



No.C2017005

2017-04-30

对外直接投资、贸易自由化与企业研发： 来自中国企业的证据*

余淼杰 智琨 田巍

内容提要：本文将企业对外直接投资和贸易自由化同时进行考虑，研究了二者对企业研发的影响，并进一步讨论了二者对企业研发影响的交互性。文章将我国工业企业数据库与企业对外直接投资信息进行匹配，并计算了我国行业层面的最终品和中间品关税以衡量贸易自由化程度，通过面板数据固定效应模型进行实证分析。文章发现，对外直接投资总体上能够显著促进企业研发。同时，这种影响与中间品进口自由化程度密切相关，对于中间品进口自由化程度较低的行业，对外直接投资对企业研发的促进作用更大。以上结论对不同模型设定和计量方法保持稳健。

关键词：对外直接投资 贸易自由化 企业研发

* 余淼杰（通讯作者），北京大学国家发展研究院，邮政编码：100871，电子邮箱：mjyu@nsd.pku.edu.cn；智琨，北京大学国家发展研究院，邮政编码：100871，电子邮箱：nkzhikun@163.com；田巍，对外经济贸易大学国际经济贸易学院，邮政编码：100029；电子邮箱：weitianpku@163.com。

对外直接投资、贸易自由化与企业研发：

来自中国企业的证据*

余森杰 智琨 田巍

内容提要：本文将企业对外直接投资和贸易自由化同时进行考虑，研究了二者对企业研发的影响，并进一步讨论了二者对企业研发影响的交互性。文章将我国工业企业数据库与企业对外直接投资信息进行匹配，并计算了我国行业层面的最终品和中间品关税以衡量贸易自由化程度，通过面板数据固定效应模型进行实证分析。文章发现，对外直接投资总体上能够显著促进企业研发。同时，这种影响与中间品进口自由化程度密切相关，对于中间品进口自由化程度较低的行业，对外直接投资对企业研发的促进作用更大。以上结论对不同模型设定和计量方法保持稳健。

关键词：对外直接投资 贸易自由化 企业研发

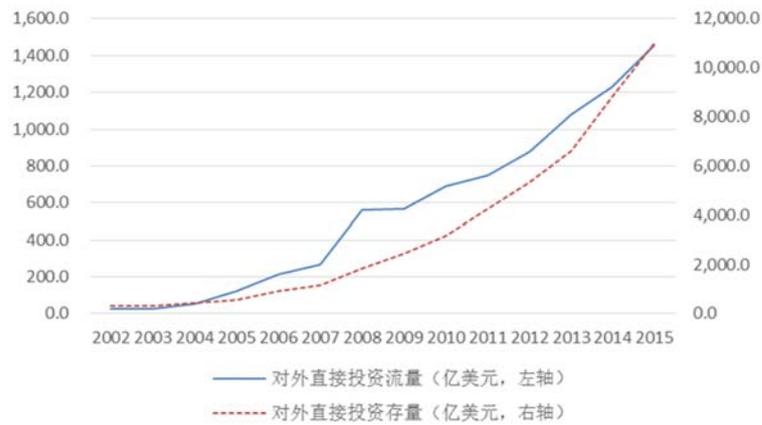
一、引言

在中国经济全球化的历史进程中，2001 年是具有特殊意义的一年。贸易自由化方面，我国于该年加入 WTO，进口最终品和中间品关税在这一时期经历了大幅度削减，面对的非关税贸易壁垒也大大减少。资本账户开放方面，我国在 2001 年将“走出去”战略正式作为国家战略写入《国民经济和社会发展第十个五年计划纲要》，鼓励企业对外直接投资，对外直接投资流量和存量显著增长（图 1）。目前，我国已经是世界第一贸易大国，同时，在全球对外直接投资领域也扮演着越来越重要的角色。根据商务部公布的《2015 年度中国对外直接投资统计公报》，2015 年我国对外直接投资流量为 1456.7 亿美元，首次位列全部国家（地区）的第二位；对外直接投资存量为 10978.6 亿美元，位列全球第 8 位，投资遍布全球 188 个国家（地区）；与此同时，我国对外投资额首次超越吸引外资额，开始步入资本净输出阶段。

创新是经济发展的内生动力。进入新世纪以来，伴随着经济全球化进程，我国企业的创新活动也逐年增加，企业 R&D 经费支出及其占 GDP 的比重均显著上升（图 2）。本文希望研究经济全球化对企业创新的影响，为深入理解全球化背景下我国的经济的发展提供学术方面的参考。特别地，本文将贸易自由化和资本账户开放中的直接投资开放同时进行考虑，回答的第一个问题是：对外直接投资和贸易自由化是否影响了企业研发？进一步，我们感兴趣对外直接投资和贸易自由化对企业研发的交互影响，希望回答的第二个问题是：二者对企业研发的影响是否存在替代性或互补性？

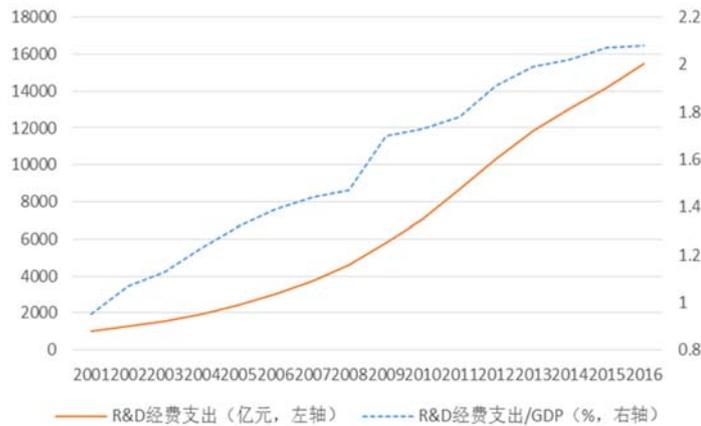
* 余森杰（通讯作者），北京大学国家发展研究院，邮政编码：100871，电子邮箱：mjyu@nsd.pku.edu.cn；智琨，北京大学国家发展研究院，邮政编码：100871，电子邮箱：nkzhikun@163.com；田巍，对外经济贸易大学国际经济贸易学院，邮政编码：100029；电子邮箱：weitianpku@163.com。

图 1 我国对外直接投资流量和存量



注：数据来源为中国商务部《2015 年度中国对外直接投资统计公报》。

图 2 我国 R&D 经费支出及其占 GDP 的比重



注：数据来源为中经网统计数据库。

为了回答以上两个问题，本文首先计算了行业层面的最终品关税、中间品关税和外部关税，分别作为最终品进口自由化、中间品进口自由化和外部贸易自由化的代理变量。接着，我们从商务部官方网站查找《境外投资企业（机构）名录》，并将该《名录》与中国工业企业数据库匹配，以此标记出进行了对外直接投资的企业并获得这些企业的特征信息。在进行完上述工作之后，便可以利用计量模型研究对外直接投资和贸易自由化对企业研发的影响。我们首先将企业对外直接投资变量和各类关税指标同时放入回归方程，研究对外直接投资和贸易自由化对企业研发的独立影响；随后在回归中加入对外直接投资变量和关税指标的交互项，研究二者对企业研发的交互影响。为使文章结论更有说服力，我们进行了一系列稳健性检验，如通过工具变量回归克服关税潜在的内生性，使用倾向得分匹配的方法处理企业对外直接投资可能存在的“自选择”效应，以及利用 Heckman 两步法应对样本截断问题等。

文章的主要发现是：第一，对外直接投资总体上促进了企业研发；第二，进口自由化对企业研发的影响主要体现在中间品进口自由化，中间品关税下降对企业研发的影响存在异质性，表现为增加了非对外直接投资企业的研发投入，但降低了对外直接投资企业的研发投入；第三，对外直接投资对企业研发的影响受到中间品进口自由化的调节作用，二者对企业研发的影响存在一定程度的替代性。具体而言，对于进口中间品关税较高的行业，企业进行对外直接投资对企业研发的促进作用更大；而对于进口中间品关税较低的行业，企业进行对外直接投资对企业研发的促进作用较小。我们推测这种现象可能的原因在于技术溢出：企业可以通过对外直接投资或进口中间产品获得技术溢出，提升企业研发，这两种渠道存在替代效应，

具体机制如下所述。当中间品进口自由化程度较低时，国内企业很难通过进口高质量和高技术的中间产品而获得技术溢出，这时，通过对外直接投资，企业可以接触到国外更为丰富的知识和技术，从而更有效地刺激企业从事研发创新活动；相反地，如果中间品进口自由化程度较高，那么企业已经可以通过进口高质量和高技术的中间品对国外先进的知识技术进行充分的学习，此时进行对外直接投资对企业研发的技术溢出效应可能就不是很明显了。在实证研究的最后，我们对这一推测进行了验证。

本文主要有以下两方面的贡献。首先，本文同时研究了对外直接投资和贸易自由化对企业研发的影响，并进一步研究了二者对企业研发影响的交互性。已有相关文献在研究企业研发创新行为时大多只侧重探讨了对外直接投资或贸易自由化中的一个方面，没有将二者同时加以控制，更鲜有文献研究了二者对企业研发的交互影响。经济全球化包括两个方面，既包括货物或服务的互联互通，也包括资本的互联互通，本文的研究可以丰富对经济全球化和企业研发创新关系的理解。其次，现有的国际技术溢出文献大多采用国别或行业层面的数据进行研究，用宏观数据说明贸易流动或资本流动的国际技术溢出效应，得到的结论较为间接。本文采用企业层面的微观数据进行研究，直接说明经济全球化对企业研发的影响，能够形成对现有文献的补充。

本文余下部分的安排如下。第二部分为文献回顾；第三部分介绍实证分析使用的数据；第四部分介绍实证模型，报告与分析估计结果，进行稳健性检验；最后是文章的结论。

二、文献回顾

本文与以下三个方面的文献关系较为密切。

1. 企业对外直接投资与企业研发创新

已有文献认为对外直接投资对企业研发创新的影响主要通过以下三个渠道。首先，企业进行对外直接投资会接触到投资目的地的新技术、新知识或新产品，从而对投资母国形成技术溢出，激励企业进行研发创新。如 Potterie 和 Lichtenberg (2001)，赵伟等 (2006) 均发现了企业 OFDI 具有技术溢出效应的证据。第二，对外直接投资会通过“规模效应”促进企业研发创新。Cohen 和 Klepper (1996a, b) 认为，企业对外直接投资可以通过扩大市场等方式增加销售收入，这样可以降低企业研发的平均成本，从而提高研发回报，促使企业增加研发创新。第三，对外直接投资可能对企业研发产生负向影响。由于企业掌握的资源是有限的，OFDI 与本国投资可能存在替代关系，因此企业进行对外直接投资可能会“挤出”本国投资，包括缩减 R&D 支出 (Thirlwall, 1982)。

近期一些文献利用企业层面的数据验证对外直接投资对企业研发创新的作用。其中大部分文章认为对外直接投资能够显著促进企业创新，但也有文章发现二者没有显著的因果关系。Desai 等 (2005) 利用美国企业的大型面板数据研究了对外直接投资与投资母国经济活动之间的关系。特别地，他们关注了企业对外直接投资与 R&D 支出的关系，发现对外直接投资确实刺激了企业在国内的 R&D 支出。Yang 等 (2010) 分析了台湾制造业企业向中国大陆的直接投资对企业创新行为的影响。他们使用研发支出和专利申请数量作为企业创新的代理变量，发现 OFDI 与企业创新之间存在正向联系。Pradhan and Singh (2009) 利用 1988-2008 年印度汽车制造企业的数据库研究了 OFDI 与企业研发强度的关系。他们发现，通过进行 OFDI，印度汽车制造企业能够更好地接触到外国的技术和市场信息，从而提高研发强度。这种效应不仅表现在对发达国家的直接投资上，也表现在对发展中国家的直接投资上，但前者的效应更为明显。Chen 和 Yang (2013) 通过理论模型和实证数据研究了企业对外直接投资对研发活动的影响。理论模型认为 OFDI 对企业研发的影响不确定，二者间既可能是替代关系，也可能是互补关系。他们的实证结果则发现：企业 OFDI 与 R&D 支出显著正相关，这种效应

对于研发密集型行业表现得更为突出。毛其淋和许家云(2014)利用中国工业企业 2004-2009 年的微观数据,将研发支出和新产品销售额分别作为企业创新投入和创新产出的度量,通过倾向得分匹配的方法回答了中国企业对外直接投资是否促进了企业创新这样一个问题。结果发现,对外直接投资能够显著促进企业创新,且这种效应具有持续性;不同类型 OFDI 对企业创新的影响存在异质性。Lin 等(2015)利用台湾制造业企业数据研究了对外直接投资与企业生产率增速和研发投入增速的关系。他们发现,相对于不从事 OFDI 的企业而言,从事 OFDI 的企业有较高的生产率增速和研发投入增速。他们进一步将对外直接投资分为扩张型 OFDI 和防御性 OFDI,发现扩张型 OFDI 对企业研发创新有更大的促进作用。

2. 贸易自由化与企业研发创新

在国际贸易领域,贸易自由化和企业研发的关系是重要的研究问题,已有文献从多个方面进行了探讨。

首先,一支文献侧重研究最终品进口自由化对本国企业研发的影响。这种影响主要通过竞争渠道发挥作用,即一国的进口自由化政策使更多国外产品进入本国市场,给国内相关企业带来直接的竞争效应,影响到这些企业的研发行为。一些文章认为进口竞争能够促进企业研发。Bloom 等(2016)利用欧洲 12 个国家 1996-2007 年的企业数据,发现伴随中国加入 WTO,欧洲取消对中国特定产品的配额,中国产品随之涌入欧洲市场,给当地企业带来更强的进口竞争,这促使了欧洲企业的技术进步。Teshima(2010)利用墨西哥企业层面的数据进行研究,发现墨西哥进口关税下降使得本国产品生产企业增加了 R&D 行为,他们进一步认为进口自由化通过增强竞争刺激企业从事研发创新活动。同时,也有文章认为竞争不一定会促进企业创新。如 Aghion 等(2005)认为竞争与创新存在“倒 U 型”关系。当行业竞争程度较低时,竞争对企业创新的影响主要表现为“逃离竞争效应”,此时竞争可以增加创新的边际回报,促进企业通过创新获得更大的市场份额和更多利润;而当行业竞争程度较高时,竞争对企业创新的影响主要表现为“熊彼特效应”,降低落后企业的创新动机。受到 Aghion 等(2005)的启发,Ding 等(2016)利用中国制造业企业 2000-2006 年的数据考察了进口竞争对企业创新的影响,并认为行业或企业与世界生产前沿的相对距离是决定二者关系的重要因素。研究发现,当行业或企业与世界生产前沿的距离较近时,进口竞争能够显著促进研发创新活动;如果行业或企业的生产技术较为落后,进口竞争则会阻碍研发创新。此外,还有一些文章认为进口竞争使国内企业的市场份额下降,对企业进行研发创新活动产生了负向激励,如 Rodrik(1992)以及 Parameswaran(2011)。

其次,还有一支文献侧重研究中间品进口自由化对本国企业研发的影响。这种影响可以通过以下三条渠道发挥作用。第一,技术溢出效应。中间品进口自由化可以使企业进口更多高质量的中间产品,这些产品本身可能包含先进技术,会对进口这些中间品的企业产生技术溢出,促使企业研发创新。第二,成本节约效应。中间品进口自由化降低了企业进口中间品的成本,增加了企业利润,使企业有更多资金从事研发创新活动,对企业研发创新有正向影响。第三,研发替代效应。企业要使用高质量的中间产品,一方面可以通过自主研发获得,另一方面也可以通过进口获得,二者可能存在替代性。进口自由化使企业更容易通过进口得到高质量的中间品,可能会抑制其自主研发活动。具体研究方面,Pamukcu(2003)利用土耳其 1989-1993 年制造业企业数据研究了进口自由化和企业研发的关系,发现进口自由化对企业研发能够产生促进作用,这主要是因为通过进口资本品实现了技术转移。Bustos(2011)认为中间品关税下降能够增加企业利润,使企业降低研发的固定成本,进行更多研发投入。Liu 和 Qiu(2016)利用中国 1998-2007 年的制造业企业数据和专利申请数据研究了进口中间品关税下降对企业创新行为的影响,实证结果显示进口中间品关税下降会对企业创新产生负向影响,其背后的机制在于高质量中间产品的进口对企业的内部创新产生了替代作用。此外,Goldberg 等(2010)利用印度企业层面的数据研究了贸易成本下降与企业新产品创新的

关系,发现中间品关税下降增加了企业进口中间产品的种类,从而可以解释本国企业新产品创新的31%。Bøler等(2015)通过理论模型和实证数据说明了中间品进口能够降低企业研发成本,与企业研发存在互补关系。文章结论的政策含义是中间品进口自由化能够促进企业进行研发投资,并最终实现技术革新。国内研究方面,田巍和余淼杰(2014)以中国加入WTO作为政策冲击,利用中国制造业企业2001-2006年的数据进行研究,发现中间品关税下降提高了企业的研发水平。文章认为,中间品关税下降一方面增加企业利润,扩大了研发空间,另一方面促进企业对已有技术的模拟和吸收。赵建春和毛其淋(2015)发现,进口自由化对企业创新的影响主要表现在中间品进口自由化上,且主要通过“扩展边际”影响企业创新。林薛栋等(2017)使用2000-2006年中国工业企业数据库和海关数据库研究了进口自由化对企业创新的影响,认为中间品进口自由化总体上促进了企业创新,并进一步讨论了影响的路径和机制。

最后,另外一支文献侧重研究外部贸易自由化对企业研发的影响。这种影响主要通过外部市场扩大和规模经济的渠道发挥作用。在一篇经典的文章中,Grossman和Helpman(1991)认为贸易成本下降时,规模经济使得高技术的边际回报更高,使企业增强对高技术的研发投入。Lileeva和Trefler(2010)认为市场规模对企业创新是重要的,外部市场扩大会激励企业进行研发创新。文章使用加拿大的企业数据进行实证研究,发现外部关税下降使得高生产率的企业增加出口,从事更多产品创新活动,并采用更先进的生产技术。Aw等(2011)通过一个动态结构模型研究了企业R&D、出口和生产率之间的关系,对该模型进行模拟,可以发现出口市场扩大能够同时促进企业出口和R&D投资,并对企业内部生产率提升起到促进作用。

3. 国际技术溢出文献

本文也与国际技术溢出文献相关。大量文献发现知识和技术会随着商品贸易和资本流动在国与国之间传播,形成知识和技术溢出。Coe和Helpman(1995)证明了国际贸易可以成为国际技术溢出的渠道。文章发现一国全要素生产率不仅与该国自身的R&D资本存量有关,也与外国R&D资本存量有关,当一国贸易开放程度越高时,外国R&D资本对本国的技术溢出效应越明显。Potterie和Lichtenberg(2001)在Coe和Helpman(1995)的基础上进一步将跨国直接投资纳入分析框架,发现FDI确实伴随着国际技术溢出,但技术溢出的方向是单向的:当一国对研发密集度较高的外国进行对外直接投资时,会产生对本国的技术溢出;而外国对本国的直接投资则不会对本国产生技术溢出。Bitzer和Kerekes(2008)利用17个OECD国家行业层面的数据检验了FDI的知识溢出效应,得到了相反的结论:FDI目的地国可以从FDI相关的知识溢出中获益,而没有发现对外直接投资对投资母国产生知识溢出的证据。国内研究中,赵伟等(2006)研究了OFDI对母国技术进步的效应,作者分析了OFDI能够促进母国技术进步的机制并构造了实证分析框架,文章发现OFDI促进我国技术进步的证据。王英和刘思峰(2008)对国际技术外溢可能的四种渠道进行了实证研究。特别地,作者测算了中国1985-2005年间通过进口贸易、出口贸易、外商直接投资和对外直接投资四种方式溢出的外国研发资本存量,并分析了四种渠道的技术外溢对中国全要素生产率的影响,结果发现,外商直接投资和出口贸易对中国产生了显著的技术溢出。沙文兵(2015)利用我国2004-2010年的省际面板数据研究了中国OFDI产生的逆向技术溢出对国内创新的影响,发现对外直接投资对国内创新能力具有一定程度的促进作用。

4. 小结

通过回顾相关文献,我们发现,虽然国际技术溢出文献同时探讨了国际贸易渠道和直接投资渠道产生的技术溢出效应,但这些研究主要是在宏观层面展开的,使用的数据也是国家或行业层面的数据,没有直接说明企业的直接投资以及贸易自由化政策对企业研发创新行为的影响。而在使用企业层面微观数据进行的研究中,已有文献往往单独讨论跨国直接投资或

国际贸易与企业研发之间的关系，没有将二者同时加以控制。此外，鲜有文献研究了 OFDI 和贸易自由化政策对企业研发的交互影响。考虑到对外直接投资和贸易自由化均会影响企业研发创新行为，本文在研究时同时考虑了这两项因素，特别地，本文进一步关注了企业对外直接投资与进口中间品关税下降对企业研发的交互影响。

三、数据

本文主要采用以下三套数据进行实证分析：国家统计局公布的《中国工业企业数据库》、商务部提供的《境外投资企业（机构）名录》以及 WTO 官方网站提供的关税数据。选取的样本期间为 2001-2006 年。

1. 企业层面的生产经营数据

本文使用的企业层面的生产经营数据来源于中国工业企业数据库。该数据库根据国家统计局的工业企业年度调查建立，包括了全部国有企业和年销售额高于 500 万元的非国有企业，提供了非常丰富的企业层面信息，包括企业基本信息以及企业资产负债表、利润表、现金流量表中的财务信息，总计涵盖了上百个指标。通过这些指标，可以计算出企业生产率、利润率、企业规模等变量，此外，该数据库统计了样本企业在各年的研发支出信息，构成本文分析的关键变量。^①

该数据库中的一些变量含有异常值，为排除异常值对回归结果的影响，我们借鉴 Feenstra et al. (2014) 的做法，对数据库中的原始数据进行一些常规处理。具体而言，我们对满足下列条件之一的观察值予以剔除：（1）就业人数缺失或少于 8 人；（2）总资产、产品销售收入中的一项缺失或不为正数；（3）流动资产、固定资产、固定资产净值、工业总产值中的一项缺失或为负数；（4）流动资产大于总资产；（5）固定资产大于总资产；（6）固定资产净值大于总资产；（7）成立时间晚于当前年份。除此之外，根据本文具体的研究目的，我们进一步对以下企业进行剔除：（8）研发支出缺失或为负值；（9）出口交货值缺失或为负值；（10）成立时间早于 1949 年。

2. 企业对外直接投资信息

企业对外直接投资信息来源于商务部公布的《境外投资企业（机构）名录》。自 1980 年开始，商务部要求从事对外直接投资的企业进行注册和登记，并在《境外投资企业（机构）名录》中公布企业对外直接投资信息，包括“证书号”、“境内投资主体”名称、“境外投资企业（机构）”名称、投资目的地国、“境内投资主体”所在地区、核准日期、经营范围。^②其中，经营范围包括：生产、研发、利用国外资源、贸易、承包、设计咨询等。根据经营范围信息，我们可以将企业对外直接投资分类。

我们的研究同时用到企业层面的生产经营信息和对外直接投资信息，因此需要将工业企业数据库和《境外投资企业（机构）名录》进行合并。具体的合并方法包含以下三个步骤。首先，我们根据企业的中文名称和年份进行合并。如果特定年份企业的中文名称在两套数据库中完全相同，则被认为是同一家企业，该企业被标记为进行了对外直接投资的企业。然而，由于一些企业在两套数据库的中文名称不完全相同，上述做法会漏掉一些企业。考虑到这部分企业在两套数据库的中文名称可能会有相同的部分，我们第二步的工作是将企业名称进行分解，分别提取指代其所在地区、行业、企业类型、特定名称的字符串。^③如果企业的这些特定字符串在两套数据库中完全相同，则被认为是同一家企业。最后，为进一步降低匹配误差，我们对第二步匹配成功的企业进行了手动检查。

^① 在 2001-2006 年的样本期间中，2004 年的企业研发支出信息缺失。

^② 商务部没有在《境外投资企业（机构）名录》中公布企业对外直接投资金额信息，因为这被认为是商业机密。

^③ 如一家企业在《境外投资企业（机构）名录》名为“云南泰兴矿业有限公司”，我们将其分解为四个字符串，其中地区字符串为“云南”，行业字符串为“矿业”，企业类型字符串为“有限公司”，特定名称字符串为“泰兴”。

3. 关税数据

在本文中，我们主要通过关税来衡量贸易自由化程度。关税的原始数据来源于 WTO 官方网站。^④我们从该数据库中获得了 2001-2006 年 HS6 位码层面的从价关税数据，以此为基础构造本文所使用的关税指标。

四、实证分析

1. 贸易自由化程度的度量

进口自由化方面，我们选择行业层面的进口最终品关税和进口中间品关税分别作为衡量最终品进口自由化和中间品进口自由化程度的指标。^⑤之所以选择行业层面关税而非企业层面关税，是因为行业层面关税与我们研究的问题更为相关。第一，已有文献发现最终品进口自由化一般是通过影响行业竞争而对企业研发产生作用，相对于单个企业面对的关税水平而言，行业整体关税水平与行业竞争的关系更为密切。第二，进口自由化可能会通过技术溢出途径影响企业研发，而知识和技术容易在行业内传播并具有正的外部性，因此如果一个行业整体的关税水平较低，即便某个企业面对较高的企业层面关税，该企业仍可能通过与行业内的其他企业交流学习而获得技术溢出的益处。基于上述考虑，我们认为在研究贸易自由化对企业研发的影响时，采用行业层面的关税指标是恰当的。

具体而言，我们采用中国工业分类（CIC）二位码层面的关税水平作为行业层面进口最终品关税的度量指标，具体计算方法为：首先从 WTO 官方网站获得 HS6 位码层面的产品进口关税，接着将 HS6 位码产品与国际标准的 ISIC 行业分类进行对应，再将 ISIC 行业分类与中国工业分类对应，于是每一个 CIC 二位码行业就对应了多个 HS6 位码产品，将这些产品的关税取简单平均，就得到了 CIC 二位码行业层面的最终品关税。^⑥

参考 Amiti 和 Konings（2007）、Topalova 和 Khandelwal（2011），我们采用下式计算行业层面的进口中间品关税。

$$IT_{jt} = \sum_n \left(\frac{input_{nj}^{2002}}{\sum_n input_{nj}^{2002}} \right) \tau_{nt}$$

其中 IT_{jt} 表示行业 j 在 t 年的行业层面进口中间品关税， τ_{nt} 表示中间投入品 n 在 t 年的关税税率，括号中的权重为中间投入品 n 在行业 j 产品的生产中所占的成本份额，该权重可以从中国的投入产出表获得。注意到中国的投入产出表每五年编制一次，本文的样本期间为 2001-2006 年，我们利用 2002 年的投入产出表信息计算出固定权重，这样可以排除关税随时间波动而使权重出现内生变化。^⑦

外部贸易自由化方面，我们构造行业层面的外部关税指标作为外部贸易自由化程度的代理变量。具体方法是：首先将 CIC 二位码行业与 HS6 位码产品相对应，接着对每个 HS6 位码产品，将所有从中国进口了该产品的国家对该产品征收的进口关税取简单平均，最后将这些产品层面的平均关税加总到行业层面，就得到了中国各行业面对的外部关税指标。

^④ 网址为：<http://tariffdata.wto.org/ReportersAndProducts.aspx>。

^⑤ 本文实证分析所指的行业均是在中国工业分类（Chinese Industry Classification, CIC）二位码层面定义的。

^⑥ 之所以取简单平均而不是根据进口额进行加权平均，是因为进口额与关税水平紧密相关，这样做可以克服进口额存在的内生性。

^⑦ 特别地，行业层面中间品关税计算包括以下步骤：首先，由于中国 2002 年的投入产出表包括 71 个制造业行业，而 CIC 二位码层面只有 40 个制造业行业，我们将投入产出表与 CIC 二位码层面的行业进行对应；第二，将 CIC 行业分类与 ISIC 国际标准行业分类进行匹配，注意到中国政府在 2003 年对 CIC 行业分类进行了调整，我们也据此进行了相应调整；第三，将 ISIC 与 HS6 位码层面的产品对应；最后，根据正文中的公式计算行业层面的关税水平。

表 1 报告了依照上述方法计算的 2001-2006 年我国行业层面最终品关税、中间品关税和外部关税均值，从中可以看出我国贸易自由化的变化趋势。

表 1 我国行业层面关税均值（2001-2006）

年份	进口最终品关税 (%)	进口中间品关税 (%)	外部关税 (%)
2001	16.238	14.339	10.271
2002	12.956	11.112	9.820
2003	11.841	9.768	9.097
2004	10.679	8.854	7.978
2005	10.198	8.544	9.548
2006	10.035	8.343	8.180

注：三类关税的单位为%。

2. 回归模型

本文同时考虑企业对外直接投资和贸易自由化政策对企业研发的影响。基准回归模型采用如下形式。

$$\ln(1 + RD_{ijt}) = \beta_1 ODI_{it} + \beta_2 OT_{jt} + \beta_3 IT_{jt} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

进一步，我们关注对外直接投资和贸易自由化对企业研发的交互影响。考虑到对外直接投资与中间品进口自由化都可以通过技术溢出渠道影响企业研发，因此二者对企业研发的影响是否存在替代性是我们感兴趣的研究问题。我们进而在回归方程中放入企业对外直接投资虚拟变量和进口中间品关税的交互项，估计如下形式的计量模型。

$$\ln(1 + RD_{ijt}) = \beta_1 ODI_{it} \times IT_{jt} + \beta_2 ODI_{it} + \beta_3 IT_{jt} + \beta_4 OT_{jt} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在（1）式和（2）式中，下标 i 代表企业， j 代表行业， t 代表年份。 RD_{ijt} 代表行业 j 中的企业 i 在 t 年的研发支出，衡量了企业的创新投入，为本文核心的被解释变量。考虑到在我们的样本中，真正有研发支出的企业仅占到 20% 左右，大部分样本的研发支出取值为 0，我们将回归方程的左手边写成 $\ln(1 + RD_{ijt})$ 的形式以克服这一问题带来的不利影响。 ODI_{it} 是企业 i 在年份 t 是否进行了对外直接投资的虚拟变量，如果企业进行了对外直接投资，该变量取值为 1，否则取值为 0。 OT_{jt} 和 IT_{jt} 分别表示行业 j 在年份 t 的进口最终品关税和进口中间品关税，用以分别衡量行业最终品和中间品进口自由化程度。 $ODI_{it} \times IT_{jt}$ 表示企业对外直接投资与行业进口中间品关税的交互项，该项的估计系数代表了中间品进口自由化在 ODI 对企业研发影响过程中的调节作用。

X_{it} 表示控制变量的集合，参考 Liu 和 Qiu（2016）、田巍和余淼杰（2014），我们选择的控制变量包括企业生产率（ TFP ）、企业规模（ $SIZE$ ）、企业利润率（ PRO ）、企业资本密集度（ KLR ）、企业年龄（ AGE ）、国有企业虚拟变量（ SOE ）以及外资企业虚拟变量（ FIE ）。企业全要素生产率采用扩展的 Olley-Pakes（1996）方法计算。^⑨企业规模的衡量方法为产品销售收入取对数，理论上，由于规模经济的作用，规模较大的企业能够更有效地将研发的固定成本进行分摊，同时，规模较大的企业一般掌握更多资源，从而更容易获得外部融资从事研发活动，因此在回归中需要将企业规模加以控制。企业利润率的衡量方法为营业利润与产

^⑨ 本文使用的全要素生产率均为取对数之后的数值。

品销售收入之比，该变量衡量了企业的盈利能力。企业资本密集度采用固定资产与从业人数的比值取对数进行衡量。企业年龄的定义是样本年份与企业成立时间之差，通过观察该变量的系数可以判断企业研发是否存在“干中学”效应。最后，一些文章发现不同所有制企业的研发创新行为存在显著差异，如吴延兵（2012）认为国有企业普遍缺乏创新竞争力，我们在回归方程中进一步加入国有企业虚拟变量和外资企业虚拟变量，对企业的所有制性质进行控制。如果企业为国有企业，则国有企业虚拟变量取值为1，否则取值为0，外资企业虚拟变量的定义与之类似。

μ_i 为企业固定效应，控制不随时间变化的企业特征，如企业所在地。 λ_t 为年份固定效应，控制不随企业变化的因素，如经济周期等宏观经济变化。 ε_{it} 为随机误差项。

表 2 汇报了关键变量的描述性统计信息。

表 2 关键变量的描述性统计信息

变量	均值	标准差
企业研发支出	0.801	2.103
对外直接投资虚拟变量	0.003	0.055
进口最终品关税 (%)	10.797	4.576
进口中间品关税 (%)	9.394	2.604
企业生产率 (对数)	1.052	0.374
企业规模 (对数)	10.429	1.272
企业利润率	0.057	0.062
企业资本密集度 (对数)	3.857	1.221
企业年龄	8.658	8.935
国有企业虚拟变量	0.024	0.154
外资企业虚拟变量	0.175	0.380

注：企业研发的形式为 $\ln(1+RD)$ ，最终品和中间品关税的单位为%，企业生产率为取对数之后的值。各变量的详细解释见正文。

3. 基准回归结果

对 (1) 式的回归结果如表 3 所示。其中第 (1) - (3) 列单独关注对外直接投资对企业研发的影响，第 (4) - (6) 列单独关注进口自由化对企业研发的影响，第 (7) - (9) 列同时考虑了对外直接投资和进口自由化对企业研发的作用。可以发现，ODI 的系数在所有回归中均显著为正，且在 1% 的水平上显著，这说明对外直接投资确实能够对企业研发产生正向影响。进口自由化方面，进口最终品关税系数绝对值较小且不具有统计显著性，而进口中间品关税系数则显著为负，这意味着进口自由化对企业研发的影响主要表现在中间品进口自由化方面，总体上中间品进口自由化促进了企业研发。

控制变量方面，回归结果显示，企业生产率与企业研发之间存在显著的正相关关系。企业规模系数显著为正，这与理论预测一致：其他条件相同时，企业规模越大，研发投入越高。此外，企业的资本密集度的估计系数显著为正，说明资本密集度高的企业更倾向于进行研发投入。我们同时发现国有企业的系数显著为负，表示其他条件相同时，国有企业相比非国有企业的研发动机较低，研发投入更少，该发现与吴延兵（2012）一致。

表 3 基准回归结果

被解释变量：	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
企业研发									
ODI	0.644***	0.554***	0.537***				0.523***	0.485***	0.460***

	(6.86)	(5.90)	(5.73)				(4.90)	(4.55)	(4.33)
进口最终品关税				0.004	0.003	0.002	0.004	0.003	0.002
				(0.98)	(0.68)	(0.43)	(1.04)	(0.71)	(0.46)
进口中间品关税				-0.036***	-0.015**	-0.020***	-0.035***	-0.015**	-0.020***
				(-7.65)	(-2.13)	(-2.90)	(-7.55)	(-2.13)	(-2.91)
企业生产率			0.042**			0.040*			0.040*
			(2.52)			(1.92)			(1.91)
企业规模			0.228***			0.256***			0.256***
			(24.93)			(22.32)			(22.29)
企业利润率			0.141			0.095			0.099
			(1.58)			(0.88)			(0.91)
企业资本密集度			0.033***			0.027***			0.027***
			(4.66)			(3.09)			(3.09)
企业年龄			0.000			0.001			0.001
			(0.23)			(1.02)			(1.03)
国有企业			-0.156***			-0.152***			-0.153***
			(-3.22)			(-2.64)			(-2.66)
外资企业			0.024			0.018			0.016
			(0.55)			(0.33)			(0.30)
年份固定效应	否	是	是	否	是	是	否	是	是
行业固定效应	否	是	是	否	是	是	否	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观察值	314,302	314,302	314,302	204,497	204,497	204,497	204,453	204,453	204,453
R 平方	0.000	0.004	0.009	0.002	0.005	0.010	0.002	0.005	0.010

注：被解释变量为企业研发。第（1）、（4）、（7）列仅控制了企业固定效应，其余各列均同时控制了年份固定效应、行业固定效应和企业固定效应。第（3）、（6）、（9）列加入了各控制变量。括号中为 t 统计量。
*** 表示在 1% 的水平上显著，**表示在 5% 的水平上显著，*表示在 10% 的水平上显著。

以上结果发现，对外直接投资和中间品进口自由化都会对企业研发产生显著影响，考虑到已有文献发现二者均可以通过技术溢出途径作用于企业研发，我们进一步感兴趣这种作用是否存在替代性。因此，在下一步的回归中，我们将 ODI 与进口中间品关税的交互项放入回归方程中，对（2）式进行估计，得到的结果如表 4 所示。

其中，ODI 与进口中间品关税的交互项正向显著，这说明进口中间品关税在对外直接投资对企业研发的影响中确实起到了调节作用。对于进口中间品关税较高的行业，企业进行对外直接投资对企业研发的促进作用更大；而对于进口中间品关税较低的行业，企业进行对外直接投资对企业研发的促进作用较小。我们认为出现这一现象可能的原因在于对外直接投资和中间品进口自由化对研发的技术溢出作用存在替代性，当行业中间品进口自由化程度较低（进口中间品关税较高）时，国内企业很难通过进口高质量和高技术的中间产品而获得技术溢出，这时，通过对外直接投资，企业可以接触到国外更为丰富的知识和技术，从而更有效地刺激企业从事研发创新活动；相反地，如果行业中间品进口自由化程度较高（进口中间品关税较低），企业已经可以通过进口高质量和高技术的中间品对国外先进的知识技术进行充分的学习，此时进行对外直接投资对企业研发的技术溢出效应可能就不是很明显了。

进口中间品关税的系数仍然保持负向显著，表示对于没有进行对外直接投资的企业而言，中间品进口自由化促进了企业进行研发投入。我们同时发现了一个有意思的现象，即进口中

间品关税系数的绝对值小于交互项的数值，^⑨这说明对于从事对外直接投资的企业，进口中间品关税下降会使得企业研发投入出现下降。我们认为可能的解释是：从事对外直接投资的企业已经能够较为充分地接触到国外先进的知识技术，对于这些企业而言，中间品关税下降带来的技术溢出效应可能十分微小，中间品进口自由化更多通过其他途径对企业研发发挥作用，如使企业以更低的成本获得高质量的中间产品，代替了企业对这些产品的自主研发与生产，从而降低了企业的研发支出（Liu 和 Qiu，2016）。

表 4 基准回归结果：交互影响

被解释变量：	(1)	(2)	(3)
企业研发			
ODI×进口中间品关税	0.119** (2.37)	0.125** (2.50)	0.134*** (2.67)
进口中间品关税	-0.035*** (-7.57)	-0.015** (-2.13)	-0.020*** (-2.90)
ODI	-0.517 (-1.14)	-0.612 (-1.36)	-0.709 (-1.57)
进口最终品关税	0.004 (1.05)	0.003 (0.73)	0.002 (0.49)
企业生产率			0.040* (1.91)
企业规模			0.256*** (22.31)
企业利润率			0.099 (0.91)
企业资本密集度			0.027*** (3.09)
企业年龄			0.001 (1.02)
国有企业			-0.153*** (-2.67)
外资企业			0.014 (0.27)
年份固定效应	否	是	是
行业固定效应	否	是	是
企业固定效应	是	是	是
观察值	204,453	204,453	204,453
R 平方	0.002	0.005	0.010

注：被解释变量为企业研发。第（1）仅控制了企业固定效应，第（2）、（3）列同时控制了年份固定效应、行业固定效应和企业固定效应。同时，第（3）列加入了更多控制变量。括号中为 t 统计量。*** 表示在 1% 的水平上显著，**表示在 5% 的水平上显著，*表示在 10% 的水平上显著。

4. 稳健性检验

（1）外部贸易自由化与企业出口

贸易自由化不仅包括进口自由化，也包括外部贸易自由化。外部市场的扩大及外国关税的下降同样可能影响企业研发（Lileeva 和 Trefler，2010；Aw 等，2011）。因此，我们将外

^⑨ 我们检验了交互项（ODI×进口中间品关税）系数与进口中间品关税系数的联合显著性，结论为正向显著。

部贸易自由化程度加以控制。我们计算了中国各年各行业面对的外部关税水平 ET_{jt} 作为外部贸易自由化程度的代理变量，放入回归方程中。同时，考虑到企业的出口状态也可能对其研发行为产生影响（Baldwin 和 Gu，2004），我们采用以下两种方式控制企业出口。第一种方式是引入企业是否进行出口的虚拟变量 $EXPDUMMY_{it}$ ，如果企业在年份 t 进行了出口，则该变量取值为 1，否则取值为 0。第二种方式是计算企业的出口强度 $EXPSHARE_{it}$ ，在回归中进行控制，出口强度的计算方法为企业出口额与产品销售收入之比。

我们首先关注了控制外部贸易自由化和企业出口后，对外直接投资和进口自由化对企业研发产生的独立影响。得到的结果如表 5 所示。可以发现，此时回归结果与基准回归保持一致。ODI 的系数仍然正向显著，表示对外直接投资总体上可以促进企业研发。进口最终品关税系数在经济意义和统计意义上均不显著，进口中间品关税系数负向显著，说明进口自由化对企业研发的影响主要表现在中间品进口自由化。总体上看，中间品关税下降对企业研发产生了正向影响。除此之外，外部关税的系数负向显著，说明外部贸易自由化有助于企业增加研发投入；出口虚拟变量和出口强度的系数正向显著，意味着相对于不出口或出口强度较低的企业而言，从事出口或出口强度较高的企业有较高的研发投入。

表 5 控制外部贸易自由化和企业出口

被解释变量：	(1)	(2)	(3)
企业研发			
ODI	0.461*** (4.33)	0.457*** (4.30)	0.456*** (4.29)
进口最终品关税	0.002 (0.43)	0.002 (0.48)	0.002 (0.48)
进口中间品关税	-0.019*** (-2.77)	-0.021*** (-2.97)	-0.020*** (-2.94)
外部关税	-0.003** (-2.29)		
出口虚拟变量		0.098*** (5.12)	
出口强度			0.103*** (2.95)
企业生产率	0.039* (1.89)	0.040* (1.91)	0.039* (1.87)
企业规模	0.256*** (22.30)	0.252*** (21.85)	0.255*** (22.20)
企业利润率	0.099 (0.91)	0.102 (0.93)	0.099 (0.91)
企业资本密集度	0.027*** (3.07)	0.027*** (3.10)	0.027*** (3.14)
企业年龄	0.001 (1.05)	0.001 (1.11)	0.001 (1.03)
国有企业	-0.152*** (-2.65)	-0.152*** (-2.65)	-0.153*** (-2.67)

外资企业	0.017 (0.31)	0.014 (0.25)	0.015 (0.27)
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
观察值	204,453	204,453	204,453
R 平方	0.010	0.011	0.010

注：被解释变量为企业研发。第（1）控制了外部贸易自由化，第（2）列控制了企业出口虚拟变量，第（3）列控制了企业出口强度。所有回归均控制了年份固定效应、行业固定效应和企业固定效应。括号中为 t 统计量。*** 表示在 1% 的水平上显著，**表示在 5% 的水平上显著，*表示在 10% 的水平上显著。

我们接着关注了控制外部贸易自由化和企业出口后，对外直接投资和进口自由化对企业研发产生的交互影响。得到的结果如表 6 所示。与基准回归的结果相同，ODI 与中间品关税交互项的系数正向显著，同样说明了对外直接投资对企业研发的影响受到了行业进口中间品关税的调节，对于中间品进口自由化程度较低的行业，企业对外直接投资能够更有效地促进企业研发。进口中间品关税的系数负向显著，且其绝对数值小于交互项系数值，同样说明了中间品进口自由化对企业研发的影响会随着企业对外直接投资状态的不同而存在异质性：对于不从事 ODI 的企业，中间品进口自由化促进了企业研发；而对于从事 ODI 的企业，中间品进口自由化减少了企业的研发投入。与表 5 的回归结果相同，外部关税的系数负向显著，企业出口虚拟变量和出口强度的系数正向显著，说明外部贸易自由化和企业出口均与企业研发存在正向关系。

表 6 控制外部贸易自由化和企业出口：交互影响

被解释变量：	(1)	(2)	(3)
企业研发			
ODI×进口中间品关税	0.135*** (2.69)	0.134*** (2.67)	0.134*** (2.67)
进口中间品关税	-0.019*** (-2.76)	-0.021*** (-2.96)	-0.020*** (-2.94)
ODI	-0.717 (-1.59)	-0.711 (-1.58)	-0.715 (-1.59)
进口最终品关税	0.002 (0.45)	0.002 (0.50)	0.002 (0.50)
外部关税	-0.003** (-2.31)		
出口虚拟变量		0.098*** (5.12)	
出口强度			0.103*** (2.96)
企业生产率	0.039* (1.88)	0.040* (1.90)	0.039* (1.86)
企业规模	0.256*** (22.32)	0.252*** (21.87)	0.255*** (22.22)
企业利润率	0.099 (0.91)	0.102 (0.93)	0.099 (0.91)
企业资本密集度	0.027***	0.027***	0.027***

	(3.07)	(3.10)	(3.14)
企业年龄	0.001	0.001	0.001
	(1.04)	(1.10)	(1.01)
国有企业	-0.153***	-0.153***	-0.154***
	(-2.66)	(-2.66)	(-2.67)
外资企业	0.015	0.012	0.013
	(0.28)	(0.22)	(0.24)
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
观察值	204,453	204,453	204,453
R 平方	0.010	0.011	0.011

注：被解释变量为企业研发。第（1）控制了外部贸易自由化，第（2）列控制了企业出口虚拟变量，第（3）列控制了企业出口强度。所有回归均控制了年份固定效应、行业固定效应和企业固定效应。括号中为 t 统计量。*** 表示在 1% 的水平上显著，**表示在 5% 的水平上显著，*表示在 10% 的水平上显著。

（2）处理关税的内生性：工具变量回归

企业可能根据自身的研发投入情况向政府进行游说，寻求有利于自己的关税水平，因此本文所使用的关税指标可能存在潜在的内生性。为避免关税内生性对文章结论的影响，本文参考 Yu（2015）的做法，采用滞后一期的中间品关税和最终品关税分别作为当期值的工具变量。回归结果如表 7 所示。^⑩

可以看出，本文主要的结论没有发生改变。ODI 与中间品关税交互项的系数依旧正向显著，中间品关税的系数依旧负向显著。对外直接投资与中间品进口自由化对企业研发的影响呈现出一定程度的替代性。同时，Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量的数值说明工具变量的选择较为合理，不存在弱工具变量的问题。

表 7 工具变量回归

被解释变量：	(1)	(2)	(3)	(4)
企业研发				
ODI×进口中间品关税	0.131*	0.131*	0.130*	0.130*
	(1.69)	(1.70)	(1.68)	(1.68)
进口中间品关税	-0.096***	-0.094***	-0.097***	-0.097***
	(-3.20)	(-3.08)	(-3.24)	(-3.23)
ODI	-1.104	-1.109	-1.098	-1.099
	(-1.48)	(-1.49)	(-1.48)	(-1.48)
进口最终品关税	0.017	0.017	0.017	0.017
	(0.93)	(0.92)	(0.94)	(0.94)
外部关税		-0.001		
		(-0.62)		
出口虚拟变量			0.069**	
			(2.46)	
出口强度				0.079*
				(1.78)

^⑩ 需要说明的是，采用滞后期关税作为工具变量会减少样本量。而工业企业数据库中本就缺少 2004 年的企业研发信息，为避免样本量减少过多，我们对样本企业在 2004 年的研发支出进行了估计与补充，将企业在 2003 年与 2005 年的研发支出取均值作为其 2004 年研发支出的近似。

企业生产率	0.049 (1.48)	0.048 (1.46)	0.049 (1.47)	0.048 (1.45)
企业规模	0.204*** (10.83)	0.204*** (10.84)	0.201*** (10.65)	0.203*** (10.81)
企业利润率	0.038 (0.23)	0.040 (0.24)	0.038 (0.23)	0.039 (0.23)
企业资本密集度	0.023* (1.84)	0.023* (1.83)	0.023* (1.84)	0.023* (1.87)
企业年龄	0.002 (1.07)	0.002 (1.08)	0.002 (1.10)	0.002 (1.06)
国有企业	-0.131 (-1.35)	-0.131 (-1.35)	-0.131 (-1.35)	-0.131 (-1.35)
外资企业	-0.065 (-0.63)	-0.064 (-0.63)	-0.065 (-0.64)	-0.066 (-0.64)
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观察值	85,380	85,380	85,380	85,380
R 平方	0.017	0.017	0.017	0.017
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量	870.014	849.114	870.094	869.702

注：此为工具变量回归结果。以滞后一期中间品关税作为当期中间品关税的工具变量，以滞后一期最终品关税作为当期最终品关税的工具变量。第（2）控制了外部贸易自由化，第（3）列控制了企业出口虚拟变量，第（4）列控制了企业出口强度。所有回归均控制了年份固定效应、行业固定效应和企业固定效应。括号中为 t 统计量。*** 表示在 1% 的水平上显著，**表示在 5% 的水平上显著，*表示在 10% 的水平上显著。

（3）考虑对外直接投资的自选择效应：倾向得分匹配方法

对外直接投资可能存在“自选择”效应，即研发投入较高的企业可能更有动机进行对外直接投资。为克服这一可能存在的问题，进一步揭示对外直接投资对企业研发的因果效应，并研究这一效应如何受到中间品进口自由化的调节作用，我们采用倾向得分匹配的方法，为进行了对外直接投资的企业选择具有可比性的企业作为对照组，通过计算“平均处理效应”（Average Treatment Effect on the Treated, ATT）进行研究。

倾向得分匹配的基本思想是：对每一个进行了对外直接投资的企业（处理组），找到与其在直接投资之前的主要特征尽可能相同但没有进行对外直接投资的企业（对照组）。这样，在处理组企业进行对外投资之前，处理组企业和与之匹配的对照组企业的主要特征非常相似，二者进行对外直接投资的倾向也几乎相同，唯一的不同在于事后来看处理组企业进行了 ODI 而对对照组企业没有进行 ODI。这样，我们就可以通过比较处理组企业进行对外直接投资后两类企业研发投入的差异，来判断对外直接投资对企业研发的影响。

具体而言，我们根据对外直接投资企业在开始进行 ODI 的前一年的数据对处理组企业和对照组备选企业进行匹配。根据已有理论和经典文献，同时参考毛其淋和许家云（2014），我们选取的匹配变量主要包括：企业全要素生产率、企业规模、资本密集度、企业年龄、出口强度。以上各变量的定义与前文相同，我们还控制了企业所在行业信息，最后，为保证处理组和对照组企业在先验的研发行为上没有系统性差异，我们在匹配变量中引入了企业研发支出。¹¹具体的匹配方法为最近邻匹配（Nearest-neighbor Matching），匹配比例为 1:3，即为每一家处理组企业匹配三家对照组企业，最后计算“平均处理效应”。需要说明的是，本部

¹¹ 我们在倾向得分匹配中所使用的企业研发支出的形式仍为 $\ln(1+RD)$ 。

分处理组的企业样本均为 2006 年开始进行对外直接投资的企业，原因在于进行匹配需要利用前一年的企业研发信息，而计算“平均处理效应”需要用到当年的企业研发信息，由于工业企业数据库中缺少 2004 年企业研发数据，因此无法对 2004 和 2005 年开始进行对外直接投资的企业采用倾向得分匹配的方法进行研究，而样本中在 2003 年及以前开始进行 ODI 的企业数量很少。¹²所以，我们将 2006 年开始进行 ODI 的企业作为处理组，从而利用 2005 年的企业特征变量进行倾向得分匹配并计算“平均处理效应”。

在计算“平均处理效应”之前，我们对倾向得分匹配后的样本进行了平衡性检验，结果如表 8 所示。可以看到，匹配后处理组企业和对照组企业在各匹配变量上均不存在显著差异，表明两组企业具有相似性和可比性。同时，匹配后各匹配变量的标准偏差的绝对值均小于 10.5%，说明本文对匹配变量和匹配方法的选择具有适当性。

表 8 匹配后样本的平衡性检验

匹配后	企业生产率	企业规模	资本密集度	企业年龄	出口强度	研发支出
处理组	1.097	11.855	4.201	9.704	0.449	3.221
控制组	1.101	11.769	4.099	9.593	0.486	3.070
偏误率 (%)	-1.2	5.7	8.5	1.2	-10.2	4.9
t 值	-0.09	0.43	0.66	0.09	-0.74	0.33

表 9 报告了利用倾向得分匹配方法估计的对外直接投资对企业研发的影响结果。通过表 9A 可以看出，匹配后处理组企业的平均研发水平高于对照组企业的平均研发水平，对外直接投资确实促进了企业研发，且估计值在 5% 的水平上显著。为进一步验证中间品进口自由化在对外直接投资对企业研发影响中的调节作用，我们将处理组企业根据其在对外直接投资之前所在行业的关税水平，分为高中间品关税组和低中间品关税组，¹³分别对两类处理组企业分别进行倾向得分匹配并计算“平均处理效应”。表 9B 为高中间品关税组的估计结果，我们发现，与表 9A 中的结果相比，此时处理组相对于控制组的“平均处理效应”不仅在绝对数值上更大，而且有更高的统计显著性。这说明对于面对高中间品关税的企业，对外直接投资对企业研发的促进作用更大。对此可能的解释是中间品关税较高时，企业难以通过进口高质量的中间品学习先进的知识技术，此时对外直接投资可以产生更为充分的技术溢出效应，更有效地促进企业研发。最后，表 9C 报告了低中间品关税组的估计结果，此时估计的“平均处理效应”数值较小且统计显著性较低，说明对于面对低中间品关税的企业，对外直接投资对企业研发的促进作用比较有限。这可能是因为 ODI 与中间品进口自由化在技术溢出方面存在替代性，当企业可以通过中间品进口自由化获得充分的技术溢出时，ODI 对技术溢出的边际贡献就比较小了。

表 9A 对外直接投资对企业研发影响的 PSM 估计结果：总体效应

被解释变量：企业研发	处理组	控制组	两组的差额	t 值
匹配后 (ATT)	3.495	2.718	0.777**	2.41

表 9B 对外直接投资对企业研发影响的 PSM 估计结果：高中间品关税组

被解释变量：企业研发	处理组	控制组	两组的差额	t 值
匹配后 (ATT)	3.283	1.900	1.383***	3.26

表 9C 对外直接投资对企业研发影响的 PSM 估计结果：低中间品关税组

被解释变量：企业研发	处理组	控制组	两组的差额	t 值
匹配后 (ATT)	3.711	3.186	0.525	0.97

¹² 我们的数据中，在 2001、2002 和 2003 年开始进行对外直接投资的企业数量分别为 1 家、4 家和 8 家。

¹³ 具体的分类标准为所有处理组企业面对的行业中间品关税的中位数，将中间品关税高于该中位数的企业划分为高中间品关税组，将中间品关税低于该中位数的企业划分为低中间品关税组。

注：t 值是通过 bootstrap 获得的 t 统计量。*** 表示在 1% 的水平上显著，**表示在 5% 的水平上显著，*表示在 10% 的水平上显著。

(4) 考虑企业研发的决策机制：Heckman 两步法估计

如前所述，在本文的样本中，大部分样本的研发支出取值为 0。因此，企业的研发决策可能分为两步，首先决定是否进行研发，其次再决定研发投入的大小。为处理这种样本截断问题，我们采用 Heckman 两步法进行估计。第一步估计选择方程，将企业是否进行研发投入作为因变量，利用 Probit 模型估计企业进行研发投入的概率，并计算得到逆米尔斯比率。在第二步回归中，我们将逆米尔斯比率作为额外的自变量加入回归方程，对企业研发的数值进行估计。需要说明的是，在 Heckman 两步法中，需要有一个变量仅在第一步的回归中出现，而不进入第二步的回归当中，注意到第一步回归中企业年龄的估计系数接近于 0(0.015)，同时参考 Yu (2015)，我们将该变量确定为企业年龄，不将其放入第二步回归中。

表 10 报告了 Heckman 两步法的回归结果。我们发现，ODI 与中间品关税交互项的系数保持正向显著，中间品关税的系数保持负向显著。文章的主要结论依旧稳健。

表 10 Heckman 两步法回归结果

Heckman 两步法 被解释变量：	(1)	(2)	(3)	(4)
	第一步回归（研发决策）		第二步回归（研发水平）	
ODI×进口中间品关税	0.118** (2.12)	0.115** (2.09)	0.096** (2.36)	0.094** (2.31)
进口中间品关税	-0.053*** (-7.01)	-0.054*** (-7.14)	-0.041*** (-7.40)	-0.042*** (-7.57)
ODI	-0.414 (-0.83)	-0.406 (-0.82)	0.279 (0.76)	0.280 (0.76)
进口最终品关税	-0.001 (-0.28)	-0.001 (-0.29)	-0.004 (-1.16)	-0.004 (-1.15)
外部关税	-0.005*** (-2.75)		-0.005*** (-3.80)	
出口强度		0.122*** (4.74)		0.097*** (5.54)
企业生产率	-0.076*** (-3.20)	-0.075*** (-3.15)	-0.032** (-2.00)	-0.031* (-1.94)
企业规模	0.463*** (64.39)	0.461*** (63.94)	0.602*** (35.26)	0.599*** (35.28)
企业利润率	1.251*** (11.83)	1.269*** (12.00)	1.371*** (16.15)	1.382*** (16.21)
企业资本密集度	0.085*** (12.44)	0.089*** (12.89)	0.076*** (14.30)	0.079*** (14.57)
企业年龄	0.015*** (19.85)	0.015*** (19.85)		
国有企业	0.174*** (4.39)	0.177*** (4.48)	0.500*** (16.01)	0.502*** (16.04)
外资企业	-0.202*** (-10.02)	-0.229*** (-10.90)	-0.276*** (-17.34)	-0.297*** (-17.63)
逆米尔斯比率			0.186*** (4.58)	0.183*** (4.51)

年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观察值	204,453	204,453	204,453	204,453

注：第（1）、（2）列为第一步回归结果，被解释变量为研发决策（即企业是否进行研发虚拟变量，如果企业研发支出大于0，该变量取值为1；如果企业研发支出为0，该变量取值为0）。第（3）、（4）列为第二步回归结果，被解释变量为研发水平 $\ln(1+RD)$ 。第（1）、（3）列相对应，均控制了外部关税；第（2）、（4）列相对应，均控制了企业出口强度。所有回归均控制了年份固定效应和行业固定效应。括号中为 t 统计量。*** 表示在 1% 的水平上显著，**表示在 5% 的水平上显著，*表示在 10% 的水平上显著。

（5）机制验证：对外直接投资类型

前文的实证结果均发现对外直接投资对企业研发的影响受到了中间品进口自由化的调节作用，我们认为可能的解释是 ODI 与中间品进口自由化对企业研发的技术溢出效应具有替代性。事实上，企业对外直接投资的目的各不相同，相应地，对外直接投资也分为不同类型。直觉上，生产研发型 ODI 更有可能接触到投资目的地国的知识技术，实现技术溢出的可能性较大，而其他类型 ODI 的技术溢出效应可能较为有限。因此，如果我们的推测正确，前文的回归结果应当更多表现在生产研发型 ODI 上。

基于上述考虑，我们将企业对外直接投资进一步分类为生产研发型、贸易市场型和资源型，¹⁴通过分别进行回归，比较不同类型 ODI 回归结果的差异，验证我们的判断。回归结果如表 11 所示。生产研发型 ODI 与进口中间品关税交互项的系数仍然正向显著，而贸易市场型和资源型 ODI 与中间品关税交互项的系数不再显著，这说明对外直接投资与中间品进口自由化对企业研发作用的替代性在生产研发型 ODI 中表现得更为显著，这从侧面为技术溢出渠道的解释提供了支持。

表 11 机制验证：对外直接投资类型

被解释变量：	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
企业研发	生产研发型		贸易市场型		资源型	
ODI×进口中间品关税	0.245** (2.43)	0.239** (2.37)	0.022 (0.33)	0.034 (0.52)	-0.141 (-1.54)	-0.120 (-1.33)
进口中间品关税	-0.007 (-0.81)	-0.011 (-1.39)	-0.006 (-0.72)	-0.010 (-1.30)	-0.006 (-0.77)	-0.011 (-1.34)
ODI	-1.785* (-1.79)	-1.775* (-1.79)	0.340 (0.55)	0.227 (0.37)	1.977* (1.74)	1.725 (1.54)
进口最终品关税	0.000 (0.06)	-0.001 (-0.10)	-0.000 (-0.03)	-0.001 (-0.19)	0.000 (0.02)	-0.001 (-0.15)
企业生产率		0.031 (1.51)		0.032 (1.57)		0.030 (1.49)
企业规模		0.221*** (17.89)		0.221*** (17.87)		0.221*** (17.84)
企业利润率		0.118 (1.12)		0.114 (1.08)		0.114 (1.08)
企业资本密集度		0.022*** (2.81)		0.023*** (2.84)		0.022*** (2.76)
企业年龄		0.001 (0.80)		0.001 (0.86)		0.001 (0.78)

¹⁴ 我们根据对外直接投资的目的进行分类，将进行研发和生产的对外直接投资分类为生产研发型，将拓展市场、设立贸易公司或经办办事处的对外直接投资分类为贸易市场型，将以获取资源为目的的对外直接投资分类为资源型。

国有企业		-0.148**		-0.150**		-0.149**
		(-2.20)		(-2.22)		(-2.21)
外资企业		-0.021		-0.025		-0.026
		(-0.35)		(-0.42)		(-0.42)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观察值	236,488	236,488	236,660	236,660	236,338	236,338
R 平方	0.011	0.015	0.011	0.015	0.011	0.015

注：被解释变量为企业研发。第（1）、（2）列为生产研发型 ODI 回归结果，第（3）、（4）列为贸易市场型 ODI 回归结果，第（5）、（6）列为资源型 ODI 回归结果。所有回归均控制了年份固定效应、行业固定效应和企业固定效应。括号中为 t 统计量。*** 表示在 1%的水平上显著，**表示在 5%的水平上显著，*表示在 10%的水平上显著。

五、结论

本文利用 2001-2006 年中国工业企业数据库与《境外投资企业（机构）名录》的合并数据，同时研究了对外直接投资和贸易自由化对企业研发的影响。得到以下几点结论。首先，对外直接投资总体上促进了企业研发。第二，对外直接投资对企业研发的促进作用受到中间品进口自由化的调节，对于面对高中间品关税的企业，进行对外直接投资能够更有效地促进企业研发。第三，进口自由化对企业研发的影响主要表现在中间品进口自由化方面，最终品进口自由化对企业研发的影响较小。第四，进口中间品关税下降对企业研发的作用存在异质性，表现为增加了没有进行对外直接投资企业的研发投入，但降低了进行对外直接投资企业的研发投入。我们进一步推断对外直接投资和中间品进口自由化对企业研发产生交互影响的可能原因在于二者在技术溢出方面存在替代性。

本文对中国现实的经济的发展具有鲜明的政策意义。在当前国际政治经济不确定性加大，我国经济发展步入“新常态”的背景下，通过创新实现经济转型并找到经济发展的新引擎十分关键，我国也在“十三五”规划纲要中提出“实施创新驱动发展战略”。本文的研究结论说明了，对外直接投资和贸易自由化对企业创新的影响存在交互性，因此在制定经济全球化政策时，要注意具体政策的相互协调，从而有效激励企业创新，推动我国经济持续健康发展。

参考文献

- 林薛栋、魏浩、李飏，2017：《进口贸易自由化与中国的企业创新——来自中国制造业企业的证据》，《国际贸易问题》第 2 期，第 97-106 页。
- 毛其淋、许家云，2014：《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，第 98-125 页。
- 沙文兵，2015：《对外直接投资提升了中国国内创新能力吗？——基于 2004 年-2010 年省际面板数据的检验》，《经济经纬》第 6 期，第 54-58 页。
- 田巍、余淼杰，2014：《中间品贸易自由化和企业研发：基于中国数据的经验分析》，《世界经济》第 6 期，第 90-112 页。
- 王英、刘思峰，2008：《国际技术外溢渠道的实证研究》，《数量经济技术经济研究》第 4 期，第 153-161 页。
- 吴延兵，2012：《中国哪种所有制类型企业最具创新性？》，《世界经济》第 6 期，第 3-27 页。

- 赵建春、毛其淋, 2015: 《进口自由化如何影响中国制造业企业的创新活动?》, 《国际贸易》第 12 期, 第 78-88 页。
- 赵伟、古广东、何元庆, 2006: 《外向 FDI 与中国技术进步: 机理分析与尝试性实证》, 《管理世界》第 7 期, 第 53-60 页。
- Aghion, P, Bloom, N, Blundell, R, Griffith, R and Howitt, P, 2005, “Competition and innovation: an inverted-U relationship”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.120, 701–728.
- Amiti, M and Konings, J, 2007, “Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia”, *American Economic Review*, Vol.97, 1611-1638.
- Aw, B Y, Roberts, M J and Xu, D Y, 2011, “R&D investment, exporting, and productivity dynamics”, *American Economic Review*, Vol.101, 1312–1344.
- Baldwin, J and Gu, W, 2004, “Trade liberalization: exporting-market participation, productivity growth and innovation”, *Economic Analysis Research Paper Series No. 027*, Statistics Canada.
- Bitzer, J and Kerekes, M, 2008, “Does foreign direct investment transfer technology across borders? New evidence”, *Economics Letters*, Vol.100, 355–358.
- Bloom, N, Draca, M and Van Reenen, J, 2016, “Trade Induced Technical Change? The Impact of Chinese Imports on Innovation, IT and Productivity”, *Review of Economic Studies*, Vol.83, 87–117.
- Bøler, E A, Moxnes, A and Ulltveit-Moe, K H, 2015, “R&D, International Sourcing and the Joint Impact on Firm Performance”, *American Economic Review*, Vol.105(12), 3704-3739.
- Bustos, P, 2011, “Trade liberalization, exports, and technology upgrading: evidence on the impact of MERCOSUR on Argentinian firms”, *American Economic Review*, Vol.101, 304–340.
- Chen, K and Yang, S, 2013, “Impact of Outward Foreign Direct Investment on Domestic R&D Activity: Evidence from Taiwan’s Multinational Enterprises in Low-wage Countries”, *Asian Economic Journal*, Vol.27(1), 17-38.
- Coe, D T and Helpman, E, 1995, “International R&D spillovers”, *European Economic Review*, Vol.39, 859–887.
- Cohen, W M and Klepper, S, 1996a, “Firm size and the nature of innovation within industries: The case of process and product R&D”, *Review of Economics and Statistics*, Vol.78, 232–43.
- Cohen, W M and Klepper, S, 1996b, “A reprise of size and R&D”, *Economic Journal*, Vol.106, 925–51.
- Desai, M, Foley, F and Hines, J, 2005, “Foreign direct investment and domestic economic activity”, *NBER Working Paper*, No.11717.
- Ding, S, Sun, P and Jiang, W, 2016, “The Effect of Import Competition on Firm Productivity and Innovation: Does the Distance to Technology Frontier Matter”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.78(2), 197-227.
- Feenstra, R C, Li, Z and Yu, M, 2014, “Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Applications to China”, *Review of Economics and Statistics*, Vol.96(4), 729-744.
- Goldberg, P K, Khandelwal, A K, Pavcnik, N and Topalova, P, 2010, “Imported Intermediate Inputs and Domestic Product Growth: Evidence from India”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.125(4), 1727-1767.
- Grossman, G M and Helpman, E, 1991, “Quality Ladders in the Theory of Growth”, *The Review of Economic Studies*, Vol.58(1), 43-61.
- Lileeva, A and Trefler, D, 2010, “Improved access to foreign markets raises plant-level productivity. . . for some plants”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.125 (3), 1051–1099.
- Lin, H, Hsiao, Y and Lin, E, 2015, “Do different types of FDI strategies spur productivity and innovation capability growth? Evidence from Taiwanese manufacturing firms”, *Journal of Business Economics and Management*, Vol.16(3), 599–620.

- Liu, Q and Qiu, L D, 2016, “Intermediate input imports and innovations: Evidence from Chinese firms’ patent filings”, *Journal of International Economics*, Vol.103, 166-183.
- Olley, G S and Pakes, A, 1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, Vol.64, 1263-1297.
- Pamukcu, T, 2003, “Trade Liberalization and Innovation Decisions of Firms: Lessons from Post-1980 Turkey”, *World Development*, Vol.31(8), 1443-1458.
- Parameswaran, M, 2011, “International Trade and R&D Investment: Evidence from Manufacturing Firms in India”, Working Paper.
- Pradhan, J and Singh, N, 2009, “Outward FDI and knowledge flows: A study of Indian automotive sector”, *International Journal of Institutions and Economics*, Vol.1(1), 156–187.
- Rodrik, D, 1992, “Closing the Productivity Gap: Does Trade Liberalization Really Help”, *Industrialization and Development: New Perspectives*, Clarendon Press, Oxford, UK, 155-175.
- Teshima, K, 2010, “Import Competition and Innovation at the Plant Level: Evidence from Mexico”, Mimeo.
- Thirlwall, H R, 1982, “De-industrialization in the UK”, *Lloyds Bank Review*, Vol.134, 22–37.
- Topalova, P and Khandelwal, A, 2011, “Trade Liberalization and Firm Productivity: The Case of India”, *Review of Economics and Statistics*, Vol.93(3), 995-1009.
- Potterie, B and Lichtenberg, F, 2001, “Does foreign direct investment transfer technology across borders”, *Review of Economics and Statistics*, Vol.83, 490–497.
- Yang, C, Wu, Y and Lin, H, 2010, “Outward Investment to China and Local Innovation of Taiwanese Manufacturing Firms”, *The Japanese Economic Review*, Vol.61(4), 538-557.
- Yu, M, 2015, “Processing trade, tariff reductions, and firm productivity: evidence from Chinese firms”, *Economic Journal*, Vol.125, 943–988.

Outward FDI, Trade Liberalization and Firm R&D:

Evidence from Chinese Firms

Yu Miaojie, Zhi Kun and Tian Wei

National School of Development, Peking University

School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics

Abstract: This paper investigates the effects of Outward Foreign Direct Investment (ODI) and trade liberalization on firm R&D activities simultaneously. Moreover, this paper discusses the interactive impact of the both policies on firm R&D. After merging firm-level production data from the Annual Survey of Manufacturing Enterprises and firm ODI information, and constructing output and input tariffs at industry level as proxies for trade liberalization, we conduct our empirical analysis using panel data fixed effect model. Our paper finds that ODI promotes firm R&D overall. Meanwhile, the effects of ODI on firm R&D closely relate to the extent of input import liberalization. For industries with higher input tariffs, ODI increases firm R&D more. The conclusions are robust for different model specifications and empirical methods.

Key Words: Outward FDI; trade liberalization; firm R&D

JEL Classification: F15, O24, O31