

科技遏制导向对中国创新发展构成威胁吗？

——基于美国对华经贸政策的事实与验证

金泽虎, 钱 前

(安徽大学 经济学院, 合肥 230601)

摘要: 美国近年来对华秉持科技封锁战略、依据出口管制条例(EAR), 对我国相关高科技公司实体及相关产业进行技术封锁, 企图抑制我国创新发展。本文根据 EAR 公布的实体清单构建上市公司面板数据, 运用变时点 DID(time-varying DID) 模型研究美国科技封锁事件对我国创新产出的实际影响, 并对模型可能存在的处理效应异质性等稳健性问题进行检验。研究表明, 美国科技封锁战略短期内抑制我国创新产出, 但长期内相关技术封锁措施对我国创新产出起倒逼促进作用。其次, 科技遏制将通过技术距离提升、产出效应下降及贸易效应削减方式, 对我国创新产出产生不利影响。结合目前的中国实际, 我国需坚持创新发展战略目标毫不动摇, 同时积极利用国际合作机制, 与世界各国探讨建立国际社会新型经贸规则的可能性, 多方面应对美国技术封锁事件对我国创新发展的影响。

关键词: 科技封锁; 创新产出; 技术距离; 全要素生产率; 处理效应异质性

中图分类号: F752 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)8—0039—14

一、引言

二十大报告指出, 近年来我国将完善科技创新体系、健全新型举国体制、提升国家创新体系整体效能及形成具有全球竞争力的开放创新生态放在国家发展全局重要位置, 科技创新能力取得极大进步。创新能力是国家和企业的核心能力, 新时代下加快实现高水平科技自立自强, 以国家战略需求为导向集聚力量进行原创性引领性科技攻关, 坚决打赢关键核心技术攻坚战是我国面对目前国际范围内出现的科技发展新形势、新挑战的重要一环。在当前新一轮科技革命形式下, 科技因素及创新能力在发展中国家追赶发达国家中起到极其重要的作用, 能帮助一国在国际竞争中取得显著优势, 我国也一直将创新驱动战略放在国家发展全局的核心位置。但是, 美国近年对华采取科技封锁态势凸显, 意图通过贸易制裁、投资管控、出口控制、限制科技人员交流等各种手段, 迫使中国政府放弃国家主导的高科技产业政策, 对高科技产业进行多方面打击制裁, 延缓我国向创新强国发展步伐, 以此来保证自身在全球科技创新领域的领导地位(孙海泳等, 2019)。西方部分国家采取科技封锁措施限制中国技术发展一直以来被当作阻碍中国技术赶超的重要手段之一。科技遏制已经成为中美博弈中美国对华战略重要组成部分。尽管美国对华科技制裁手段强硬, 但中美几十年政治交流、经济交往及贸易往来形成的休戚与共、命运互联的国家命运共同体, 使得任何一项单方面限制性措施都会让国际关系更加复杂, 损害性也更大(史本叶和杨馥嘉, 2022)。

二、文献综述与逻辑事实

(一) 文献综述

在中美贸易摩擦之际, 美国政府对华高科技产业及相关实体采取多种限制性措施, 试图通过对华技术限制的方式保持自身在高科技领域的垄断地位。现有美国对华遏制研究方面, 国内学者认为国际社会对美国对我国采取的技术霸凌政策和封锁措施总体持反对态度(宋国友, 2019), 中国应该采取措施延续和巩固国际社会现有的总体态度, 并争取国际社会更大的理解和支持。中美贸易的争议源于高科技竞争(孙海泳, 2019), 美国意图通过多种贸易制裁方式, 迫使中国放弃国家主导的高科技产业政策延缓中国向创新强国前进步伐。尽管在改革开放初期, 国外技术引进在一定时期内使得国内技术创新水平提升(李勃昕等, 2021),

收稿日期: 2023-03-08

基金项目: 国家社会科学基金后期资助项目“美国贸易政策的不确定性: 溯源、验证与中国的反制”(19FCJ005)

作者简介: 金泽虎, 博士, 安徽大学经济学院教授, 研究方向: 中国对外经济贸易; 钱前, 安徽大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 中国对外经济贸易。

但是新时代创新发展的驱动力已经逐渐由国外技术模仿转向自主研发为主。但由于中美贸易利益链接较深,科技遏制事件依然会影响我国创新投入与科技产出(张亚莉等,2022)。

科技创新对经济影响研究方面,国内学者认为创新发展问题已成为我国经济和社会可持续发展的动力来源和重要途径,在中国经济转向高质量发展的新阶段,创新驱动实现要素投入向结构效率良性转变成为经济向高质量发展方式转变的重要路径(王磊等,2022;郭金花等,2022),拥有多样化知识基础专业化知识基础的高技术创新国与创新能力较低的国家交流更有利于创新(于飞等,2021)。研究表明,技术差距较大的国家之间的技术交流与贸易往来,有利于增加技术后发国获得多样化先进异质性知识的机会,从而提高创新绩效(Turner et al, 2002),拓宽其所拥有的技术领域(Quintana and Benavides-Velasco, 2008),对技术创新能力有显著的正向作用。总而言之,科技创新在提高经济韧性与高质量方面发挥重要作用。

科技遏制影响创新产出研究方面成果较少,但科技遏制对于创新效率的抑制作用已成共识(刘兰剑和牟兰紫薇,2023)。国内学者主要认为科技遏制通过降低进口产品质量、压缩海外业务规模及挤出研发投入抑制企业创新(余典范等,2022),其中出口管制是美国实施技术封锁的重要手段。科技遏制事件的发生将会对国家经济距离产生重要影响,其在衡量后发技术经济体创新追赶效应方面具有重要意义(李婧和杨修,2019),国家间合理的经济距离能够对创新产出具备促进作用(肖宵等,2021)。

在以往的研究中,大多数的学者仅从理论层面对科技战略的概念论证科技遏制对我国的影响,缺乏直接的科技制裁数据支撑相关观点论证,因此本文提取美国实体清单公布受制裁的中国实体企业作为研究客体,研究科技制裁与我国创新产出的逻辑关系,并验证理论上美国科技遏制措施对我国实体企业抑制效应是否存在,使相关研究更具真实性与普遍性,丰富了科技遏制领域研究成果。本文的主要创新点在于:一是通过理论模型揭示美国科技施压影响我国创新驱动的机制及实际影响,从而为刻画两者的关系设计了一个从内生到外生的解释框架;二是从经济距离、产出、贸易视角,检验并提出科技制裁对我国企业创新产出的路径,为建立技术进步的耦合机制提供研究支点;三是通过模型的检验分析,为中国对外关系开展提供理论支持,反对世界范围内盛行的技术制裁,这为撬动双向技术来源的共轨溢出红利,科学释放创新驱动效应,给出更深层次的参考启示,从一个崭新的角度对中美关系提供了分析视角。

(二)美国科技施压影响中国创新发展的逻辑与事实

“十三五”规划实施期间,中国基本上完成了建设创新型国家“三步走”战略的第一步,党的二十大报告指出我国已经成功进入创新型国家行列。根据世界知识产权组织(WIPO)公布的全球创新指数(GII)排名,中国创新能力由2011年的全球第43位上升至2021年的全球第12位,中等偏上收入国家中位列第1位,亚洲地区排名第3位,总体保持上升态势。鉴于我国创新型国家改革进程稳步向前推进大势,美国在国际关系中一贯秉持的零和博弈思想转变为对中国进行科技制裁战略的一部分,该思想其实一直体现在美国进出口政策之中,早期主要表现为对中国涉及技术、资源密集型产品设置的技术性贸易壁垒(纪建悦等,2022)。而近几年,美国政府对华采取的技术霸凌和封锁措施,则是基于更为苛刻的美国出口管制条例(EAR)中的“管制清单”措施。目前对华制裁中比较常见的管制清单主要包括“实体清单”(entity list)和“未经核实清单”(unverified list, UVL),清单性质在表1中阐明,其中实体清单凭借制裁实体影响范围最广、制裁后果严重、管制方式粗暴的特点,成为美国对华科技制裁中使用次数最多的方式。与以往技术性贸易壁垒不同的是,美国本轮制裁直接剥夺了相关高新技术企业在美贸易机会。而美方对于中国所采取的一系列技术封锁措施更多的是基于无端的猜测和怀疑,用所谓“国家安全”借口,采用极端手段制裁中国相关企业,把原本是跨越国界的正常科技交流和经贸往来当成实现本国战略目标的霸权武器,相较于技术性贸易壁垒而言,制裁手段更为

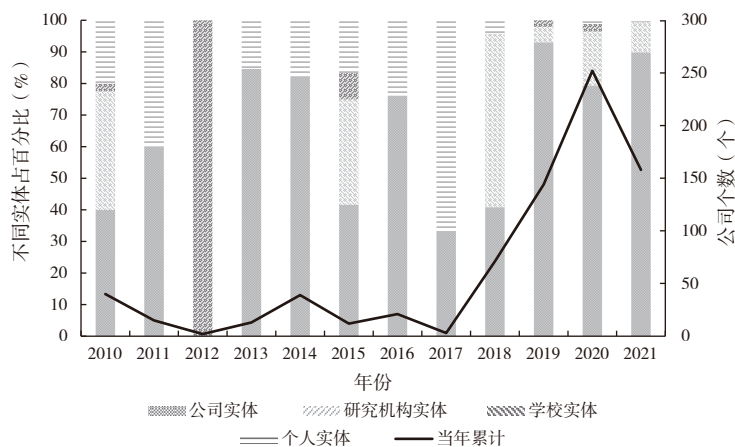
表1 “实体清单”与“未经核实清单”

清单名称	规定位置	实质	影响
实体清单 (entity list)	EAR第744条 第4补充案	美国工业与安全局(BIS)用来对出口,再出口或国内转运进行限制的工具,本质是一份贸易“黑名单”	被列入清单的实体被定义为“从事了违反美国国家安全和外交利益的活动”。涉及实体出口、再出口和国内转运和都需要申请额外的许可,并且绝大多数的“许可豁免”的可用性对实体清单上的实体不在适用
未经核实清单 (unverified list, UVL)	EAR第744条 第6补充案	从形式上可以称之为“观察清单”,即美国对企业合规性需要按照“安全标准”进行检查再行确定	被列入该清单后,涉及清单企业无法通过出口管制下的许可例外来接收美国出口、再出口或转让(国内)的物项。美国出口商在与未经证实名单上的个人或实体进行交易时,也需要从前述个人或实体处获取并保留记录,即未经证实名单声明(UVL statement),该声明内容烦琐,对出口企业附带了很多调查义务

资料来源:资料来源于美国BIS公布实体清单文件,经翻译后整理得出。

直接、制裁目标更为明确、国际影响更为恶劣。

科技封锁战略在特朗普政府时期已经成型,2017年美国政府出台新版《国家安全战略》报告中,就形成了包括贸易制裁、出口控制等一系列严格限制性政策。在国家安全战略公布之后的几年内,我国大批高科技企业及上市公司附属公司开始被纳入实体清单之中,如图1所示,2015—2017年仅有36家实体企业被纳入管制,并未对我国形成全方位的实质制裁,但2018—2020年,实体清单中国企业数量大幅上升,仅2018年增长了前三年总和2倍之多,2020年更是多达252家实体企业被纳入管制之中,增长近7倍,将我国大多数高新技术产业部门纳入实体清单之中,该时期主要制裁方向主要包括以下7种:①中国主要军事技术研发实验室、重要军事技术研发高校,如西北工业大学、哈尔滨工业大学等13所大学,UVL清单内西安交通大学在内的5所大学等;②5G为核心的通信技术;③半导体技术、芯片及人工智能技术等;④核工业技术;⑤航空发动机与运载火箭技术。图1数据显示,美国在2018年前后公布清单涉及中国实体数量在当年累计实体折线中存在较大上升坡度,也为美国科技封锁战略实际形成时间提供了事实依据——美国对我国的科技封锁在至少在2018年就已经成型,并给我国高新技术实体发展埋下隐患。



数据来源于美国BIS历年公布实体清单,经整理后汇总得出

图1 美国对华“实体清单”涉及实体分类统计图

三、研究假说及其理论分析

(一)科技遏制趋势与创新产出

基于文献综述与特征事实分析,以美国为首的西方国家采取科技遏制影响我国创新发展、阻碍我国高端技术产业链攀升追赶趋势进而压缩我国发展空间及效率的态势已经形成。本文在现有研究基础上展开后续研究,期望通过严谨细致的实证分析研究科技遏制对于我国创新产出产生的实际影响是什么?该影响在不同时段所发挥的作用是否会发生偏移?

1. 科技遏制导向与短期创新产出

国际技术差距理论认为技术差距是产生国际贸易的直接原因,是推动经济增长的动力(杨武等,2019)。但是由于国家发展程度不同,处于技术先发国家有意识严防核心技术溢出,并利用“研发链分工战略”和外包形式实现对核心技术的垄断和控制。发展中国家处于产业链下游,仅仅依靠购买发达国家相对“先进”的技术、生产附加值低的产品而获得极少的加工利润,无法积累自主创新资源,造成后发技术国家对于技术先发国家严重技术依赖,并在很长一段时间内处于技术低位。我国创新水平尽管在近些年发展水平迅速,但在某些技术领域仍落后于美国,科技封锁事实的发生加深了中美两国技术差距,使我国与前沿技术领域脱离,造成短期内创新产出损失。

基于此,本文提出假说1:

短期内科技封锁抑制我国创新产出(H1)。

2. 科技遏制导向与长期创新产出

新时代对中国的科技创新提出了新的要求,我国科技创新正处于从外源性向内源性转变阶段,瞄准世界科技前沿,不断加强基础研究,并将科技创新摆在高质量发展的核心位置,加快创新型国家建设(杨赛等,2022)。得益于创新发展战略,中国创新水平已经具备跨级跃迁特征。我国长期以来致力于破除对于西方国家的技术崇拜与技术依赖,防范外部技术风险,并且正处于创新发展转换阶段关键时期,尽管科技封锁冲击会造成短期创新产出降低、某些关键技术缺失、交流渠道狭窄等,但得益于我国长期创新发展战略,长期内中国必然将摆脱相关国家核心技术管制作为科技发展的重要方向(刘志鹏等,2022),加大相关技术研发支持与

技术攻坚力度。

基于此,本文提出假说 2:

长期内科技封锁对我国创新产出起正向倒逼作用(H2)。

(二)科技遏制对我国创新产出影响传导机制

为探究美国对于我国科技创新实体进行遏制的机理,本文继续从科技遏制对实体创新产出的直接影响展开,即科技遏制直接作用于我国实体与美国之间的技术距离,再从实体产出环节、贸易等间接影响层面继续研究美国科技施压影响我国创新产出的路径。

1. 技术距离效应(technology distance)

基于经济距离视角,一般而言一国通过技术引进实现技术进步的成本更低,技术输出国与引进国之间技术距离较大(罗长远和吴梦如,2022)。在两国开展正常的国际交往合作时,技术距离相差越大的国家,技术输出国越能凭借其较高的知识水平、浓厚的创新氛围,以及较高的科技发展水平,促使引进国在交流合作中通过学习追赶,获得更多更先进的知识与技术,而一般情况下,这些技术知识在本国往往很难获取,因此能够促进企业的创新产出,反之,一国从另一国创新体系的技术溢出则越少,获取到的知识的广度和质量都有限的情况下,对创新产出的促进作用也较小。但是当两国限于科技封锁泥潭时,处于高创新发展阶段的国家会采取措施——如美国采取实体清单——限制相关国家科技创新发展,原有的两国开展正常交流合作所带来的创新红利也就消失。当一国远离技术前沿、交流途径被阻断从而技术距离扩大时,两国交往中原有的技术、知识溢出效应也会消失,技术进步的可能性也就降低(曹霞等,2020)。因此本文在科技遏制背景下,将技术距离作为机制变量研究我国创新产出与美国科技施压的背后逻辑。

基于此,本文提出假说 3:

科技封锁通过提升中美两国技术距离,降低知识交流、学习效应限制高新技术产业发展(H3)。

2. 贸易规模(overseas trade)缩减的技术外溢抑制效应

基于贸易视角,主要依据在于根据 EAR 第 734 节赋予美国相关部门依据“直接产品规则”(Direct Product Rule)和“最低成分含量规则”(De minimis rule)对位于美境外的含有“美国元素”的外国产品的管辖权利,也就是所谓的“长臂管辖权”,美国实质意义上的执法长臂管辖权在经贸往来中的施行时间甚至早于司法长臂管辖权(余涛,2022)。“直接产品规则”里面列明外国实体企业生产产品在研发、生产过程中直接使用了美《商务部管制清单》列明的软件和技术,或是由使用上述软件和技术建成的工厂或其主要设备生产的,或生产出的外国产品属于美《商务部管制清单》范围的将被严格管制。“最低含量规则”规定对于在美境外生产的外国产品中使用技术、部件和软件等美国成分“含量标准”占总价值的 25% 以上,且该产品属于美《商务部管制清单》范围,则严格限制对所制裁国家贸易往来,这两种规则也成为美国法律层面对我国相关实体进行科技管制、限制其在美贸易活动与技术交流的有力依据。

基于此,本文提出以下假说 4:

科技封锁通过降低相关实体公司贸易活动量,降低技术外溢限制中国创新产出发展(H4)。

3. 产出效率(tfp)削弱效应

基于产出视角,随着越来越多的发展中经济体融入全球经济体系,一国贸易强度、贸易规则等均对其他国家具有显著影响(梁经伟等,2022)。美国是中国进出口贸易往来第一大国,中美互为重要的贸易市场,且具有产业链上下游关系,在高新技术领域,美国市场仍具备重要地位。但是,如果我国相关企业为获得美国市场,在生产过程中使用技术、软件等遵循美国“最低含量规则”中设定的技术标准线从而规避制裁,降低美国成分标准,寻求剔除清单或避免被纳入清单管制,由于美国进行封锁的一般是技术含量较高产品或高新技术产业,且美国在高新技术领域属于先行者,21 世纪很多技术发明是从美国外溢到其他国家,按照所谓“美国标准”安排生产活动,企业将脱离先进生产技术前沿,产品技术含量下降,从而产出效率也会变低,因此,科技遏制导向将直接作用在企业使用技术水平含量较高的产品的产出环节,对我国创新产出产生不利影响。

基于此,本文提出如下假说 5:

科技封锁通过抑制产出效应方式阻碍中国创新产出发展(H5)。

四、研究设计

(一)模型设定

本文在实证分析中主要研究科技遏制导向对于创新发展的影响,将美国实体清单制裁的中国实体的创新产出作为研究对象,实体企业由于受美国科技封锁冲击存在时间差异,因此本文将科技封锁事件的发生看作一次准自然实验,根据样本特点及时间特征,采用变时点 difference-in-differences(DID)模型检验科技遏制与创新之间的内在关系,实证模型构建如下:

$$Innovation_output_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Technology_blockade_{i,t} + \alpha_c Controls_{i,t} + \gamma_{时间} + \mu_{行业} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: $Innovation_output_{i,t}$ 为上市公司*i*第*t*年公司创新产出,数据来源于Wingo专利数据库; α_0 为常数项; $Technology_blockade_{i,t}$ 为虚拟变量;系数 α_1 为技术制裁对上市公司创新产出的影响; $Controls_{i,t}$ 为控制变量集合; α_c 为控制变量的回归系数; γ 和 μ 分别为时间和行业固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。

(二)变量设定

1. 被解释变量

本文被解释变量($Innovation_output$)为实体企业创新产出的衡量指标,由于产业链布局全球化纵深发展,国家间技术联结趋紧,因此科技遏制对实体企业创新发展的影响较之以往也更大,并且科技遏制主要瞄准的是国家前沿科技领域,因此本文考虑将受制裁实体发明专利申请量作为主要企业创新产出能力的代理变量,并且采用除发明变量之外的其他专利申请量共同作为反映实体的实际创新发展水平,用以研究科技遏制导向对于创新发展的实际影响。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量 $Technology_blockade$ 是衡量实体企业是否受科技制裁影响的虚拟变量。本文从实体清单中匹配2011—2020年受到美国科技制裁影响的全部A股上市公司,包括上市公司所辖子公司、上市公司作为实际控制人的非上市公司,在对数据进行匹配处理之后,将实体清单上列明实体($Treated$)当年赋值为1作为实验组,反之从未被纳入实体清单的实体($Never Treated$)赋值为0作为控制组。

3. 控制变量

参考国内学者的做法(胡洁等,2022),本文将可能影响企业创新产出的因素纳入控制变量,包括:资产回报率、研发投入、金融发展水平、财务杠杆、成立日期、勒纳指数、赫芬达尔系数,具体含义表述见表2变量说明。

(三)数据来源

本文选取2011—2020年A股上市公司作为研究样本,其中核心解释变量受美国科技制裁实体企业数据来源于美国商务部公布实体清单,其余数据来源于Ifund金融数据终端及国泰安数据库。由于数据不可避免出现缺失及统计方法存在差异,为了保证数据的代表性和实证结果的可靠性,本文对数据严重缺失、平稳性较差的样本进行了剔除,最终得到1242个样本共10512个观测值。

表2 变量说明及描述性统计

变量类型	变量名称	代码	变量说明	样本量	均值	标准误
被解释变量	发明专利申请量	<i>patent</i>	实体发明专利申请量	10512	13.7423	35.8701
	非发明专利申请量	<i>unpatent</i>	实体非发明专利申请量	10512	22.6636	89.2892
核心解释变量	受科技制裁实体	<i>Technology_blockade</i>	见上文核心解释变量部分	10512	0.1168	0.3212
控制变量	资产回报率	<i>roa</i>	实体年度赢利/总产值	10512	8.6534	22.9119
	研发投入	<i>rd</i>	年度研发支出	10512	2×10 ⁷	10×10 ⁸
	金融发展水平	<i>fdl</i>	地区金融机构存贷款余额占GDP比重	10512	3.2466	0.3089
	财务杠杆	<i>dfi</i>	普通股每股收益变化率/息税前利润变化率	10512	1.6227	26.1107
	成立日期	<i>date</i>	当年-成立年	10512	16.3264	6.4693
	勒纳指数	<i>ln</i>	产业绩效度量指标	10512	0.1005	0.7687
	赫芬达尔系数	<i>hhi</i>	产业集中度指标	10512	0.1358	0.1474

五、实证结果及分析

(一) 样本匹配及内生性问题的处理

在研究技术封锁事件对上市公司创新产出效应之时,样本的构建与处理存在以下不可忽视的问题:一是“反事实”样本数据存在一定的缺失;二是由于本文从实体清单中筛选符合条件的上市公司企业存在一定的选择偏差问题,在一定程度上增加对科技封锁事件影响评估的“噪音”;三是需要保证样本的客观性。此外,上市公司本身存在的异质性、实验组及对照组在企业特征方面的差异都会在一定程度上导致估计结果的偏差。因此,为缓解上述问题给实证分析造成的影响,本文采取两种方法对受到技术封锁时间影响的企业进行样本再匹配:①全样本回归:从全部上市公司中匹配出的企业作为实验组,其余相关企业作为对照组作为一组全样本进行检验,但此方法仍存在一定的内生性;②倾向匹配得分(PSM)样本:采用倾向匹配得分方法为每一个实验组企业寻找与其最为相似的对照组企业,再利用匹配后的样本进行模型估计,确定究竟是哪些因素影响企业创新产出行为,用于减少上述问题所导致的结果偏差。本文在选择式(1)全部控制变量作为协变量,运用Logit模型计算倾向得分,对企业遭受技术封锁冲击的可能性进行预测,结果显示企业成立年限、研发支出、资产回报率均在不同程度上与企业创新产出显著正相关,其他控制变量也会影响企业创新产出。由图2可知,在匹配后实验组与控制组的核密度曲线更为接近,重叠度较高,从而使其满足共同支撑假设。

再次,表3列示了匹配后实验组与对照组公司企业特征的差异,根据偏差比例不超过20%的匹配判断标准原则,可以发现匹配后的实验组与对照组的特征不存在显著差异,同时,B栏中结果显示样本 $p > \chi^2$ 为0.831,说明整体来看均值偏差不再显著,配对后的样本满足平衡型假设,PSM样本内生性问题得到解决。

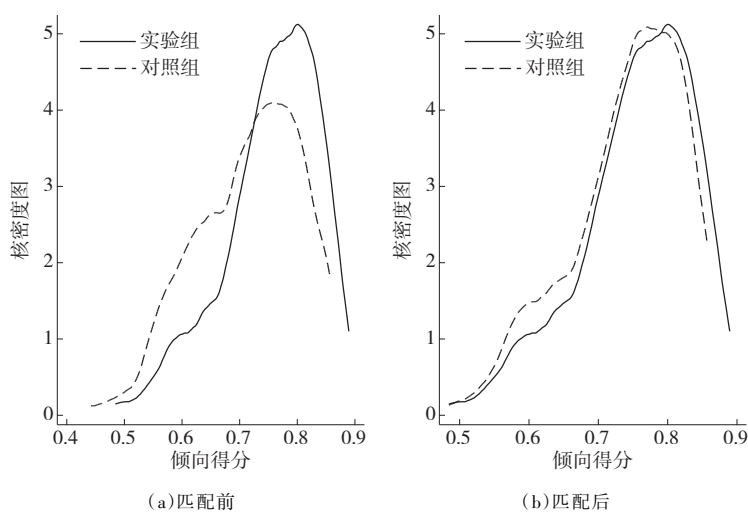


图2 PSM倾向匹配得分核密度图

(二) 基准回归

科技遏制对于创新产出变量的回归结果见表4,表4中的模型分为两组,模型1、模型2全样本检验为第一组,经倾向匹配得分调整的模型3、模型4为第二组。首先,由模型回归结果可以看出两者并无显著差异,基准检验在公司层面聚类的前提下较严格的论证了技术封锁事件对于我国创新产出的抑制作用,模型1~模型3估计系数均在1%的水平上显著为负,符合理论预期。其次,全样本回归下影响创新产出主要因素如研发投入等控制变量显著性水平较低,但是在经过PSM匹配之后,研发投入对于创新产出的提升作用显著性提升,因此可以看出经过再次匹配后的样本愈加符合理论预期。

表3 PSM倾向匹配得分平衡性检验

变量名称	U(匹配前)	处理组	控制组	偏差比例 (%)	$P > t$
A栏:PSM匹配效果检验	M(匹配后)				
roa	U	4.604	5.080	60.6	0.09
	M	4.714	4.902		0.37
rd	U	93.00	87.000	50.4	0.58
	M	89.00	92.000		0.68
fdl	U	3.263	3.288	-5.2	0.58
	M	3.269	3.243		0.41
dfl	U	1.547	1.594	-136.3	0.76
	M	1.566	1.456		0.31
date	U	17.638	18.885	87.4	0.03
	M	17.819	17.662		0.69
ln	U	0.092	0.096	0.5	0.52
	M	0.093	0.097		0.42
hhi	U	0.083	0.088	64.3	0.52
	M	0.084	0.086		0.77
B栏:样本总体检验	伪R ²	卡方统计量	显著性水平	标准化偏差均值	中位数标准化偏差
匹配后	0.007	4.28	0.831	5.9	5.9

(三) 平行趋势检验

变时点DID模型的关键前提是平行趋势假设,即在政策实施前,实验组和控制组的创新产出变化趋势应该是平行的。本文依据事件研究法进行平行趋势检验(Jacobson et al, 1993;王锋和葛星,2022)。该方法可表示为

表4 科技封锁与企业创新产出基准回归

变量名称	全样本匹配		PSM 匹配	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
	发明专利	其他专利	发明专利	其他专利
<i>Technology_blockade</i>	-13.0878***(-7.7796)	-16.1287***(-3.5785)	-11.9100***(-4.2857)	-5.0063***(-1.9933)
<i>roa</i>	0.0270(0.1806)	-0.0409(-0.1458)	-0.3194(-0.4089)	0.8219(1.1590)
<i>rd</i>	0.0000(0.4532)	0.0000(1.2255)	0.0000*(2.5224)	0.0000***(-3.4326)
<i>fdl</i>	-3.7290(-1.6100)	-4.1444(-1.3195)	1.7544(0.5130)	-8.9936***(-3.8278)
<i>dfl</i>	-0.0011(-1.3495)	0.0050*(1.8563)	1.8601(0.9073)	-0.5170(-1.0024)
<i>date</i>	2.6772(1.2885)	6.5325(1.3472)	-4.3290*(-1.7796)	10.4355***(-3.0470)
<i>ln</i>	2.7732(0.3434)	13.2421(0.9572)	15.5260(0.4496)	-4.5724(-0.1703)
<i>hhi</i>	25.0429(0.7475)	-5.0379(-0.0821)	20.4117(0.6369)	41.1355*(1.6571)
<i>_cons</i>	69.5679(0.9825)	38.2544(0.3331)	11.7665(0.2003)	78.7589(1.5804)
<i>N</i>	10512	10512	4319	4319
组内 R^2	0.0765	0.0705	0.4438	0.6341

注：***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内数字为稳健性标准误。本文所有模型均控制时间效应和行业效应，标准误经企业层面聚类调整。

$$Innovation_output_{i,t} = \alpha_1 + \sum_{i=0}^2 \delta_i D_{it} + \alpha_c Controls + \gamma_{时间} + \mu_{行业} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中： D_{it} 为一组虚拟变量，表明若企业*i*第*t*年受到科技制裁影响，则取值为1，反之取0。其余各变量的符号含义与式(1)中的符号相同，将企业受到技术封锁事实冲击发生前第一期设为基期。本文在式(2)中重点关注系数，其反映了技术封锁事件发生的第*t*年，实验组和控制组企业的发明专利创新产出差异，平行趋势图中按事件发生时间分为事件发生前(*pre*)、事件发生当年(*current*)和事件发生后(*post*)。由图3所示的平行趋势检验结果表明，两种匹配之后的样本在技术封锁事件发生前各期的系数估计值均不显著。这说明，实验组企业在政策实施前并无显著差异，研究样本通过了平行趋势检验。

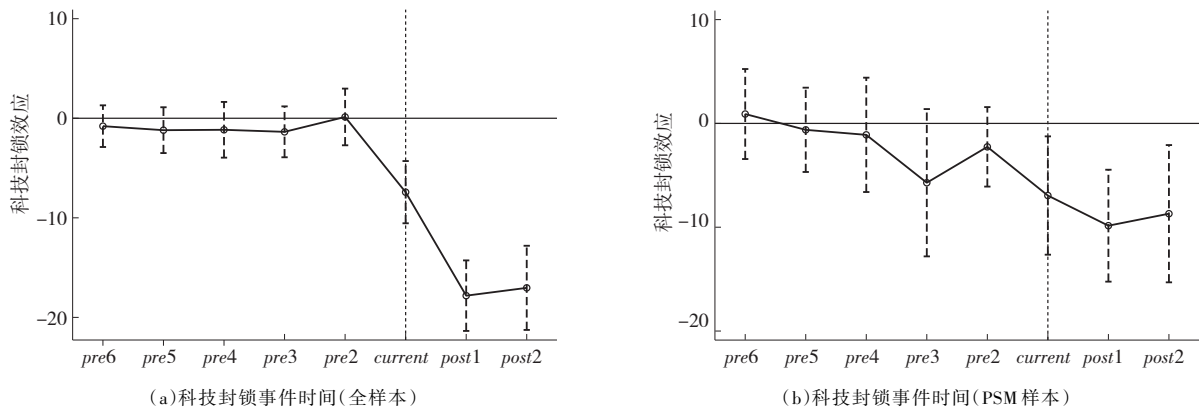


图3 平行趋势检验图

(四) 长期效应检验

参考余典范等(2022)的做法，将专利变量前推2、3、4期考察技术封锁更长期的影响(表5中用*patent_2*、*patent_3*、*patent_4*表示)，回归结果表明，长期来看，将专利变量提前之后，技术封锁事件的发生对企业创新的抑制作用消退，就全样本匹配而言，将发明专利提前甚至会使技术封锁事件转而促进发明专利产出，同样的特点也出现在倾向匹配得分匹配样本中。因此，假说2中科技封锁事件长期内倒逼创新产出提高假说得证。除此之外，可以看出相对于发明专利而言，美国的技术封锁行为更多的影响我国企业发明专利而非其他发明专利，后者在检验中并不显著，但仍然支持了长期内技术封锁抑制效应的消散。

(五) 稳健性检验

基准回归结果表明企业受到技术封锁事件外生冲击抑制了其专利产出，但是为了排除混淆因素对于研究结论的干扰，仍需要进行一系列的稳健性检验，以确保估计结果的稳健性。

1. 处理效应异质性(heterogeneous treatment effects)检验

变时点 DID 研究的一个重要前提是处理效应同质性假设(homogeneous treatment effect assumption)

表 5 科技制裁长期效应检验

A 栏:全样本匹配	发明专利申请量			其他专利申请量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>patent_2</i>	<i>patent_3</i>	<i>patent_4</i>	<i>unpatent_2</i>	<i>unpatent_3</i>	<i>unpatent_4</i>
<i>Technology_blockade</i>	9.5517*** (-2.6021)	6.9859* (-1.6523)	6.8213 (-1.6231)	4.0401 (-1.3453)	7.7756 (-1.5723)	9.1521 (-1.1253)
观测值	10512	10512	10512	10512	10512	10512
组内 R ²	(0.1756)	(0.2324)	(0.3286)	(0.0241)	(0.0620)	(0.0501)
B 栏:PSM 样本匹配	发明专利申请量			其他专利申请量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>patent_2</i>	<i>patent_3</i>	<i>patent_4</i>	<i>unpatent_2</i>	<i>unpatent_3</i>	<i>unpatent_4</i>
<i>Blockade</i>	-1.0634 (-0.4546)	5.4310** (-2.0243)	2.5402 (-1.0326)	-4.5912 (-1.6034)	-0.3820 (-0.1131)	-1.4127 (-0.4361)
观测值	4319	4319	4319	4319	4319	4319
组内 R ²	(0.9712)	(0.9643)	(0.9523)	(0.9242)	(0.8410)	(0.9012)

注:***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著;括号内数字为稳健性标准误。

(Goodman-Bacon, 2021),即处理效应在不同组间同质和时间维度同质:同一政策在对不同处理组影响相同,并且随时间推移同一时间受到政策冲击的所有个体效应大小不变。但以往的研究的重要的潜在问题是忽视模型存在异质性处理效应而造成严重估计偏差,即同一处理对于不同个体产生效果存在差异(刘冲等, 2022)。例如,较早受到美国科技封锁冲击的实体,可能会作为较晚受到影响的控制组进入估计,这种较早受到冲击的实验组是一种“坏的控制组”,因为相对于其他未收到科技封锁冲击的控制组而言,其事前趋势已经发生改变,即使满足平行趋势假设,也会存在潜在误差无法纠正。本文利用“组别-时期平均处理效应”(cohort-specific average treatment effects on the treated, CATT)(Callaway et al, 2020)构建“异质-稳健估计量”缓解模型存在偏误问题。

首先, *TWFE* 表示一般情况下双向固定效应模型估计量,但由于处理效应异质性的存在,可能会存在潜在偏误。根据处理组平均处理效应估计量(average treatment effects on the treated, ATT)构建的异质性-稳健估计量,对比两者系数及置信区间可知,本文采用的双向固定效应模型尽管存在误差,但实体受到美国科技封锁冲击时创新产出均呈现抑制效应,满足处理效应同质性假设。除此之外,表 6 将从未受到美国科技封锁冲击的实体(*Never treated*)与尚未受到冲击 A 的实体(*Not Yet Treated*)作为控制组,同时考虑不同年份的所有组别平均效应(*Calendar ATT*)与不同组别的同一年份平均效应(*Group ATT*),尽管存在一定的估计偏差,但总体上服从同质性假设,异质-稳健估计量也缓解了模型存在的偏差问题,支撑了基准回归结论及模型的稳健性。

表 6 稳健性检验(1):处理效应异质性检验

全样本匹配	发明专利		非发明专利		统计量
	系数	置信区间	系数	置信区间	
异质性-稳健估计量					
<i>TWFE</i>	-7.03***	[-9.19, -4.86]	-13.64***	[-19.09, -8.19]	10512
<i>ATT</i>	-11.05***	[-9.19, -4.86]	-15.73***	[-21.77, -9.69]	10512
<i>Not-yet ATT</i>	-10.75***	[-14.74, -6.76]	-18.24***	[-25.53, -10.95]	10512
<i>Calendar ATT</i>	-10.90***	[-14.93, -6.86]	-13.81***	[-18.83, -8.79]	10512
<i>Group ATT</i>	-10.61***	[-14.29, -6.94]	-16.60***	[-23.07, -10.13]	10512
PSM 样本匹配	发明专利		非发明专利		统计量
异质性-稳健估计量	系数	置信区间	系数	置信区间	
<i>TWFE</i>	-4.79***	[-7.70, -1.87]	-8.64***	[-13.29, -4.00]	4319
<i>ATT</i>	-8.88***	[-14.10, -3.67]	-13.07***	[-20.89, -5.24]	4319
<i>Not-yet ATT</i>	-9.47***	[-14.42, -4.51]	-13.87***	[-22.65, -4.91]	4319
<i>Calendar ATT</i>	-8.53***	[-13.43, -3.62]	-11.76***	[-18.45, -5.06]	4319
<i>Group ATT</i>	-9.72***	[-14.98, -4.45]	-13.17***	[-20.99, -5.35]	4319

注:***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著。

表 7 稳健性检验(2):反事实检验

时间安慰剂检验	全样本匹配		PSM 样本匹配	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	发明专利	其他专利	发明专利	其他专利
<i>year_3</i>	-0.5057 (-0.3320)	-0.1649 (-0.0529)	0.8784 (0.2939)	1.0241 (0.2522)
<i>year_4</i>	-0.8963 (-0.5870)	2.0705 (0.5823)	-2.8856 (-1.2357)	-1.0013 (-0.2142)
<i>year_5</i>	0.2431 (0.1549)	3.7599 (1.3423)	-1.7098 (-0.7761)	0.0451 (0.0084)
<i>N</i>	10512	10512	4319	4319

注:***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著;括号内数字为稳健性标准误。

2. 反事实检验:时间安慰剂检验

为避免处理组企业和对照组企业创新产出差异是由时间变化导致的,如表 7 所示,本文将美国技术封锁实施时间分别提前 3 年(*year_3*)、4 年(*year_3*)及 5 年(*year_3*)构建虚假的政策时间,构建伪事实实验组。回归检验结果显示其系数估计值在 10% 的水平上均未通过显著性检验。这表明处理组企业和对照组企业的时间趋势没有系统性差异,也再次证明技术封锁事件对于我国企业

创新产出的负面影响成立。

3. 加入基准变量缓解选择的影响

考虑变时点双重差分模型的理想情况是实验组和对照组企业是随机选择的(宋弘等,2019),同时意味着企业易受公司所在城市发展前景、所处地理位置、是否是省会城市等有关,而这些因素的差异随着时间的变化可能会对企业创新水平产生不同的影响从而造成估计偏差,因此本文将基准变量加入式(1),构建如式(3)的模型。

$$Innovation_output_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 Technology_blockade_{i,t} + \alpha_3 Controls + \zeta Q_b \times trend_t + \gamma_{时间} + \mu_{行业} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中: Q_b 为一组城市基准因素的虚拟变量,表示考虑基准因素条件下公司**b**是否位于省会、是否位于沿海地区和是否位于胡焕庸线东侧等。包括城市是否为省会、是否为经济特区和是否位于胡焕庸线东侧等; $trend$ 为时间趋势项。见表8,加入城市基准变量与时间线性趋势的交互项后的系数估计值都在1%的水平上通过了显著性检验。这说明,无论是逐一还是全部加入城市基准因素与时间趋势的交互项,科技封锁政策试点政策都显著抑制了创新产出,与基准结果一致。事实上无论实体属于哪些地区,具有怎样差异化的经济发展水平,科技封锁事件发生对企业创新均存在显著影响,在一定程度上具有选择随机性。

表8 稳健性检验(3):加入城市基准变量与时间趋势交互项

变量名称	全样本匹配			PSM样本匹配		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Technology_blockade</i>	-12.9976***(-7.6536)	-11.8203***(-7.7721)	-9.2301***(-7.7022)	-9.5732***(-3.9301)	-9.4211***(-4.1091)	-8.732***(-4.1012)
沿海城市×时间趋势	是	否	否	是	否	否
省会×时间趋势	否	是	否	否	是	否
胡焕庸线东侧×时间趋势	否	否	是	否	否	是
<i>N</i>	10512	10512	10512	4319	4319	4319
组内 R^2	0.0864	0.0756	0.0625	0.4712	0.3407	0.1473

注:限于篇幅仅列出以发明变量为被解释变量机制检验结果,***、**、*分别表示在0.01、0.05、0.1的水平上显著;括号内数字为稳健性标准误。

4. 排除其他政策干扰

为了避免在样本期间其他政策会影响企业创新产出,造成基准估计结果的误差,本文通过筛选样本期间政策文件,对于选择影响企业创新产出竞争性政策的做法,选取了两种与美国科技遏制政策存在时空重叠,并且在样本期间内对企业创新产出可能存在影响的试点政策,即《国家发改委关于推进国家创新型城市试点工作的通知》与住建部与科技部发布的《住房城乡建设部办公厅关于做好国家智慧城市试点工作的通知》(白俊红等,2022),作为可能影响企业创新产出的竞争性政策。为了验证两种试点政策对于企业创新产出的干扰,在基准回归中分别加入两个政策的虚拟变量,以尽量控制两种政策的影响。其中,*Innocitypost*代表上市公司企业所在城市当年是否属于创新城市试点,*Digcitypost*表示上市公司企业所在城市当年是否属于智慧城市试点,如果企业所在城市当年属于创新城市试点或智慧城市试点,将其赋值为1,反之赋值为0。由表9可以看出,在同时控制两类竞争性政策之后,估计结果仍然与基准结果相似,因此排除了相关竞争性政策对于企业创新产出的影响。

表9 稳健性检验(4):排除竞争性政策干扰

变量名称	全样本匹配		PSM样本匹配	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>patent</i>	<i>unpatent</i>	<i>patent</i>	<i>unpatent</i>
<i>Technology_blockade</i>	-18.2009*** (-4.6511)	-30.8872** (-1.9660)	-21.2603*** (-3.4726)	-0.4319 (-0.0375)
<i>Innocitypost</i>	-0.3572 (-0.3753)	-4.0232 (-1.4715)	1.2319* (1.0632)	-0.5721 (-0.6738)
<i>Digcitypost</i>	-2.8312 (-0.9811)	9.0120 (0.8814)	2.6540 (1.4521)	-4.0734 (-1.2410)
<i>_cons</i>	10.9512 (0.7513)	-35.8150 (-0.2554)	25.1902 (0.9531)	-44.9257 (-0.9012)
<i>N</i>	10512	10512	4319	4319
组内 R^2	0.1943	0.1241	0.6971	0.8325

注:***、**、*分别表示在0.01、0.05、0.1的水平上显著;括号内数字为稳健性标准误。

六、异质性检验

(一)进一步区分专利分类

考虑到美国对我国的科技遏制主要集中在尖端技术部门,对中国高新技术发展施加限制,本文在表10进一步将创新产出细分为发明专利、实用新型、外观设计,用以检验技术封锁事件对于创新产出的异质性作用。从更严格的倾向匹配得分所得样本来看,技术封锁所造成的外生冲击主要集中在发明专利及实用新型专利,对于所需科技含量相对较低的外观设计专利抑制效果微弱,但是从全样本回归来看,技术封锁对于三

种专利产出均造成负面影响,这可能是由于技术之间存在的联结性,造成技术封锁得抑制效应外溢,使得对于除发明专利之外的其他专利如外观设计等同样受到一定损害。同时从 PSM 样本可以看出,科技封锁对于发明专利的抑制效应大于实用新型与外观设计,这与实际上美国科技封锁战略目标指向一致,主要针对的是我国相关科技发明领域进行制裁,而其他专利抑制性相对较小。

表 10 专利类别异质性检验

变量名称	全样本匹配			PSM 样本匹配		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	发明专利	实用新型	外观设计	发明专利	实用新型	外观设计
<i>Technology_blockade</i>	-12.9701***(-7.6914)	-13.5201***(-3.8532)	-2.7903**(-2.2120)	-12.4401***(-3.7963)	-4.4421*(-1.8122)	-0.0201(-0.0142)
<i>N</i>	10512	10512	10512	4319	4319	4319
组内 <i>R</i> ²	0.0812	0.1025	0.0045	0.4526	0.7105	0.6905

注:***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著;括号内数字为稳健性标准误。

(二) 企业性质检验

从实体清单可以看出,2010—2015 年,实体清单主要承载的还是对于我国主要研究机构、军工企业、大学等科研场所的威慑作用,主要服务于美国自身的政治目的,而目前实体清单的存在已经转变成美国政府对于中国技术发展的主要限制手段及制裁措施,除了要注意到事件本身针对的高新技术企业之外,还应该对企业自身属性进行甄别检验,因此本文将样本分为国有企业与非国有企业,继续进行异质性检验,见表 11,无论是全样本还是经过处理的倾向匹配得分样本,科技封锁事件对于国有企业发明专利创新产出抑制影响系数绝对值大于非国企影响系数绝对值,因此,在技术研发领域,科技封锁战略国有企业的抑制作用均大于非国有企业,而实用新型和外观设计等创新领域的抑制效应不受企业性质的影响。

表 11 企业性质异质性检验

变量名称	国有企业				非国有企业			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>patent</i>		<i>unpatent</i>		<i>patent</i>		<i>unpatent</i>	
	全样本	PSM	全样本	PSM	全样本	PSM	全样本	PSM
<i>Technology_blockade</i>	-12.8210***(-3.8221)	-7.2843*(-1.8342)	-6.8421***(-3.2102)	1.8507(-0.4464)	-11.9201***(-5.4728)	-3.4822***(-4.3930)	-7.3701***(-2.6341)	-6.6724(-1.48)
<i>_cons</i>	56.1382(1.3055)	14.3574**(2.0348)	84.5261(1.2162)	81.6623(0.9910)	76.5415(0.9142)	80.8471(1.1702)	25.0913(0.1623)	53.5816(0.4823)
<i>N</i>	7142	2173	7142	2173	7142	2173	7142	2173
组内 <i>R</i> ²	0.073	0.0103	0.8321	0.9312	0.0762	0.0514	0.6612	0.5421

注:***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著;括号内数字为稳健性标准误。

(三) 地区异质性检验

考虑到科技制裁主要瞄准的是我国高新技术企业与相关产业,但是企业所在地的社会、政治环境及经济发展水平均会对企业创新产出产生重要影响,因为高科技公司所在地极有可能是发展水平较高、政策支持力度较大等地区。因此,本文根据《中国新一线城市创新力报告(2021)》,确定了 19 个创新能力居于前列的新一线城市,如北京、上海、深圳、广州、南京、杭州、武汉等城市作为创新型城市,其他城市作为普通城市,进行实证检验,见表 12,相对于普通城市而言,科技封锁的发生对于创新型城市而言抑制效应更为强烈,并且由于选取的均是一线城市中创新能力较强的城市,因此也表现为相对于普通城市而言,位于经济较为发达城市企业冲击相对而言也较为严重。

表 12 创新型城市异质性检验

变量名称	创新型城市				普通城市			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>patent</i>		<i>unpatent</i>		<i>patent</i>		<i>unpatent</i>	
	全样本	PSM	全样本	PSM	全样本	PSM	全样本	PSM
<i>Technology_blockade</i>	-12.0121***(-5.1046)	-10.0437***(-3.5210)	-9.4381**(-2.5531)	-5.4104(-1.4682)	-13.2106***(-5.6721)	-9.5243***(-3.5801)	-6.7513***(-4.9522)	-9.6294(-1.1312)
<i>_cons</i>	32.2837(0.4521)	-110.3510(-0.6822)	58.1851**(2.2900)	10.5314(0.3914)	-1.1347(-0.0171)	122.4320(1.1814)	60.1459***(-4.6763)	65.7752(1.5241)
<i>N</i>	4916	2813	4916	2813	4916	2813	4916	2813
组内 <i>R</i> ²	0.0961	0.6512	0.0524	0.1268	0.0701	0.6643	0.0301	0.0617

注:***、**、* 分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著;括号内数字为稳健性标准误。

七、进一步分析：调节效应检验

为衡量科技封锁事件对于我国创新产出冲击中机制变量合理性,在式(1)基础上构建调节机制变量检验模型(曹伟等,2022)。

$$Innovation_output_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Technology_blockade + \beta_2 M_{i,t} \times Technology_blockade + \beta_c Controls + \gamma_{时间} + \mu_{行业} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中: β 为各变量对应回归系数; $M_{i,t}$ 代表机制变量,包括:①技术距离:采用企业技术距离等于企业劳动生产率与外国平均劳动生产率的比值衡量(曲如晓等,2021),其中企业劳动生产率采用企业生产总值与职工人数的比值来衡量(吕健,2012)。国外平均劳动生产率首先从2011—2020年中国进出口贸易数据中筛选出与我国贸易往来最为密切的10个国家^①,并计算这10个国家平均劳动生产率均值。一般而言,与我国贸易往来密切的国家意味着两国更容易通过贸易往来进行知识、技术交流;②产出效应:采用全要素生产水平衡量科技遏制是否通过影响企业高新技术产品产出环节,从而对创新产出产生影响,全要素生产率能够比较准确衡量技术水平变化对于产出的影响,因此可以合理解释美国科技遏制对于企业产出技术水平的影响能力,所以本文将全要素生产率作为产出效应的代理变量,全要素生产率采用LP方法计算得出的(任胜钢等,2019);③贸易效应:采用上市公司海外业务规模水平进行衡量,数据来源于国泰安。

(一)技术距离效应

技术距离作为经济距离的重要组成部分,对国家经济关系研究具有重要意义。表13模型1和模型4显示了技术距离对创新产出的机制效应。美国作为主要的创新产出国家,通过限制高新技术方面中国留学生入境及相关交流活动开展、制裁相关高技术企业等技术封锁措施,科技遏制延展了两国技术距离边界,使我国远离部分先进技术生产前沿,而技术距离的增加将抑制我国企业创新水平(方慧等,2021)。表13模型1和模型4利用技术距离与科技封锁交互项验证了技术距离效应的存在,但是科技封锁对于创新产出的抑制作用仍然存在,并在1%的水平上显著。因此假说3科技封锁事件引起技术距离扩大从而抑制创新产出假说得证。

表13 调节效应检验结果

变量名称	全样本匹配			PSM样本匹配		
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
<i>Technology_blockade</i>	-7.0283***(-4.1062)	-11.9801***(-6.9534)	-9.4214***(-5.9705)	-9.1325***(-3.3108)	-9.3735***(-3.3042)	-12.6583***(-5.1525)
<i>Technology_distance</i>	-3.7120**(-2.2241)			-7.0210***(-4.6730)		
<i>tfp</i>		3.1623***(-2.6437)			-9.4945***(-2.6900)	
<i>oversea_trade</i>			0.7024*(-1.6743)			0.1220(0.7402)
<i>Technology_distance</i> × <i>Technology_Blockade</i>	-6.3621***(-4.2036)			-9.5414**(-2.0251)		
<i>tfp</i> × <i>Technology_Blockade</i>		-5.6710***(-2.7124)			-6.7801**(-2.0013)	
<i>oversea_trade</i> × <i>Technology_Blockade</i>			-1.6702**(-3.4912)			-0.4454***(-3.8414)
<i>_cons</i>	-73.5323(-0.9927)	-76.5408(-0.9132)	80.8427(1.1704)	-168.7236(-1.3220)	-227.3120(-1.3700)	-108.7182(-0.5845)
<i>N</i>	10512	10512	10512	4319	4319	4319
组内 R^2	0.0956	0.0983	0.1424	0.6305	0.6352	0.6486

注:***、**、*分别表示在0.01、0.05、0.1的水平上显著;括号内数字为稳健性标准误,限于篇幅仅列出以发明变量为被解释变量的调节变量检验结果。

(二)贸易效应

科技封锁战略对我国相关实体企业管制意味着我国企业无法从相关人员、技术交流,或开展经济贸易活动中的知识溢出作用获得技术水平提升,表13模型3与模型6显示了海外贸易量机制效应,同时无论是全样本还是PSM样本,相关实体企业在科技封锁事件将使得该企业海外活动贸易量递减,并且贸易效应的递降同样加剧了科技封锁对于创新产出的抑制作用,因此。假说4科技封锁战略通过抑制相关实体企业海外贸易活动限制技术外溢从而抑制我国创新发展得证。

① 本文经过分析近十年我国主要贸易地理方向,筛选出以下10个与我国贸易往来密切的国家:美国、日本、韩国、越南、德国、澳大利亚、马来西亚、巴西、俄罗斯、泰国。各国劳动生产率数据来源于国际劳工组织官网。

(三)产出效应

本文利用上市公司全要素生存率衡量产出效应,在以往的文献中,技术创新与全要素生产率的相互促进关系已经得到验证,创新水平提高能够促进产业转型并间接提升全要素生产率(余硕等,2020),表13利用全要素生产率与科技封锁交互项衡量产出效应的机制效应,验证了全要素生产率在科技封锁事件发生时,企业为应对科技封锁冲击,其全要素生产率短期内将下降,同时其对企业生产所造成的负面影响与基准回归相比,科技封锁事件对于创新产出的抑制作用仍然十分剧烈,假说5得证。

八、政策建议与启示

本文对美国科技封锁战略对我国创新产出冲击进行分析,根据模型实证分析结果,主要得出以下相关结论与启示:①科技封锁战略对我国创新产出的冲击作用短期内无法改变,并且对于发明专利抑制效应大于其他专利、国有企业的抑制效应大于非国有企业、对于经济发达创新城市抑制效应大于普通城市;②得益于我国创新型发展战略,中国创新能力已经大幅提升,长期内科技遏制对创新产出的抑制效应大幅消退,并对我国创新发展起倒逼促进作用;③科技封锁战略的实施将会扩大中美两国技术距离、降低相关实体企业海外贸易量、降低全要素生产率,使得知识交流渠道闭塞、技术外溢减弱、劳动生产率降低等,从而抑制中国创新产出的有序健康发展。

根据本文实证分析结果,提出以下政策建议:①对于政府而言,应当坚持相关科技创新政策,坚决推行一系列创新型产业政策,始终坚持创新发展战略,鼓励自主创新,争取早日建成创新型强国;②对于企业而言,在短期内科技封锁无法发生根本性逆转的情况下,应当拓宽海外市场,扩大海外投资规模;根据自身优势适应市场发展,扩大生产规模,增强要素利用水平,寻求价格优势;迎合国家相关科技政策支持,增加研发投入,实现自主创新,将技术牢牢把握在自己手中,扩大人才、技术互通交流,减轻科技遏制事件对我国创新产出的影响;③针对目前出现的反全球化及科技遏制趋势,我国应立足自身科技发展现状,重视基础科学研究,加大人才培养与技术创新培育优势,寻求长期内破除相关国家技术封锁渠道,为发展中国家科技发展之路提供中国模式与中国智慧。

总而言之,美国对华科技封锁在国际社会难言公正,我国应当同其他国家一起,反对目前国际领域内出现的科技遏制趋势,寻求国际支持,利用国际法律法规维护自身权利,向国际社会更好地阐释自身高科技发展政策,采取各项措施继续延续和巩固其他国家对华科技发展信心,进一步提升国际科技合作的内容和水平,争取获得关键第三方国家更大的理解和支持,与其他国家一起商讨构建国际经贸领域新规则的可能性。同时与美国开展沟通,寻求科技封锁的和平解决可能性,中美两国的交流合作并不是零和博弈,而是休戚与共的命运共同体,两国应相互平等相待,共同应对疫情时代复杂多变的世界局势,共享科技发展红利。

参考文献

- [1] 白俊红,张艺璇,卞元超,2022.创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J].中国工业经济,(6):61-78.
- [2] 曹伟,冯颖姣,余晨阳,等,2022.人民币汇率变动、企业创新与制造业全要素生产率[J].经济研究,57(3):65-82.
- [3] 曹霞,杨笑君,张路蓬,2020.技术距离的门槛效应:自主研发与协同创新[J].科学学研究,38(3):536-544.
- [4] 成思危,2009.论创新型国家的建设[J].中国软科学,(12):1-14.
- [5] 戴一鑫,胡沉洪,李杏,2022.“四维”创新体系协同与地区经济增长质量[J].技术经济,41(3):13-24.
- [6] 方慧,封起扬帆,周亚如,2021.内外资企业技术距离与企业创新水平——基于知识产权保护的双向调节效应[J].产业经济评论(山东大学),20(2):19-45.
- [7] 郭金花,陈鑫,郭檬楠,2022.创新政策试点、要素集聚与城市全要素生产率增长[J].南京财经大学学报,(4):12-22.
- [8] 胡洁,韩一鸣,钟咏,2022.企业并购能否抑制经济“脱实向虚”——基于产业优化发展的视角[J].技术经济,41(12):144-156.
- [9] 纪建悦,许瑶,刘路平,2022.美国技术性贸易壁垒的新态势与中国的应对策略[J].国际贸易,(4):4-11.
- [10] 李勃昕,董雨,韩先锋,2021.技术封锁是否会抑制中国创新发展?——基于国外技术引进和国内技术购买的对冲效应解释[J].统计研究,38(10):23-37.
- [11] 李婧,杨修,2019.技术距离对中国高技术产品贸易的影响[J].中国科技论坛,(10):43-51.
- [12] 梁经伟,钟世川,毛艳华,2022.全球生产网络是否提升了全要素生产率?[J].北京工商大学学报(社会科学版),37(4):99-112.

- [13] 刘冲, 沙学康, 张妍, 2022. 交错双重差分: 处理效应异质性与估计方法选择[J]. 数量经济技术经济研究, 39(9): 177-204.
- [14] 刘兰剑, 牟兰紫薇, 2023. 国外技术管制政策对中国技术创新的影响实证研究[J]. 中国科技论坛, (2): 11-19.
- [15] 刘志鹏, 程燕林, 代涛, 等, 2023. 技术依赖形成和影响经济安全的机制研究——基于技术经济安全视角[J]. 科学学, 41(6): 1006-1013.
- [16] 罗长远, 吴梦如, 2022. 美国出口管制、技术距离与企业自主创新: 基于2010—2018年中国上市公司数据的研究[J]. 世界经济研究, (10): 25-39, 135.
- [17] 吕健, 2012. 产业结构调整、结构性减速与经济增长分化[J]. 中国工业经济, (9): 31-43.
- [18] 曲如晓, 李婧, 杨修, 2021. 国际人才流入、技术距离与中国企业创新[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 43(6): 91-106.
- [19] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等, 2019. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, (5): 5-23.
- [20] 余硕, 王巧, 张阿城, 2020. 技术创新、产业结构与城市绿色全要素生产率——基于国家低碳城市试点的影响渠道检验[J]. 经济与管理研究, 41(8): 44-61.
- [21] 史本叶, 杨馥嘉, 2022. 新冠疫情背景下中美贸易摩擦的演变与中国应对[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 75(4): 87-99.
- [22] 宋国友, 2019. 美国对华技术封锁在国际社会不得人心[J]. 人民论坛, (16): 25-27.
- [23] 宋国友, 张纪腾, 2023. 战略竞争、出口管制与中美高技术产品贸易[J]. 世界经济与政治, (3): 2-31, 156.
- [24] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科, 2019. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 管理世界, 35(6): 95-108, 195.
- [25] 孙海泳, 2019. 美国对华科技施压战略: 发展态势、战略逻辑与影响因素[J]. 现代国际关系, (1): 38-45.
- [26] 王锋, 葛星, 2022. 低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据[J]. 中国工业经济, (5): 81-99.
- [27] 王磊, 戴建兵, 张云昊, 2022. “双循环”新发展格局下创新发展数字化转型机制研究[J]. 西安财经大学学报, (4): 65-73.
- [28] 肖宵, 林珊珊, 李青, 等, 2021. 知识距离和制度距离对新兴经济体企业创新追赶的影响研究——企业特征的双重调节作用[J]. 管理评论, 33(10): 115-129.
- [29] 杨骞, 陈晓英, 田震, 2022. 新时代中国实施创新驱动发展战略的实践历程与重大成就[J]. 数量经济技术经济研究, (8): 3-21.
- [30] 杨武, 杨大飞, 琚云, 2019. 技术差距理论框架下产业技术安全测度研究——以5G移动通信产业为例[J]. 科技进步与对策, 36(8): 60-67.
- [31] 于飞, 苏彩云, 徐正丽, 2021. 研发模式、知识距离对企业绿色创新的影响[J]. 科技管理研究, 41(13): 203-210.
- [32] 余典范, 王佳希, 张家才, 2022. 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[J]. 经济学动态, (2): 51-67.
- [33] 余涛, 2022. 美国司法长臂管辖权的演进逻辑[J]. 国际经济法学刊, (3): 75-89.
- [34] 张亚莉, 蒙婉婷, 张海鑫, 2022. 技术封锁事件对科研人员颠覆性技术创新投入行为的影响[J]. 科技管理研究, 42(7): 18-23.
- [35] CALLAWAY B, SANT' ANNA P H, 2020. Difference-in-differences with multiple time periods [J]. Journal of Econometrics, 225(2): 200-230.
- [36] GOODMAN-BACON A, 2021. Difference-in-differences with variation in treatment timing [J]. Journal of Econometrics, 225(2): 254-277.
- [37] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G, 1993. Earnings losses of displaced workers [J]. American Economic Review, 83(4): 685-709.
- [38] QUINTANA-GARCIA C, BENAVIDES-V C A, 2008. Innovative competence, exploration and exploitation: The influence of technological diversification [J]. Research Policy, 37(3): 492-507.
- [39] ROSENBAUM, P R, RUBIN D B, 1985. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score [J]. The American Statistician, 39(1): 33-38.
- [40] TURNER S F, BETTIS R A, BURTON R M, 2002. Exploring depth versus breadth in knowledge management strategies [J]. Computational and Mathematical Organization Theory, 8(1): 49-73.

**Does Science and Technology Containment Orientation Pose
a Threat to China's Innovation and Development?
Facts and Verifications Based on US Economic and Trade Policies Towards China**

Jin Zehu, Qian Qian

(Economics School of Anhui University, Hefei 230601, China)

Abstract: In recent years, the United States has upheld a science and technology blockade strategy on China and imposed technology blockade on the relevant high-tech companies and related industries in accordance with the Regulations on Export Control (EAR), in an attempt to restrain innovative development in our country. In this paper, panel data of listed companies were constructed according to the entity list published by EAR. The time-varying point DID model was used to study the actual impact of the US technology blockade event on China's innovation output, and the heterogeneity of processing effects that might exist in the model was considered. The research shows that the science and technology blockade strategy of the United States inhibits Chinese innovation output in the short term, but the relevant technology blockade measures have a negative role in promoting Chinese innovation output in the long term. Secondly, science and technology containment will have an adverse impact on our innovation output by increasing technological distance, decreasing output effect and reducing trade effect. In light of the current situation in China, China should unswervably adhere to the strategic goal of innovative development. At the same time, China should actively make use of international cooperation mechanisms to explore the possibility of establishing new economic and trade rules of the international community with other countries, and respond to the impact of the US technology blockade on China's innovative development in various ways.

Keywords: science and technology blockade; innovation output; technical distance; total factor productivity; treatment effect heterogeneity