

外资开放与企业出口多元化 ——来自中国制造业内资企业的微观证据

毛其淋 钟一鸣

（南开大学，天津 300071）

摘要：本文利用中国大型微观企业数据系统考察了外资开放对内资企业出口多元化的影响及其背后的作用机制。研究表明，外资开放显著提升了企业出口的多元化水平。机制检验表明，缓解融资约束、促进研发创新和促进对外直接投资是外资开放提升企业出口多元化的重要渠道。异质性分析发现，外资开放对民营企业、一般贸易企业以及吸收能力强的企业的出口多元化促进作用更强。本文进一步区分了出口多元化的类型以及出口目的地，发现外资开放对企业出口市场多元化的促进效应强于出口产品多元化，且在向发展中国家出口的过程发挥了更为突出的作用。本文全面考察了外资开放与企业出口多元化之间的关系，既为客观评估中国近年来引资政策的经济效应提供了有力的微观依据，也为中国降低外贸风险、促进贸易高质量发展提供了有益的政策启示。

关键词：外资开放；出口多元化；贸易高质量发展

中图分类号：F746

文献标识码：A

文章编号：1006-1894 (2026) 04-0024-15

一、引言

在逐步开放的基础上引进和利用外资，是中国实现快速工业化、创造经济增长奇迹的重要成功经验。改革开放以来，中国不断完善外资管理体制，引进外资量稳质增，2025 年，中国吸收外资高达 7,476.9 亿元人民币。中共二十大报告强调，推进高水平对外开放，要“提升贸易投资合作质量和水平”“依法保护外商投资权益”。随后，国家发展改革委等 6 部门印发《关于以制造业为重点促进外资扩增量稳存量提质量的若干政策措施》，指出要进一步加大制造业引资力度，全面加强外商投资促进和服务，推动利用外资高质量发展。在此背景下，全方位评估外资开放的经济效应至关重要。

目前，部分学者从生产率（毛其淋和方森辉，2020）、创新（诸竹君等，2024）、产品质量（Anwar and Sun, 2022）、就业（陈勇兵等，2024）、进出口规模（Mijiyawa, 2017；张双龙等，2022）等角度考察了外资开放对企业绩效的影响，鲜有文献关注外资开放是否以及如何影响企业出口多元化。实施出口多元化战略，有利于促进外贸稳中提质、保障经济平稳运行。有鉴于此，我们自然想到：外资开放是否会提升内资企业的出口多元化水平？

理论上，外资开放可能会通过多种中间渠道影响企业出口多元化。第一，外资开放能缓解本土企业的融资约束问题（戴翔等，2025），使企业有充足的资金拓展海外市场、扩大出口产品范围（陈志远等，2022）；第二，外资开放能通过示范效应、培训效应和人员流动效应促进内资企业研发创新（Chen et al., 2022），进而丰富出口产品的种类、占领更多海外市场；第三，外资开放的溢出效应显著促进了企业的对外投资（李磊等，2018），有利于企业收集潜在出口目标市场的信息，降

作者简介：毛其淋，南开大学经济学院教授，博士生导师，研究方向：国际经济理论与政策；钟一鸣（通信作者），南开大学经济学院博士生，研究方向：国际经济理论与政策。

基金项目：国家社会科学基金重大项目“新发展格局下提升我国国际循环质量和水平的机制与路径研究”（项目编号：24VRC059）。

低出口成本、促进新产品出口（杨汝岱和吴群锋，2019）。

本文考察了外资开放对同行业内资企业出口多元化水平的影响及影响渠道。本文可能的贡献有如下4点。首先，从研究视角看，大多数文献考察外资开放对出口决策、出口绝对规模的影响，鲜有文献关注外资开放是否以及如何作用于出口多元化。本文首次从微观层面研究了外资开放是否以及如何影响企业的出口多元化水平，在一定程度上丰富了外商投资经济效应的研究文献。其次，在研究方法上，本文将2002年中国政府对《外商投资产业指导目录》的修订视作准自然实验，构建了基于双重差分方法（DID）的工具变量进行两阶段最小二乘法的估计，较好地处理了模型中潜在的内生性问题，准确地识别了外资开放与企业出口多元化之间的因果效应。再次，在传导机制上，本文从缓解融资约束、促进研发创新与促进对外直接投资等多个角度深入剖析了外资开放影响内资企业出口多元化的理论逻辑并进行实证检验，有助于深化对二者之间内在关系的理解。最后，从政策启示上看，本文的实证研究为客观评估中国近年来引资政策的经济效应提供了有力的微观依据，同时为中国降低外贸风险、促进贸易高质量发展提供了有益的政策启示。

二、文献综述

本文检验的是外资开放对企业出口多元化水平的因果效应，与两类文献紧密相关：一是关于外资开放经济效应的文献，二是关于企业出口多元化影响因素的研究。

迄今为止，从理论和实证上考察外资开放对东道国经济增长和企业绩效影响的文献非常丰富。在近期的研究中，Baltabaev（2014）从宏观层面入手，基于1974~2008年间49个国家的面板数据考察了外商直接投资对本国企业生产率的影响，发现随着FDI存量的积累，技术落后国家吸收前沿技术的能力随之提升，由此引致全要素生产率的提高；Anwar和Sun（2022）建立异质性企业贸易模型，考察了外资开放对国内企业产品质量的影响，发现外资开放使生产效率更高的工人从外资企业向本土企业流动，降低了企业生产成本，从而提高了国内企业的产品质量；Jiang等（2022）基于1995~2015年中国城市层面数据考察了外资对区域创新的影响，发现外资通过提高地方吸收能力和促进市场竞争渠道显著增加了中国区域创新的数量，提高了中国区域创新的质量；李磊等（2018）基于2004~2013年企业层面微观数据考察了外商投资与企业对外直接投资之间的关系，发现外商投资通过水平溢出、前向溢出和后向溢出效应引致了企业对外直接投资的显著增加；毛其淋和方森辉（2020）以中国2002年外资管制放松作为准自然实验，考察了外资开放自由化对制造业企业生产率的影响，发现外资开放自由化虽未能对本土企业生产率产生明显提升效应，但通过资源再配置效应促进了制造业总体生产率的增长；诸竹君等（2024）考察了生产性服务业外资开放对中国制造业企业创新行为的影响效应，发现外资开放显著提升了同行业内资企业的创新数量和创新效率，但导致创新质量进一步恶化；陈勇兵等（2024）聚焦外资进入对企业就业的影响，发现外资进入不仅促进了在位企业的就业扩张，还通过促进新企业进入增加了就业。

第二类文献主要关注企业出口多元化的影响因素。Feenstra和Kee（2007）分别考察了墨西哥和中国关税削减对出口产品多元化的影响，发现贸易自由化显著促进了企业出口产品种类的增加。Dennis和Shepherd（2011）对比考察了贸易便利化对欧盟国家和发展中国家企业出口多元化的影响，发现提高贸易便利化水平、降低贸易成本有助于促进企业出口产品多元化，且这一效应集中体现于发展中国家。Jetter和Ramírez（2015）建立贝叶斯模型检验了出口产品多元化的36个潜在影响因素，发现初等教育入学率对出口产品多元化存在强劲的促进作用，而自然资源在国内生产总值中的份额越高，会导致出口多元化水平越低。Marchal和Nedoncelle（2019）基于1997~2009年法国制造

业企业数据，考察了雇佣外籍劳工对企业出口绩效的影响，发现企业雇佣的外籍劳工数量越多，企业出口目标市场数量及出口产品种类就越多。陈紫若和刘林青（2022）基于2001~2013年中国企业数据检验了企业跳跃距离对企业出口多元化的影响，发现降低企业跳跃距离有助于企业整合现有资源进行技术创新和产品创新，从而显著提升了企业的出口市场多元化及出口产品多元化水平。孙楚仁等（2025）基于微观企业数据考察了中国对外援助对企业出口产品多元化的影响效应，发现中国对外援助通过提升国家形象、削减贸易成本，显著促进了企业出口产品多元化。高运胜等（2025）关注外需冲击对企业出口多元化决策的影响，发现外需冲击显著促进了企业出口市场的扩张和出口产品种类的增加。

就我们所知，目前尚没有文献从微观层面研究外资开放与企业出口多元化之间的关系，因此本文试图弥补现有文献的这一不足，利用大型微观数据深入考察外资开放对企业出口多元化的影响及其作用机制，以更全面地评估外资开放政策的经济效应。

三、理论分析与研究假说

理论上，外资开放会通过多种途径对企业的出口多元化水平产生影响。其一，缓解融资约束渠道。企业出口需支付大量不同形式的固定成本，如建立海外分销渠道、投放广告营销费用、办理行政手续、调整产品以满足国外消费者偏好和政府规制等的费用（Roberts and Tybout, 1997），融资约束高的企业在拓展海外市场或扩大出口产品范围的过程中可能无法承担所需的成本（陈志远等，2022），因此融资约束是制约企业出口多元化发展的一大关键因素（潘彤等，2024）。外资作为一种重要的外部融资渠道，不仅能以直接注资的方式为东道国企业带来稀缺资本，满足企业的融资需求（戴翔等，2025），还能发挥“看得见的手”的作用，改善金融资源供求之间的信息不对称问题（罗长远和陈琳，2011），从而有效降低企业的融资约束程度（Huang, 2005）。基于此，我们认为，缓解融资约束可能是外资开放促进企业出口多元化水平提升的一个中间渠道。

其二，促进研发创新渠道。外资企业的生产技术水平普遍较高，外资开放能使东道国企业直接接触到海外先进的知识与生产工艺，观察和模仿外资企业在生产、管理和营销上的成熟经验（Girma et al., 2013）；同时，为了在东道国打造竞争优势，外资企业会对当地员工进行专业培训（Blomstrom and Kokko, 1998），有助于提升劳动力技能（Caves, 1974）。由此可知，外资开放能通过示范效应、培训效应、人员流动效应实现东道国的经济增长与技术升级，对企业进行研发创新具有积极的提升作用（Anwar and Sun, 2018；诸竹君等，2024）。在研发创新与出口多元化的关系上，创新研发不仅有助于企业生产多样化的新产品，从而增加出口产品种类，而且产品外观设计、工艺流程等方面的创新有助于增强市场对该企业的认可，从而扩大市场份额（毛其淋和王澍，2022），提升企业出口市场的多元化程度。据此我们推测，外资开放可能会通过提升企业生产效率的渠道促进企业出口多元化。

其三，促进对外直接投资渠道。近年来，外资开放对企业对外直接投资的影响引起了部分学者的关注（聂飞等，2016；崔新健等，2018；李磊等，2018），而且基本上都认为“引进来”显著促进了企业“走出去”，即外商投资通过水平溢出、前向溢出和后向溢出效应对内资企业的对外直接投资产生了显著的促进作用。而企业能在进行对外直接投资时收集目标市场的市场情况、营商环境等信息，这些信息优势为企业的出口活动提供了便利，有助于节约企业出口成本，促进新产品出口（杨汝岱和吴群锋，2019），从而推动了企业出口多元化水平的提升。据此，一个合理的推测是，外资开放可能会促进企业对外直接投资，进而提高企业出口多元化水平。

假说 1：若其他条件不变，外资开放有利于促进企业出口多元化。

假说 2：外资开放可能通过缓解企业融资约束、提升生产效率和促进对外直接投资 3 种中间渠道促进企业出口多元化。

此外，外资开放与企业出口多元化之间的关系可能受到一系列企业异质性特征的影响。首先，中国制造业企业具有典型的所有权属性特征，不同所有制企业在经济行为上有巨大差别。国有企业获得银行信贷的成本低于市场利率（Song et al., 2011），且在亏损时资金陷阱由政府买单，受到融资软约束（Kornai, 1980），对资金的需求度较低，因此外资能发挥的融资约束缓解作用有限。加之国有企业面临的生存压力较小（李莉等，2018），使其学习外资企业先进技术、进行创新的动力相对缺乏，外资开放的溢出效应被抑制，对企业研发创新以及对外直接投资的影响较小，从而对出口多元化的促进作用较为有限。与此相反的是，民营企业在融资时受到体制性歧视（韩剑和王静，2012），且在市场竞争中居于劣势，更有提升技术、研发新产品的动力，因此外资开放对这类企业出口多元化的积极效应可能更强。

改革开放后，中国大力推行加工贸易政策，成功地承接了出口导向型的外商直接投资，将外资的资金、技术、管理与中国的劳动力、土地成本、基础设施等有机结合，使中国迅速融入了全球生产网络。加工贸易企业生产活动单一且位于价值链的最低端（钱学锋等，2013），其发展受到政府的鼓励，不仅进口中间投入品享受“零关税”的政策优待，在出口加工制成品时，企业也无需向海关支付增值税（Yu, 2015），因此加工贸易企业受到融资约束的可能性较小，外资能发挥的外部融资作用有限。与此不同的是，一般贸易企业需要自行购置生产所需的要素资源，且在进口中间品、出口制成品时需要缴纳关税，受到融资约束的程度明显强于加工贸易企业，外资对其融资约束缓解的帮助更大，进而对这类企业出口多元化的提升作用可能也更强。

外资开放具有技术扩散效应，本土企业能否成功地模仿、学习、消化外资企业的先进技术和管理模式取决于自身的技术吸收能力（赖明勇等，2005）。对于吸收能力强的企业，更容易提取、理解、整合知识并在此基础上进行再创造（Kokko, 1994），从而有利于其创新能力和研发水平的提高；不仅如此，已有研究表明，外资开放对对外直接投资的影响在一定程度上依赖东道国企业吸收能力的强弱（崔新健等，2018；苏二豆和薛军，2022），企业的吸收能力越强，“引进来”对“走出去”的拉动作用就越强。由此我们预期，东道国企业的吸收能力越强，外资开放对企业出口多元化的促进效应可能就越明显。

假说 3：外资开放对民营企业、一般贸易企业、吸收能力强的企业出口多元化的促进作用更强。

四、计量模型、方法与数据

（一）核心变量的界定方法

对于企业出口多元化水平的测度，本文参照钱学锋和余弋（2014）的方法，基于市场—产品的双重维度构造赫芬达尔指数，具体测算方法为：

$$Diversity_{ft} = 1 - \sum_{ch} \left(\frac{Export_{fhct}}{\sum_{ch} Export_{fhct}} \right)^2 \quad (1)$$

其中，下标 f 为企业， t 为年份， c 为出口市场， h 为 HS 8 位码产品； $Export_{fhct}$ 为企业 f 在 t 年向 c 国出口产品 h 的总金额。 $Diversity_{ft}$ 数值越大，表明企业当年的出口多元化程度就越高。

绘制出口多元化变量的直方图（图 1），我们发现该变量的数据样本存在明显的截断特征：

大量样本的出口多元化水平为 0，即企业出口单一产品至单一出口市场，这类样本约占总样本的 11.63%。若将企业出口多元化作为被解释变量，直接使用 OLS 方法对总体样本进行线性估计，会使被解释变量的概率分布变成由一个离散点与一个连续分布组成的联合分布，将导致回归结果有偏。为了解决此问题，本文选取 Tobit 模型进行估计。

对于外资开放的水平溢出指标，本文借鉴 Javorcik（2004）的方法进行衡量，具体测算方法为：

$$FDI_Sector_{it} = \sum_{f \in \Delta i} \left(\frac{FS_{ft} \times Output_{ft}}{\sum_{f \in \Delta i} Output_{ft}} \right) \tag{2}$$

其中， Δi 表示行业 i 内的企业集合； FS_{ft} 为企业 f 在 t 期的外资比例，计算方法为企业 f 在 t 期的外资资本与总实收资本的比值； $Output_{ft}$ 为企业 f 在 t 期的总产出。

（二）计量模型与方法

为了考察外资开放对中国制造业企业出口多元化程度的影响，本文选取 Tobit 模型进行估计，具体设定计量模型如下：

$$Diversity_{ft} = \beta_1 \times FDI_Sector_{it} + \gamma X_{ft} + \delta_i + \delta_r + \delta_t + \varepsilon_{ft} \tag{3}$$

其中，下标 f 表示企业， i 表示行业， t 表示年份， r 表示地区。因变量为企业 f 在 t 期的出口多元化程度，核心自变量 FDI_Sector_{it} 为企业 f 所在行业 i 在 t 期外资开放的水平溢出指标。控制变量 X_{ft} 为可能影响企业出口多元化水平的企业特征合集，具体包括：（1）企业规模（ $Size$ ），为企业资产总额的对数；（2）企业年龄（ Age ），为当年年份与成立年份的差值；（3）企业资本密集度（ $KLratio$ ），用资本存量与从业人员比值的对数值衡量；（4）国有企业虚拟变量（ $Soesdum$ ），若企业为国有企业则取 1，若企业为民营企业则取 0；（5）政府补贴虚拟变量（ $Subsidydum$ ），若企业受到政府补贴则取 1，否则取 0；（6）企业利润率（ $Profitratio$ ）：用企业当期利润与总产值的比衡量。此外，本文还控制了行业固定效应 δ_i 、地区固定效应 δ_r 和年份固定效应 δ_t 。

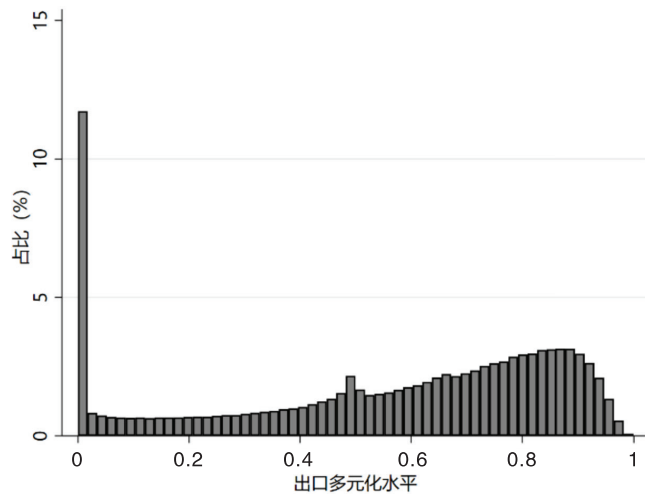


图 1 出口多元化变量的直方图

（三）数据

本文实证研究的样本期为 2000~2007 年，主要使用中国工业企业数据库和海关贸易数据库两套大型微观数据库，并参照 Yu（2015）的方法对不同年份企业样本进行合并。考虑到中国在 2002 年颁布了新的《国民经济行业分类》并于 2003 年开始实施，我们借鉴 Brandt 等（2012）的做法对工业行业分类代码（CIC）进行了调整。由于本文考察的是外资开放对制造业行业内资企业出口多元化的影响，我们仅保留制造业行业中企业股权结构中外资比例小于 25% 的企业样本，并借鉴 Ahn 等

表 1 主要变量的描述性统计特征

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
FDI_Sector	217,395	0.3106	0.1635	0	0.9159
$Diversity$	217,395	0.5402	0.3082	0	0.9959
$Size$	217,395	10.2632	1.4698	2.3979	18.8525
Age	217,395	9.1410	9.0536	0	58
$KLratio$	217,395	3.5157	1.3070	0	9.8433
$Soesdum$	217,395	0.0338	0.1808	0	1
$Subsidydum$	217,395	0.2162	0.4116	0	1
$Profitratio$	217,395	0.0736	0.1503	-0.2002	1.3520

(2011)的做法剔除了中间贸易商样本。

(四) 描述性统计与典型事实分析

主要变量的描述性统计特征报告在表1中。

图2绘制了2000~2007年间行业平均外资开放水平与企业出口多元化水平的变化情况。能直观地发现,在样本期内,外资开放水平总体上表现为上升的态势,尤其是在2002年外资管制放松后,行业平均外资开放水平经历了较大幅度的提高;与此同时,企业出口的多元化程度逐年稳步提升,由2000年的48.47%上升至2007年的55.65%。

本文考察的核心问题是,外资开放水平是否以及如何影响企业的出口多元化水平?为了初步回答这一问题,我们首先绘制了外资开放水平与企业出口多元化水平的散点图及拟合线(图3)。可以看到,企业所在行业的外资开放水平越高,出口多元化程度也就越高,二者之间呈现明显的正相关关系。

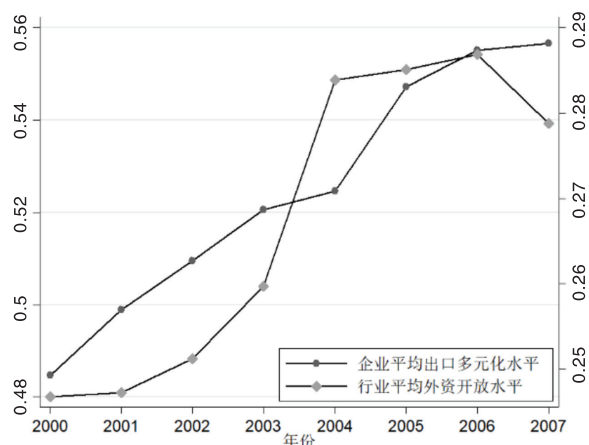


图2 2000~2007年行业平均外资开放水平与企业平均出口多元化水平变化趋势

五、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表2报告了采用Tobit方法考察外资开放对企业出口多元化影响的基准回归结果。表2列(1)控制了行业固定效应、地区固定效应和年份固定效应,估计结果中核心解释变量 FDI_Sector 的估计系数显著为正,初步说明随着外资开放水平的提高,企业出口的多元化水平随之上升。在表2列(2)~列(4)中,我们在模型中逐步加入一系列可能影响企业出口多元化的控制变量,从估计结果中可以看到, FDI_Sector 的估计系数在各列中均显著为正,与研究假说1一致,即同行业的外资开放显著促进了内资企业出口多元化。

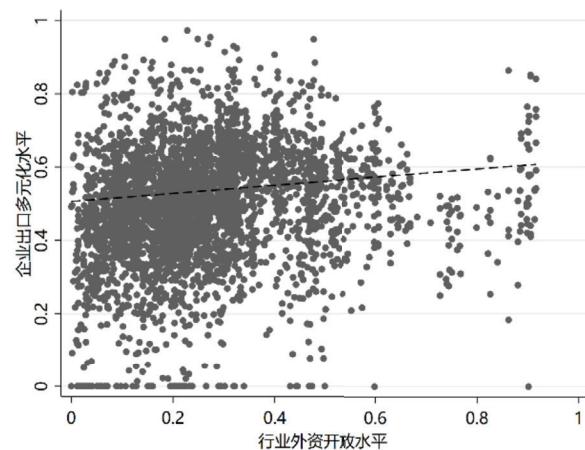


图3 企业出口多元化与产能利用率散点图

控制变量的估计系数也与预期一致:企业规模的估计系数显著为正,表明企业的出口多元化水平随企业规模的增大而提升,表明企业规模的扩大能带来企业生产成本的降低,使得企业有充足的资金生产更多种类的产品,扩大出口贸易的范围;资本密集度与出口多元化之间呈现负相关关系,这是由于中国的比较优势集中在劳动密集型产品上,资本密集度越高,要素禀赋就越偏离中国比较优势,从而降低了出口的概率和出口多元化水平(耿伟,2013);政府补贴的估计系数显著为正,验证了政府补贴能为企业的出口活动提供资金支持,进而提高了企业的出口多元化水平。

(二) 内生性问题及其处理

基准回归的估计结果表明,外资开放水平的提高有利于促进内资企业出口多元化程度的提升。但是前文的估计模型可能具有一定内生性问题,原因有二:一方面,外资开放与出口多元化之间存在反向因果的可能,如果外资更多地流向中国出口多元化程度本就较低的企业,将会给我们的估计

带来偏误；另一方面，我们难以将所有可能影响企业出口多元化的因素都加入模型，因此遗漏变量也可能引致内生性问题。有鉴于此，为了有效检验外资开放与企业出口多元化之间的因果关系，我们将继续构造工具变量，采用 IV—Tobit 模型进行估计。

考虑到 2002 年中国政府对《外商投资产业指导目录》进行修订，引发了大规模的外资进入自由化，我们借鉴 Lu 等（2017）的做法，将这一外生冲击作为准自然实验，构建了基于双重差分（DID）的工具变量 $Treat \times Post$ 。第一阶段的估计模型如下：

$$FDI_Sector_{it} = \beta_1 Treat_i \times Post_t + \gamma X_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

(4)

其中， $Treat_i$ 为分组虚拟变量，若行业的外资管制程度放松则取 1，否则取 0； $Post_t$ 为时间虚拟变量，若 $t > 2002$ 则取 1，若 $t = 2002$ 则取 0.75，若 $t < 2002$ 则取 0。交互项 $Treat_i \times Post_t$ 的估计系数 β_1 反映了处理组（即外资政策放开行业）与对照组（即外资政策不变行业）在《外商投资产业指导目录》修订前后行业外资水平溢出变化幅度的平均差异。

表 3 列（1）报告了 IV—Tobit 模型第一阶段的估计结果，我们发现 $Treat_i \times Post_t$ 的估计系数为正，表明在政策冲击发生后，外资管制程度放松的行业其外资开放水平的提升幅度大于外资管制程度不变的行业，与我们的理论预期一致；估计系数在 1% 的水平上显著，且第一阶段 F 统计量远大于 10，代表我们使用的工具变量对内解释变量具有较强的解释力，满足工具变量相关性的条件。

表 3 列（2）报告了 IV—Tobit 模型第二阶段的回归结果，核心解释变量 FDI_Sector 的估计系数在 1% 的显著水平上为正，且估计系数的大小较基准回归产生了实质性的增长，表明处理内生性问题之后，估计结果再次验证了理论假说 1，即外资开放显著促进了内资企业的出口多元化。进一步来说，我们根据表 3 列（2）的估计结果计算了边际效应（为 0.3623），当外资开放水平每增加一个标准差，企业的出口多元化水平将提升 5.66%，具有较高的经济显著性。

（三）动态影响效应

为了进一步考察外资开放对同行业内资企业出口多元化的动态影响效应，我们用变量 FDI_Sector 依次对前置五期的企业出口多元化指标进行回归。从表 4 列（1）~ 列（5）报告的回归结果可以看到，核心解释变量 FDI_Sector 的估计系数大小及显著性水平从前置一期到前置五期逐渐降低但都显著为正，即外资开放对企业的出口多元化水平提升具有长期、持续的积极影响效应。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Diversity</i>	<i>Diversity</i>	<i>Diversity</i>	<i>Diversity</i>
<i>FDI_Sector</i>	0.0915*** (11.40)	0.1050*** (13.15)	0.1043*** (13.05)	0.1071*** (13.42)
<i>Size</i>		0.0438*** (71.58)	0.0439*** (71.48)	0.0410*** (65.56)
<i>Age</i>		-0.0002** (-2.20)	-0.0001 (-1.36)	-0.0002** (-2.02)
<i>Klratio</i>		-0.0313*** (-45.02)	-0.0313*** (-45.02)	-0.0304*** (-43.77)
<i>Soesdum</i>			-0.0106** (-2.21)	-0.0143*** (-3.00)
<i>Subsidydum</i>				0.0546*** (30.50)
<i>Profitratio</i>				0.0317*** (6.29)
常数项	0.3389*** (40.42)	-0.0030 (-0.29)	-0.0032 (-0.32)	0.0147 (1.45)
年份 FE	是	是	是	是
地区 FE	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是
观测值	217,460	217,395	217,395	217,395

注：括号中数值为聚类稳健标准误下对应的 t 值；***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 显著水平上显著；下表同。

表 3 内生性回归结果

变量	(1)	(2)
	第一阶段	第二阶段
<i>FDI_Sector</i>		0.6565*** (29.88)
<i>Treat × Post</i>	0.0076*** (14.60)	
控制变量	是	是
年份 FE	是	是
地区 FE	是	是
行业 FE	是	是
第一阶段 F 统计量	7,903.75	
Wald test of exogeneity		24.37
观测值	203,994	203,994
R ²	0.7149	0.0989

注：括号中数值为采用自抽样法（bootstrap）计算标准误所对应的 t 值。

（四）更多的稳健性检验

1. 控制同时期其他政策的影响

中国于 2001 年 12 月正式加入世界贸易组织（WTO），开始了大规模、高速度的贸易自由化阶段，极有可能对企业的贸易行为、出口多元化情况产生影响。对此，我们借鉴 Amiti 和 Konings（2007）的做法构造了行业层面的最终品关税（*OutputTariff*）和中间品关税（*InputTariff*），将其加入基准回归模型中进行控制，估计结果报告在表 5 列（1）中。可以看到，中间品关税的估计系数显著为负，表明中间品关税减免对出口多元化水平的提升有明显的促进作用，且在控制了我国加入 WTO 所导致的贸易自由化因素之后，核心解释变量 *FDI_Sector* 的估计系数保持显著为正，表明外资开放显著提高了内资企业的出口多元化水平。

除此之外，为了控制同时期国有企业改革政策的影响，我们借鉴白重恩等（2006）的做法，构建了非国有资本占总资本比例的指标（*SOEshare*）并将其进一步加入模型，估计结果报告在表 5 列（2）。我们发现，在控制了贸易自由化和国有企业改革政策的影响后，核心解释变量 *FDI_Sector* 的估计系数仍显著为正，这证实了外资开放对内资企业出口多元化的积极影响较为稳健，不易随其他政策的实施而发生改变。

2. 控制行业特征的时间变化趋势

在前文中，我们加入了企业规模、年龄、资本密集度等企业层面的特征作为控制变量，并排除了行业、地区及年份层面非观测因素的影响。出于稳健性考虑，在表 5 列（3）中进一步加入一系列 2001 年行业层面特征与各年虚拟变量的交互项作为控制变量，行业层面特征包括：行业竞争程度（*HHI*）、行业平均工资（*Wage*）、行业企业平均资本密集度（*IndustryKLratio*）、行业企业平均员工数（*Employer*）、行业新产品密集度（*Innovation*）。从回归结果可以看到，在控制了各行业特征不同的时间趋势变化后，核心解释变量 *FDI_Sector* 的估计系数仍显著为正，这进一步验证了前文估计结果的可靠性。

3. 考虑样本选择偏差问题

在前文中我们均以出口企业为样本考察外资开放与企业出口多元化间的关系。但实际上，企业在决定出口多元化策略之前首先需要决定是否选择出口，因此直接使用出口企业作为样本进行回归可能存在样本选择偏差问题。为处理这一问题，我们将建立 Heckman（1979）两阶段选择模型，方法如下：先建立企业出口决策的 Probit 模型，估计出逆米尔斯比率；接着，在原回归模型中加入逆米尔斯比率一并进行回归。需要说明的是，在进行 Heckman 第一阶段回归时，通常需要加入一个排他性的外生控制变量。既有研究表明，曾经出口过的企业需要支付的出口成本低于没有出口经历的企业，使得这类企业选择继续出口的概率更大（Roberts and Tybout, 1997），因此我们将出口决策虚拟变量的滞后一期项 *Exportdum_Lag* 作为 Heckman 第一阶段的排他变量。

Heckman 两阶段模型的回归结果报告在表 5 列（4）~ 列（5）中。在第一阶段估计结果中，排他变量 *Export_Lag* 的估计系数显著为正，表明上一期进行出口活动的企业在当期选择出口的概率明显更高，我们选取的排他性变量是合理的。将计算所得的逆米尔斯比率加入模型后，根据表 5 列（5）的结果可以看到，在第二阶段回归中逆米尔斯比率的回归系数显著且通过了 1% 水平的显著性检验，

表 4 内生性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	前置一期	前置两期	前置三期	前置四期	前置五期
<i>FDI_Sector</i>	0.5135*** (16.22)	0.4444*** (14.29)	0.3977*** (11.88)	0.3705*** (7.63)	0.3070*** (5.92)
控制变量	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是
地区 FE	是	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是	是
观测值	128,170	88,490	57,963	34,733	20,967
Pseudo R ²	0.1718	0.1518	0.1400	0.1288	0.1236

表明本文的 2SLS 回归模型中确实存在明显的样本选择偏差问题。在处理了样本选择偏差问题后，第二阶段回归中 *FDI_Sector* 的估计系数仍在统计上显著为正，进一步证实了前文的结论，即外资开放显著提升了企业的出口多元化水平。

4. 控制更多维度的固定效应

考虑到企业出口多元化水平的变化还可能受到其他地区层面时变因素（如地区经济开放、政府行为等）的影响，为了稳健起见，我们在表 5 列（6）中进一步控制了省份 × 年份固定效应，用于控制所有地区层面随时间变化因素对企业出口多元化的影响。此外，行业层面随时间变化的不可观测因素也可能对企业的出口多元化水平产生一定影响，因此我们在表 5 列（7）中同时控制了省份 × 年份和行业 × 年份两种交叉固定效应，从而在更大程度上排除了遗漏变量问题。从回归结果看到，核心解释变量 *FDI_Sector* 的估计系数保持在 1% 的水平上显著为正，再次表明外资开放水平的提升显著促进了企业的出口多元化。

5. 处理异常值问题

为了避免潜在的异常值问题，我们对所有连续变量进行了 1% 的缩尾（winsor）处理形成新样本并对其重新估计，相应的估计结果报告在表 5 列（8）。从中可以看到，核心解释变量 *FDI_Sector* 的估计系数值和显著性水平没有发生明显变化，这进一步验证了前文估计结果的可靠性，即外资开放水平越高，企业的出口多元化程度也会随之上升。

表 5 稳健性回归结果

变量	(1) 贸易 自由化	(2) 国企改革	(3) 控制行业 特征	(4) Heckman 第一阶段	(5) Heckman 第二阶段	(6) 省份 × 年 份固定效应	(7) 多维固定 效应	(8) 处理 异常值	(9) 延长 样本期
<i>FDI_Sector</i>	0.1152*** (14.33)	0.1062*** (12.52)	0.0660*** (7.13)		0.0839*** (9.74)	0.1068*** (13.37)	0.1096*** (13.44)	0.1050*** (12.88)	
<i>FDI_Entry</i>									0.0106*** (9.33)
<i>Inputtar</i>	-0.0051*** (-10.32)	-0.0052*** (-10.62)	-0.0059*** (-11.04)						
<i>Outputtar</i>	0.0043*** (23.82)	0.0042*** (23.46)	0.0031*** (15.87)						
<i>SOEshare</i>		0.0356*** (3.18)	0.0584*** (4.34)						
<i>ExportLag</i>				2.5173*** (79.22)					
<i>IMR</i>					-0.0791*** (-60.41)				
行业特征 × Year Dummy	否	否	是	否	否	否	否	否	否
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份 FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
地区 FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业 FE	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	217,395	217,395	204,003	2,805,332	180,461	217,395	217,395	217,395	672,814
Pseudo R ²	0.0967	0.0968	0.1028	0.5904	0.1238	0.0949	0.0966	0.0934	0.0948

6. 延长样本期

鉴于 2007 年后工业企业数据在关键变量上存在严重缺失，且其质量及统计口径存在广泛争议，前文选择 2000~2007 年作为研究样本期，以确保变量测度的准确性和识别策略的有效性。为了增强研究结论的稳健性与可靠性，我们进一步将样本期拓展至 2000~2013 年进行稳健性检验。然而，

2008~2009 年及 2011~2013 年均有大量企业未上报资本金细项，尤其是 2009 年该类信息缺失率高达约 70%。由于本文核心解释变量“外资进入水平”的构造依赖于对不同来源资本金的精确区分，数据缺失严重制约了直接度量。为此，我们借鉴孙浦阳和张龔（2015）的做法，转而采用中国历年《外商投资产业指导目录》对各行业或产品的外资管理规定作为衡量依据。该目录将国民经济的所有行业和产品划分为 4 类：鼓励、限制、禁止和未注明。我们将其与我国国民经济行业 3 位码进行匹配，并对目录中的鼓励类、限制类、禁止类和未注明类分别赋得分值 1、-1、-2 和 0，最终得到外资进入水平指标，记为 *FDI_Entry*。表 5 列（9）报告了以 2000~2013 年为样本期、以 *FDI_Entry* 为核心解释变量的估计结果。我们发现，*FDI_Entry* 的估计系数在 1% 的水平上显著为正，再一次验证了外资开放对企业出口多元化的促进作用。

六、机制检验与异质性分析

（一）传导机制检验

通过前文的分析我们发现，外资开放显著提升了同行业内资企业的出口多元化水平。那么一个自然且重要的问题是，外资促进企业出口多元化的作用机制可能有哪些？在前文理论分析的基础上，我们将从融资约束缓解、促进研发创新、促进对外直接投资 3 个角度进行机制检验，从而更好地揭示二者之间的内在联系。具体设定如下回归模型：

$$Channel_{it} = \beta_1 \times FDI_Sector_{it} + \gamma X_{it} + \delta_t + \delta_r + \delta_i + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

其中，*Channel_{it}* 为机制变量，包括融资约束、研发创新和对外直接投资；与前文保持一致，控制年份固定效应（ δ_t ）、地区固定效应（ δ_r ）、行业固定效应（ δ_i ）和与基准回归模型相同的控制变量。

1. 缓解融资约束渠道

一方面，已有研究表明，企业所受融资约束程度越大，对出口的抑制效应就越强，融资约束的缓解有利于促进企业出口（Manova, 2013）、提升企业的出口多元化水平（潘彤等，2024）；另一方面，外资作为一种重要的外部融资渠道，外资开放能通过直接注资或跨国合作的方式减轻本土企业的融资约束问题（韩国高等，2021）。由此，我们推测，融资约束缓解可能是外资开放影响企业出口多元化水平的一条中间机制。为了验证这一机制假说，我们借鉴 Petersen 和 Rajan（1997）的做法，采用应付账款与总资产的比值构建了融资约束指标（*Fincons*），该变量的数值越小，表示企业面临的融资约束程度就越大。我们将其作为被解释变量进行回归，从表 6 列（1）报告的结果可以看到，外资开放 *FDI_Sector* 的估计系数显著为正，验证了外资开放确实通过缓解企业融资约束的渠道促进了企业出口多元化水平的提升。

2. 促进研发创新渠道

外资开放具有溢出效应，能通过示范效应、培训效应、人员流动效应促进东道国企业研发创新（Baltabaev, 2014；Anwar and Sun, 2018；Chen et al., 2022）；而创新研发不仅有助于企业生产多样化的新产品、增加出口产品的种类，还能增强市场对企业的认可，从而扩大市场份额（毛其淋和王澍，2022），提升企业出口市场的多元化程度。由此我们认为，外资开放可能会通过促进研发创新的渠道提升企业的出口多元化水平。为了对此进行检验，我们采用“1+ 专利申请数”的自然对数值来衡量研发创新水平，以其作为被解释变量进行回归。从表 6 列（2）报告的估计结果可

表 6 机制检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	融资约束 渠道	研发创新 渠道	对外直接 投资渠道
<i>FDI_Sector</i>	0.0388*** (5.25)	0.2997*** (2.91)	0.0479* (1.65)
控制变量	是	是	是
年份 FE	是	是	是
地区 FE	是	是	是
行业 FE	是	是	是
观测值	134,340	13,186	203,994

以看到，核心解释变量 FDI_Sector 的估计系数在 1% 的水平上显著为正，验证了外资开放对研发创新的促进作用，表明促进研发创新的确为外资开放促进企业出口多元化的一条重要渠道。

3. 促进对外直接投资渠道

众多研究表明，外资开放明显带动了企业的对外直接投资活动（聂飞等，2016；李磊等，2018）；而企业能在进行对外直接投资时获得利于出口的信息优势，从而减少企业出口成本、提高出口的多元化水平（杨汝岱和吴群锋，2019）。据此，一个合理的推测是，外资开放可能会通过促进企业对外直接投资的渠道对企业出口多元化产生积极影响。为了检验这一推测，我们通过合并工业企业数据库与商务部“境外投资企业（机构）名录”构造了企业对外直接投资虚拟变量（ $OFDI$ ）：若企业 f 在 t 期进行了对外直接投资， $OFDI$ 取 1，否则取 0。将企业对外直接投资作为被解释变量的估计结果报告在表 6 列（3）中，我们发现核心解释变量 FDI_Sector 的估计系数显著为正，再一次验证了“引进来”对“走出去”的拉动效应，并印证了促进对外直接投资是外资开放影响内资企业出口多元化的又一重要渠道。

（二）异质性分析

1. 企业所有制

中国政府按照国家总体发展战略进行资源配置，使得国有企业和民营企业面临不同的政策待遇和信贷优惠。据此我们推测，外资开放对出口多元化的影响效应可能因企业的所有制而异。为了检验这一猜想，在基准模型的基础上加入国有企业虚拟变量与外资开放水平溢出指标的交互项 $Soesdum \times FDI_Sector$ 进行估计。从表 7 列（1）报告的估计结果可以看到，核心解释变量 FDI_Sector 的估计系数显著为正，而交互项的估计系数显著为负，代表外资开放对民营企业出口多元化的促进作用明显大于国有企业，与理论假说 3 相一致。

产生这一异质性结果可能是由于，国有企业在投融资中受到政策优待，受到融资约束的可能性较低；而民营企业受到诸多金融抑制和体制性歧视，融资难问题是制约其生存和发展的最大瓶颈（余力和孙碧澄，2013），因此外资作为一种重要的外部融资渠道，对民营企业具有更强的融资约束缓解作用，进而对其出口多元化的促进作用也更为明显。

2. 贸易方式

改革开放以来，加工贸易成为中国主要的贸易方式，加工贸易占比居高不下是中国对外贸易的一个典型特征，为了更深入地考察外资开放与企业出口多元化之间的关系，我们进一步探究二者之间的关系是否随企业的贸易方式而异。本文借鉴田巍和余森杰（2014）的做法，将纯出口企业视为加工贸易企业，将其他类型企业视为一般贸易企业，构建加工贸易企业虚拟变量 $Processdum$ ，并将其与外资开放水平溢出指标的交互项加入模型。从表 7 列（1）所报告的估计结果来看，交互项 $Processdum \times FDI_Sector$ 的估计系数显著为负，表明外资开放对加工贸易企业出口多元化的提升作用明显强于一般贸易企业，较好地验证了理论假说 3。一个合理的推测是，加工贸易企业在进口中间品时享受“零关税”的政策优待，在出口加工制成品时无需向海关支付增值税（Yu，2015），因此加工贸易企业受到融资约束的可能性远小于一般贸易企业，使得外资能发挥的缓解融资约束的

表 7 异质性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	所有制	贸易方式	吸收能力
FDI_Sector	0.1092*** (13.69)	0.1318*** (16.46)	0.1115*** (12.42)
$Soesdum \times FDI_Sector$	-0.0525*** (-3.13)		
$Processdum \times FDI_Sector$		-0.1883*** (-30.17)	
$Absorb \times FDI_Sector$			0.0878* (1.66)
控制变量	是	是	是
年份 FE	是	是	是
地区 FE	是	是	是
行业 FE	是	是	是
观测值	217,395	217,395	172,523
Pseudo R ²	0.0935	0.0983	0.0951

作用有限，对出口多元化的提升作用也受到抑制。

3. 吸收能力

东道国企业的吸收能力是影响外资溢出效应强弱的重要因素（Kokko，1994），因而可能对企业出口多元化的提升作用也相应更强。为了检验这一推测，我们构造了研发密集度指标（*Absorb*，即研发支出占企业销售收入的比重）用以衡量企业的吸收能力，将其与核心解释变量 *FDI_Sector* 形成交互项加入基准回归模型，估计结果报告在表 7 列（3）中。可以看到，核心解释变量 *FDI_Sector* 以及交互项 *Absorb* × *FDI_Sector* 的估计系数均显著为正，与理论假说 3 一致，表明企业的吸收能力越强，它们就越容易提取、理解、整合知识并在此基础上进行创新（Kokko，1994），从而有利于出口多元化水平的提升，估计结果符合理论预期。

七、进一步分析与讨论

前文的实证研究已全面检验了外资开放对本行业内资企业出口多元化的影响及作用机制，发现外资开放水平的提升显著提升了企业出口的多元化水平。考虑到出口多元化涵盖出口市场多元化与出口产品多元化两个方面，我们自然而然地想到，外资开放对哪个类型的出口多元化影响更大？此外，就企业出口目的地而言，外资开放更利于行业中内资企业向发达国家还是向发展中国家的多元化出口？我们将对上述问题展开细致讨论，以期进一步深化对二者之间内在联系的理解。

（一）区分出口市场多元化与出口产品多元化

到目前为止，本文均是基于市场组合和产品组合的双重维度构造企业的出口多元化指标。下面我们将出口多元化细化，区分为出口市场多元化与出口产品多元化两个维度，进一步考察外资开放对这两种多元化类型的影响。延续上文的方法，本文采用赫芬达尔指数测度出口市场多元化（*MarketDiv*）和出口产品多元化（*ProductDiv*），具体构造式如下：

$$MarketDiv_{it} = 1 - \sum_c \left(\frac{Export_{ict}}{\sum_c Export_{ict}} \right)^2 \quad (6)$$

$$ProductDiv_{it} = 1 - \sum_h \left(\frac{Export_{iht}}{\sum_h Export_{iht}} \right)^2 \quad (7)$$

用上述两个多元化指标作为因变量进行回归，估计结果报告在表 8 列（1）~ 列（2）中。可以看到，两列核心解释变量 *FDI_Sector* 的估计系数在 1% 的水平上显著，表明外资开放对出口市场多元化和出口产品多元化水平的提升均有明显的促进作用。为了准确比较外资开放对哪个维度出口多元化的提升效应更大，我们对两种出口多元化的估计系数进行标准化处理： $\beta'_1 = \hat{\beta}_1 \times se(FDI_Sector) / se(MarketDiv)$ 和 $\beta'_2 = \hat{\beta}_2 \times se(FDI_Sector) / se(ProductDiv)$ ，其中 $\hat{\beta}_1$ 和 $\hat{\beta}_2$ 分别表示以 *MarketDiv* 和 *ProductDiv* 作为被解释变量时核心解释变量 *FDI_Sector* 的估计系数， $se(\cdot)$ 表示相应变量的标准差， β'_1 和 β'_2 为标准化后的估计系数。经过计算得到， $\beta'_1 = 0.3198$ ， $\beta'_2 = 0.1916$ ， $\beta'_1 > \beta'_2$ ，由此可见，外资开放对内资企业出口市场多元化水平的提升作用强于出口产品多元化。

出于稳健性考虑，我们换用其他方法衡量两种维度的出口多元化变量：采用企业当年出口市场数量的自然对数衡量出口市场多元化水平，采用企业当年出口 HS 8 位码产品数量的自然对数衡量出口产品多元化水平。表 8 列（3）~ 列（4）报告了换用出口多元化衡量方式得到的估计结果：核

心解释变量的估计系数仍显著为正，我们测算标准化估计系数得到： $\beta_1=0.0849$ ， $\beta_2=0.0358$ 。这再次证明，与出口产品多元化相比，外资开放在更大程度上提升了内资企业出口市场多元化水平。

对此可能的解释是：外资开放带来的溢出效应有助于企业提升生产效率、降低生产成本，从而激励企业扩大出口规模、拓展出口市场，即有利于出口市场多元化水平的提高；同时，外资开放会引致市场竞争的加剧（Lu et al., 2017），企业为了提高出口竞争力，可能会选择从多样化生产转向集中生产具有比较优势的核心产品（Lopresti et al., 2016；吕越和邓利静，2020），使得外资对出口产品多元化的提升作用有限。

（二）区分出口多元化的目的地

中国的出口目标市场众多，各国在经济发展水平上存在较大差异，我们想进一步探讨，随着外资进入行业，中国企业更倾向于选择发达国家还是发展中国家拓宽出口市场？在向两类出口目的地出口的过程中，企业倾向于向哪类国家推行出口多元化策略？本部分将对上述问题进行考察。

首先，我们根据企业出口目的地的经济发展水平进行分类，分别统计得到企业当年出口目的地中发达国家和发展中国家的数量，将其自然对数作为被解释变量进行回归，估计结果报告在表 9 列（1）~ 列（2）中。可以看到，外资开放对两类出口目的地的出口市场多元化水平均产生了明显的提升作用。为了进一步比较外资开放对两类出口目的地出口市场多元化水平影响的强弱，我们对两组样本中核心解释变量 *FDI_Sector* 的估计系数进行了标准化处理，经过计算后得到，以出口目的地中发达国家的数量作为因变量，标准化估计系数为 0.0120，小于发展中国家的标准化估计系数 0.0217，说明外资开放在更大程度上提高了内资企业向发展中国家出口的市场多元化水平。

接下来，我们考虑区分出口目的地的出口多元化策略：分别统计得到企业当年向发达国家和发展中国家出口 HS 8 位码产品种类—出口市场组合的数量，以其自然对数作为被解释变量进行回归。比较表 9 列（3）~ 列（4）估计系数的显著性水平及标准化后估计系数的大小我们得知，外资开放更有益于在向发展中国家出口的过程中增加出口产品种类、拓展出口目的地的数量。综合以上检验结果可知，外资开放在中国内资企业向发展中国家出口的过程中发挥重要作用，有利于开辟更多发展中国家市场、丰富出口产品种类。

八、结论与政策含义

改革开放以来，中国引进外资的规模不断扩大，利用外资的质量和效益持续提升，外资一直是中国推进高水平对外开放的重要组成部分。本文利用丰富的微观企业数据全面且细致地考察了外资开放对行业中内资企业出口多元化的影响及其作用机制。本文主要有如下几点发现：外资开放显著提升了企业出口多元化水平，这一效应在短期和中期具有持续性；机制检验表明，缓解融资约束、促进研发创新和促进对外直接投资是外资开放促进企业出口多元化的 3 条重要渠道；异质性分析表

表 8 区分出口市场多元化与出口产品多元化

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	出口市场 多元化	出口产品 多元化	出口市 场数量	出口产 品数量
<i>FDI_Sector</i>	0.6520*** (24.19)	0.3513*** (14.42)	0.5894*** (13.81)	0.2217*** (6.04)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
观测值	203,994	203,994	217,395	217,395
Pseudo R ²	0.0856	0.1316	0.161	0.175

表 9 区分发达国家与发展中国家

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	发达 国家	发展中 国家	发达 国家	发展中 国家
<i>FDI_Sector</i>	0.0721* (1.71)	0.1298*** (3.09)	0.0989* (1.92)	0.1617*** (3.28)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	175,097	176,760	175,097	176,759
R ²	0.834	0.832	0.841	0.825

明,外资开放对出口多元化的促进作用主要集中于民营企业、一般贸易企业以及吸收能力强的企业;拓展研究表明,外资开放对企业出口多元化的促进效应主要表现为出口市场多元化,且在向发展中国家出口的过程发挥了更为突出的作用。

本文的研究具有重要的政策含义。考虑到外资开放显著促进了内资企业出口多元化水平的提高,因此中国应进一步出台和完善相关政策,促进外资稳存量、扩增量、提质量。第一,加大利用外资的政策支持。完善配套措施,确保符合条件的外资项目充分享受各项优惠政策,鼓励外资更多服务于先进制造业、现代服务业、高新技术等。第二,引导外商投资便利化。适度缩减外资准入负面清单,极简市场准入审批程序,进一步放宽准入门槛;加大外商投资合法权益的保护力度,打造市场化、法治化、国际化一流的营商环境,激发外资企业来华投资的积极性。第三,充分发挥平台载体作用。加大自贸试验区、国家级经开区、自由贸易港等开放平台先行先试力度,加快试点经验复制推广;发挥国家级经济开发区、各类园区等吸引外资的示范引领作用;进一步强化重大经贸活动平台的招商作用。

参考文献:

- [1] 白重恩,路江涌,陶志刚.国有企业改制效果的实证研究[J].经济研究,2006(8).
- [2] 陈勇兵,胡佳雯,杜雨蕊,等.外资进入促进了就业净增长——来自中国外资准入限制放宽的证据[J].经济学(季刊),2024(3).
- [3] 陈志远,朱婷,孟可心.贸易政策不确定性与企业出口产品范围[J].国际贸易问题,2022(6).
- [4] 陈紫若,刘林青.企业跳跃距离、出口多样性对出口二元边际的影响研究[J].国际贸易问题,2022(2).
- [5] 崔新健,李健,冼国明.“引进来”是否促进了“走出去”——基于省际层面数据的研究[J].经济问题探索,2018(4).
- [6] 戴翔,刘长鹏,成鹏东.制度型开放、利用外资与本土企业创新[J].世界经济研究,2025(1).
- [7] 高运胜,张玉连,杨晨.外需冲击与中国制造业企业出口多元化——基于产品与市场的视角[J].国际经贸探索,2025(10).
- [8] 耿伟.要素价格扭曲是否提升了中国企业出口多元化水平?[J].世界经济研究,2013(9).
- [9] 韩国高,邵忠林,张倩.外资进入有助于本土企业“稳就业”吗——来自中国制造业的经验证据[J].国际贸易问题,2021(5).
- [10] 韩剑,王静.中国本土企业为何舍近求远:基于金融信贷约束的解释[J].世界经济,2012(1).
- [11] 赖明勇,包群,彭水军,等.外商直接投资与技术外溢:基于吸收能力的研究[J].经济研究,2005(8).
- [12] 李磊,冼国明,包群.“引进来”是否促进了“走出去”?——外商投资对中国企业对外直接投资的影响[J].经济研究,2018(3).
- [13] 李莉,顾春霞,于嘉懿.高管政治晋升对国有企业创新投资的影响研究——基于监管独立性和市场化进程的双重探讨[J].科学学研究,2018(2).
- [14] 罗长远,陈琳.FDI 是否能够缓解中国企业的融资约束[J].世界经济,2011(4).
- [15] 吕越,邓利静.全球价值链下的中国企业“产品锁定”破局——基于产品多样性视角的经验证据[J].管理世界,2020(8).
- [16] 毛其淋,方森辉.外资进入自由化如何影响中国制造业生产率[J].世界经济,2020(1).
- [17] 毛其淋,王澍.外资并购对中国企业产能利用率的影响[J].国际贸易问题,2022(1).
- [18] 聂飞,刘海云,毛海欧.中国利用外资促进了对外直接投资吗——基于集聚经济效应的实证研究[J].国际贸易问题,2016(10).
- [19] 潘彤,刘斌,包雅楠.跨境电商平台与企业出口多元化:基于市场和产品双重视角的经验分析[J].世界经济研究,2024(5).
- [20] 钱学锋,王胜,陈勇兵.中国的多产品出口企业及其产品范围:事实与解释[J].管理世界,2013(1).
- [21] 钱学锋,余弋.出口市场多元化与企业生产率:中国经验[J].世界经济,2014(2).
- [22] 苏二豆,薛军.服务业开放、外资管制与企业对外直接投资模式[J].世界经济研究,2022(3).
- [23] 孙楚仁,李媚媚,于津平.中国对外援助与企业出口产品多元化[J].数量经济技术经济研究,2025(12).
- [24] 田巍,余森杰.中间品贸易自由化和企业研发:基于中国数据的经验分析[J].世界经济,2014(6).
- [25] 杨汝岱,吴群峰.企业对外投资与出口产品多元化[J].经济学动态,2019(7).
- [26] 余力,孙碧澄.民营经济发展的融资困境研究——基于金融抑制视角[J].财经科学,2013(8).
- [27] 诸竹君,黄先海,陈航宇.生产性服务业外资开放与制造业创新——兼论新质生产力发展的制度型开放优化路径[J].金融研究,2024(2).
- [28] Ahn, J., Khandelwal, A., Wei, S. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade[J]. Journal of International Economics, 2011, 84(1).
- [29] Amiti, M., Konings, J. Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia[J]. American Economic

- Review,2007,97(5).
- [30] Anwar, S.,Sun, S.Foreign Direct Investment and Export Quality Upgrading in China's Manufacturing Sector[J].International Review of Economics & Finance,2018,54.
- [31] Anwar, S.,Sun, S.Foreign Direct Investment and Product Quality in Host Economies[J].The World Economy,2022,46(5).
- [32] Baltabaev, B.Foreign Direct Investment and Total Factor Productivity Growth:New Macro-Evidence[J].World Economy,2014,37.
- [33] Blomstrom, M.,Kokko, A.Multinational Corporations and Spillovers[J].Journal of Economic Surveys,1998,12.
- [34] Brandt, L.,Van Biesebroeck, J.,Zhang, Y.Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J].Journal of Development Economics,2012,97(2).
- [35] Caves, R. E.Multinational Firms,Competition,and Productivity in Host-Country Markets[J].Economica,1974,41(162).
- [36] Chen, Y.,Jiang, H.,Liang, Y.,et al.The Impact of Foreign Direct Investment on Innovation: Evidence from Patent Filings and Citations in China[J].Journal of Comparative Economics,2022,50.
- [37] Dennis, A.,Shepherd, B.Trade Facilitation and Export Diversification[J].The World Economy,2011,34.
- [38] Feenstra, R. C.,Kee, H. L.Trade Liberalisation and Export Variety:A Comparison of Mexico and China[J].World Economy,2007,30.
- [39] Girma, S.,Greenaway, D.,Wakelin, K.Who Benefits from Foreign Direct Investment in the UK?[J].Scottish Journal of Political Economy,2013,60.
- [40] Heckman, J. J.Sample Selection Bias as a Specification Error[J].Econometrica,1979,47(1).
- [41] Huang, Y.Selling China:Foreign Direct Investment During the Reform Era[M].Cambridge:Cambridge University Press,2005.
- [42] Javorcik, B. S.Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms?In Search of Spillovers through Backward Linkages[J].American Economic Review,2004,94(3).
- [43] Jetter, M.,Ramírez, H. A.Want Export Diversification?Educate the Kids First[J].Economic Inquiry,2015,53.
- [44] Jiang, H.,Liang, Y.,Pan, S.Foreign Direct Investment and Regional Innovation:Evidence from China[J].The World Economy,2022,45.
- [45] Kokko, A.Technology,Market Characteristics and Spillovers[J].Journal of Development Economics,1994,43(2).
- [46] Kornai, J.Hard and Soft Budget Constraints[J].Acta Oeconomica,1980,25(3/4).
- [47] Lopresti, J.Multiproduct Firms and Product Scope Adjustment in Trade[J].Journal of International Economics,2016,100.
- [48] Lu, Y.,Tao, Z.,Zhu, L.Identifying FDI Spillovers[J].Journal of International Economics,2017,107.
- [49] Manova, K.Credit Constraints,Heterogeneous Firms,and International Trade[J].Review of Economic Studies,2013,80(2).
- [50] Marchal, L.,Nedoncelle, C.Immigrants,Occupations and Firm Export Performance[J].Review of International Economics,2019,27(5).
- [51] Mijiyawa, A. G.Does Foreign Direct Investment Promote Exports?Evidence from African Countries[J].World Economy,2017,40.
- [52] Petersen, M. A.,Rajan, R. G.Trade Credit:Theories and Evidence[J].Review of Financial Studies,1997,10(3).
- [53] Roberts, M. J.,Tybout, J. R.The Decision to Export in Colombia:An Empirical Model of Entry with Sunk Costs[J].American Economic Review,1997,87(4).
- [54] Song, Z.,Storesletten, K.,Zilibotti, F. Growing Like China[J].American Economic Review,2011,101(1).
- [55] Yu, M.Processing Trade,Tariff Reductions and Firm Productivity:Evidence from Chinese Firms[J].Economic Journal,2015,125(585).

FDI Opening and Export Diversification: Micro Evidence from Chinese Manufacturing Enterprises

MAO Qilin ZHONG Yiming

Abstract: This paper first theoretically describes the micro mechanisms through which FDI inflow affects the export diversification of domestic enterprises, and then conducts an empirical study using Chinese firm-level micro data. Results show that FDI inflow promotes enterprises' export diversification significantly. Mechanism tests indicate that FDI inflow improves export diversification through channels including financing constraints alleviation, R&D innovation promotion and OFDI promotion. Heterogenous analysis show that the impact of FDI inflow on export diversification is more obvious among private enterprises, ordinary trade and enterprises with higher absorption capacity. Finally, this paper further distinguishes the types and destinations of export diversification, and finds that the promotion effect of FDI inflow on export diversification is mainly manifested in export market diversification, and plays a more prominent role in the process of exporting to developing countries. This paper examines the relationship between FDI inflow and export diversification comprehensively, which not only provides a strong micro basis for the objective evaluation of the economic effects of China's investment policy, but also provides beneficial policy enlightenment for China to reduce foreign trade risks and promote the high-quality development of trade.

Keywords: FDI liberalization; export diversification; high-quality trade development

(责任编辑: 张建华)