

# 不确定性冲击、跨国创新合作与中国企业创新

刘灿雷 姜瑞雪 姜 丽

## 目录

附录 I 数据处理详细说明.....	1
附录 II 稳健性检验.....	3
附录 III 异质性分析.....	8
附录 IV 附图与附表.....	10
参考文献.....	16

## 附录 I 数据处理详细说明

本文选取样本为 2010—2014 年至少拥有一件海外专利申请的中国企业,考察其在 2015—2022 年期间的创新表现和跨国创新合作变化。为了构造一个包含中国企业海外创新表现和跨国创新合作信息的数据集,对专利数据进行以下处理:

第一,界定企业申请人。专利申请人大体可以分为自然人和非自然人两种类型,自然人即个人,非自然人指法人及其他组织,包含企业和社会团体等。本文将申请人名称中含有“holding”、“group”、“company”、“limited”、“coltd”、“inc”、“llc”、“corporation”、“enterprise”等表示企业组织形式的申请人以及“pharmaceutical”、“technology”、“chemistry”、“manufact”、“electric”、“food”等表示行业特征的申请人作为非自然人申请人,在此基础上,删除了大学、医院、研究所及政府部门等各类非盈利组织,从而确定企业申请人。

第二,界定申请人国别。由于专利信息中申请人与其国别或地址信息无法一一对应,在识别出企业申请人后还需要确定企业所属国家。<sup>①</sup>根据中国《企业名称登记管理实施办法》规定,企业名称应当由行政区划、字号、行业、组织形式依次组成。因此,本文选择企业名称中带有中国城市名称的企业申请人作为中国企业申请人的初步界定依据,并且通过以下方法进行了国别判定:(1)利用所有申请人名称及申请人地址可正确匹配的单独申请专利信息构建了申请人及其对应国别数据库,判定企业申请人所属国家。(2)对剩余仍无法识别国别信息和匹配有误的申请人,通过企查查网站进行了人工搜索予以补充。<sup>②</sup>(3)对于企查查无法识别的企业,进一步利用谷歌,人工搜索企业地址判定企业国别。本文将步骤(1)中国别信息确定的企业名称放入企查查网站逐个搜索补充企业对应的中文名称。对于在企查查中无搜索结果的企业,利用谷歌搜索得到地址信息,与步骤(3)中的企业地址信息一起翻译出正确的中文地址,再返回企查查中,通过地址信息搜索企业,最终确定中国企业专利申请人及其所有权性质。

第三,匹配样本企业的海外专利产出。由于中国企业在国外申请专利时提交的申请人名称存在单词缩写、漏写、错写等各类问题,导致 2010—2014 年的样本企业与其在 2015—2022 年期间专利产出的匹配率偏低。对此,本文对企业的专利匹配进行了如下处理:(1)删除“co ltd”、“corp”、“limited”等涉及申请人类型界定的词缀,以及“tld”、“limtted”等前述词缀的各种错误拼写形式。(2)对较常见的缩写单词进行全称替换,例如将“int”替换为“international”、“env”替换为“environment”、“equip”替换为“equipment”、“mfg”替换为“manufacturing”、“pharm”替换为“pharmaceutical”、“sys”替换为“system”、“tech”替换为“technology”等,对其单复数及不同词性的差

---

① 单独申请专利仅有一个申请人,可恰好对应申请人国别信息。但合作申请专利拥有多个申请人,具有共同国别的申请人仅显示一个国别信息,无法对应每个申请人的所属国家;申请人地址信息也不齐全,部分国家并不登记申请人的地址信息,登记地址信息的专利也无法实现每个申请人与其地址的一一对应,依靠 IncoPat 数据无法精确识别出每个申请人的国别。

② 部分中国企业会在官方网站上公开其英文名称,没有官方英文名称的企业在国外申请专利时大多采用中译英的翻译名称。企查查会提供企业官方网站上的英文名称,对于没有注册英文名称的企业,企查查也会提供一个自动翻译版本,这与没有官方英文名称企业的中译英翻译名称有较大相似性。

异形式也进行统一替换。(3) 对剩余未匹配上的专利进行模糊匹配, 人工识别出单词顺序颠倒、个别字母错误的企业名称, 将这部分数据纳入匹配样本中。

本文根据专利申请人国别信息和发明人国别信息中展现的合作关系衡量中国企业参与跨国创新合作的情况, 将中国企业的跨国创新合作界定为中国企业与其他国家自然人或非自然人共同参与申请或发明的专利, 即申请人至少包含一个中国企业, 且申请人或发明人中至少存在一位自然人或非自然人的国外合作者。由于专利发明人均均为自然人, 因此对中国企业的识别只能限定在申请人中。

在 IncoPat 数据库中, 2010—2014 年至少存在一位中国企业申请人的国际专利共 290366 件 (包括单独申请)。表 I1 展示了 2010—2014 年中国企业与前 20 名国家国际合作专利的合作比例, 与美国合作的专利申请数量最多, 占样本企业跨国合作专利申请总数的 48.60%。样本内中国企业匹配到 2015—2022 年海外专利申请共 546037 件, 其中跨国合作专利申请 58481 件。表 I2 报告了 2010—2020 年中国企业参与国际合作专利数量在中国全部国际合作专利中的比例。可以发现, 2010 年以来, 中国企业参与跨国合作专利数量占中国全部跨国合作专利的比例经历了大幅增长, 从 2010 年的 28.48% 上升至 2020 年的 90.65%, 已经成为中国参与国际创新活动的主导力量。

表 I1 2010—2014 年中国企业与前 20 名国家国际合作专利的合作比例

排名	合作国家	合作比例	排名	合作国家	合作比例
1	美国	48.60%	11	澳大利亚	1.66%
2	德国	7.69%	12	比利时	1.31%
3	日本	5.90%	13	印度	1.14%
4	加拿大	5.36%	14	芬兰	1.13%
5	英国	4.49%	15	荷兰	1.02%
6	瑞典	3.83%	16	意大利	0.96%
7	新加坡	3.09%	17	以色列	0.91%
8	韩国	2.99%	18	开曼群岛	0.65%
9	法国	2.50%	19	马来西亚	0.57%
10	瑞士	2.20%	20	丹麦	0.46%

注: 合作比例指 2010—2014 年间, 中国企业与前 20 名国家合作专利的数量占中国企业国际合作专利总量的平均比例。在 2010—2014 年之间, 中国企业共与 101 个国家展开了跨国创新合作, 与前 20 名国家的合作比例之和高达 96.45%。

表 I2 中国企业参与国际合作专利数量在中国全部国际合作专利中的比例

申请年份	中国企业国际合作专利数	中国国际合作专利数	企业合作占比
2010	2542	8927	28.48%
2011	3090	10948	28.22%
2012	4625	11802	39.19%
2013	7510	10201	73.62%
2014	8442	10741	78.60%
2015	9221	11485	80.29%
2016	10073	11869	84.87%
2017	11532	13373	86.23%
2018	12074	13866	87.08%
2019	13686	15238	89.81%
2020	10780	11892	90.65%

## 附录 II 稳健性检验

## 1. 动态效应检验

表 III1 报告了动态效应检验的估计结果。事件发生之前, 核心解释变量的估计系数不具有显著性, 且系数大小几乎为 0, 即在中美贸易摩擦发生之前, 处理组企业与对照组企业的创新表现变化趋势不存在显著差异, 事前平行趋势检验通过。

表 III1 动态效应检验的估计结果

	(1)
	<i>lnPatent</i>
<i>Pre_4</i>	0.0232 (0.5561)
<i>Pre_3</i>	-0.0011 (-0.0308)
<i>Pre_2</i>	0.0018 (0.0590)
<i>Current</i>	-0.0347 (-1.1615)
<i>Post_1</i>	-0.0379 (-1.1082)
<i>Post_2</i>	-0.0775** (-2.2894)
<i>Post_3</i>	-0.1473*** (-4.1077)
控制变量	控制
企业固定效应	控制
年份固定效应	控制
样本量	16992
adj. $R^2$	0.8162

## 2. 替换核心变量

首先, 替换处理组与对照组的识别设定。鉴于部分企业与美国的跨国创新合作存在偶然性因素, 界定处理组和对照组企业时仅依据是否与美国开展创新合作这一“二元选择”而忽视与美国合作的密切程度, 可能会干扰不确定性冲击对企业创新表现的真正影响效果。本文将处理组识别标准替换为企业与美国合作专利的份额, 将 2010—2014 年与美国合作专利占其全部跨国创新合作专利中位数以上的企业视为处理组, 其余企业视为对照组, 观察其与事件冲击虚拟变量交互项的估计效应, 估计结果如表 II2 第 (1) 列所示。该结果显示, 核心解释变量估计系数显著为负, 表明中美贸易摩擦的不确定性冲击对与美国合作更密切

的企业创新表现产生了更大的负面影响,进一步验证了前文结论。同时,参考 Brynjolfsson et al. (2019) 的研究思路,本文还将  $Treat_i$  替换为企业与美国合作专利份额的连续变量,估计结果如表 II2 第 (2) 列所示。结果显示,核心解释变量系数依然显著为负,证明了本文基准分析结论的稳健性。

其次,对企业创新质量进行再检验。参考现有文献,使用以下四个指标作为创新质量的测度变量:(1) 发明专利授权量 ( $\ln Grant$ ), 发明专利被授权意味着该技术已经被认为是具有高度创新性的,值得被保护。(2) 经调整后被引用次数 ( $\ln Citation$ ), 本文借鉴 Dass et al. (2017) 处理方法,对企业发明专利被引用次数进行年度和技术类别调整,以避免专利引用的截断偏差。<sup>①</sup> (3) 同族专利规模 ( $\ln Family$ ), 同族专利规模是同一项发明在不同国家或地区申请专利的数量,更多的专利申请代表着更高的保护成本,只有高价值专利才能匹配申请人进行多次申请的成本付出(宋建和郑江淮, 2022)。(4) 权利要求数量 ( $\ln Claim$ ), 专利以权利要求确定对其技术的排他性保护范围,专利要求的权利项数越多表明其限制范围越多,被其他技术覆盖的可能性越低,会更加具备新颖性及创造性。本文以发明专利中被授权的数量表示专利授权量,以调整后的发明专利被引用次数表示经调整后被引用次数,以企业申请专利所属简单同族中成员专利 (Member Patents) 的平均数量表示同族专利规模,以企业申请专利权利要求的平均数量表示权利要求数量,分别考察不确定性冲击对中国企业创新质量的影响。表 II2 第 (3) 列至第 (6) 列分别报告了不确定性冲击对企业发明专利授权量、经调整后被引用次数、同族专利规模和权利要求数量影响的估计结果。可以发现,核心解释变量估计系数均显著为负,表明不确定性冲击不仅削减了中国企业发明专利的授权量和被引用次数,也减少了中国企业就同一项发明平行申请专利的数量,缩窄了发明专利的技术保护范围,企业创新质量受到显著的负面影响。

表 II2 替换核心变量的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	合作份额 虚拟变量 $\ln Patent$	合作份额 连续变量 $\ln Patent$	发明专利 授权量 $\ln Grant$	经调整后被引 用次数 $\ln Citation$	同族专利 规模 $\ln Family$	权利要求 数量 $\ln Claim$
$Treat \times Post$	-0.0681** (-2.2618)	-0.0580* (-1.9307)	-0.0988*** (-4.6004)	-0.0851*** (-4.6252)	-0.1576*** (-3.5808)	-0.1936*** (-3.6446)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	16992	16992	16992	16992	16992	16992
adj. $R^2$	0.8161	0.8160	0.8106	0.5112	0.7684	0.7601

### 3. 调整估计样本

第一,在样本层面进一步考虑中国企业跨国创新合作的偶然性,删除 2010—2014 年国外仅有一次专利申请的企业。第二,考虑到企业注销可能是自身经营乏力而退出市场的结

<sup>①</sup> 具体处理方式:把企业在 IPC3 技术领域的发明专利被引用次数除以同一申请年度同一 IPC3 技术领域所有企业发明专利的平均被引用次数,在同一企业-年份内将该比值简单平均后取对数。

果, 样本包含已注销企业可能会放大不确定性冲击对中国企业创新的影响, 本文在样本中剔除已注销企业后进行稳健性检验。其中, 企业注销信息来自企查查网站。第三, 考虑到同一企业在不同年份可能存在误差序列相关问题, 本文构建两期双重差分模型进行重新估计。具体地, 以 2019 年作为时间临界点, 将样本划分为两个阶段, 对被解释变量在 2019 年前后两个阶段时期内取均值后, 进行两期双重差分的稳健性检验。第四, 在不同的国家或地区, 专利申请人可能为获取更多海外市场份额就内容相同的一组技术发明提交多次专利申请并获得授权, 从而构成专利族 (patent family)。重复申请无疑会夸大企业创新表现。因此, 本文使用 IncoPat 数据库中专利的简单同族信息重新调整了企业专利产出的申请时间和申请数量, 就专利族代表的同一发明或技术仅保留一项专利创新成果, 以剔除同族专利对估计结果的干扰。<sup>①</sup>

调整估计样本的稳健性检验估计结果如表 II3 所示。第 (1) 列为考虑跨国创新合作的偶然性的估计结果, 第 (2) 列为剔除样本中已注销企业后的估计结果, 第 (3) 列报告了两期双重差分模型的估计结果, 第 (4) 列则是剔除同族重复申请专利影响的估计结果。可以发现, 各列结果的核心解释变量估计系数依然显著为负, 与基准结果均保持了较好的一致性。上述检验的结果表明, 本文的核心结论并未受到估计样本调整的影响, 具有较强的稳健性。

表 II3 调整估计样本的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	考虑合作的偶然性	删除已注销企业	两期双重差分	删除同族重复专利
	$\ln Patent$	$\ln Patent$	$\ln Patent$	$\ln Patent$
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0777** (-2.1158)	-0.0799** (-2.4964)	-0.1113*** (-3.5277)	-0.0864*** (-3.8028)
控制变量	控制	控制	控制	控制
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
样本量	13336	15504	4248	16992
adj. $R^2$	0.8144	0.8128	0.8635	0.8093

#### 4. 排除特定国家影响

考虑到美国不仅自身主导对华脱钩, 而且拉拢盟友意图扩大对中国的技术封锁, 那么将与美国盟友开展创新合作的中国企业纳入对照组可能会引起估计偏误。为此, 本文在对照组中剔除了 2010—2014 年与加拿大或澳大利亚存在专利合作的中国企业, 同时也考虑了“五眼联盟”国家 (美国、英国、加拿大、澳大利亚和新西兰) 的情况, 以避免美国“长臂管辖”政策对本文估计结果的潜在影响。表 II4 第 (1) 列是在对照组中剔除了与加拿大或澳大利亚进行跨国合作的企业的估计结果, 第 (2) 列在对照组中剔除了与英国、加拿大、

<sup>①</sup> 简单同族记录了优先权完全相同的一组专利申请, 其定义详见世界知识产权组织《工业产权信息与文献手册》。本文对简单同族专利的处理如下: 选择专利所在简单同族的优先权日作为其申请日; 对于优先权信息缺失的专利, 对其同族中每个专利的申请日进行溯源, 确定其同族中最早申请专利的申请信息为该同族专利申请日。按新申请日期确定专利申请年份, 且对简单同族仅保留一个专利后进行回归。

澳大利亚或新西兰存在跨国合作的企业的估计结果。两列核心解释变量估计系数均显著为负,表明本文核心结论稳健。另一方面,考虑到科技创新的跨国合作往往依赖于非对称技术优势,中国作为技术领先国,与低科技水平国家的专利合作更多属于技术输出行为,对中国企业创新影响较小。对照组中包含与科技落后国家开展合作的部分企业,可能会影响对不确定性冲击的作用效应估计。表 II4 第(3)列剔除了对照组中仅与发展中国家进行跨国创新合作的中国企业,第(4)列则剔除了对照组中仅与不发达国家开展创新合作的中国企业。<sup>①</sup>两列结果均显示,本文核心结论仍然成立。

表 II4 排除特定国家影响的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	剔除加澳	剔除英加澳新	剔除发展中国家	剔除不发达国家
	$\ln Patent$	$\ln Patent$	$\ln Patent$	$\ln Patent$
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0665** (-2.1410)	-0.0571* (-1.7184)	-0.0861*** (-2.8438)	-0.0808*** (-2.7020)
控制变量	控制	控制	控制	控制
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
样本量	15848	14680	16320	16928
adj. $R^2$	0.8186	0.8207	0.8173	0.8163

## 5. 安慰剂检验

图 III1 报告了 1000 次随机抽取处理组的安慰剂检验结果。其中,横坐标为核心解释变量的估计系数,纵坐标为核密度。结果显示,经过 1000 次随机抽样的回归估计后,核心解释变量估计系数分布接近以 0 为均值的正态分布,且与基准回归结果的核心解释变量估计系数有明显差异,再次验证了本文核心结论的稳健性。

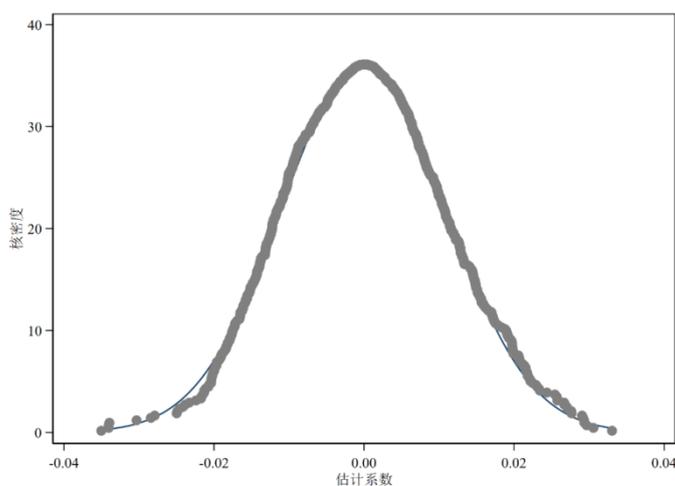


图 III1 1000 次随机抽样估计系数分布

<sup>①</sup> 国家(地区)的分类标准参照联合国统计司(UNSD)。

## 6. 其他稳健性检验

首先, 由于贸易摩擦对创新活动的影响存在滞后效应, 本文在基准回归中选择了 2019 年作为事件冲击的首年。为考察不同时间窗口下冲击效应的稳定性, 本文进一步调整了处理年份, 将冲击时期前移至 2018 年。其次, 鉴于专利申请时间与实际创新产出的时间存在一定时滞, 相关研发活动可能在前一年度进行, 因此本文将被解释变量滞后一期进行估计, 以期更准确地反映创新活动的实际影响。再次, 为排除行业层面逐年非线性的时变因素干扰, 进一步控制行业-时间的交乘固定效应。最后, 考虑到企业的海外创新活动与其海外市场业务紧密相关, 本文将样本企业与 2016 年的海关数据库进行匹配, 生成企业是否进行海外出口业务的虚拟变量 (*Export*), 将其与 *post* 交乘后纳入模型 (1), 以排除企业海外市场业务这一混杂因素对估计结果的潜在干扰。表 II5 第 (1) 列至第 (4) 列分别展示了更换处理年份、将被解释变量滞后一期、加入行业-时间固定效应以及控制企业出口业务的估计结果, 核心解释变量系数均显著为负, 证明了本文基准分析结论的稳健性。

表 II5 其他稳健性检验的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	更换处理年份	被解释变量滞后一期	加入行业-时间固定效应	控制出口业务
	$\ln Patent$	$\ln Patent$	$\ln Patent$	$\ln Patent$
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.0674** (-2.1902)	-0.0790*** (-2.9600)	-0.0706*** (-2.3478)	-0.0803*** (-2.6967)
<i>Export</i> × <i>Post</i>				-0.0020 (-0.0389)
控制变量	控制	控制	控制	控制
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
行业-时间固定效应			控制	
样本量	16992	14868	16992	16992
adj. $R^2$	0.8161	0.8385	0.8165	0.8161

### 附录 III 异质性分析

本文根据重点行业特征对不确定性冲击的作用效果进行了异质性分析。具体而言,按照 IPC 3 分位代码划分技术领域,在企业-年份-技术领域层面构建三重差分模型,探究中美贸易摩擦的不确定性冲击对不同技术领域创新表现的异质性影响。首先,考虑行业科技水平异质性。美国贸易代表办公室(USTR)于 2018 年 1 月发布的《2017 年中国遵守世贸组织报告》(2017 Report to Congress on China to WTO Compliance)强调了美国对中国持续支持和推进其高科技产业的担忧,并将此视作竞争威胁。此项调查和随后的一系列行动被广泛解读为美国限制中国高科技发展的意图和努力。基于此,本文使用 2010—2022 年全球专利数据,将专利按 IPC 3 分位分为高技术或低技术领域。<sup>①</sup>具体而言,我们计算了 IPC 3 分位技术领域内高技术行业专利占该领域全部专利的份额,将其纳入核心解释变量进行回归分析,考察该不确定性冲击对创新的负面影响是否因行业科技水平差异而不同。估计结果如表 IIII 第(1)列所示,三重交互项的估计系数显著为负,表明与低技术行业的企业相比,处在高技术行业的处理组企业创新表现受不确定性冲击的不利影响更大。同时考虑到美国对中国战略性新兴产业的遏制,本文按相同处理方式计算了每个 IPC 3 分位技术领域中战略性新兴产业专利的份额并纳入三重差分项,表 IIII 第(2)列报告了这一估计结果,三重交互项的估计系数显著为负,表明中美贸易摩擦对战略性新兴产业创新表现的负面影响更大。

其次,考虑行业创新影响力水平异质性。如果一个行业在创新网络中具有较强的影响力,通常会与其他领域的技术创新产生紧密互动,这种紧密性也意味着该行业在面对外部市场波动变化时具有更大风险性,则其创新表现可能会受到不确定性冲击的更大影响。为验证上述推论,本文借鉴 Liu and Ma (2021)的做法,构建全球专利引证网络并计算 IPC 3 技术领域层面的创新中心性指数(Innovation Centrality),以此来刻画不同行业在全球创新网络中的影响力水平。<sup>②</sup>如果行业在创新网络中越处于中心位置,表明其技术创新成果更多受到其他行业的广泛引用和认可,该行业的影响力越强。表 IIII 第(3)列报告了这一回归结果,估计系数显著为负,表明不确定性冲击的负面作用对创新影响力较大的行业更明显。

最后,考虑行业中美创新合作程度的异质性。美国政府不断加强与中国合作的监管和审查,可能会对中美合作密切行业的创新活动带来更大阻碍。本文计算了 2010—2017 年全球专利数据中每个 IPC 3 分位技术领域中中美合作专利占该领域所有国际合作专利的比例,将该连续变量纳入三重差分模型,考察中美贸易摩擦对企业创新的影响是否会因行业内中

① 首先根据《国际专利分类与国民经济行业分类参照关系表(2018)》(简称参照关系表),将专利 IPC 主分类的全部分类号匹配参照关系表可得到对应最精确的国民经济行业分类。其次,将样本剩余专利按 IPC 分类号结构划分至大组后匹配参照关系表,剩余专利再依次划分至小类和大类后重复前面的匹配过程。最后,将所有专利按 IPC 分类号匹配到的国民经济行业分类对照高技术行业,由此可得专利所属的高技术行业分类。

② 本文使用 IncoPat 数据库中美国专利商标局 1998—2020 年专利数据,计算技术领域  $p$  的发明专利引用技术领域  $q$  发明专利的次数占技术领域  $p$  全部主动引用次数的比重,从而形成  $IPC3 \times IPC3$  的引证关系矩阵。进一步地,本文计算了引证关系矩阵的左特征值,取特征值为 1 的特征向量,即为所求的创新中心性指数。

美专利合作密切程度而不同。估计结果如表 III1 第 (4) 列所示, 企业在中美创新合作更密切的领域受到不确定性冲击的不利影响更大。

表 III1 行业异质性的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	高技术	战略新兴	高创新影响力	中美密切合作
	$\ln Patent$	$\ln Patent$	$\ln Patent$	$\ln Patent$
$Treat \times Post \times IPC3$	-0.0068** (-2.4131)	-0.0078*** (-3.0120)	-0.2679*** (-3.2628)	-0.0062*** (-3.1540)
$Treat \times Post$	0.0001 (0.3076)	0.0022*** (3.2622)	0.0010* (1.6639)	0.0009 (1.3128)
$Post \times IPC3$	-0.0025* (-1.8006)	-0.0025** (-2.0588)	-0.0858** (-1.9898)	-0.0014 (-1.4568)
$Treat \times IPC3$	0.0446*** (7.3655)	0.0453*** (8.2695)	1.4977*** (8.6332)	0.0374*** (9.8578)
控制变量	控制	控制	控制	控制
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
IPC3固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	2090016	2090016	2090016	2090016
adj. $R^2$	0.1059	0.1054	0.1084	0.1045

### 附录 IV 附图与附表

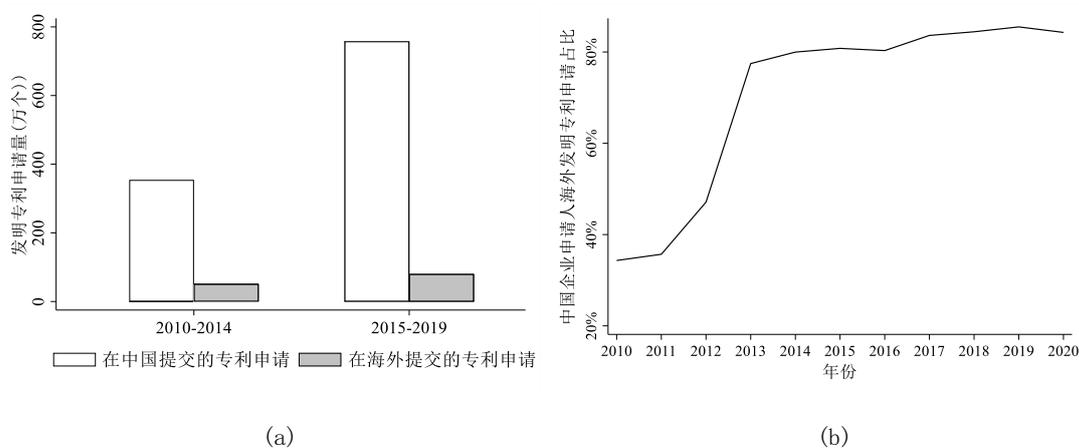


图 A1 中国申请人在中国及海外发明专利的申请情况

注：该图报告了中国申请人在中国及海外的发明专利的申请情况。图 (a) 为 2010-2014 年和 2015-2019 年中国申请人在中国提交的发明专利申请总量和在海外提交的发明专利申请总量。图 (b) 为 2010-2020 年中国企业申请人的海外发明专利申请量占中国全部申请人海外发明专利申请量之比。

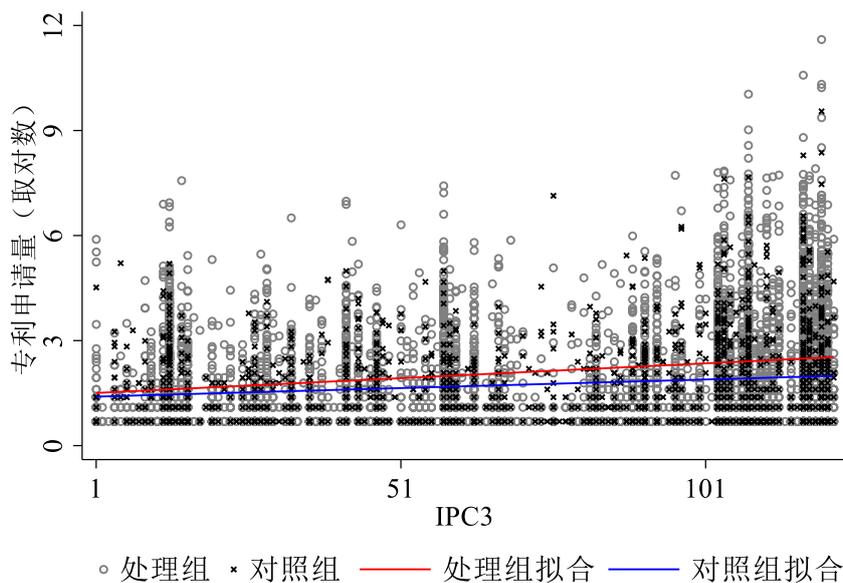


图 A2 中国申请人在中国及海外发明专利的申请情况

注：该图绘制了样本企业专利在 IPC 3 技术领域的分布。横轴为 IPC 3 技术领域，样本企业海外专利共涉及 121 个 IPC 3 技术领域。纵轴为各领域中专利申请数量。图中圆圈为样本期内处理组企业在各 IPC 3 分位技术领域的专利申请量 (取对数)，红线为处理组企业在各 IPC 3 技术领域专利分布的拟合线。叉号为样本期内对照组企业在各 IPC 3 分位技术领域的专利申请量 (取对数)，蓝线为该对照组企业在各 IPC 3 技术领域专利分布的拟合线。其中，企业各项专利所属的技术领域由该专利的主 IPC 分类号确定。

表 A1 处理专利数据偏误的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln(I+0.01)$	$\ln(I+0.01)$	$\ln(I+0.01)$	$\ln(I+0.01)$
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.2815*** (-3.8823)	-0.2977*** (-4.0766)	-0.2986*** (-4.0736)	-0.2651*** (-3.6075)
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
<i>Ownership</i> × <i>year</i>		控制	控制	控制
<i>Emerging</i> × <i>year</i>			控制	控制
$\ln IPC3preco$ × <i>year</i>				控制
样本量	16992	16992	16992	16992
adj. $R^2$	0.7223	0.7226	0.7226	0.7230

注：该表报告了对企业专利申请量增加 0.01 后取对数的估计结果。第 (1) 列未加入特定控制变量，第 (2) 至 (4) 列在第 (1) 列的基础上依次加入了企业所有制与年份的交互项、战略性新兴产业与年份的交互项以及技术领域期初跨国合作专利表现与年份的交互项。4 列估计均控制了企业固定效应和年份固定效应。其中，\*\*\*、\*\*、\* 分别对应 1%、5%、10% 水平统计显著；括号内为方差聚类（企业层面）调整后的  $t$  统计量。下同。

表 A2 描述性统计

变量	全样本			处理组			对照组		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
<i>Treat</i>	16992	0.5085	0.4999	8640	1	0	8352	0	0
$\ln Patent$	16992	0.6686	1.3855	8640	0.9379	1.6309	8352	0.3900	1.0005
<i>Emerging</i>	16992	2.9991	2.4672	8640	3.0972	2.3237	8352	2.8975	2.6036
<i>Ownership</i>	16992	2.8766	1.3159	8640	2.7685	1.3411	8352	2.9885	1.2798
$\ln IPC3preco$	16992	9.9777	1.7170	8640	10.2696	1.6307	8352	9.6757	1.7515

注：该表报告了样本的描述性统计，包括处理组虚拟变量、企业创新表现变量以及企业特征和行业特征控制变量，分组汇报了每个变量的样本量、均值和标准差。

表 A3 跨国创新合作破坏效应的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	跨国创新合作	跨国联合申请	跨国联合发明	中国申请外国发明
Panel A 经调整后被引用次数 $\ln Citation$				
$Treat \times Post$	-0.0954*** (-3.5627)	-0.0474** (-2.2125)	-0.0831*** (-3.6259)	-0.0742*** (-3.4947)
Panel B 同族专利规模 $\ln Family$				
$Treat \times Post$	-0.0778*** (-2.6411)	-0.0366* (-1.8727)	-0.0439** (-2.2628)	-0.0260 (-1.3243)
Panel C 权利要求数量 $\ln Claim$				
$Treat \times Post$	-0.1291*** (-3.3596)	-0.0678*** (-2.7093)	-0.0477* (-1.8231)	-0.0508* (-1.8790)
控制变量	控制	控制	控制	控制
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
样本量	16992	16992	16992	16992

注：该表报告了使用经调整后被引用次数、同族专利规模和权利要求数量衡量专利质量的跨国创新合作破坏效应估计结果。面板 A 采用经调整后被引用次数（取对数）衡量专利质量，面板 B 采用同族专利规模（取对数）衡量专利质量，面板 C 采用权利要求数量（取对数）衡量专利质量。第（1）列处理组被解释变量为中国与美国创新合作的专利质量，对照组被解释变量为中国与除美国以外其他国家开展创新合作的专利质量；第（2）至（4）列进一步细分了中美创新合作类型，处理组被解释变量分别为中国与美国联合申请、联合发明以及由中国申请联合美国发明的专利质量，对照组被解释变量分别为中国与其他国家联合申请、联合发明以及由中国申请联合其他国家发明的专利质量。4 列估计均控制了企业固定效应和年份固定效应。其中，\*\*\*、\*\*、\*分别对应 1%、5%、10% 水平统计显著；括号内为方差聚类（企业层面）调整后的  $t$  统计量。可以发现，除中国申请外国发明专利同族专利规模作被解释变量的估计系数外，其余专利质量的估计结果均显著为负，表明不确定性冲击对中国企业不同类型的跨国创新合作质量产生明显的破坏效应。

表 A4 跨国创新合作转移效应的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	跨国创新合作	跨国联合申请	跨国联合发明	中国申请外国发明
Panel A 经调整后被引用次数 $\ln Citation$				
$Treat \times Post$	0.0677*** (3.3830)	0.0360** (2.0087)	0.0185 (1.1363)	0.0468*** (3.4202)
Panel B 同族专利规模 $\ln Family$				
$Treat \times Post$	0.0907*** (3.9322)	0.0407** (2.4603)	0.0244* (1.7462)	0.0502*** (3.2297)
Panel C 权利要求数量 $\ln Claim$				
$Treat \times Post$	0.0979*** (3.5937)	0.0431** (2.0678)	0.0271 (1.5473)	0.0596*** (3.1320)
控制变量	控制	控制	控制	控制
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
样本量	16992	16992	16992	16992

注：该表报告了使用经调整后被引用次数、同族专利规模和权利要求数量衡量专利质量的跨国创新合作转移效应估计结果。面板 A 采用经调整后被引用次数（取对数）衡量专利质量，面板 B 采用同族专利规模（取对数）衡量专利质量，面板 C 采用权利要求数量（取对数）衡量专利质量。第（1）列被解释变量为中国与除美国以外其他国家开展创新合作的专利质量；第（2）至（4）列进一步细分了中美创新合作类型，被解释变量分别为中国与除美国以外其他国家联合申请、联合发明以及由中国申请联合其他国家发明的专利质量。4 列估计均控制了企业固定效应和年份固定效应。其中，\*\*\*、\*\*、\* 分别对应 1%、5%、10% 水平统计显著；括号内为方差聚类（企业层面）调整后的  $t$  统计量。可以发现，上述估计结果均大于 0，且大部分估计系数都通过了统计显著性检验，表明不确定性冲击对中国企业跨国创新合作质量具有明显的转移效应。

表 A5 跨国创新合作转移效应的具体流向

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	美国创新伙伴	欧洲	东盟	日韩	其他
Panel A 经调整后被引用次数 $\ln Citation$					
$Treat \times Post$	0.0149**	0.0108*	0.0018	0.0115*	-0.0026
	(2.0326)	(1.7408)	(0.3035)	(1.6827)	(-0.3122)
Panel B 同族专利规模 $\ln Family$					
$Treat \times Post$	0.0760***	0.0315**	0.0097	0.0108	-0.0001
	(3.9118)	(2.4025)	(1.3393)	(1.1949)	(-0.0151)
Panel C 权利要求数量 $\ln Claim$					
$Treat \times Post$	0.0803***	0.0350**	0.0154	0.0139	0.0039
	(3.4478)	(2.2326)	(1.4931)	(1.2113)	(0.3511)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	16992	16992	16992	16992	16992

注：该表报告了使用经调整后被引用次数、同族专利规模和权利要求数量衡量专利质量的跨国创新合作转移效应具体流向的估计结果。面板 A 采用经调整后被引用次数（取对数）衡量专利质量，面板 B 采用同族专利规模（取对数）衡量专利质量，面板 C 采用权利要求数量（取对数）衡量专利质量。第（1）列被解释变量为中国企业与美国创新伙伴（排除美国）合作的专利质量；第（2）至（5）列被解释变量分别是中国企业与欧洲国家、东盟国家、日本和韩国、其他国家合作的专利质量。5 列估计均控制了企业固定效应和年份固定效应。其中，\*\*\*、\*\*、\*分别对应 1%、5%、10% 水平统计显著；括号内为方差聚类（企业层面）调整后的  $t$  统计量。可以发现，在使用经调整后被引用次数衡量专利质量时，不确定性冲击推动中国企业创新合作向美国创新伙伴国、欧洲国家和日韩国家转移；在使用同族专利规模和权利要求数量衡量专利质量时，美国创新伙伴国和欧洲国家成为中国企业跨国创新合作的主要转移目的地。

表 A6 溢出效应检验的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\ln Patent$	$\ln Grant$	$\ln Citation$	$\ln Family$	$\ln Claim$
$Treat \times Post$	-0.1025*** (-2.8296)	-0.1209*** (-4.6712)	-0.0841*** (-3.9511)	-0.1999*** (-3.7236)	-0.2216*** (-3.4282)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	12760	12760	12760	12760	12760
adj. $R^2$	0.8250	0.8213	0.5615	0.7794	0.7660

注：该表报告了在对照组中剔除溢出效应企业的估计结果，溢出效应企业为 2010-2014 年与跨国创新合作转移效应具体流向国家存在过创新合作的企业。第 (1) 列使用海外发明专利申请量 (加 1 取对数) 作为被解释变量，第 (2) 列使用发明专利授权量 (加 1 取对数) 作为被解释变量，第 (3) 列使用经调整后被引用次数 (取对数) 作为被解释变量，第 (4) 列使用同族专利规模 (取对数) 作为被解释变量，第 (5) 列使用权利要求数量 (取对数) 作为被解释变量，对照组中剔除了 2010-2014 年与美国创新伙伴国家、欧洲国家、东盟国家和日本、韩国存在过创新合作的企业。5 列回归同时控制了企业固定效应和年份固定效应。其中，括号中为方差聚类 (企业层面) 调整后的  $t$  统计量，\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。可以发现，估计结果均显著为负，说明溢出效应对本文因果识别的影响较小，本文核心结论稳健。

## 参考文献

- [1] Brynjolfsson, E., X. Hui, and M. Liu, “Does Machine Translation Affect International Trade? Evidence from a Large Digital Platform”, *Management Science*, 2019, 65(12), 5449–5460.
- [2] Dass, N., V. Nanda, and S. C. Xiao, “Truncation Bias Corrections in Patent Data: Implications for Recent Research on Innovation”, *Journal of Corporate Finance*, 2017, 44: 353–374.
- [3] Liu, E., and S. Ma, “Innovation Networks and Innovation Policy”, *NBER Working Paper*, 2021, No. 29607.
- [4] 宋建、郑江淮, “中国企业创新与劳动技能升级: 基于生产率频谱效应视角”, 《世界经济》, 2022 年第 10 期, 第 28–57 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。