

关键技术引进受限与高质量创新

杨 媛

杭州电子科技大学经济学院, 浙江 杭州

收稿日期: 2026年8月3日; 录用日期: 2026年9月30日; 发布日期: 2026年10月12日

摘 要

我国正处于高质量发展的关键阶段, 伴随全球发展格局的深度调整, 外部资源的可获得性与竞争态势发生显著变化, 深刻影响了中国企业的创新行为。本文以2012~2024年中国A股上市公司为样本, 实证检验了关键技术引进受限对企业创新行为的意外影响。研究发现, 外部技术的可获得性受限迫使企业显著提升其高质量创新水平, 该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。异质性分析显示, 这一倒逼效应在风险厌恶程度较低、管理者短视程度较低、融资约束较小以及资产专用性较低的企业中更为显著。最后, 本文进一步分析表明, 由技术引进受阻所引致的高质量创新最终会转化为企业绩效的提升。

关键词

关键技术引进受限, 高质量创新, 倒逼效应, 企业绩效

Restrictions on the Introduction of Key Technologies and High-Quality Innovation

Yuan Yang

College of Economics, Hangzhou Dianzi University, Hangzhou Zhejiang

Received: August 3, 2026; accepted: September 30, 2026; published: October 12, 2026

Abstract

China is currently in a crucial stage of high-quality development. With the profound adjustment of the global development landscape, the availability and competitive situation of external resources have undergone significant changes, which have profoundly influenced the innovation behaviors of Chinese enterprises. This paper uses the samples of Chinese A-share listed companies from 2012 to 2024 to empirically test the unexpected impact of restricted access to key technologies on enterprises'

innovation behaviors. The study finds that the restricted availability of external technologies forces enterprises to significantly enhance their high-quality innovation levels, and this conclusion remains valid after a series of robustness tests. Heterogeneity analysis shows that this compulsion effect is more significant in enterprises with lower risk aversion, lower managerial short-sightedness, less financing constraints, and lower asset specificity. Finally, this paper further analyzes that the high-quality innovation caused by the obstruction of technology introduction will eventually translate into an improvement in enterprise performance.

Keywords

Restrictions on the Introduction of Key Technologies, High-Quality Innovation, Compulsion Effect, Enterprise Performance

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

在高质量发展纵深推进与全球产业竞争格局深度变化的双重背景下，中国企业能否加速自主创新，特别是实现高质量创新以应对外部环境的不确定性，已成为一个关键的研究课题。

现有关于外部技术封锁的文献主要聚焦于企业层面的经济后果，揭示出其双重效应：一方面，企业面临出口规模缩减、投资决策延迟以及市场稳定性减弱等负面影响[1]-[4]；另一方面，也出现如进口市场抢占和企业社会责任活动增加等积极效应[5][6]。此外，另一支文献则探讨了外部约束驱动的创新。基于诱导创新理论，一些研究认为外部约束能够促进企业创新[7][8]，然而，也有研究通过供应链和融资渠道等视角指出了其抑制作用[9]-[11]。同时，另有一支专门关注外部技术封锁对企业创新的影响的研究[12]-[15]，但其结论尚未达成一致。这一分歧部分源于既有研究多侧重于总体创新而非创新异质性。

尽管存在上述发现，但目前考察外部技术引进受限如何影响企业高质量创新的研究仍然相对匮乏，而高质量创新恰恰是中国实现高质量发展的关键驱动力。在此背景下，由于外部技术支持受限，中国传统的“引进 - 模仿”式渐进创新路径已难以为继，且一般性创新本身无法帮助企业摆脱技术封锁所带来的生存困境。相比之下，高质量创新因其非路径依赖的特性，使中国企业能够通过重构技术体系和替代核心环节来解除对外部技术的依赖，成为应对针对性技术封锁的战略选择。因此，系统探究外部技术支持受限与中国企业高质量创新的关系，具有重要的理论和现实意义。

本文可能在以下两方面做出边际贡献：第一，区别于关注总体创新水平，本文聚焦于高质量创新，系统考察外部技术支持受限对其的影响，丰富了对由外部技术引进受阻所带来的经济后果的理解。第二，本文探讨了外部技术支持受限对中国企业高质量创新的异质性影响及后续经济表现，为实现高质量发展提供了重要启示。

2. 研究设计

2.1. 基准模型设定

为检验外部技术支持受限对我国企业创新行为的影响，本文将美国实体清单视为一项“准自然实验”，并参考 Beck 等(2010)的做法[16]，构建如下多期 DID 模型进行回归：

$$\text{Inno}_{it} = \alpha + \beta \text{EC}_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标 i 和 t 分别代表企业和年份。 Inno_{it} 为企业高质量创新指标， EC_{it} 表示企业 i 在 t 年是否被列入美国实体清单的虚拟变量。 X_{it} 为企业层面的控制变量。 δ_i 、 μ_t 分别指代企业固定效应和年份固定效应， ε_{it} 为回归误差项。

2.2. 变量设置

2.2.1. 被解释变量：企业高质量创新

已有研究通常以专利数量衡量企业高质量创新水平。根据中国对专利类型的分类要求以及三种类型专利科技创新含量的差异，其中，发明专利的复杂度及技术强度最高。因此，参照黎文靖和郑曼妮(2016)、胡山和余泳泽(2022)的做法[17] [18]，本文以企业当年获得授权的发明专利数量作为基础数据，将其加 1 后取自然对数来衡量企业高质量创新(Inno_{it})。

2.2.2. 解释变量：关键技术引进受限

EC_{it} 为本文的核心解释变量。本文统计了自 2018 年起被列入实体清单的企业，并参照干越倩和王佳希(2023)、步丹璐等(2024)的做法[9] [19]，若企业 i 在 t 年被列入实体清单，则为实验组，该变量取值为 1；否则为对照组，取值为 0。

2.2.3. 控制变量

参考已有研究，本文选取一系列可能影响企业创新行为的企业层面控制变量，具体包括：企业规模(Size)，以企业总资产的自然对数度量；企业年龄(Age)，通过从企业上市至研究年份的时间跨度的自然对数来衡量；杠杆率(Lev)，以企业总负债占总资产比重表示；净资产收益率(ROE)，采用净利润与平均净资产之比来衡量；总资产周转率(ATO)，以营业收入与平均总资产之比表示；是否亏损(Loss)，视企业当年净利润情况而定，若当年净利润小于 0 则取值为 1，否则取 0；是否四大(Big4)，企业经由四大审计则为 1，否则为 0；两职合一(Dual)，董事长与总经理为同一人时，取值为 1，否则为 0；前十大股东持股比例(Top10)，采用前十股东持股数量与总股数之比来衡量；固定资产占比(FIXED)，以固定资产净额占总资产的比重来表示。

2.3. 样本选择和数据来源

本文以 2012~2024 年中国 A 股上市公司数据为研究样本。本研究涉及的数据主要来源如下：1) 实体清单名录主要来源于美国商务部的产业和安全局(BIS)。本文手工整理了实体清单名录中的 A 股上市公司企业名单。2) CNRDS 数据库。本文通过在 CNRDS 数据库下载与样本公司对应的发明专利申请与授权信息，从而衡量企业高质量创新水平。3) CSMAR 数据库。本文通过该数据库获取企业主要的财务指标。考虑到实验组数量较少以及关键技术引进受限主要针对特定行业，为了保证实验组和对照组的样本尽可能有相同的特征以及减少因实验组样本过小而造成的偏误，因此对照组选取与实验组同行业的企业为研究样本。此外，本文对样本进行了如下处理：(a) 剔除金融行业以及当年处于 ST 和 PT 状态的企业样本；(b) 剔除关键变量严重缺失的样本；(c) 删除数据少于三年的企业样本；(d) 为避免极端值的影响，对所有连续变量在 1%和 99%的水平上进行缩尾处理。最终我们得到 A 股上市公司总数 2514 家，企业 - 年份层面 21,868 个样本观测值。

主要变量描述性统计结果如表 1 所示，可以观察到： Inno 均值为 1.1086，说明目前我国大部分企业高质量创新水平仍较低，标准差为 1.2528，说明企业间创新质量波动较大。

Table 1. Descriptive statistics of the main variables
表 1. 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Treat × post	21,868	0.0133	0.1146	0.0000	1.0000
Inno	21,868	1.1086	1.2528	0.0000	5.2095
Size	21,868	22.1465	1.2736	19.9521	26.1300
ListAge	21,868	1.9780	0.9192	0.0000	3.4012
Lev	21,868	0.4045	0.1957	0.0537	0.8678
ROE	21,868	0.0491	0.1375	-0.6835	0.3282
ATO	21,868	0.5927	0.3436	0.0943	2.0460
Loss	21,868	0.1681	0.3740	0.0000	1.0000
Dual	21,868	0.3319	0.4709	0.0000	1.0000
Top10	21,868	0.5757	0.1549	0.2157	0.9009
Big4	21,868	0.0514	0.2209	0.0000	1.0000
FIXED	21,868	0.1996	0.1487	0.0043	0.6821

3. 实证结果

3.1. 基准回归

表 2 报告了方程(1)的基准回归结果。核心解释变量的系数始终在 1%的水平上显著为正,这表明外部技术支持受限对中国企业的高质量创新存在倒逼效应。为增强估计的稳健性,本文采用逐步加入固定效应及控制变量的方式。其中,为了避免可能存在的异方差以及遗漏变量等问题,本文加入的是个体固定效应以及时间固定效应。具体回归结果如表 2 所示,第(1)列为不包含固定效应以及控制变量的结果,可以发现核心解释变量的估计系数在 1%的显著性水平上为正。第(2)~(4)列逐步纳入了固定效应以及控制变量,回归结果发现外部技术受限所产生的反向驱动效应依然显著,进一步证实了该结论。

Table 2. Baseline regression results
表 2. 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量	Inno	Inno	Inno	Inno
Treat × post	0.8565*** (8.1587)	0.2217*** (3.2092)	0.4566*** (4.4608)	0.1992*** (2.8705)
Size			0.3820*** (37.0918)	0.1294*** (8.5922)
ListAge			-0.2573*** (-21.8284)	0.0583*** (3.0234)
Lev			-0.4638*** (-8.7158)	-0.0062 (-0.1099)

续表

ROE			-0.1304*	-0.0823
			(-1.6543)	(-1.5381)
ATO			0.1473***	-0.1210***
			(5.4904)	(-3.6909)
Loss			0.0879***	-0.0121
			(3.1380)	(-0.6872)
Dual			0.0907***	0.0286*
			(5.2341)	(1.6783)
Top10			-0.5994***	0.0007
			(-9.3056)	(0.0093)
Big4			0.2214***	-0.1180**
			(4.2260)	(-2.4464)
FIXED			-1.2035***	0.3337***
			(-20.4250)	(4.5419)
常数项	1.0972***	1.1056***	-6.2127***	-1.8650***
	(129.9605)	(236.6137)	(-29.6511)	(-5.7052)
企业固定效应	不控制	控制	不控制	控制
年份固定效应	不控制	控制	不控制	控制
样本	21,868	21,868	21,868	21,868
R ²	0.0061	0.7073	0.1149	0.7101

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著，下同。

3.2. 稳健性检验

3.2.1. 平行趋势检验

双重差分法有效的前提是满足平行趋势假设，即外部技术支持受限企业在未被列入实体清单之前与从未被列入清单企业的高质量创新水平变化应表现出相同的趋势。因此，为了验证平行趋势假设，本文设定了模型(2)：

$$\text{Inno}_{it} = \alpha + \sum_{k=-5}^5 \beta_k \text{EC}_{it} + \gamma \text{Control}_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

图 1 展示了 β_k 的估计值及其 95%置信区间。结果显示，所有预处理期系数均不具有统计显著性，说明在被列入实体清单之前，处理组与对照组在高质量创新方面并不存在显著差异；而自被列入实体清单的后一期起，系数在随后两期均显著为正，进一步证实了该政策的倒逼效应。此外，预处理期系数的联合显著性检验 p 值为 0.6588 (大于 0.1)，从而再次支持了平行趋势假说的有效性。

3.2.2. 安慰剂检验

为进一步排除不可观测因素所带来的偏误，本文参考陈强等(2025)的做法进行安慰剂检验[20]。从总体中随机抽取与处理组数量相同的样本作为虚拟处理组，剩余样本作为虚拟控制组。在此基础上，重新估计模型(1)并将上述过程重复 500 次。图 2 展示了安慰剂效应的核密度图与直方图，以及处理效应估计值。结果表明真实估计系数 0.1992 位于安慰剂效应分布的右侧尾部，明显偏离安慰剂检验的分布区域，同时，表 3 进一步报告了安慰剂检验的 p 值结果，在双边 p 值小于 0.1 的情况下，右边 p 值小于 0.1，左

边 p 值大于 0.1，通过了检验。因此可排除不可观察的随机因素对本文回归结果的影响。

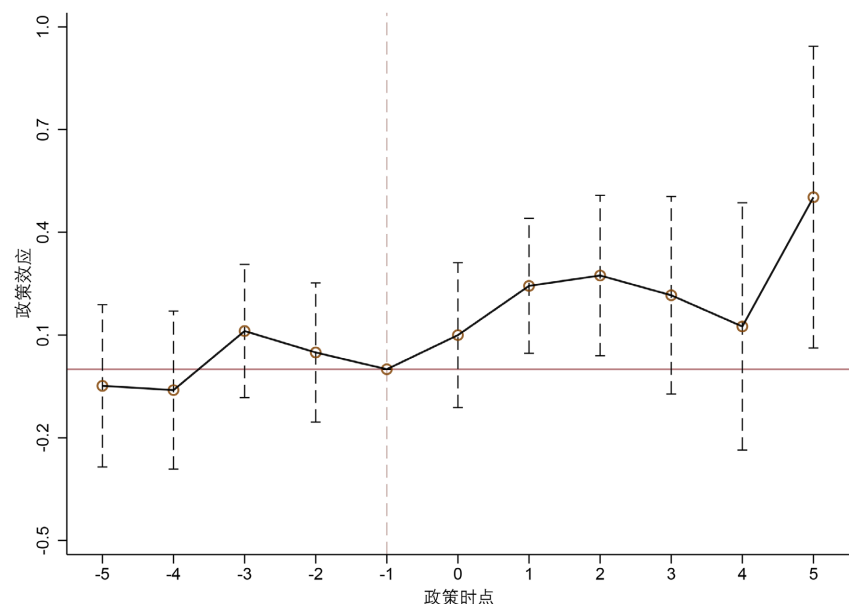


Figure 1. Parallel trend test
图 1. 平行趋势检验

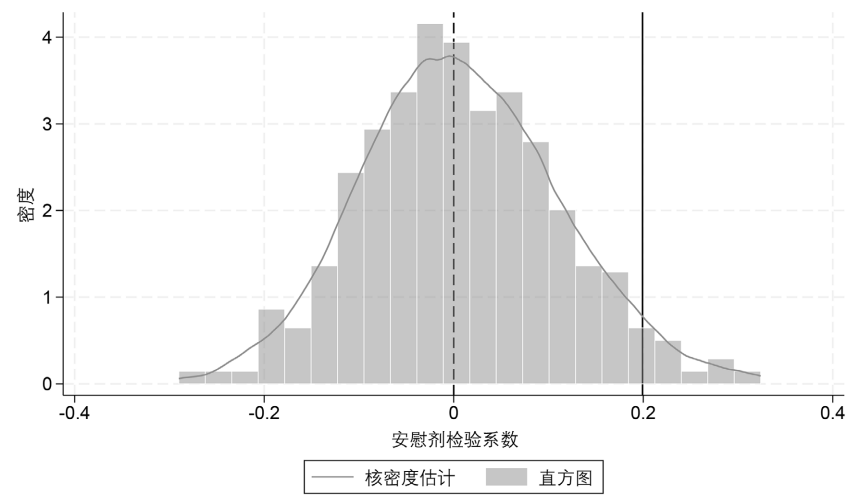


Figure 2. Placebo test
图 2. 安慰剂检验

Table 3. Placebo test results
表 3. 安慰剂检验结果

处理效应		空间安慰剂检验		
		双边 p 值	左边 p 值	右边 p 值
Treat $\times$ post	0.1992	0.0540	0.9660	0.0340

3.2.3. 替换回归模型

核心被解释变量所使用的专利数据属于计数数据，存在大量零值。因此，本文进一步使用泊松伪最

大似然估计(PPML)模型和负二项回归模型进行重新估计,结果如表 4 所示,可以发现无论使用何种模型,核心解释变量均显著为正,证明了基准回归结论的稳健性。

Table 4. Alternative regression model

表 4. 替换回归模型

被解释变量	(1) Inno	(2) Inno
Treat × post	0.3412*** (2.9204)	0.3545*** (3.4298)
Size	0.4327*** (6.7919)	0.8941*** (45.7132)
ListAge	0.0427 (0.5170)	-0.3190*** (-12.5074)
Lev	-0.3016 (-1.2024)	-0.7872*** (-6.8868)
ROE	-1.0715*** (-4.7936)	-0.2147 (-1.2617)
ATO	-0.0097 (-0.0707)	0.2350*** (3.8251)
Loss	-0.0579 (-0.7573)	0.0546 (0.9365)
Dual	-0.0066 (-0.1214)	0.1296*** (3.9018)
Top10	1.1215** (2.5078)	-0.2764** (-2.0450)
Big4	-0.0399 (-0.2669)	0.4709*** (5.0412)
FIXED	-0.1166 (-0.2888)	-0.8804*** (-6.2091)
常数项	-6.2543*** (-3.9737)	-18.0858*** (-45.0093)
企业固定效应	控制	不控制
行业固定效应	不控制	控制
年份固定效应	控制	控制
样本	19,244	21,868
R ²	0.8675	0.0829

4. 异质性分析

本文基于风险厌恶程度、管理者短视程度、融资约束水平以及资产专用性,考察了外部技术引进受

限对中国企业高质量创新的异质性影响。结果显示，在风险厌恶程度较低、管理者短视程度较低、融资约束较小以及资产专用性较低的企业中，反向驱动效应更为显著。本部分所有分样本回归均基于基准模型(1)的设定，组间系数均进行了 Chow 组合检验。

4.1. 风险厌恶程度

高质量创新行为具有较强的不确定性，因此，风险厌恶程度不同的企业，在面对实体清单时对创新路径的选择将会具有不同的反应。本文参考苏坤(2015)的做法[21]，采用年化日收益率标准差的对数值(CRT)衡量企业风险承担水平。企业风险承担水平越高即意味着风险厌恶程度越低，反之则对应风险厌恶程度越高。以 CRT 的中位数将样本企业划分为风险厌恶程度低的企业以及风险厌恶程度高的企业，并进行异质性检验。如表 5 第(1)~(2)列回归结果显示，实体清单反向驱动了风险厌恶程度低的企业的高质量创新水平。两者存在差异的原因可能是：对于风险厌恶程度低的企业而言，外部压力反而会使其将高成本的自主研发从“备选项”转为“必选项”。它们相较于风险厌恶程度高的企业更善于将危机重构为机遇，利用关键技术引进受限创造的受保护的国内市场获得初始订单与现金流，抓住竞争者被强行屏蔽的战略窗口期，借助新规则下的稀缺资源将押注变为现实。

4.2. 管理者短视程度

高质量的创新本身需要跨越技术、市场等多重壁垒，因此相较于一般性创新，其周期往往更为漫长。不同短视程度的管理者对创新行为的选择可能有较大的差别，对于外部压力所做出的反应也很可能不相同。因而本文参考虞义华等(2018)的做法[22]，使用短期投资与期初企业总资产的比例作为管理者短视程度的代理变量，将样本划分为短视程度低的企业与短视程度高的企业。表 5 中第(3)~(4)列的回归结果表明，外部技术支持受限显著提升了管理者短视程度低的企业的高质量创新水平。可能的原因是：面对外部环境不确定性，管理者短视程度较低的企业会摒弃短期利益权衡，将资源聚焦于高投入、长周期、高风险的前沿研发领域，这类研发更易催生高质量创新。

Table 5. Heterogeneity analysis1
表 5. 异质性分析 1

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	风险厌恶程度低	风险厌恶程度高	管理者短视程度低	管理者短视程度高
	Inno	Inno	Inno	Inno
Treat × post	0.3559***	-0.0178	0.1933*	0.0832
	(3.7285)	(-0.1598)	(1.7056)	(0.7131)
Size	0.1207***	0.1416***	0.1168***	0.0985***
	(4.8690)	(6.3314)	(4.9016)	(3.8891)
ListAge	-0.0157	0.0799***	-0.0497	0.0711**
	(-0.3622)	(3.0408)	(-1.1681)	(2.5756)
Lev	0.1174	-0.1017	-0.0785	0.1306
	(1.3155)	(-1.2280)	(-0.9583)	(1.3872)
ROE	-0.1163	-0.0756	0.0079	-0.0909
	(-1.3226)	(-0.9842)	(0.1090)	(-1.0437)

续表

ATO	-0.1351*** (-2.6468)	-0.0742 (-1.4922)	-0.1058** (-2.0316)	-0.0989* (-1.9301)
Loss	-0.0273 (-1.0002)	-0.0004 (-0.0136)	0.0167 (0.6619)	-0.0156 (-0.5783)
Dual	-0.0029 (-0.1039)	0.0456* (1.8367)	0.0256 (0.9916)	0.0264 (0.9917)
Top10	0.0091 (0.0767)	-0.0770 (-0.6336)	-0.2934** (-2.5412)	-0.0247 (-0.1884)
Big4	-0.0640 (-0.8610)	-0.1391* (-1.9142)	-0.1729*** (-2.6425)	-0.0648 (-0.7561)
FIXED	0.4046*** (3.6500)	0.3085*** (2.7119)	0.3791*** (3.6090)	0.2599** (1.9652)
常数项	-1.6268*** (-2.9458)	-2.0704*** (-4.3073)	-1.3114** (-2.5251)	-1.1344** (-2.0746)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本	10,405	10,840	9928	11,373
R ²	0.7474	0.6621	0.6970	0.7423
系数差异 <i>p</i> 值	0.0000		0.0000	

4.3. 融资约束水平

融资约束的差异，本质上反映了企业在资源储备与风险承受能力上的不同。这种差异也使得企业在面临外部冲击时，其创新行为可能表现出明显分化。为检验这一异质性，本文参考顾雷雷等(2020)的方法构建了 FC 指数[23]，以此作为企业融资约束水平的代理变量，并依据该指数将样本划分为高融资约束组 and 低融资约束组。如表 6 第(1)~(2)列所示，关键技术引进受限显著提高了融资约束程度较低的企业的高质量创新程度。这可能是因为融资约束水平较低的企业既具备充足的内部资金储备，又拥有强大的外部融资能力，因而能够承担高质量创新所需的高额研发成本。

4.4. 资产专用性

作为解释企业边界的重要因素，资产专用性逐渐成为分析企业行为决策的重要角度。其通常指一项资产用于其他用途或被其他使用者利用时，其价值会显著降低的程度。面对外部冲击，资产专用性不同的企业，在应对环境变化时可能会选择不同的创新策略，从而导致回归结果之间存在差异。本文参考袁淳等(2021)的做法[24]，采用无形资产占总资产比例度量企业资产专用性。以资产专用性的中位数将样本企业划分为资产专用性低的企业以及资产专用性高的企业，并进行异质性检验。表 6 第(3)~(4)列回归结果显示，关键技术引进受限迫使资产专用性低的企业更倾向于高质量创新。两者存在差异的原因可能是：资产专用性低的企业由于资产通用性强，在面对外部压力时更易摆脱既有技术路径依赖，开辟新赛道；同时，较低的资产专用性也意味着融资约束相对宽松，从而为长期的高质量研发提供更为充裕的资金支

持。相反，资产专用性高的企业因沉没成本高、技术路线固化及融资约束较大，其创新可能多集中于工艺改进等渐进式研发，短期内难以产出突破性成果。

Table 6. Heterogeneity analysis 2

表 6. 异质性分析 2

	(1)	(2)	(3)	(4)
	低融资约束	高融资约束	资产专用性低	资产专用性高
被解释变量	Inno	Inno	Inno	Inno
Treat × post	0.1817** (2.2511)	0.1574 (1.0602)	0.3540*** (3.2328)	0.1474 (1.3743)
Size	0.1239*** (5.3540)	0.1306*** (4.2136)	0.1512*** (6.3285)	0.0736*** (3.0379)
ListAge	-0.0570 (-1.3420)	0.1144*** (4.0838)	0.1412*** (5.1191)	-0.0016 (-0.0523)
Lev	0.1385 (1.5767)	0.0913 (0.9659)	0.0710 (0.8032)	0.0413 (0.4886)
ROE	-0.1397** (-2.1397)	-0.0046 (-0.0364)	-0.0501 (-0.6057)	-0.0211 (-0.2812)
ATO	-0.1182** (-2.5364)	-0.1364** (-2.3834)	-0.0717 (-1.5174)	-0.1425** (-2.5353)
Loss	-0.0296 (-1.1913)	0.0314 (1.1649)	0.0015 (0.0566)	-0.0319 (-1.3241)
Dual	-0.0120 (-0.4383)	0.0621*** (2.6330)	-0.0054 (-0.2198)	0.0208 (0.8114)
Top10	-0.0300 (-0.2689)	-0.1469 (-1.1176)	0.2392** (2.0913)	-0.1311 (-1.0908)
Big4	-0.0783 (-1.2768)	-0.0879 (-0.9785)	-0.0656 (-0.9641)	-0.0454 (-0.6149)
FIXED	0.1960* (1.8324)	0.2845** (2.3305)	0.3674*** (3.2037)	0.0833 (0.6941)
常数项	-1.4823*** (-2.8063)	-1.9190*** (-2.9413)	-2.6954*** (-5.2289)	-0.4014 (-0.7539)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本	10,622	10,920	10,732	10,769
R ²	0.7838	0.5878	0.7294	0.7320
系数差异 <i>p</i> 值	0.0000		0.0000	

5. 进一步分析

熊彼特(1934)提出,创新是经济增长的决定性驱动力。大量文献表明,技术创新能够提高企业生产效率[25],提升企业运营能力[26] [27],并增强企业竞争力[28]。作为中国实现技术“跨越式发展”的关键抓手,由关键技术引进受限引致的高质量创新能否对企业经济绩效产生显著影响?为探究这一问题,本文建立了模型(3):

$$\text{Perf}_{i,t+h} = \beta + \beta_1 \text{Treat}_i \times \text{Post}_t \times \text{Innov}_{it} + \beta_2 \text{Treat}_i \times \text{Post}_t + \beta_3 \text{Treat}_i \times \text{Innov}_{it} + \beta_4 \text{Innov}_{it} + \beta_5 \text{Control}_{it} + \delta_i + \mu_t \times \gamma_t + \varepsilon_{it}, h = 0, 1, 2, 3, 4 \quad (3)$$

其中 Perf_{it} 表示企业的总收入,用于衡量企业的市场表现。图3展示了 $\text{Treat}_i \times \text{Post}_t \times \text{Innov}_{it}$ 的动态效应,绘制了其在同期项以及随后三个滞后项的估计系数。我们发现,由外部技术支持受限带来的高质量创新对企业绩效的影响随着时间的推移逐渐增强,并且在5%的显著性水平上具有统计学意义。这表明,尽管需要大量投资,但由外部压力引发的高质量创新最终提高了企业绩效,从而减轻了贸易战所带来的负面影响。

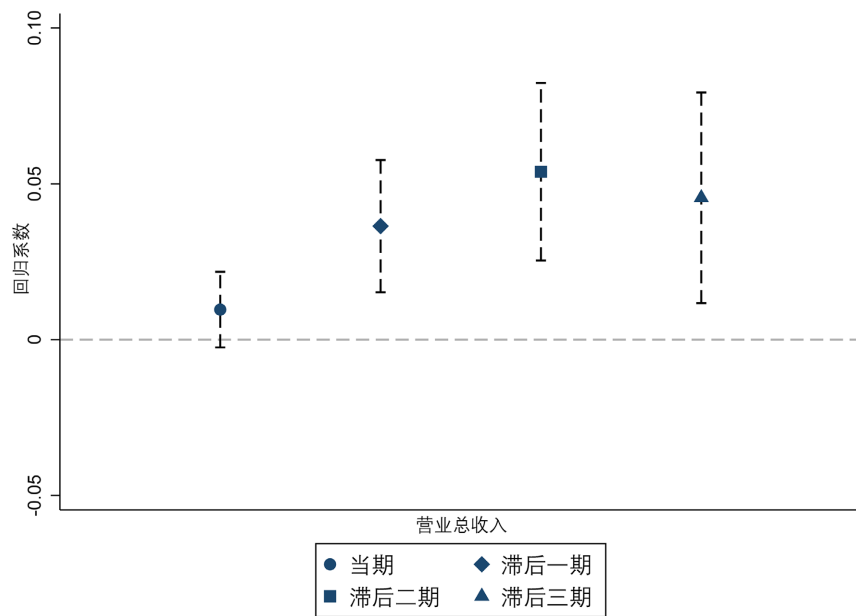


Figure 3. Further analysis

图3. 进一步分析

6. 结论与建议

本研究探讨了关键技术引进受限对高质量创新的影响。结果表明,其显著促进了企业的高质量创新,这一结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。异质性分析显示,这种反向驱动效应在风险厌恶程度和管理层短视程度较低、融资约束较小以及资产专用性较低的企业中更为显著。进一步分析表明,外部技术支持受限对企业高质量创新的提升最终会转化为其经营绩效。这一创新驱动效应并非纯粹的市场自发结果,而是企业微观决策与国家宏观治理协同互动的产物。政府不仅通过财政补贴和税收优惠缓解了企业研发的资金压力,还通过产业政策引导降低了企业创新的信息不对称。然而,对上述倒逼效应的积极解读,仍需置于其潜在代价的审慎考量之下。一方面,高强度、连续性的研发投入往往伴随高昂的沉没成本与机会成本。在核心技术攻关过程中,企业需承担远高于渐进式创新的试错风险,且研发周期的不确定性可能对短

期盈利能力形成压制。另一方面,为支持创新活动,企业不得不将大量资源向研发环节倾斜,这种策略性重配可能挤出原本用于市场拓展、组织优化或人力资本培育等非研发活动的投资,从而影响企业长期动态能力的均衡发展。更值得警惕的是,若倒逼效应被过度泛化,可能诱使部分企业陷入被动响应的路径依赖,而非基于自身技术禀赋与市场前景做出理性决策,最终导致资源配置效率的损失。

基于以上研究结论,可得出以下启示:政府与企业应当合力应对外部环境的不确定性,积极构建针对外部压力的战略响应体系。政府需将外部技术封锁视为全球化竞争中的常态,而非偶发危机,建立跨部门的快速响应与预警机制,为企业提供信息、法律与外交全方位的支持。同时可策略性运用关键技术引进受限作为倒逼创新的政策工具,在战略性领域审慎运用,营造一种“可控压力”,旨在激活国内企业的创新潜能。企业自身则应摒弃侥幸心理,将外部压力内化为构建技术韧性的战略机遇,将外部环境不确定性所创造的竞争隔离期视为窗口机会,精准识别自身技术短板,主动制定应对预案,集中资源对“卡脖子”技术进行高强度、连续性的研发投入,以此来实现关键领域的自主突破。从而化被动为主动,形成“政府引导、企业主导”的协同应对格局。

参考文献

- [1] Handley, K. and Limão, N. (2017) Policy Uncertainty, Trade, and Welfare: Theory and Evidence for China and the United States. *American Economic Review*, **107**, 2731-2783. <https://doi.org/10.1257/aer.20141419>
- [2] Caldara, D., Iacoviello, M., Molligo, P., Prestipino, A. and Raffo, A. (2020) The Economic Effects of Trade Policy Uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, **109**, 38-59. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2019.11.002>
- [3] 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[J]. 财经论丛, 2024(4): 16-26.
- [4] 彭家乐, 谢伟, 李习保. 技术封锁与并购: 基于文本分析的实证研究[J]. 科学学研究, 2025, 43(3): 449-461.
- [5] 寇宗来, 孙瑞. 技术断供与自主创新激励: 纵向结构的视角[J]. 经济研究, 2023, 58(2): 57-73.
- [6] Zhang, K., Wang, J.J. and Zhang, X. (2023) Trade War and Corporate Social Responsibility: Evidence from China. *Finance Research Letters*, **55**, Article 103823. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.103823>
- [7] 王志刚, 梅锦华, 郑适. 出口管制与企业创新绩效: 技术创新类型视角[J/OL]. 南开管理评论, 2025: 1-29. <https://link.cnki.net/urlid/12.1288.F.20250707.1724.007>, 2026-09-17.
- [8] 钟腾龙, 闵悦, 张晓涛, 蒋海威. 外部需求转移与企业创新: 理论、机制与中国证据[J]. 管理世界, 2025, 41(10): 38-62.
- [9] 干越倩, 王佳希. 美国对华出口管制对中国企业创新的影响与应对——基于全球创新网络的视角[J]. 南方经济, 2023(9): 140-160.
- [10] 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[J]. 世界经济研究, 2024(5): 48-62+135.
- [11] Pan, Y.K., Du, X.X., Gong, Q. and Ye, K.C. (2025) Supply Chain Uncertainty and Chinese Enterprise Innovation: An Analysis Based on Micro-Enterprise Data of Supply Chains in China and the United States. *Finance Research*, **8**, 75-92.
- [12] 梅德强, 龙勇. 不确定性环境下创业能力与创新类型关系研究[J]. 科学学研究, 2010, 28(9): 1413-1421.
- [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[J]. 经济学动态, 2022(2): 51-67.
- [14] Anwar, S., Hu, B.B., Luan, Q. and Wang, K. (2024) Export Controls and Innovation Performance: Unravelling the Complex Relationship between Blacklisted Chinese Firms and U.S. Suppliers. *The World Economy*, **47**, 2995-3033. <https://doi.org/10.1111/twec.13570>
- [15] 郑世林, 张容嘉. 产业链风险与中国企业自主创新突破[J]. 中国社会科学, 2025(3): 60-78+205.
- [16] Beck, T., Levine, R. and Levkov, A. (2010) Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States. *The Journal of Finance*, **65**, 1637-1667. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01589.x>
- [17] 黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.
- [18] 胡山, 余泳泽. 数字经济与企业创新: 突破性创新还是渐进性创新? [J]. 财经问题研究, 2022(1): 42-51.

-
- [19] 步丹璐, 胡中平, 王多仁. 出口管制、转换成本与库存效率——基于美国实体清单的微观证据[J]. 南方经济, 2024(9): 94-116.
- [20] 陈强, 齐霁, 颜冠鹏. 双重差分法的安慰剂检验: 一个实践的指南[J]. 管理世界, 2025, 41(2): 181-220.
- [21] 苏坤. 管理层股权激励、风险承担与资本配置效率[J]. 管理科学, 2015, 28(3): 14-25.
- [22] 虞义华, 赵奇锋, 鞠晓生. 发明家高管与企业创新[J]. 中国工业经济, 2018(3): 136-154.
- [23] 顾雷雷, 郭建鸾, 王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究, 2020(2): 109-127.
- [24] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 盛誉. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137-155.
- [25] 曾国安, 苏诗琴. 美国对华出口管制对中国企业全要素生产率的影响[J]. 江汉论坛, 2023(10): 13-21.
- [26] 王慧, 蔡春风. 技术创新能力与企业经营绩效关系的实证研究——基于中部六省上市高新技术企业数据分析[J]. 科技管理研究, 2009, 29(12): 358-360.
- [27] 李江涛, 韩雨佳, 纪建悦. 创新能力对企业经营绩效影响的实证分析——基于我国家电行业上市公司的经验数据[J]. 科技管理研究, 2017, 37(20): 1-6.
- [28] 蓝莎, 胡海青. 双元创新动态均衡对企业持续竞争优势的影响[J]. 统计与决策, 2024, 40(5): 166-171.