力。最后，由于存在其他可能影响企业出口多元化的因素、各类不可观测的波动因素，图形并不能完全反映出 FDI 的真实效应，因此我们将在下文中采用前述倍差法模型研究方法思路，对中国企业对外直接投资对出口多元化水平的促进效应进行更为细致严谨的研究分析。

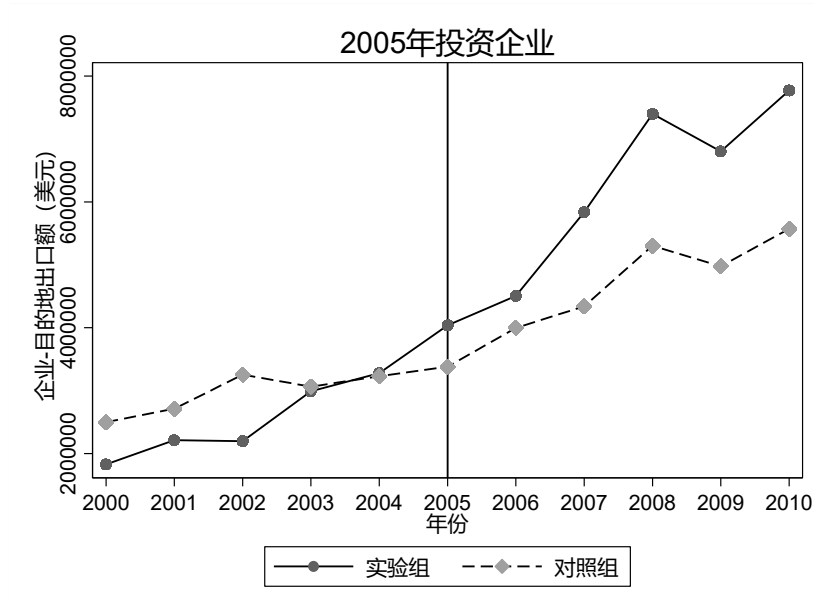


图 1 对外直接投资与企业出口额折线图

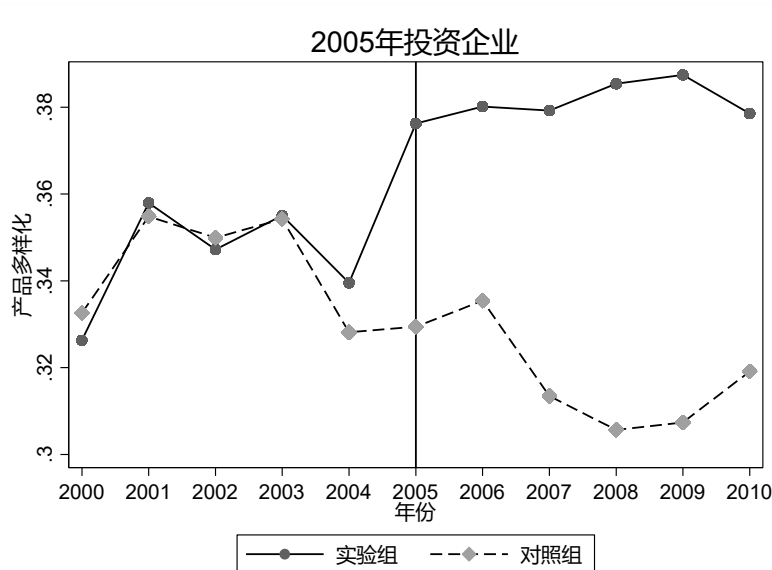


图 2 对外直接投资与企业出口产品多元化指数折线图

#### 四、基准检验结果及稳健性分析

本文的核心实证分析思路是将企业进行对外直接投资视为一次拟自然实验进行因果检验分析，即通过使用倍差法验证企业在进行 FDI 前后的出口产品多元化水平是否发生显著差异，探究 FDI 的实际因果效应并探索其可能的影响机制。本节汇报利用倍差法进行计量分析的基准回归结果，以揭示中国出口企业进行对外直接投资对企业产品多元化的促进效应，同时进行稳健性检验分析，并进一步揭示 FDI 的动态影响效果。

##### (一) 基准回归结果分析

表 3 基准回归结果

被解释变量	出口额			出口产品数			出口产品多元化指数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>TreatPost</i>	1.798*** (53.70)	1.476*** (45.91)	1.207*** (37.78)	0.724*** (50.22)	0.579*** (41.83)	0.481*** (34.85)	0.141*** (34.35)	0.113*** (27.83)	0.095*** (23.33)
<i>lnGDP</i>		0.434*** (128.12)	0.045 (0.50)		0.168*** (114.87)	-0.026 (-0.68)		0.033*** (78.29)	-0.010 (-0.84)
<i>lnIncome</i>		-0.148*** (-33.72)	0.550*** (12.34)		-0.017*** (-8.91)	0.297*** (15.44)		-0.004*** (-6.50)	0.057*** (10.11)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
目的地国家固定效应	否	否	控制	否	否	控制	否	否	控制
R <sup>2</sup>	0.205	0.294	0.328	0.343	0.419	0.445	0.315	0.356	0.372
N	167647	158678	158678	167647	158678	158678	167647	158678	158678

注：括号内为 t 统计量，\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 20%、5% 与 1% 下的显著性水平。以下各表同此注。

利用回归模型 (4) 所得回归结果如表 3 所示。表 3 中前三列、中间三列和最后三列分别是以出口额、出口产品数量和出口产品赫芬达尔多元化指数为被解释变量的回归结果，每类回归结果中分别列示了只加入倍差项和企业、年份固定效应，进一步加入控制变量和最终

加入目的地国家固定效应的回归结果。表中结果显示，不论是否加入各类控制变量或目的地国家固定效应与否，出口额、出口产品数和出口产品多元化指数的双重倍差项 *TreatPost* 变量系数均为正，且均在 1% 显著性水平上高度显著。三类结果中，出口额的回归结果表明，企业进行对外直接投资显著地增加了企业向东道国整体的出口销量，出口产品数的回归结果则进一步显示了企业对外直接投资显著地增加了企业向东道国的出口产品数量。而出口产品多元化指数的回归结果则表明增加了出口额和产品数量之后的投资企业，其向东道国的出口结构更为多元。这三个维度的结果共同表明，企业对外直接投资确实显著地促进了企业向相应目的地国家的出口产品多元化水平。在控制了控制变量和目的地国家固定效应的情况下，出口额、出口产品数和出口产品多元化指数的倍差项系数分别为 1.207、0.481 和 0.095，表明在其他条件不变时，在进行对外直接投资之后实验组企业的出口额、出口产品数和出口产品多元化指数分别比未进行对外直接投资的对照组企业提高了 120.7%、48.1% 和 0.095，表明了企业对外直接投资对企业出口产品多元化的巨大促进效应。

### (二) 对照组的稳健性分析

表 4 对照组的稳健性检验

被解释变量	出口额			出口产品数			出口产品多元化指数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>TreatPost</i>	0.377*** (8.25)	0.384*** (8.44)	0.348*** (7.73)	0.204*** (9.73)	0.196*** (9.49)	0.172*** (8.47)	0.033*** (5.57)	0.031*** (5.22)	0.025*** (4.18)
<i>lnGDP</i>		0.248*** (16.26)	-1.322*** (-7.41)		0.085*** (12.21)	-0.917*** (-11.40)		0.015*** (7.50)	-0.199*** (-8.38)
<i>lnIncome</i>		0.282*** (15.78)	0.970*** (13.51)		0.199*** (24.44)	0.570*** (17.60)		0.027*** (11.56)	0.110*** (11.57)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
目的地国家固定效应	否	否	控制	否	否	控制	否	否	控制
R <sup>2</sup>	0.681	0.693	0.706	0.740	0.754	0.768	0.655	0.661	0.668
N	35563	35149	35149	35563	35149	35149	35563	35149	35149

表 3 中回归结果所使用的对照组数据，是我们通过 PSM 匹配所得到的对照组企业向它们所有的出口目的地国家的出口数据。在表 4 中，我们进一步汇报了使用相同的实验组数据，但是将对照组数据限定于通过 PSM 匹配所得到的对照组企业向与实验组企业进行对外直接投资目的国一致的出口国的出口数据。在加入这一限制之后，由于就对照组的出口目的地进行了限制，因此对照组的样本量和整体回归的样本量有一定程度的缩减，也更为完全地针对企业进行直接投资的目的地国家进行对比验证。具体回归结果如表 4 所示。

表 4 中结果显示，在就对照组数据进行了这一更为严格的限定之后，各个产品多元化指标的倍差项 *TreatPost* 变量的回归系数大小有所下降，但是均依旧在 1% 显著性水平上高度显著为正。这表明，在考虑了对照组的可能变化影响因素之后，即使就对照组的数据进行了更为严格的限制、因而缩减了大量对照组数据和整体回归数据量，对外直接投资促进产品多元化的效应仍是显著而稳健的。

### (三) 动态影响分析

表 5 对外直接投资的动态影响分析

被解释变量	出口额		出口产品数		出口产品多元化指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TreatPost1</i>	1.249***	1.274***	0.527***	0.522***	0.099***	0.099***

	(19.62)	(19.78)	(19.13)	(18.80)	(12.22)	(12.10)
<i>TreatPost2</i>	1.275*** (19.49)	1.277*** (19.26)	0.541*** (19.11)	0.530*** (18.50)	0.104*** (12.49)	0.103*** (12.14)
<i>TreatPost3</i>	1.173*** (17.10)	1.162*** (16.75)	0.468*** (15.76)	0.462*** (15.43)	0.093*** (10.59)	0.092*** (10.42)
<i>TreatPost4</i>	1.155*** (15.76)	1.144*** (15.41)	0.463*** (14.61)	0.454*** (14.18)	0.095*** (10.09)	0.094*** (9.92)
<i>TreatPost5</i>	1.154*** (15.06)	1.166*** (14.98)	0.419*** (12.64)	0.426*** (12.69)	0.085*** (8.67)	0.087*** (8.78)
<i>lnGDP</i>		0.054 (0.60)		-0.023 (-0.58)		-0.009 (-0.78)
<i>lnIncome</i>		0.538*** (12.06)		0.292*** (15.15)		0.056*** (9.93)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
目的地国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.325	0.327	0.437	0.445	0.366	0.372
N	167642	158678	167642	158678	167642	158678

以上回归结果显示了企业在进行对外直接投资之后各年对出口产品多元化的平均促进效应。在已经明确了对外直接投资在平均意义上对企业出口产品多元化具有显著促进效应的基础上，我们进一步就这一效应的动态影响进行分析。利用回归模型（5）所得回归结果如表 5 所示。在数据允许的条件下，我们考虑了对外直接投资之后 5 年内的动态效应。

表 5 中结果显示：首先，对出口额、出口产品数和出口产品多元化三个衡量指标，*TreatPost1*、*TreatPost2*、*TreatPost3*、*TreatPost4* 和 *TreatPost5* 变量的回归系数均在 1% 显著性水平上显著为正，表明对外直接投资对企业出口产品多元化的促进效应是长期而持久的，至少在五年内对企业的出口产品多元化有持续的促进效应；其次，对所有出口多元化被解释变量，*TreatPost1*、*TreatPost2*、*TreatPost3*、*TreatPost4* 和 *TreatPost5* 变量的回归系数在第二年达到最大，随后则具有递减性质，表明对外直接投资的出口产品多元化促进效应在进行对外直接投资的第二年达到最大，随后这一促进效应则逐年递减；最后，这一促进效应虽然具有随时间递减的现象，但即使是到了效应最低的第五年，*TreatPost5* 变量的系数大小仍旧显著而巨大，表明企业进行对外直接投资对出口产品多元化促进效应可能在第五年之后的年份中仍有显著作用。

## 五、机制分析

本部分检验企业对外直接投资促进企业产品多元化的机制。一方面，产品多元化程度的动态变化由产品进入或退出构成，需要对这一微观机制进行展开研究。另一方面，需要对本文理论模型所提出的经济机制进行验证。本文理论模型指出，企业对外出口需要支付一个一次性的固定成本，对于同一企业、同一目的地市场的不同产品而言这一固定成本是相同的，因此企业本身具有扩张产品多元化以分散固定成本的利润动机。与此同时，企业对外出口又面临随着产品销量增加而增大的冰山成本，这一成本又制约着企业产品多元化的扩张。由于本文考察既有企业的产品多元化决策，因此假设对外直接投资对企业一次性支付的固定成本没有影响，而会通过降低信息壁垒等途径降低企业所面临的冰山成本。这一路径可以简化表

示为“对外直接投资——降低信息壁垒等冰山成本——促进产品多元化”。进一步可以推论的是，对于原本贸易成本越高的目的地市场，对外直接投资的影响会更大。

(一) 产品进入与退出：微观机制检验

企业产品多元化提升的微观机制，可能来源于两个维度：(1) 企业向目的地出口了新的产品；(2) 已经向目的地出口的产品退出市场减少，并同时由此导致的每个产品在该出口市场上存活持续时期的增加。对外直接投资促进企业产品多元化的结果可能是这两个维度机制的综合效应。本小节从这两个维度入手进行实证检验分析，就对外直接投资的出口多元化效应进行细致的机制分析。

利用企业产品出口年度数据，可以通过观察企业的某个产品在前一年和本年度是否向某一特定国家进行了出口，来定义新产品进入或老产品退出。即若企业的该产品在前一年未向该国出口而本年度向该国有出口，则定义该产品为到该国的“新产品”；若在前一年有出口而本年度无出口，则定义该产品为从该国“退出产品”。对每个产品与每个目的地国家，同时可以根据类似的方法计算每个产品的出口持续时期，即截止到计算年份当年，每个出口关系在相应目的地国家存活的持续时间。注意到可能存在的“中断出口”现象对产品进入退出度量的可能影响，我们考虑了这一因素的影响之后，本文的结果没有发生改变。在确定了进入退出的出口关系和每个产品的出口持续时期指标变量之后，我们进一步计算了每年每个企业向每个国家出口的新产品总数，以及退出产品占全部产品的比例作为被解释变量，利用倍差法主回归模型(4)进行回归分析。在以每个产品的出口持续时期变量为被解释变量的回归中，我们进一步加入了产品层面的固定效应。在所有回归模型中，我们进一步加入了企业向目的地国的平均产品出口额、出口产品数量和出口产品多元化指数作为控制变量，以控制企业出口多元化对产品进入、退出以及出口持续期的可能影响。

表 6 产品进入、退出及持续期

被解释变量	新进入产品数		产品退出率		每个产品出口持续期	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TreatPost</i>	0.227*** (20.25)	0.018** (2.24)	-0.050*** (-7.60)	-0.040*** (-6.12)	0.105*** (38.12)	0.092*** (32.63)
<i>lnGDP</i>		0.101*** (4.30)		-0.038* (-1.95)		-0.159*** (-16.17)
<i>lnIncome</i>		0.039*** (3.35)		0.022** (2.39)		-0.135*** (-28.31)
<i>Average_export</i>		-0.005*** (-9.56)		-0.007*** (-17.24)		0.013*** (33.56)
<i>Product_number</i>		0.020*** (218.02)		-0.001*** (-14.72)		0.001*** (68.55)
<i>Herfd_ind</i>		1.293*** (243.89)		-0.025*** (-5.95)		0.116*** (41.11)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
目的地国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
产品固定效应 (HS6)					否	控制
R <sup>2</sup>	0.404	0.714	0.176	0.181	0.318	0.328
N	162527	153896	151094	143389	1116938	1068104

表 6 第 (1)、(2) 列是以新进入产品数量 (取对数) 为被解释变量的回归结果，第 (3)、(4) 列是以产品退出率为被解释变量的回归结果，第 (5)、(6) 列是以产品出口持续期为

被解释变量的回归结果，其中每类回归结果的前一列只加入了倍差项和企业、年份、目的地国家固定效应，后一列则进一步加入了各类控制变量。如结果所示，不论是否加入控制变量，新进入产品数回归结果中倍差项的回归系数均显著为正；产品退出率回归结果中倍差项的回归系数均显著为负；产品出口持续期回归结果中倍差项回归系数均显著为正。这表明，在企业进行对外直接投资后，企业向目的地国家出口了更多的新产品，老产品的退出率也随之下降，并且每个产品在目的地国家的存活持续时间也随之增长。因此，从表 6 的结果中我们发现，企业对外直接投资同时促进了新产品的出口、减缓了老产品的退出并增加了产品的持续时期，这些因素同时促使了企业产品多元化的提升。

## (二) 贸易壁垒与对外直接投资效应：经济机制检验

在理论模型中我们阐述了对外直接投资克服贸易成本从而促进出口产品多元化的理论机制，并引出本文的假说 2，即伴随着东道国贸易壁垒的提升，对外直接投资的多元化促进效应也随之提升。通过可变贸易成本和固定贸易成本两个角度，利用三重差分回归模型 (6)，本小节对假说 2 进行验证以就对外直接投资的影响机制进行进一步分析。

### 1. 贸易可变成本的影响

首先，利用三重倍差法模型 (6)，引入目的地国家平均进口关税水平及其与倍差项的交互项，得到结果具体如表 7 所示。在前述已有结论的基础上，表 7 结果显示，一方面，平均关税水平 *Tariff* 变量单独项系数为负，且在 1% 显著性水平上统计显著。这说明，目的地国家关税水平的上升降低了企业向该国出口的产品多元化水平。平均关税水平越高，企业向该国出口产品的难度越大，因此企业出口只能集中于少数产品上，从而使企业出口产品多元化水平下降。因此，较高的关税水平同时在集约边际和广延边际两个维度上阻碍着企业向东道国的出口行为。另一方面，东道国平均关税水平与倍差项的三重交叉项 *TreatPost\*Tariff* 系数为正，且始终在 1% 显著性水平上统计显著。这表明，对于关税水平越高的目的地国家，企业进行直接投资对其产品多元化的促进效应显著高于关税水平较低的目的地国家。对外直接投资通过对东道国市场的搜寻匹配、信息获取以润滑其出口所面临的成本，因此当东道国的贸易成本越高时——在此体现为东道国进口关税水平越高——这一润滑作用更为显著。

表 7 目的地国家关税水平差异影响

被解释变量	出口额		出口产品数		出口产品多元化指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TreatPost* Tariff</i>	7.864*** (8.03)	7.288*** (7.40)	5.152*** (12.24)	4.898*** (11.58)	1.061*** (8.45)	1.007*** (7.99)
<i>TreatPost</i>	0.822*** (11.86)	0.863*** (12.35)	0.215*** (7.21)	0.230*** (7.69)	0.036*** (4.08)	0.040*** (4.45)
<i>Tariff</i>	-1.237*** (-3.33)	-0.947** (-2.44)	-0.932*** (-5.84)	-0.752*** (-4.51)	-0.260*** (-5.46)	-0.231*** (-4.66)
<i>lnGDP</i>		-0.142 (-0.93)		-0.108* (-1.65)		-0.033* (-1.69)
<i>lnIncome</i>		0.563*** (8.03)		0.304*** (10.10)		0.063*** (7.03)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
目的地国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.319	0.322	0.458	0.462	0.382	0.386
N	98205	96156	98205	96156	98205	96156

其次,另一种有效表示企业所面临的可变贸易成本的代理指标是企业向目的地国家出口时所需要支付的特定报关成本。与 Ahn et al (2011) 相同,我们使用各目的地国家进口所需进口报关时间和进口报关成本两个指标进行代理,同时利用模型(6)对进行三重倍差回归,得到结果如表 8 所示。表中结果显示,不论是对哪一个出口产品多元化指标,也不论是以进口报关时间还是进口报关成本作为代理变量,双重倍差项  $TreatPost* ImpTime(Cost)$  的系数均为正,表明对于进口报关成本、进口报关时间越高的目的地国家,企业进行 FDI 对产品多元化的促进效应越强。

通过以上两项分析我们可以发现,对于贸易可变成本越高的目的地国家,企业进行 FDI 对出口产品多元化的提升效应越强,表明 FDI 缩减了企业在东道国进行出口所面临的壁垒,从而使得那些贸易可变成本越高的目的地国家具有越强的促进效应。

表 8 目的地国家进口成本差异影响<sup>①</sup>

	进口报关时间			进口报关成本		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	出口额	出口产品数	出口产品多元化指数	出口额	出口产品数	出口产品多元化指数
$TreatPost* ImpTime(Cost)$	0.115*** (5.30)	0.084*** (8.79)	0.019*** (6.91)	0.363*** (5.33)	0.137*** (4.60)	0.019** (2.12)
$TreatPost$	0.876*** (11.04)	0.224*** (6.43)	0.034*** (3.36)	-0.836** (-2.11)	-0.303* (-1.75)	-0.012 (-0.24)
$lnGDP$	0.074 (0.68)	0.013 (0.28)	0.006 (0.43)	0.054 (0.46)	-0.024 (-0.47)	0.008 (0.51)
$lnIncome$	0.561*** (11.70)	0.284*** (13.51)	0.052*** (8.36)	0.759*** (13.72)	0.367*** (15.18)	0.067*** (9.41)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
目的地国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.338	0.434	0.362	0.341	0.438	0.364
N	124480	124480	124480	109306	109306	109306

## 2.贸易固定成本的影响

贸易壁垒的另一个重要表现形式是固定贸易成本。借鉴钱学锋(2010)的做法,我们使用各个目的地国家的贸易自由化程度作为固定贸易成本的代理变量,探究 FDI 对不同贸易固定成本目的地国家的异质性影响。同样利用模型(6),将目的地国家的贸易自由化程度引入模型中进行分析,得到的结果如表 9 所示。

表 9 目的地国家贸易自由程度差异影响<sup>②</sup>

被解释变量	出口额		出口产品数		出口产品多元化指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$TreatPost* TradeFreedom$	0.651*** (6.98)	0.573*** (6.11)	0.405*** (10.13)	0.371*** (9.23)	0.088*** (7.41)	0.081*** (6.76)

<sup>①</sup> 由于进口报关时间与成本原始数据不随时间变化,因此在控制目的地国家固定效应之后其值被吸收,故而在表中没有该变量单独项的结果汇报,特此注明。

<sup>②</sup> 注意到为与前两个指标的变动方向的经济学含义保持一致以便于观察分析,我们采用各国中的最高得分与各国得分的比值进行衡量,比值越高,表明该国的贸易越不自由、贸易固定成本越高。



<i>TreatPost</i>	0.386*** (3.05)	0.490*** (3.85)	-0.031 (-0.58)	0.011 (0.20)	-0.016 (-1.01)	-0.007 (-0.43)
<i>TradeFreedom</i>	-0.080*** (-4.39)	-0.076*** (-3.81)	-0.033*** (-4.23)	-0.029*** (-3.43)	-0.007*** (-3.10)	-0.007*** (-2.61)
<i>lnGDP</i>		0.017 (0.16)		-0.002 (-0.03)		-0.001 (-0.08)
<i>lnIncome</i>		0.530*** (10.68)		0.276*** (13.00)		0.054*** (8.62)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
目的地国家固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.323	0.326	0.451	0.455	0.376	0.379
N	142519	139148	142519	139148	142519	139148

表 9 中结果显示，一方面，*TradeFreedom* 变量系数为负，表明目的地国家的贸易自由化程度越低，企业出口难度越大，因此企业出口产品多元化水平越低。这一结论与本文的理论模型相一致，并与以可变贸易壁垒所得结果相似。各类贸易壁垒的存在是阻碍企业出口的重要因素，这些贸易壁垒不仅仅在集约边际上制约着企业向目的地国家进行出口，也同时在广延边际上阻碍着企业向目的地国家出口更多的产品种类。另一方面，双重倍差项 *TreatPost\*TradeFreedom* 的系数为正，且均在 1% 水平上显著为正。这说明，当目的地国家的贸易自由化程度越低时，企业向该国进行 FDI 对出口产品多元化的促进效应越强。这一结论也与本文的理论模型所得结论相契合，也与以可变贸易成本所得结论相似。贸易壁垒抑制着企业出口多元化水平，而企业进行 FDI 则会通过缩减贸易成本进而促进出口多元化水平的提升。

## 六、结论及政策建议

既有文献研究一般都发现，产品多元化的出口企业和产品单一化的出口企业比较，拥有更大的规模、更高的效率，在国际贸易发展过程中有主导权，是我国由贸易大国向贸易强国转型的关键。本文就中国企业对外直接投资行为对企业出口产品多元化的影响进行了理论和实证分析。企业向目的地国家进行了对外直接投资行为，意味着企业必须对目的地国家的市场信息、营商环境等具有充分的探寻和认知，这些活动均为企业的出口活动提供了便利，进而将降低企业向当地的出口成本，增加企业新产品出口、减少老产品退出市场、延长出口关系存续时期，提高企业出口产品多元化。这一促进效应不仅稳健而持久，且对于贸易壁垒越高的目的地国家对外直接投资的多元化效果越显著。有鉴于此，本文讨论了中国企业对外直接投资对企业出口产品多元化的影响，并对其作用机制进行探讨。本文研究发现，首先，以多个指标对企业出口产品多元化进行衡量，对外直接投资均显著促进了企业出口产品多元化，且这一促进效应至少在五年之内都具有显著的效果。其次，企业对外直接投资促进了新产品进入、抑制了老产品的退出并延长了企业出口的产品的持续时期。最后，对于贸易可变成本或固定成本越高的目的地市场，企业对外直接投资对出口产品多元化的促进效应越强。在后续研究中，我们可以从如下几个方面做进一步拓展。第一，产品多元化与企业绩效的理论和经验研究都非常多，但关于中国企业的规范研究还非常少，这是本文研究的前提，可以做进一步的深入讨论。第二，本文还只是就对外投资的本地化信息优势这一问题做了初步的研究，如果能有进一步关于企业对外投资的详细数据，能够对对外投资的产业类型、技术特点等方面结合，这对于理解对外投资和对外出口的关系将具有重要的意义。

党的十九大报告为新时期下,我国如何建设贸易强国、开放大国提出了新的目标。这一目标的实行需要建设一批具有较强国际竞争力的多元大型企业作为支撑。当前我国经济进入“新常态”,实现出口结构转型升级的压力日渐上升,企业“走出去”利用外国市场进行对外直接投资的要求和步伐均日渐加速。本文结论显示,结合这两个目的,以“走出去”促出口结构转型升级,将可能具有很好的政策效果。出口结构转型升级的目的之一就是如何做大做强出口企业,夯实对外贸易的微观基础。促进出口企业“走出去”进行对外直接投资是实现这一目的的重要途径。一方面,出口企业依据自身出口经验,在进行对外直接投资之时面临的阻碍相比非出口企业而言更小、成功的概率更大;另一方面,对外直接投资也将促进企业进一步向目的地国家的出口行为,这一促进效应不仅体现在企业的出口量上,更体现在对出口产品多元化的提升上。因此,促进出口企业进行对外直接投资是做大做强我国出口企业的重要实现途径。相关部门在引导企业进行对外直接投资时,应特别关注出口企业的投资需求和意向,可以适当出台针对于出口企业的对外直接投资优惠政策,帮助出口企业做大做强,为实行出口结构转型升级和国内产业转型升级夯实企业基础。

### 参考文献:

- 蒋冠宏 蒋殿春, 2012:《中国对外投资的区位选择:基于投资引力模型的面板数据检验》,《世界经济》,第9期。
- 蒋冠宏 蒋殿春, 2014a:《中国企业对外直接投资的“出口效应”》,《经济研究》,第5期。
- 蒋冠宏 蒋殿春, 2014b:《中国工业企业对外直接投资与企业生产率进步》,《世界经济》,第9期。
- 李磊 白道欢 冼国明, 2016:《对外直接投资如何影响了母国就业?——基于中国微观企业数据的研究》,《经济研究》,第8期。
- 毛其淋 许家云, 2014a:《中国企业对外直接投资是否促进了企业创新》,《世界经济》,第8期。
- 毛其淋 许家云, 2014b:《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》,第9期。
- 裴长洪, 2015,《经济新常态下中国扩大开放的绩效评价》,《经济研究》,第4期。
- 彭国华 夏帆, 2013:《中国多产品出口企业的二元边际及核心产品研究》,《世界经济》,第2期。
- 钱学锋 熊平, 2010:《中国出口增长的二元边际及其因素决定》,《经济研究》,第1期。
- 钱学锋 王胜、陈勇兵, 2013:《中国的多产品出口企业及其产品范围:事实与解释》,《管理世界》,第1期。
- 王永钦 杜巨澜、王凯, 2014:《中国对外直接投资区位选择的决定因素:制度、税负和资源禀赋》,《经济研究》,第12期。
- 吴群锋 蒋为, 2015:《全球华人网络如何促进中国对外直接投资?》,《财经研究》,第12期。
- 许家云 佟家栋 毛其淋, 2015:《人民币汇率变动、产品排序与多产品企业的出口行为——以中国制造业企业为例》,《管理世界》,第2期。
- 杨汝岱、李艳, 2013:《区位地理与企业出口产品价格差异研究》,《管理世界》,第7期。
- Ahn, J. et al(2011), “The role of intermediaries in facilitating trade”, *Journal of International Economics* 84(1):73-85.
- Bernard, A.B. et al(2010), “Multiple-product firms and product switching”, *American Economic Review* 100(1):70-97.

Bernard, A.B. et al(2011), “Multiproduct firms and trade liberalization”, *Quarterly Journal of Economics* 126:1271–1318.

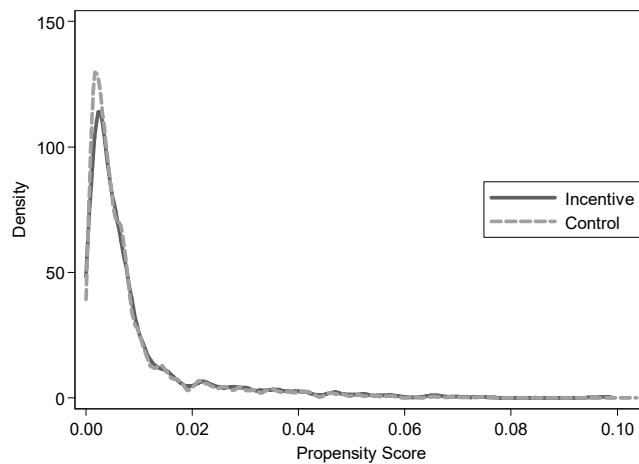
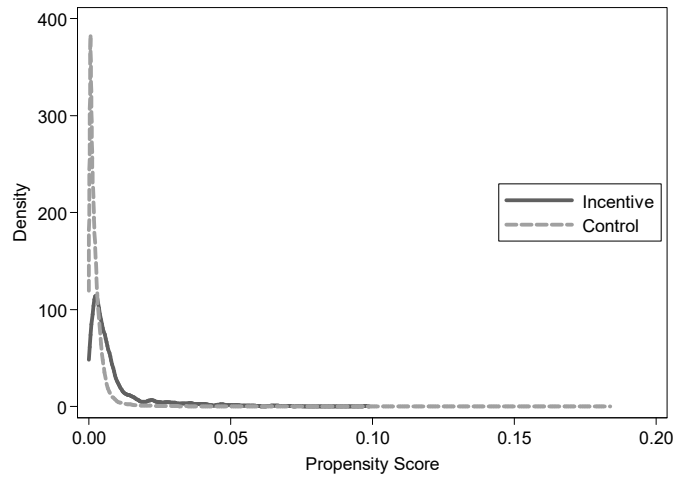
Lopresti, J.(2016), “Multiproduct firms and product scope adjustment in trade”, *Journal of International Economics* 100:160-173.

Mayer, T. (2014), “Market size, competition, and the product mix of exporters”, *American Economic Review* 104(2):495–536.

Mayer, T.(2016), “Product mix and firm productivity responses to trade competition”, NBER Working Paper, No. 22433.

附录表 1 PSM 匹配过程的 Logit 回归结果

解释变量	被解释变量：是否投资 (0-1)
lnExport	0.304*** (17.24)
lnNum_dest	0.144*** (4.92)
SOE	1.023*** (14.27)
Exchange_rate	-707.159*** (-9.12)
lnCHNGDP	21.280*** (11.19)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.085
N	435825



附录图 1 匹配前 (上) 后 (下) 实验与控制组概率密度函数图

# Outward Direct Investment and the Product Mix of Exporters

YANG Rudai WU Qunfeng

(Peking University, Beijing, China)

**Abstract:** This paper uses the matching data of Chinese custom data and Chinese outward direct investment data between 2000-2010 to investigate the causal effect of firm's outward direct investment on firm's export product scope. Using propensity score matching method to construct control group firm data, we utilize the Difference-in-Difference method. We find that firm's outward direct investment strongly promote the expansion of firm's export product scope. The effect is both significant and robust. We further investigate the mechanism that works. Firm's outward direct investment induces more new products to enter the hosting country, and less exit of existing products, as well as longer survival period of each exporting relationship. Using Difference-in-Difference-in-Difference method, we finally find that for hosting countries with higher import barriers, the effect of outward direct investment on firm's export product scope is also higher, which is consistent with our theoretical prediction. Our results show that promoting exporting firms to go abroad to do direct investment is a good way to promote Chinese exporting firms to grow faster.

**Keywords:** Chinese OFDI; Export; Product Mix; Trade Barrier