

美国出口管制改革、中国对外直接投资与企业创新

蔡伟毅 孟小淇 秦思佳 邓明

目录

附录 I 理论模型推导细节	1
附录 II 数据来源和匹配	2
附录 III 变量说明	4
附录 IV 基准回归结果与事前趋势检验	6
附录 V 稳健性检验	8
附录 VI 出口管制强度构建方式	16
参考文献	17

附录I 理论模型推导细节

对式 (1) 求解 以及 r 的一阶条件, 使得 $\frac{\partial \pi}{\partial d}$ 和 $\frac{\partial \pi}{\partial r}$ 均为 0, 得到:

$$\left(\varepsilon_{down}(1-\varphi)+(1-\tau(\varepsilon_H)+\kappa(\alpha))\varphi\right)P\theta_d = \left(\varepsilon_{up}(1-\varphi^d)+\varepsilon_H\varphi^d\right)P^d(1-f)+\varepsilon_H C_d, \quad (I1)$$

$$\left(\varepsilon_{down}(1-\varphi)+(1-\tau(\varepsilon_H)+\kappa(\alpha))\varphi\right)P\theta_r = \varepsilon_H C_r, \quad (I2)$$

对式 (I1) 和 (I2) 分别求企业创新活动强度 r 对美国出口管制强度 ε_H 以及企业 OFDI 强度 α 的偏导数, 经整理得到:

$$\frac{\partial r}{\partial \varepsilon_H} = \frac{\tau'(\varepsilon_H)\varphi P\theta_d + \varphi^d P^d(1-f) + C_d}{-\varepsilon_H C_{dr}}, \quad (I3)$$

$$\frac{\partial r}{\partial \alpha} = \frac{\kappa'(\alpha)\varphi P\theta_d + \left(\varepsilon_{down}(1-\varphi)+(1-\tau(\varepsilon_H)+\kappa(\alpha))\varphi\right)P\theta_{d\alpha}}{\varepsilon_H C_{dr}}, \quad (I4)$$

进一步地, 根据式 (I3) 和 (I4) 继续求 α 的偏导数, 整理得:

$$\frac{\partial^2 r}{\partial \varepsilon_H \partial \alpha} = \frac{\kappa'(\alpha)\varphi P\theta_d + \left(\varepsilon_H \tau'(\varepsilon_H)\varphi + \left(\varepsilon_{down}(1-\varphi)+(1-\tau(\varepsilon_H)+\kappa(\alpha))\varphi\right)P\theta_{d\alpha}\right)}{-\varepsilon_H^2 C_{dr}}, \quad (I5)$$

附录II 数据来源和匹配

1. 美国实体清单来源及简介

目前，美国出口管制产品和技术主要有两类：一是军事类，即专用于军事目的的设备、物资和技术；二是军民两用类，包括核、电子设备、互联网等在内的敏感物件和技术。本文研究对象涵盖了 BIS 的实体清单（Entity list, EL）与 OFAC 的特别指定国民名单（Specially Designated Nationals List, SDNL）中的实体部分。具体来说，BIS 负责制定《出口管理条例》（Export Administration Regulations, EAR）对军民两用品进出口贸易进行法律规制，根据美国出口管制制度，管制强度较高的产品和技术须获得 BIS 颁发的出口许可证后才可对华出口；而 OFAC 根据美国外交政策和国家安全目标管理并执行经济和贸易制裁。

本文研究所涉及到的美国实体清单来源及介绍如表 III 所示。

表 III 实体清单来源及介绍

来源	清单名称	简介
美国商务部	实体清单（Entity List）	在实体清单规定的范围内，出口、再出口或（在国内）转让任何受 EAR 约束的物品，都需要获得许可证。否则，美方机构不得与其进行进出口贸易及学术交流。
美国财政部	特别指定国民名单（Specially Designated Nationals List）	根据 OFAC 的规定可能被禁止进行出口交易的当事人，需要许可证才能出口或再出口到本清单中任何一方。

资料来源：美国商务部产业与安全局（BIS）与外国资产控制办公室（OFAC）；作者整理。

2. 数据匹配步骤

由于直接被纳入 BIS 实体清单及 OFAC 特别指定国民名单的上市公司数量较少，现有文献多基于受限上市公司占该行业全部上市公司的比重或该行业是否存在受限上市公司来构建企业样本（杨策和郑建明，2022）。此外，也有文献基于企业进出口产品，使用海关数据库对受限企业样本进行扩充（余典范等，2022）。这种扩充方法基于企业进出口产品的相似性进行企业关联，认为所有相应的进口企业都会受到美国出口管制的影响，是一种横向考虑，具备一定合理性。然而，因为海关数据库存在数据缺失问题，且数据时间段较短，很难涵盖 2018 年及以后的数据，而美国对于中国企业的出口管制正是在 2018 年 ECRA 发布后出现了更进一步收紧的情况，因此基于中国海关数据库的数据扩充方式存在缺陷。此外，相对于企业产品进出口情况来说，同行业企业的供应链关系更为稳定，同一供应链上企业的纵向联系更加紧密，供应链上下游企业之间存在明显的相互影响，而现有研究也不乏从供应链角度出发对美国出口管制影响中国企业创新进行探讨（余振等，2024），并且 ECRA 在 EAR 中新增了“军事生产活动”的定义描述，意味着美国出口管制升级为“供应链穿透监管”¹，即美国出口管制能够通过受限企业的上下游关系对同一供应链的企业创新造成影响，因此基于企业供应链关系的样本扩充方式具备更强合理性和适用性。

本文通过匹配与上文所述实体清单中受限企业本身及其关联方存在一级供应链上下游关系的中国上市公司对受限企业进行样本扩充，匹配步骤如下：

第一，根据 BIS 实体清单、OFAC 特别指定国民名单中的实体部分，筛选出中国企业，并依据实体企业的名称与国内 A 股上市公司进行关系匹配（企业本身、与上市公司的关联方关系等），得到被实体名单限制的中国上市公司和非上市公司。

¹ ECRA 出台后，无论物项是否受到 EAR 管辖，一旦知晓该物项最终会流向军事最终用户或为军事最终用户所使用，即可定性为“军事生产活动”，美国出口管制的管控节点也因此从终端产品向供应链上游延伸。

第二，根据受限中国上市公司和非上市公司的一级供应链关系寻找上下游上市公司，将在链条上的所有上市公司均定义为受到美国出口管制限制的上市公司。

经过上述步骤，本文共匹配到 164 家国内上市公司作为受到美国出口管制限制的样本。按照证监会 2012 版行业分类，受到美国出口管制限制的上市公司集中在计算机、通信和其他电子设备制造业及软件和信息技术服务业等技术密集型行业。结合图 2 可以发现，这类“卡脖子”问题最为突出的技术密集型行业企业的研发类海外关联方数量变动趋势在 2018 年美国 ECRA 出台后出现了明显上升，这种变动趋势似乎印证了本文研究假说是成立的，本文将在实证分析部分详细探讨技术密集型行业 OFDI 对受美国出口管制限制的企业创新的影响及其特征。

附录III 变量说明

1.被解释变量

本文选取上市公司发明专利获得量作为创新活动的衡量指标。然而，作为被解释变量的专利数据存在零值堆积特征，而被解释变量的类对数转换可能导致 ATE 的估计值无法被合理解释为百分比效应（Chen & Roth, 2024），为了应对这一问题，本文直接采用上市公司发明专利获得量（百件）作为创新活动的衡量指标（*patent*），数据来源于中国研究数据服务平台（CNRDS）。

2.核心解释变量

本文构建两个核心解释变量：（1）是否受到美国出口管制影响（*did*），即交乘项 $treat_i \times post_t$ ，数据来源于美国商务部和财政部官网，数据匹配和筛选过程如前文所述¹；

（2）受美国出口管制影响的企业是否存在 OFDI 行为（*ddd_ofdi*），即交乘项 $treat_i \times post_t \times ofdi_i$ ，数据来源于 CSMAR²。在本文受到美国出口管制限制的企业中，共有 87 家企业存在 OFDI。

3.机制变量

结合现有文献和本文的理论分析，构建下述三种机制变量：（1）海外营收规模（*overseas*），以企业海外收入（亿元）加 1 后的自然对数值衡量，数据来源于 CSMAR；（2）海外技术布局（*foreign*），以企业新增海外专利获得数衡量，数据来源于智慧芽数据库（Pat Snap）；（3）外源融资能力（*loan*），以企业短期借款和长期借款之和占总资产比重加 1 取对数衡量，数据来源于 CSMAR。

4.控制变量

本文参考现有文献（余典范等，2022；刘斌和李秋静，2023）的做法，控制了可能影响企业研发创新、OFDI 行为以及企业特征的变量：（1）企业规模（*size*），为企业总资产（亿元）加 1 后的自然对数；（2）企业年龄（*age*），为企业年龄加 1 后的自然对数；（3）企业盈利能力（*roa*），为企业净利润与总资产的比值；（4）企业财务杠杆率（*leverage*），为企业总负债与总资产的比值；（5）股权集中度（*top*），为企业第一大股东持股占比（%）；（6）托宾 Q（*iq*），为企业市场价值与资本重置成本之比；（7）速动资产（*qa*），为企业速动资产占总资产的比例加 1 后的自然对数；（8）行业竞争程度（*hhi*），为企业所处行业营业收入的赫芬达尔指数；（9）政府补贴（*subsidy*），为企业获得的政府补贴金额占总资产的比重加 1 后的自然对数；（10）研发投入（*rd*），为企业研发投入（亿元）加 1 后的自然对数。这些控制变量的指标数值均来源于 CSMAR。

本文剔除了 ST 企业、金融类企业及数据缺失严重的企业，并对除虚拟变量外的所有变量进行了上下 1% 的缩尾处理，上述变量的含义及描述性统计如表 III1 所示。

表 III1 变量的含义及描述性统计

	变量	含义	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>patent</i>	发明专利获得量（百件）	20,703	0.137	0.353	0	2.460
解释变量	<i>did</i>	$treat_i \times post_t$	20,703	0.038	0.190	0	1
	<i>ddd_ofdi</i>	$treat_i \times post_t \times ofdi_i$	20,703	0.020	0.141	0	1

¹ 根据 BIS 的数据进行整理，截至 2024 年 3 月，样本中的实体不存在被移出的情形，且即便企业被移出实体清单，出口管制对于企业的影响依然存在（首陈霄和谈振林，2024），故此并未考虑实体被移出清单的情况。

² 剔除了初始注册金额小于 10 美元以及投资目的地为“避税天堂”的海外关联方。

机制 变量	<i>overseas</i>	ln(海外收入(亿元)+1)	20,703	0.360	0.827	0	3.781
	<i>foreign</i>	海外专利获得数	20,703	0.092	0.442	0	3
	<i>loan</i>	ln((短期借款+长期借款)/总资产+1)	20,703	0.116	0.105	0	0.426
控制 变量	<i>ofdipost</i>	$ofdi_i \times post_i$	20,703	0.325	0.468	0	1
	<i>size</i>	ln(总资产(元)+1)	20,703	22.450	1.328	20.010	26.440
	<i>age</i>	ln(企业年龄(年)+1)	20,703	2.132	0.890	0	3.332
	<i>roa</i>	净利润/总资产	20,703	0.043	0.065	-0.206	0.231
	<i>leverage</i>	总负债/总资产	20,703	0.423	0.196	0.059	0.897
	<i>top</i>	企业第一大股东持股比例(%)	20,703	33.310	14.830	8.380	74.090
	<i>tq</i>	ln(托宾Q+1)	20,703	1.051	0.329	0.610	2.184
	<i>hhi</i>	ln(行业集中度+1)	20,703	0.074	0.070	0.013	0.408
	<i>qa</i>	ln(速动资产/总资产+1)	20,703	0.356	0.123	0.074	0.621
	<i>subsidy</i>	ln(政府补助/总资产+1)	20,703	0.005	0.006	0	0.037
	<i>rd</i>	ln(研发投入(亿元)+1)	19,713	0.835	0.764	0.005	3.813

附录IV 基准回归结果与事前趋势检验

表 1 估计结果（含控制变量的系数估计结果）如表 IV1 所示。

表 IV1 OFDI 对受美国出口管制限制的中国企业创新的促进作用

变量	F.patent (1)	F.patent (2)
<i>ddd_ofdi</i>		0.145*** (0.031)
<i>did</i>	0.125*** (0.017)	0.041** (0.018)
<i>ofdipost</i>		-0.001 (0.005)
<i>size</i>	0.049*** (0.008)	0.049*** (0.008)
<i>age</i>	-0.051*** (0.006)	-0.050*** (0.006)
<i>roa</i>	-0.165*** (0.028)	-0.162*** (0.028)
<i>leverage</i>	-0.089*** (0.018)	-0.091*** (0.018)
<i>top</i>	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)
<i>tq</i>	0.020** (0.008)	0.020** (0.008)
<i>hhi</i>	-0.062 (0.069)	-0.072 (0.069)
<i>qa</i>	-0.076*** (0.025)	-0.076*** (0.025)
<i>subsidy</i>	0.060 (0.355)	0.125 (0.353)
<i>rd</i>	0.103*** (0.014)	0.102*** (0.014)
<i>Constant</i>	-0.886*** (0.168)	-0.885*** (0.168)
样本量	16,651	16,651
R ² 值	0.852	0.852
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为稳健标准误。下表同。

本文以 ECRA 出台的前一年作为基期，首先对双重差分模型进行事前趋势检验，结果如图 IV1 所示。可以看出，在受到美国出口管制影响之前，未发现实验组和控制组企业的发明专利获得数量存在明显差别，而实验组在受到美国出口管制影响之后，其发明专利获得数

量显著高于控制组，且逐年递增态势明显。进一步，本文将样本分为无 OFDI 企业以及有 OFDI 企业并分组进行事前趋势检验，结果如图 IV2 所示，无论企业是否存在 OFDI，实验组和控制组企业在 ECRA 出台前的发明专利获得数量均未出现明显差别，然而在受到美国出口管制影响后，通过对比图 IV2 (a) 和图 IV2 (b) 可以发现，无 OFDI 企业的实验组和控制组不存在明显差异，而有 OFDI 企业的实验组发明专利获得数量显著高于控制组，表明美国出口管制政策对存在 OFDI 行为的企业有更明显的“倒逼”效应。综上，事前趋势检验的结果未能拒绝事前趋势平行的假设，这为本文研究结论的稳健性提供了初步证据。

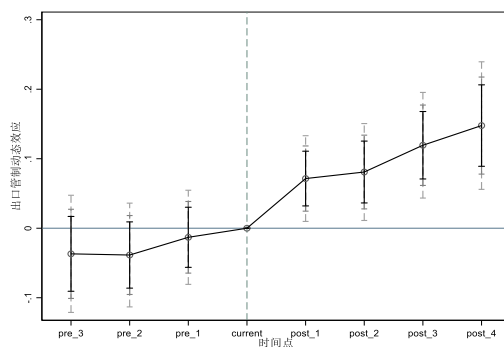
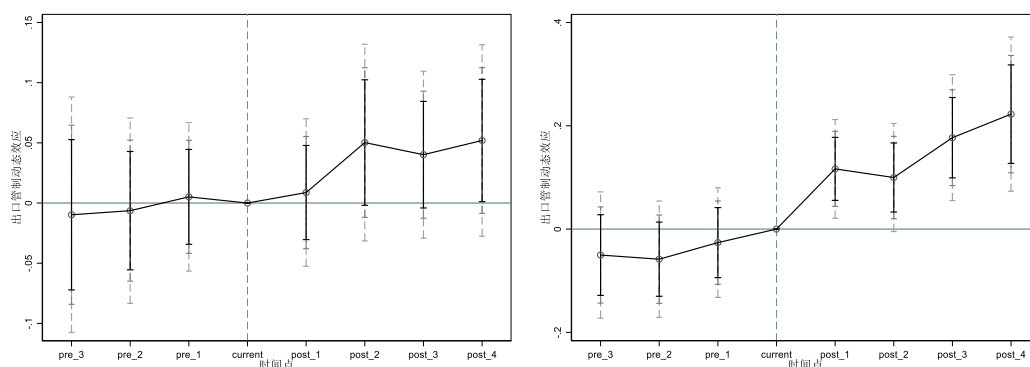


图 IV1 事前趋势检验：美国出口管制对中国企业创新的影响

注：图中分别为 99%、95%和 90%的置信区间。图 IV2 同。



(a) 无 OFDI 企业

(b) 有 OFDI 企业

图 IV2 事前趋势检验：分组检验

附录V 稳健性检验

1. 负二项回归与 PPML 回归

本文被解释变量是中国企业发明专利获得量，尽管已经使用专利数量原值而非加 1 取自然对数值作为被解释变量进行回归，但考虑到专利数据存在零值堆积问题，并且由于被解释变量具备均值小于方差的数据特征，由于泊松模型要求被解释变量满足数学期望等于方差的前提条件，使用泊松模型可能会导致回归结果过于分散。因此，本文参考苏杭等（2024）的方法，使用负二项模型进行回归，结果如表 V1 的第（1）-（2）列所示，核心解释变量的系数仍在 1%水平上显著为正，结论与前文保持一致。同时，为了进一步确保结论的稳健性，本文也进行了泊松伪极大似然回归（PPML），结果如表 V1 的第（3）-（4）列所示，PPML 回归的结果与基准回归、负二项回归的结果保持一致，本文研究结论的稳健性得以验证。

表 V1 负二项回归与 PPML 回归

变量	<i>F.patent</i> (1)	<i>F.patent</i> (2)	<i>F.patent</i> (3)	<i>F.patent</i> (4)
<i>ddd_ofdi</i>		0.274*** (0.096)		0.330*** (0.112)
<i>did</i>	0.271*** (0.047)	0.102 (0.077)	0.340*** (0.050)	0.088 (0.095)
样本量	16,890	16,890	16,333	16,333
伪R ² 值	0.248	0.248	0.826	0.827
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是

注：此处省略了控制变量（含 *ofdipost*）及常数项的参数估计结果，下表同。由于负二项回归模型以及 PPML 回归要求被解释变量为自然数，此处被解释变量为企业发明专利获得量（件）。

2. 替换被解释变量

现有文献表明，专利申请到专利公开平均时长需要 2 年左右（Bradley et al., 2015；曹越和王琼琼，2021），OFDI 对国内专利产出的推动作用存在一定滞后性，因此本文分别用企业当期发明专利获得量（*patent*）和提前 2 期发明专利获得量（*F2.patent*）替换被解释变量，回归结果如表 V2 所示，结论仍与前文保持一致。

表 V2 被解释变量替换：当期新增国内专利和提前 2 期新增国内专利

变量	<i>patent</i> (1)	<i>patent</i> (2)	<i>F2.patent</i> (3)	<i>F2.patent</i> (4)
<i>ddd_ofdi</i>		0.140*** (0.030)		0.102*** (0.034)
<i>did</i>	0.122*** (0.016)	0.040** (0.016)	0.108*** (0.019)	0.049** (0.020)
样本量	19,621	19,621	13,927	13,927
R ² 值	0.824	0.825	0.871	0.871
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是

3. 构建行业指标重新回归

采取与现有文献类似的方法, 本文用行业指标进行解释变量替换以验证上文结论的稳健性, 即构建行业的美国出口管制强度 $ec_{h,t}$:

$$ec_{h,t} = \frac{t\text{年行业}h\text{受美国出口管制影响的企业数量}}{t\text{年行业}h\text{上市公司总数}}, \quad (V1)$$

而对于受限企业来说, 本文以 $ecofdi_{ht}$ 构建受限行业的 OFDI 强度, 构建方法如式(V2)所示:

$$ecofdi_{h,t} = \frac{t\text{年行业}h\text{受美国出口管制影响且已进行OFDI的企业数量}}{t\text{年行业}h\text{受美国出口管制影响的企业数量}}, \quad (V2)$$

用行业指标进行替换后的基准回归结果如表 V3 所示, 第(1)列显示, 行业的美国出口管制强度 (ec) 的系数显著为正, 即美国出口管制强度的增加激发了企业自主创新的动力。第(2)列显示, 受限行业 OFDI 强度的系数均显著为正, 表明受限行业 OFDI 强度越大, 其对美国出口管制影响的缓解作用就越明显。基于上述结果, 本文研究结论的稳健性得到了验证。

表 V3 用行业指标进行替换后的基准回归结果

变量	F.patent (1)	F.patent (2)
ec	0.442*** (0.071)	0.312*** (0.089)
$ecofdi$		0.336** (0.162)
样本量	16,651	16,651
R ² 值	0.851	0.851
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是

4. 排除其他政策的影响

(1) 排除《中国制造 2025》战略规划的影响

《中国制造 2025》于 2015 年被正式提出, 以促进制造业创新发展为主题, 以“创新驱动、质量为先、绿色发展、结构优化、人才为本”为基本方针, 涵盖十大核心领域¹, 明确提出通过政府引导、扩大开放等方式提升制造业的技术水平和创新能力, 可能对本文研究结论造成影响。因此, 为了排除《中国制造 2025》战略规划的影响, 本文在回归中加入了企业是否 OFDI 的分组变量、十大核心领域企业分组变量与政策时间变量的交互项, 并控制了十大核心领域企业分组变量与政策时间变量的交互项、OFDI 企业分组变量与政策时间变量的交互项。

(2) 排除欧盟《2021 年两用物项出口管制条例》出台的影响

欧盟《2021 年两用物项出口管制条例》出台, 标志着欧盟出口管制的全面系统升级, 其管制物项和美国 EAR 规定的管制物项具备高度一致性, 可能对本文研究结论造成影响。因此, 为了排除欧盟新条例出台的影响, 本文在回归中加入了企业是否 OFDI 的分组变量、欧盟出口管制行业的企业分组变量与政策时间变量的交互项, 并控制了欧盟出口管制行业的企业分组变量与政策时间变量的交互项、OFDI 企业分组变量与政策时间变量的交互项。

(3) 控制以前年度登上实体清单的企业

¹ 十大领域包括: 新一代信息技术产业、高档数控机床和机器人、航空航天装备、海洋工程装备及高技术船舶、先进轨道交通装备、节能与新能源汽车、电力装备、农机装备、新材料、生物医药及高性能医疗器械。

前文所探讨的美国出口管制政策影响主要集中在 2018 年 ECRA 出台之后，而本文样本中部分中国企业在该政策出台之前就已经被纳入实体清单，而这些企业在基准回归中并未被纳入本文的实验组，这可能会导致研究结论出现偏误。因此，为了控制这部分 2018 年以前受限企业对结论造成的潜在影响，本文在回归中加入企业是否 OFDI 的分组变量、2018 以前年度登上实体清单的企业分组变量与政策时间变量的交互项，并控制以前年度登上实体清单的企业分组变量与政策时间变量的交互项。

(4) 控制外资安全审查政策的影响

《外国投资风险评估现代化法案》(FIRRMA) 与 ECRA 同属美国《2019 年国防授权法》，其对关键技术的定义与 ECRA 基本重叠，旨在通过阻碍海外并购的方式限制中国高技术企业的海外技术获取，不仅如此，FIRRMA 在全球范围内产生了“连锁反应”，主要国家和地区如欧盟、日本等均出台了收紧外国投资审查的相关法案(苏杭等，2024)。此外，中国企业的海外子公司亦有可能被纳入美国实体清单。因此，即使本文已经控制了前述政策因素，却仍然不足以控制外资安全审查等政策可能造成的潜在影响。因此，本文按企业 OFDI 的目的地，将核心解释变量拆分为向外资管制地区的 OFDI (*ddd_rule*) 和向其他地区的 OFDI (*ddd_nrule*) 并重新纳入回归¹，从而控制外资安全审查政策带来的影响。

(5) 控制中美贸易战的影响

由于 2018 年同样是中美贸易摩擦开始的年份，本文研究结论可能会受到这一政策的干扰。因此，参考郑世林和张容嘉(2025)，本文按照 2018 年美国两次对华加征关税的 HS 八位码匹配到行业层面²，并形成政策变量与年份的交互项纳入基准回归，从而对中美贸易摩擦造成的影响进行控制。

表 V4 第 (1) - (5) 列分别为排除上述政策影响的稳健性检验结果。在排除遗漏政策因素后，核心解释变量系数估计值仍显著为正，本文研究结论的稳健性再次得到验证。

表 V4 排除其他政策的影响

变量	<i>F.patent</i> (1)	<i>F.patent</i> (2)	<i>F.patent</i> (3)	<i>F.patent</i> (4)	<i>F.patent</i> (5)
<i>ddd_ofdi</i>	0.145*** (0.031)	0.146*** (0.031)	0.145*** (0.031)		0.142*** (0.031)
<i>ddd_rule</i>				0.180*** (0.039)	
<i>ddd_nrule</i>				0.092** (0.041)	
<i>did</i>	0.040** (0.018)	0.039** (0.018)	0.041** (0.018)	0.041** (0.018)	0.044** (0.018)
样本量	16,651	16,651	16,651	16,651	16,651
R ² 值	0.853	0.853	0.853	0.853	0.853
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是

注：第 (1) - (5) 列分别对应排除《中国制造 2025》战略规划的影响、排除欧盟《2021 年两用物项出口管制条例》出台的影响、控制以前年度登上实体清单的企业、控制外资安全审查政策影响以及控制中美贸易战影响的回归结果。

5. 控制 OFDI 与 ECRA 的时间先后顺序

¹ 参考苏杭等(2024)，本文控制了存在 OFDI 目的地为美国、英国、欧盟、日本和澳大利亚的企业。

² 参考郑世林和张容嘉(2025)，本文使用的匹配标准来自联合国统计司(UNSD)以及《国民经济行业分类 GB/T4754—2017》。

本文进一步控制 OFDI 与 ECRA 的时间先后顺序，将核心解释变量拆分为 ECRA 出台前的 OFDI (*ddd_b*) 以及 ECRA 出台后的 OFDI (*ddd_a*) 并重新回归，结果如表 V5 第 (1) 列所示，代表时间先后顺序的两个核心解释变量系数估计值均显著为正，与基准回归保持一致。

6.更改政策对象划分方法

由于企业供应商数据披露存在选择性。因此，为了应对这种可能的潜在误差造成的影响，本文调整处理组和控制组的划分方法，仅把本身被纳入实体清单的企业视作处理组并纳入回归，结果如表 V5 第 (2) 列所示，与基准回归保持一致。

7.安慰剂检验

(1) 虚设政策实施年份

为了进一步排除可能存在的事前趋势，本文参考 Topalova (2010) 的做法，采用 2017 年及之前的数据，并假设 ECRA 于 2016 年出台。如果实验组和控制组在政策出台前已经存在事前趋势，那么核心解释变量的系数估计值应当是显著的。然而，如表 V5 第 (3) 列所示，当本文虚设政策实施年份后，核心解释变量的系数估计值均不再显著，即未发现拒绝事前趋势平行的假设的证据。这进一步验证了上文事前趋势检验的结果，也为本文研究结论的稳健性提供了支撑。

表 V5 控制 OFDI 与政策的时间先后顺序、更改政策对象划分方法和虚设政策实施年份

变量	F.patent (1)	F.patent (2)	F.patent (3)
<i>ddd_ofdi</i>		0.340*** (0.067)	0.035 (0.023)
<i>ddd_b</i>	0.143*** (0.032)		
<i>ddd_a</i>	0.366*** (0.134)		
<i>did</i>	0.038** (0.017)	-0.001 (0.034)	0.004 (0.014)
样本量	16,651	16,651	6,839
R ² 值	0.853	0.853	0.910
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是

注：第 (1) - (3) 列分别对应控制 OFDI 与 ECRA 的时间先后顺序、更改政策对象划分方法和虚设政策实施年份的回归结果。第 (3) 列的回归中，本文将构成三重差分项 (*ddd_ofdi*) 和双重差分项 (*did_ofdipost*) 的政策时间变量做了相应的提前，即假设政策于 2016 年出台。

(2) 安慰剂检验

为了验证本文研究结论并非偶然性事件，也为了排除其他潜在因素的影响，本文参考魏志华等 (2022) 进行安慰剂检验，通过 1000 次 bootstrap 随机抽样的方法重新进行模型估计，核密度图如图 V1 所示。随机抽样估计的系数估计结果在 0 线附近对称分布，基准回归的核心解释变量系数估计结果 (0.145) 处于小概率范围内，这验证了本文研究结论具备非偶然性。

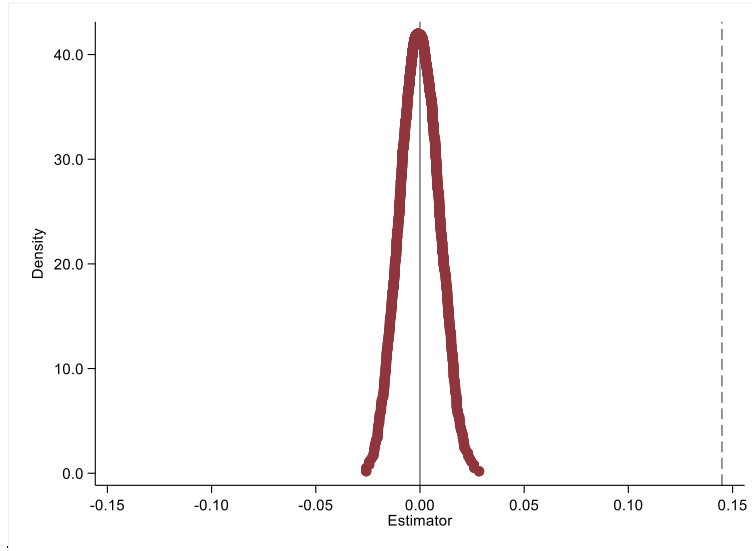


图 V1 安慰剂检验

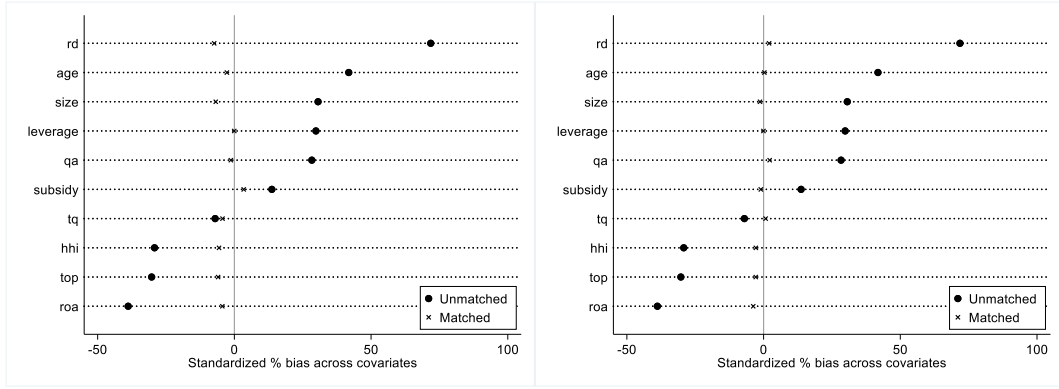
8.倾向得分匹配估计

本文采用倾向得分匹配 (PSM) 方法, 分别采用 1:4 卡尺近邻、半径匹配和局部线性回归匹配法, 对实验组和控制组的样本进行匹配。三种匹配方法的协变量偏差图如图 V2 所示, 经过匹配后, 实验组和控制组的协变量标准偏差均分布在 0 线附近, 这表明本文的匹配效果是良好的, 内生性因素得到了控制。经过三种方法进行匹配的回归结果如表 V6 所示, 结论仍与前文保持一致。

表 V6 倾向得分匹配

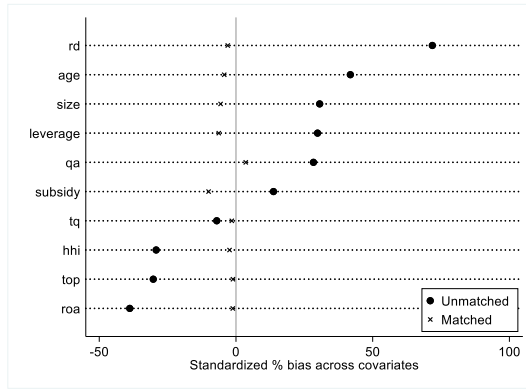
变量	1:4卡尺近邻匹配	半径匹配	局部线性回归匹配
	<i>F.patent</i> (1)	<i>F.patent</i> (2)	<i>F.patent</i> (3)
<i>ddd_ofdi</i>	0.141*** (0.031)	0.141*** (0.031)	0.145*** (0.031)
<i>did</i>	0.041** (0.018)	0.041** (0.018)	0.041** (0.018)
样本量	16,434	16,434	16,428
R ² 值	0.851	0.851	0.851
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是

注: 本文参考苏杭等 (2024) 的方法, 在倾向得分匹配估计中使用了落在共同支撑域内的样本进行回归。



(a) 1:4 卡尺近邻匹配

(b) 半径匹配



(c) 局部线性回归匹配

图 V2 协变量偏差图

9. 多时点双重差分回归

考虑到企业登上美国实体清单的时间点存在差异,单时点双重差分模型可能会忽略这一差异造成的异质性影响。因此,本文进行多时点双重差分回归,结果如表 V7 所示,仍与基准回归的结论保持一致。此外,由于存在多个政策冲击时间点时,使用双向固定效应模型(TWFE)的估计结果可能产生偏差(Roth et al., 2023),因此本文亦参考 Goodman-Bacon (2021)进行了系数分解,结果如图 V3 所示。系数分解的结果表明,系数估计值的权重主要集中于处理组与未处理组的差异(98.24%),即未发现双向固定效应模型的系数估计结果存在权重分散问题。

表 V7 多时点双重差分回归

变量	F.patent (1)	F.patent (2)
<i>ddd_ofdi</i>		0.159*** (0.040)
<i>did</i>	0.132*** (0.022)	0.040** (0.020)
样本量	16,651	16,651
R ² 值	0.852	0.852
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是

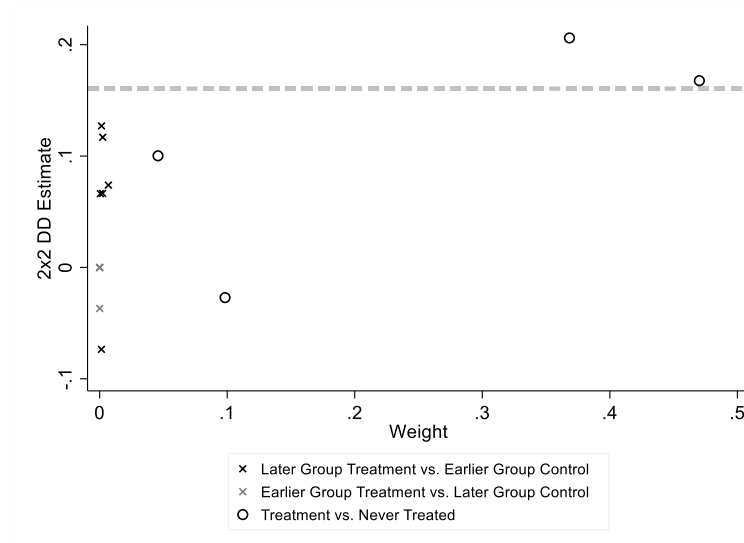


图 V3 Bacon 分解结果

10.2SLS 回归与系统 GMM 回归

最后，本文进行 2SLS 回归和系统 GMM 回归，以应对出口管制与 OFDI 可能存在相互影响的内生性问题。

(1) 2SLS 回归

在工具变量选择方面，本文首先参考郑世林和张容嘉（2025），将 BIS 新增的关键和新兴技术领域匹配至行业，处于该行业的中国企业即具备较高的出口管制政策暴露度。由于 BIS 的行业分类划分标准与中国个体企业的 OFDI 选择关联度较低，因而具有一定外生性。由此，本文将高暴露度行业、企业 OFDI 与政策时间点的交互项 (*eccn_ofdi_post*) 纳入工具变量，以应对个体企业 OFDI 对出口管制政策对象选择造成的影响。除此之外，根据现有文献，企业高管的海外经历可能影响企业的“走出去”行为（叶劲松等，2024）。然而，考虑到“发明家高管”可能通过其他因素对企业创新产生影响（虞义华等，2018）、出口管制政策可能导致企业更换高管团队以及高管的海外技术背景可能影响出口管制政策对象选择等因素，本文手动严格排除了具有 STEM 学科背景的企业高管，并仅考虑企业初创期的高管特征，将企业成立初期董事长（总经理）的海外经历与政策时间点的交互项 (*ceopost*) 纳入工具变量，以应对出口管制政策对企业 OFDI 选择造成的影响。

2SLS 结果如表 V8 第 (1) 和 (2) 列所示。核心解释变量 (*ddd_ofdi*) 的系数估计值仍然显著为正。Kleibergen-Paap rk LM 统计量显著拒绝了“工具变量识别不足”的原假设；Cragg-Donald Wald F 统计量和 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量均高于 10% 最大 IV 偏误水平 19.93，表明未发现弱工具变量问题；Hansen J 统计量不显著，表明未能拒绝“至少一个工具变量满足外生性，其他工具变量也具备外生性”的原假设。综上，2SLS 回归结果进一步增强了本文研究结论稳健性。

(2) 系统 GMM 回归

由于 2SLS 回归依赖于工具变量的有效性，本文进一步引入系统 GMM 回归，结果如表 V8 第 (3) 列所示。系统 GMM 的序列相关检验表明，AR(1) 统计量显著，而 AR(2) 统计量不显著，表明差分方程的误差项存在一阶序列相关且不存在二阶序列相关，这意味着系统 GMM 估计方法具备一定可使用性；而 Hansen 检验统计量并不显著，表明未发现系统 GMM 模型下内部工具变量选取无效的证据。在表 V8 第 (3) 列回归结果中，系统 GMM 估计下

核心解释变量 (*ddd_ofdi*) 的系数估计值显著为正, 印证了本文研究结论的稳健性。

表 V8 2SLS 回归与系统 GMM 回归

变量	2SLS回归		系统GMM回归
	<i>ddd_ofdi</i> (1)	<i>F.patent</i> (2)	<i>F.patent</i> (3)
<i>eccn_ofdi_post</i>	0.033*** (0.002)		
<i>ceopost</i>	0.001 (0.005)		
<i>ddd_ofdi</i>		0.701*** (0.231)	4.003** (1.901)
样本量	16,651	16,651	16,890
R ² 值		0.014	
F值	104.990***		17.460***
Kleibergen-Paap rk LM统计量		252.374***	
Cragg-Donald Wald F统计量		59.010	
Kleibergen-Paap rk Wald F统计量		104.991	
Hansen检验统计量		0.064	19.910
AR(1)统计量			-1.690*
AR(2)统计量			-1.360
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是

附录VI 出口管制强度构建方式

美国出口管制的“前向效应”可被表示为：

$$up_h = \sum_n \overline{ec}_n \times \omega_{n,h}, \quad (VII)$$

式 (VII) 中, n 代表在位企业 i 所处行业 h 的各个上游行业, \overline{ec}_n 为行业 h 各个上游行业的出口管制强度, 以 2018-2022 年行业 n 受美国出口管制企业数量占比的均值表示。 $\omega_{n,h}$ 为各个上游行业 n 在行业 h 所有中间投入品中的占比, up_h 即美国出口管制的“前向效应”, 衡量上游各行业出口管制强度对行业 h 的影响。

美国出口管制的“后向效应”可被表示为：

$$down_h = \sum_p \overline{ec}_p \times \lambda_{h,p}, \quad (VI2)$$

式 (VI2) 中, p 代表在位企业 i 所处行业 h 的各个下游行业, \overline{ec}_p 为行业 h 各个下游行业的出口管制强度, 以 2018-2022 年行业 p 受美国出口管制企业数量占比的均值表示。 $\lambda_{h,p}$ 为各个下游行业 p 在行业 h 所有中间投入品中的占比, $down_h$ 即美国出口管制的“后向效应”, 衡量下游各行业出口管制强度对行业 h 的影响。

参考文献

- [1] Bradley, S., E. Dauchy, and L. Robinson, “Cross-Country Evidence on the Preliminary Effects of Patent Box Regimes on Patent Activity and Ownership”, *National Tax Journal*, 2015, 68(4), 1047-1071.
- [2] Chen, J., F., and J. Roth, “Logs with Zeros? Some Problems and Solutions”, *Quarterly Journal of Economics*, 2024, 139(2), 891-936.
- [3] Goodman-Bacon, A., “Difference-In-Differences with Variation in Treatment Timing”, *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 254-277.
- [4] 刘斌、李秋静, “美国对华出口管制与中国企业创新”, 《财经研究》, 2023 年第 12 期, 第 19—33 页。
- [5] Roth, J., P. H. C. Sant’Anna, A. Bilinski, and J. Poe, “What’s Trending in Difference-In-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature”, *Journal of Econometrics*, 2023, 235(2), 2218-2244.
- [6] 首陈霄、谈振林, “出口管制政策对企业投资的影响——来自美国实体清单政策的证据”, 《财经论丛》, 2024 年第 4 期, 第 16—26 页。
- [7] 苏杭、王晨宇、刘佳雯, “外资安全审查与中国高技术企业自主创新”, 《数量经济技术经济研究》, 2024 年第 9 期, 第 134—154 页。
- [8] Topalova, P., “Factor Immobility and Regional Impacts of Trade Liberalization: Evidence on Poverty from India”, *American Economic Journal-Applied Economics*, 2010, 2(4), 1-41.
- [9] 魏志华、王孝华、蔡伟毅, “税收征管数字化与企业内部薪酬差距”, 《中国工业经济》, 2022 年第 3 期, 第 152—170 页。
- [10] 杨策、郑建明, “列入实体清单对我国上市公司创新的影响”, 《国际商务(对外经济贸易大学学报)》, 2022 年第 2 期, 第 137—156 页。
- [11] 叶劲松、庞仕平、钟昌标, “高管海外背景与企业跨国并购行为: 来自中国的经验证据”, 《世界经济研究》, 2024 年第 07 期, 第 91—105 页。
- [12] 虞义华、赵奇锋、鞠晓生, “发明家高管与企业创新”, 《中国工业经济》, 2018 年第 3 期, 第 136—154 页。
- [13] 余典范、王佳希、张家才, “出口管制对中国企业创新的影响研究——以美国对华实体清单为例”, 《经济学动态》, 2022 年第 2 期, 第 51—67 页。
- [14] 余振、尚玉、李雪, “美国商业管制清单对中国企业创新的影响: 基于供应链机制”, 《世界经济研究》, 2024 年第 5 期, 第 48—62 页。
- [15] 郑世林、张容嘉, “产业链风险与中国企业自主创新突破”, 《中国社会科学》, 2025 年第 3 期, 第 60—78 页。

注: 该附录是期刊所发表论文的组成部分, 同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该

附录中的内容, 请务必在研究成果上注明附录下载出处。