

# 贸易保护主义抑制中国企业跨国并购

尉亚宁 鲍晓华 邓建鹏

## 目录

附录 I 中美贸易摩擦背景介绍 .....	1
附录 II 跨国并购数据和官方加总数据的对比 .....	2
附录 III 数据处理 .....	3
附录 IV SSIV 的一些其他说明 .....	4
附录 V 变量描述性统计 .....	6
附录 VI 其他识别策略 .....	7
附录 VII SSIV 有效性检验 .....	10
附录 VIII 稳健性检验 .....	15
附录 IX 机制分析样本的代表性分析 .....	19
附录 X 外资安全审查“示范效应”的进一步分析 .....	20
附录 XI 异质性分析 .....	21
附录 XII 扩展性分析 .....	23
参考文献 .....	27

## 附录 I 中美贸易摩擦背景介绍

以中美贸易摩擦为开端，中美两国的经贸形势关系出现深刻变化，从货物贸易到技术封锁等多领域的“脱钩”论调引发了广泛关注（苏立君和梁俊尚，2021）。特朗普于2018年3月首次开始对来自中国进口的铁、铝产品分别征税25%和10%，由此成为中美贸易摩擦的开端，在后续的时间直到2019年12月，中美双方又互相额外加征了三轮关税。

图I1统计了各年-月维度特朗普平均关税的变动趋势，以及考虑了受特朗普关税影响的出口产品占比的变化。其一，在频率上，特朗普关税在月度层面的调整次数较多（Fajgelbaum et al., 2020; Jiang et al., 2023; Jiao et al., 2022; 张国峰等，2021），特别是在2018年3月和2018年10月之间，几乎每个月的关税都会发生变化；其二，在变化幅度上，特朗普关税的加征幅度在不断上升，受到关税影响的中国出口产品比例也在逐渐增大，且在不同的月份上调幅度也有所差异。基于这些现象，本文使用月度数据构造SSIV并进行分析，这也是之前使用年度或者季度数据研究中美贸易摩擦影响效应时所忽略的地方（Benguria et al., 2022; Amiti, 2020）。

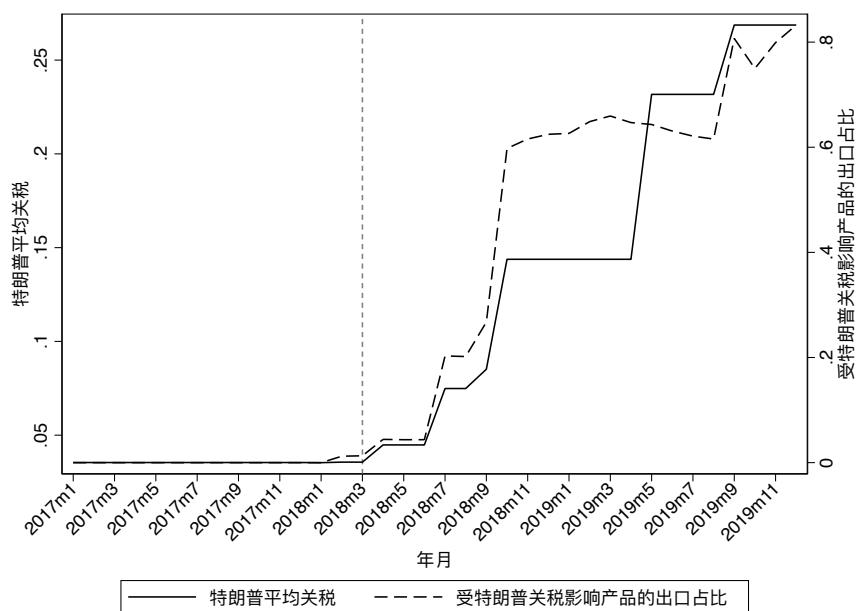
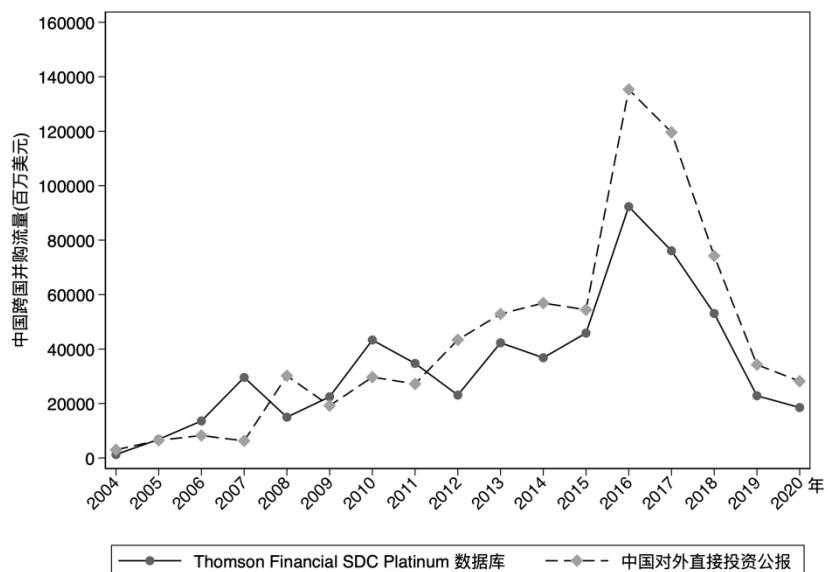


图 I1 特朗普关税和受影响产品出口占比趋势

## 附录II 跨国并购数据和官方加总数据的对比

本文对比了Thomson Financial SDC Platinum数据库中国跨国并购的总量和官方跨国并购数据总量的差距,以检验数据样本的选择是否具有代表性和准确性,防止出现样本选择性偏误的内生性问题。由于中国目前尚无公开可得、官方统计的对外直接投资(跨国并购)微观企业数据,本文通过和中国对外直接投资公报(下文简称公报)提供的年度宏观数据进行对比分析。从图II1中可以看出,根据公报的数据,中国自2000年以来,跨国并购便维持着高速增长的状态,于2017年首次出现下滑,甚至在2019年回落至约十年前的水平。根据Thomson Financial SDC Platinum数据库的年度加总数据进行对比,可以看出数据质量总体可靠,一是在趋势上和公报保持一致;二是大部分年份在总量上没有超过公报的官方加总数据;三是占比较高,本文实际使用的数据区间为2017~2019年,在此期间中国跨国并购的年度总额占公报总额的比例最低为63.6%。因此,本文所使用的跨国并购数据在总量上具有较高的可信性。



图II1 Thomson Financial SDC Platinum数据库和中国对外直接投资公报跨国并购数据对比

### 附录 III 数据处理

中美贸易摩擦始于 2018 年 3 月，至 2019 年 12 月 13 日两国达成贸易协议后，取消了第三轮第二批的附加关税（Jiang et al., 2022）。因此本文选取 2018~2019 年的数据作为基准回归的数据，一方面可以充分考虑中美贸易摩擦发生前后的关税变化，另一方面可以规避掉 2020 年新冠疫情暴发带来的干扰。此外，我们还额外使用了 2017 年的企业跨国并购数据，因此可以考虑滞后一期的跨国并购。

#### （一）清洗跨国并购数据

首先，根据《对外直接投资公报》中对于跨国并购的定义，将跨国并购后股权比例小于 10% 的样本删除。其次，对收购方为个人和联合投资的样本予以剔除。最后，将最终的数据维度加总到年-月、NAICS 6 位以及东道国维度。本文共整理了 2017~2019 年共计 360 家中国企业的跨国并购数据，其中 2017 年有 146 家中国企业，基准回归使用的 2018~2019 年则包含了 214 家中国企业<sup>①</sup>。

#### （二）翻译英文的企业名称

由于 Thomson Financial SDC Platinum 数据库中的企业名称均为英文，为了更好地直接匹配中国海关数据库，需翻译上述英文企业名称。本文先将企业英文名称使用百度、必应等直接进行搜索，优先在显示的企业官方网站上找到对应的中文名称，若无法找到则在一些企业信息查询网站（如企查查、爱企查等）上找到对应的企业中文名称。如果存在一个英文名称对应多家企业中文名，则进一步使用对应企业官网中提供的投资信息（投资行业、投资目的国）等进行二次确认<sup>②</sup>，最终成功翻译 2017~2019 年的 360 家企业。

#### （三）获取企业的基期出口数据

为了尽可能获取中国跨国并购企业的基期出口数据，本文主要分三步。首先，进行在海关数据中获取企业的出口数据。其次，对于未获取到出口信息的企业，调整其企业名称再次进行搜索，如去除“有限责任公司”、“股份有限公司”、“股份公司”、“有限公司”等字样。最后，对于未搜索到出口信息的企业，搜寻其子公司企业名称，再在海关数据库中获取其出口数据。搜索子公司的具体方法是，①在海关数据库中直接搜索（不含地名的企业名、企业简称或企业关键词）并找到子公司名称，并使用百度搜索对企业子公司信息进行二次确认；②百度或必应上搜索企业并找到官网，从官网中提供的子公司信息中，进一步确认上述搜索结果，并在海关数据库中补充搜索剩余子公司；③将子公司的出口信息加总到母公司上。最终，本文成功获取 2017~2019 年 159 家中国跨国并购企业的基期（2013~2016 年）出口数据。

<sup>①</sup> NAICS 行业中的制造业为数字“3”开头的行业。

<sup>②</sup> 如果是中国香港企业出现在数据中且被标记为中国的对外直接投资，本文寻找其大陆的（全资）母公司作为企业名称。

## 附录 IV SSIV 的一些其他说明

### （一）Shift 或 Share 的外生性讨论

现有文献对 SSIV 的因果识别问题已有较为充分的讨论（Goldsmith-Pinkham et al., 2020; Adão et al., 2019; Borusyak et al., 2021），Goldsmith-Pinkham et al. (2020) 强调 SSIV 中的 Share 需外生，而 Borusyak et al. (2021) 发现 Share 很难保证外生。原因在于，任何未观察到的冲击  $v_{kym}$  如果以与 Share 相关的方式进入误差项  $\epsilon_{fym}$ ，就会使 Share 的外生性假设失效。由于本文使用企业产品对美国市场的出口依赖程度作为 Share，其他的产品冲击进入  $\epsilon_{fym}$  的可能性很大。这些未观察到的冲击可能有多种形式，例如中国的反制关税变化、中美两国互相发起的反倾销调查等等。因此在 SSIV 的设定中只需保证 Shift 外生即可。

在本文的设定中，Share 为企业对美国的产品出口份额，其既反映了企业的供给又反映了美国市场的需求，因而包含了企业的许多内生因素如生产率、技术水平以及企业对美国市场的偏好等。Shift 是特朗普关税，相比于企业出口来说，特朗普关税更加外生（Fajgelbaum et al., 2020; Benguria et al., 2022; Jiang et al., 2023; Jiao et al., 2022）。因此本文参考 Borusyak et al. (2021) 构造 SSIV 并进行有效性检验。

### （二）直接对 SSIV 进行回归的原因和理论基础

根据本文的模型设定，直接对 SSIV 进行回归而不使用基于工具变量的两阶段最小二乘回归主要有以下原因：其一，由于无法直接获得中美贸易摩擦期间的中国企业出口数据，企业实际被加征的关税额无法观测，而使用 SSIV 实质上是作为企业被加征关税的工具变量。且直接对 SSIV 进行回归和使用 SSIV 作为工具变量进行两阶段最小二乘回归得到的结果是一致的（Borusyak et al., 2021）<sup>①</sup>；其二，许多中美贸易摩擦的相关研究直接在产品层面上进行分析（Fajgelbaum et al., 2020; Jiang et al., 2023）<sup>②</sup>，然而进行跨国并购的主体是企业，不同企业在面对特朗普关税这一冲击时会根据企业自身情况做出不同的决策，因此使用 SSIV 可以避免在产品层面进行分析忽略了企业层面的异质性。因此，在企业出口数据不可

<sup>①</sup> 本文直接对 SSIV 进行回归的理论基础来源于 Borusyak et al. (2021) 提出的冲击层面等价性推论 (shock-level IV equivalence)，其发现当工具变量  $z_l$  是通过一系列暴露份额 (shares)  $s_{ln}$  与冲击 (shocks)  $g_n$  构成时： $z_l = \sum_n s_{ln} g_n$ ，则 SSIV 直接进行回归的估计量  $\hat{\beta}$  与使用冲击  $g_n$ 、以  $s_n$  加权的两阶段最小二乘法 (2SLS) 估计量一致，即  $\hat{\beta} = \frac{\sum_n s_n g_n \bar{y}_n^\perp}{\sum_n s_n g_n \bar{x}_n^\perp}$ 。其中， $\bar{y}_n^\perp$  和  $\bar{x}_n^\perp$  分别为利用暴露份额  $s_n$  加权后，在每个冲击层面上对残差的加权平均值， $s_n = \sum_l l e_l s_{ln}$  为各个冲击的总体暴露程度。

而 Goldsmith-Pinkham et al. (2020) 则强调了 SSIV 工具变量的识别是来自于各个地区（或企业）暴露份额 (shares) 的外生性，即将 SSIV 理解为以份额 (shares) 作为一系列工具变量的广义矩估计 (GMM)。该方法本质上假设份额 (shares) 为外生，识别完全依赖于份额本身的外生性，即将 Share 视为多个工具变量进行 GMM 估计。

<sup>②</sup> Jiao et al. (2022) 虽然使用的是最新的企业出口数据，但是其仅局限于某个地级市，且数据并非公开可得数据；Benguria et al. (2022) 虽然采用了上市公司数据，但一方面未能使用中美贸易摩擦前后的最新出口数据，另一方面也未对其 SSIV 的构造逻辑及有效性进行充分论证。

得的条件下，直接在企业层面对 SSIV 进行回归，既能保持因果识别的严谨性，也能更好地捕捉企业层面的异质性。

## 附录V 变量描述性统计

表V1 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln MA$	5,136	2.48	2.59	0.00	9.79
$z$	5,136	0.04	0.08	0.00	0.40
$z_{im}$	5,136	0.06	0.18	0.00	1.62
营业利润率	2,256	0.10	0.20	-1.51	0.55
总资产净利润率	2,256	0.05	0.07	-0.36	0.30
净资产收益率	2,256	0.08	0.14	-1.12	0.36
$KZ$ 指数	1,704	0.63	2.15	-3.74	7.41
账面市值比	2,136	0.68	0.24	0.08	1.26
$\ln(TPU$ 词频数)	2,088	1.22	0.93	0.00	3.43
前五大客户销售收入 $HHI$	1,488	0.05	0.08	0.00	0.40
前五大客户销售占比	1,488	0.31	0.22	0.03	0.96
$Security$	5,136	0.64	0.48	0.00	1.00
$if\_SOE$	5,136	0.16	0.37	0.00	1.00
$export$	5,136	2.04E+08	1.33E+09	0.00	1.82E+10
$ESG$	2,040	4.38	1.05	1.00	6.00

## 附录 VI 其他识别策略

### （一）渐进 DID 识别策略

为了进一步验证特朗普关税的外生性并考察特朗普关税对企业跨国并购的动态影响，本文参考 Jiao et al. (2022) 将识别策略更换为渐进 DID。首先，渐进 DID 的事前趋势分析可以更直接地体现特朗普关税的外生性。其次，也能使用事件研究法 (Event-Study) 的形式展示企业受到特朗普关税冲击前后跨国并购的动态变化。最后，这可以增加本文识别的稳健性，从多种方式验证特朗普关税对企业跨国并购的因果效应。具体的实证模型如下：

$$\ln MA_{it} = \sum_{j=-6}^6 \beta_j Treat_i \times I[Post_{it} = j] + \{FE\} + \varepsilon_{it} ,$$

其中，若企业的 SSIV 大于 0，则为处理组，即  $Treat_i = 1$ ，否则为 0， $j$  为距离企业被特朗普关税冲击的时间间隔， $j < 0$  则为冲击前的时间间隔，反之为冲击后的时间间隔。若企业在  $j$  期受到特朗普关税的冲击，则  $I[Post_{it} = j] = 1$ 。 $\{FE\}$  为固定效应，和基准保持一致。其他设定也与基准保持一致<sup>①</sup>。

基于渐进 DID 的实证策略，估计结果如图 VI 1 所示。图 VI 1 绘制了受到特朗普关税冲击的企业（处理组）相对于未受到特朗普关税冲击的企业（对照组）在不同冲击时点的估计系数和上下 95% 的置信区间。可以发现在冲击之前，各冲击时点的估计系数在 0 附近且不显著，说明处理组和对照组企业的跨国并购没有显著的差异，满足了事前趋势的要求。此外，在受到冲击之后，从第 3 个月开始处理组相对于对照组企业的跨国并购开始出现显著下降，且负面影响随时间进一步加深。这一方面说明特朗普关税冲击对企业跨国并购产生了明显的负向影响，且在不考虑关税冲击大小时结果依旧成立；另一方面揭示特朗普关税对企业跨国并购影响的滞后效应，这与现有文献的结论一致，即美国对中国施加的关税对中国出口的负面影响需要 3~5 个月才能发挥作用 (Jiao et al., 2022; Jiang et al., 2023)。

<sup>①</sup> 本文选取了 [-6, 6] 的对称窗口进行 Event-Study 分析，对区间外的样本进行了归并处理。此外，本文选取冲击当期（即  $j=0$ ）作为参照的基准点。最后，本文还以冲击前平均回归系数对整体系数进行平移变换。后文的 Event-Study 在处理细节上保持统一，详细的过程见线上代码附录。

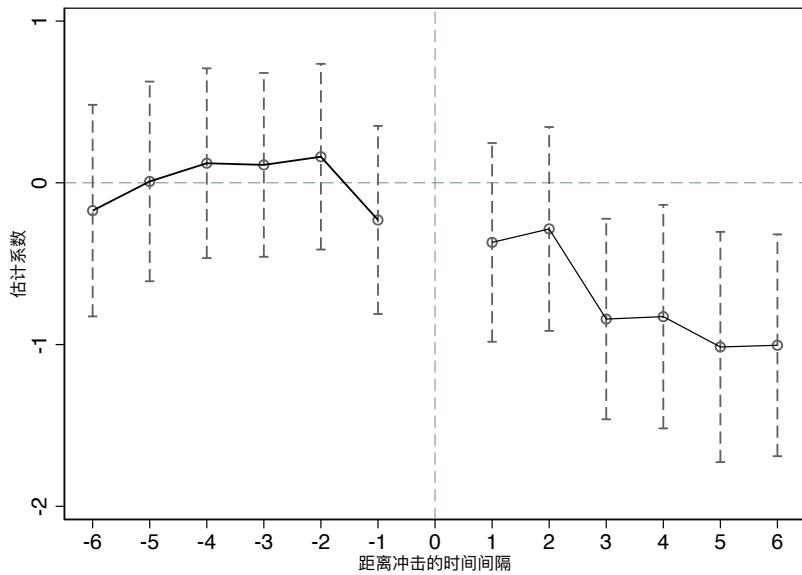


图 VI1 企业层面 Staggered DID Event-Study 图

## (二) 安慰剂检验

此外，我们在企业层面 Staggered DID 的基础上进行了安慰剂检验。本文随机抽取处理组企业及其受到冲击的时间节点 200 次，并将每次回归的回归系数和  $p$  值绘制在图 VI2 中。图中横轴为回归系数，纵轴为  $p$  值，蓝色圆圈表示各次回归的  $p$  值，蓝色实线表示不同回归系数的核密度分布。图中的横虚线代表  $p$  值为 0.1 的显著性临界点，纵虚线对应于原数据直接进行 Staggered DID 得到的回归系数（-0.4929）。结果显示，大多数回归系数集中在 -0.5 到 0.5 之间，且  $p$  值均大于 0.1，表明结果不显著。同时，回归系数的核密度分布呈现明显的单峰形状，且峰值位于原回归系数（-0.4929）的右侧。上述结果表明，原回归结果相较随机安慰剂检验具有明显的统计显著性，进一步验证了研究结论的稳健性。

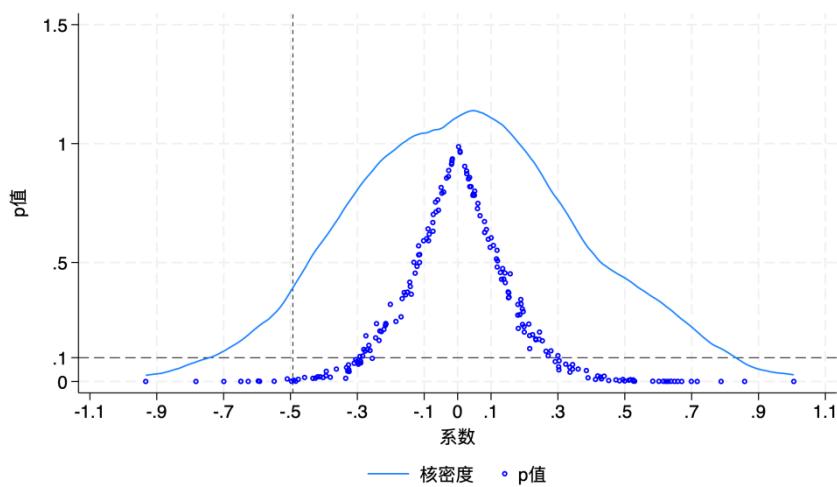


图 VI2 Staggered DID 安慰剂检验

### （三）处理效应异质性

Staggered DID 可能面临处理效应异质性的问题,使得估计结果产生偏误(de Chaisemartin and D'Haultfœuille, 2020; Baker et al., 2022)。具体而言,在控制了年-月、企业-年份以及企业-月份固定效应的条件下,上述 DID 的估计系数实际上是不同组别的加权平均,先受到特朗普关税冲击的企业会成为后受到关税冲击企业的对照组,这被称为“坏的控制组”。若“坏的控制组”被赋予了负向权重,可能会导致 Staggered DID 的估计结果有偏且不一致。因此,本部分参考 Goodman-Bacon (2021) 对不同组别的结果进行分解,以识别出“坏的控制组”并计算其所占权重。

分解结果显示,不会引起估计偏误的“处理组和从未被处理组的对比”所占的权重最大,达到了 0.753,且估计系数 (-0.413) 和基准回归结果符号一致;另外一个不会引起估计偏误的组别“早处理组和晚处理组的对比”所占权重为 0.028,估计系数也为负 (-0.083);而真正导致存在偏误的“坏的控制组”,即“晚处理组和早处理组”的对比所占权重仅有 0.032,估计系数为正 (0.243)。此外,“处理组和已处理组”的权重同样很小 (0.188),系数也为很小的负数 (-0.012)。整体而言,虽然“坏的控制组”的存在使得本文的估计结果产生向上的偏误,对特朗普关税的跨国并购抑制效应产生了低估,但很小的权重显示 DID 估计中处理效应异质性的问题并不严重。此外,本部分还直接以散点图的形式对 Goodman-Bacon 分解的细分结果进行展示,如图 VI3 所示。

虽然“坏的控制组”所占权重较小,但本部分仍参考 Cengiz et al. (2019) 使用堆叠 DID (Stacked DID) 估计量对处理效应异质性的问题予以解决。堆叠 DID 可以剔除“坏的控制组”,分别为各个处理时点的组别寻找合适的控制组。具体的回归结果如图 VI4 所示,可以看出在解决了处理效应异质性问题后,Stacked DID 估计量得到的结果和上文企业层面 Staggered DID Event-Study 图基本一致,有效证明了 DID 估计结果的稳健性<sup>①</sup>。

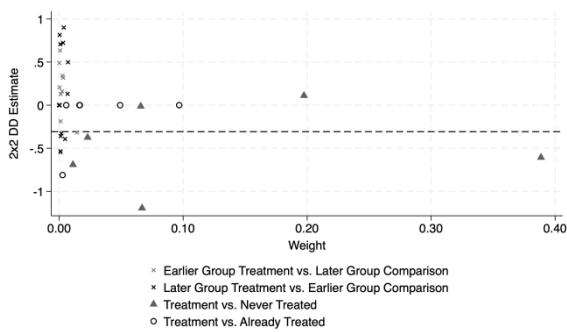


图 VI3 Goodman-Bacon 分解散点图

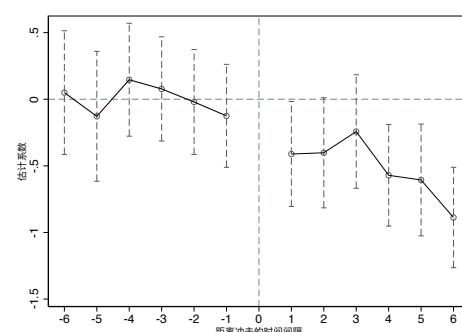


图 VI4 企业层面 Stacked DID Event-Study 图

注: 红色横线为 Staggered DID 的加权平均估计系数。

<sup>①</sup> 此处本文使用的 `ddtiming` 和 `stackedev` 的 stata 命令均无法同时控制企业-年份、企业-月份、年-月固定效应。由于是稳健性检验,此处本文做了放松,仅控制企业-年份和年-月固定效应。

## 附录 VII SSIV 有效性检验

本文的识别假设是在控制一系列固定效应的条件下,可能影响企业跨国并购的其他因素与企业遭受的特朗普关税冲击程度不相关。参考 Borusyak et al. (2021), 检验 SSIV 有效性等价于验证特朗普关税冲击的分散性和随机性<sup>①</sup>。

### （一）特朗普关税冲击的分散性

特朗普关税的分散性要求关税冲击需要分散地作用在许多产品,而非集中于少数产品,同时中国不同产品对美国的出口份额不能差异过大。因此本部分通过对产品-年-月维度的关税冲击 ( $\Delta T_{kym}$ ) 的分布和出口份额 ( $s_{ik0}$ , 即美国出口占对美国总出口的比例) 进行描述性统计。参考 Borusyak et al. (2021), 足够分散的标准是“有效样本量”需要足够大(即产品出口份额  $HHI$  的倒数<sup>②</sup>, 其值越大说明不同产品对美国的出口份额差异越小),“有效样本量”越大,说明冲击越“分散”。

具体结果如表 VII1 所示。列 (1) 考虑了样本中的所有产品,列 (2) 排除了关税变化为 0 的产品,这也是构造 SSIV 和回归时实际使用到的样本。从整体结果来看,由于列 (1) 和列 (2) 的结果差别不大,因此后续主要对列 (2) 的结果进行分析。

从详细的描述性统计来看:第一,有效样本量较大。列 (2) 中 hs6-年-月维度的有效样本量 (310.638) 均大于 Borusyak et al. (2021) 中的 191.6, hs4 维度上的有效样本量 (14.424) 不够大,因此本文主要在 hs6-年-月维度进行分析;第二,从观测值来看,大部分产品都受到了特朗普关税冲击。hs6-年-月维度下所有产品-年-月的观测值共计 28,800 个,其中受到关税冲击的为 26,976 个,占比 93.67%。这初步显示出特朗普关税冲击的广泛性和分散性;第三,关税冲击  $\Delta T_{kym}$  的分布较为分散。在列 (2) 中均值 (0.187)、标准差 (0.072) 以及四分位距 (0.150, 75 百分位数减去 25 百分位数的差值) 的数量级接近,和 Borusyak et al. (2021) 的结果 (均值为 7.37, 标准差为 20.92, 四分位距为 6.61) 类似<sup>③</sup>;第四,为了进一步确保识别来源于广泛而分散的冲击,而不是某一个或几个特定的冲击,最大  $s_{ik0}$  所占权重也需足够小。列 (2) 的权重为 0.009, 其小于 Borusyak et al. (2021) 的 0.035, 且和有效样本量类似,在 hs4 维度上的权重过大。因此在特朗普关税冲击的分散性上,本部分通过了检验。

<sup>①</sup> 此处感谢匿名审稿专家的建议,值得强调是,这些检验本质上并不能完全验证识别假设的成立,而只能提供间接证据。

<sup>②</sup> HHI 为赫芬达尔赫希曼指数,本文为  $1/\sum_n s_n^2$ 。

<sup>③</sup> 需要注意的是,本文的冲击是特朗普关税税率,而 Borusyak et al. (2021) 的冲击是中国对八个发达经济体出口增加的规模(单位为“千美元”),因此本文的均值、标准差、四分位距在数值上会更小。但均值、标准差、四分位距在同一数量级上,也作为间接结果显示出了关税冲击的分散。此外,本文参考 Borusyak et al. (2021) 的做法,在计算平均值、标准差以及四分位距时,使用了产品 Share 占所有产品 Share 总和的比例作为权重进行加权。

表 VIII1 特朗普关税冲击的描述性统计

	(1)	(2)
平均值	0.100	0.187
标准差	0.107	0.072
四分位距	0.250	0.150
是否排除关税变化为 0 的产品		✓
有效样本量 ( $1/HHI = 1/\sum(s_{ik0})^2$ )		
hs6-年-月维度	645.958	310.638
hs4 维度	20.087	14.424
最大 $s_{ik0}$ 所占权重		
hs6-年-月维度	0.005	0.009
hs4 维度	0.140	0.163
观测值		
hs6-年-月维度的冲击数量	28800	26976
hs6 产品的数量	1200	1124
hs4 行业的数量	473	450

## （二）特朗普关税冲击的随机性

随机性要求特朗普关税冲击尽可能随机地分配（As-good-as-randomly Assigned）到出口产品上，不受其他出口或跨国并购等混杂因素或冲击的影响。因此，参考 Borusyak et al. (2021) 使用平衡性检验（安慰剂检验）的方法，选取若干干扰变量对特朗普关税冲击进行回归，并期望得到不显著的结果。由于企业 SSIV 的构造由 HS6 位产品层面的特朗普关税冲击和企业层面的出口份额构成，本部分分别在产品视角将关税冲击对潜在的干扰因素进行回归（并在 HS4 位产品层面进行标准误聚类<sup>①</sup>），以及在企业视角将不可观测的干扰因素对 SSIV 进行回归<sup>②</sup>。

表 VII2 Panel A 报告了 HS6 产品视角的平衡性检验，本文分别使用 HS6 位产品层面中国进口反制关税变化以及美国对中国发起反倾销的数量（2013~2017 年基期总数量和当年数量），对特朗普关税冲击进行回归进行分析<sup>③</sup>。选择这些关税冲击的原因是其在同一时期可能会和特朗普关税存在交互影响。具体来说，一方面，考虑到在中美贸易摩擦中，中国也对美国多次征收了反制关税，反制关税可能会通过进口对企业造成影响（Benguria et al., 2022），因此中国反制关税冲击可能会被遗漏。另一方面，Bown (2021) 发现在中美贸易摩擦期间反倾销数量的增加也是个不可忽略的现象，可能会对本文的结果造成干扰。结果发现，回归系数都很小且不显著，说明这些冲击和特朗普关税冲击没有明显的相关性<sup>④</sup>。

<sup>①</sup> 在 HS4 位产品层面进行标准误聚类的原因详见附录 VII 的“关税冲击的不相关性”部分。

<sup>②</sup> 从 HS6 视角做检验的原因是，由于冲击是行业层面的，在行业层面来验证是最直接的；而从企业视角进行检验的原因是，SSIV 是回归中用到的变量，其为企业维度，因此还需要从企业视角来进行验证。但是直接在企业维度进行回归存在标准误上的识别问题（Adão et al., 2019），因为 SSIV 特殊的构造，使得不同的企业残差项会存在组内相关，因此无法使用常规的标准误来进行回归。Borusyak et al. (2021) 的解决办法是通过等价转换（即使用其提供的 ssaggregate 命令）将企业层面的回归直接转换成 HS6 层面，从而避免了上述问题。

<sup>③</sup> 此处本文参考 Borusyak et al. (2021) 的做法，先根据产品的 Share 作为权重计算了关税冲击的加权平均值和标准差，再将产品的特朗普关税冲击进行标准化，即（关税冲击-均值）/标准差。

<sup>④</sup> 这里被解释变量均选取的是 HS6 当期的冲击，而没有像 Borusyak et al. (2021) 一样选取基期的变

表 VII2 Panel B 报告了企业视角的平衡性检验，本部分从基期企业对美国出口的占比、企业对美国出口的特定行业占比以及跨国并购来进行分析。一方面，选择与企业出口相关的变量，是因为在企业层面难以找到与关税直接相关的因素，因此需选取与出口相关的因素加以检验。具体来说，参考 Borusyak et al. (2021) 的做法从个体结构角度来进行分析，本部分选取反映企业出口构成的变量，包括 2013~2016 年企业对美国出口的占比、企业对美国出口的特定行业占比（本部分选取中国对美国出口排名前八的大类行业）。结果显示，除了行业 1、3 以及 6 以外，大部分变量的回归结果均不显著。另一方面，选择基期跨国并购变量的原因是需要排除跨国并购“前定趋势”对企业特朗普关税暴露程度的影响。本文使用 2013~2017 年总跨国并购以及 2013~2017 年度平均跨国并购对 SSIV 进行回归<sup>①</sup>，结果均不显著。

综上所述，在常规的统计意义水平上，本文未能拒绝 14 个潜在干扰因素中的 11 个变量的不平衡性（在 Borusyak et al. (2021) 的结果中，该比例为 12:10）。因此，可认为本文通过了平衡性（安慰剂）检验。对于部分回归结果显著的变量，可以在后续回归中予以控制，其中企业在某些行业的基期出口比例可由企业-年份固定效应加以吸收。

表 VII2 平衡性检验

平衡变量	系数	标准误
Panel A: HS6 视角		
中国进口关税	-0.009	(0.007)
美国对中国发起的反倾销数量（2013~2017 年总数量）	0.032	(0.019)
美国对中国发起的反倾销数量（当年数量）	-0.000	(0.000)
年-月固定效应	✓	
hs6-年-月维度观测值	14326	
Panel B: 企业视角		
对美国出口占总出口的比例（2013~2016 年）	-0.085	(0.072)
行业 1 出口占比（机器、机械器具、电气设备及其零件；录音机及放声机、电视图像、声音的录制和重放设备及其零件、附件）	0.523***	(0.120)
行业 2 出口占比（杂项制品）	-0.091	(0.069)
行业 3 出口占比（纺织原料及纺织制品）	-0.091***	(0.027)
行业 4 出口占比（贱金属及其制品）	-0.019	(0.012)
行业 5 出口占比（塑料及其制品、橡胶及其制品）	-0.090	(0.091)
行业 6 出口占比（鞋、帽、伞、杖、鞭及其零件；已加工的羽毛及其制品；人造花；人发制品）	-0.004***	(0.001)
行业 7 出口占比（车辆、航空器、船舶及有关运输设备）	-0.127	(0.109)
行业 8 出口占比（化学工业及其相关工业的产品）	-0.027	(0.018)
2013~2017 年跨国并购均值	-93.574	(74.953)
2013~2017 年跨国并购总额	-18.715	(14.991)
年-月固定效应	✓	
企业-年-月维度观测值	1800	

注：\*\*\*、\*\*、\*分别为 1%、5%、10% 的显著性水平，括号内为聚类到 HS4 位层面的标准误，选择该聚类的详细原因见下一部分内容。

量，因为基期 2013~2016 年间的进口关税、美国对中国发起反倾销的变化很小，会被年-月固定效应吸收。

<sup>①</sup> 此处我们同样参考了 Borusyak et al. (2021) 的做法，先根据企业的出口占比（基准样本中跨国并购企业对美国出口占所有样本企业对美国总出口的比例）作为权重计算了其 SSIV 的加权平均值和标准差，再将企业 SSIV 进行标准化，即  $(SSIV\text{-均值})/\text{标准差}$ 。

### （三）关税冲击的不相关性

根据 Borusyak et al. (2021) 的假设，不同组别之间的关税冲击需要不相关。为了评估这一假设是否成立，并据此确定合适的标准误聚类层级，本文从现有的行业（HS2、HS4 以及 HS6）和时间维度分析各组关税冲击的相关性。本文参考 Borusyak et al. (2021) 和 Angrist and Pischke (2008) 的做法，通过随机效应模型和对期内关税冲击变化残差进行层级分解，计算了不同行业内冲击的组内相关系数（Intra-class Correlation Coefficients, ICCs），回归模型如下：

$$\Delta T_{kym}^{U.S.} = \mu_{ym} + a_{hs2(k),y} + b_{hs4(k),y} + c_{hs6(k),y} + \varepsilon_{kym} ,$$

其中， $\mu_{ym}$  是年-月固定效应， $a_{hs2(k),y}$ 、 $b_{hs4(k),y}$  以及  $c_{hs6(k),y}$  分别表示 HS2、HS4 位行业以及 HS6 产品产生的时变随机效应<sup>①</sup>。通过最大似然法将上式进行分层线性模型（Hierarchical Linear Model）估计，并假设有高斯残差成分。ICCs 系数越大，说明对应行业内的关税冲击越相关，估计系数越小则说明越不相关。

表 VII3 汇报了上式估计的 ICCs。一方面，结果显示不同 HS6 位产品内的关税冲击是不相关的（ICCs 非常小，为 0.073），这符合本文的假设，即不同的 HS6 产品之间的关税冲击需要不相关。另一方面，在 HS4 位行业和 HS2 位行业内的关税冲击高度相关（ICCs 分别为 0.391 和 0.432），因此关税冲击的残差可以在 HS4 位行业和 HS2 产品上进行适当的聚类。考虑到在 HS2 层面聚类可能过于严格，可能导致回归系数不显著，从而过度支持平衡性检验的通过，本文最终决定在 HS4 位行业进行聚类。

<sup>①</sup> 本文分别在 HS2 与 HS4 层面引入了基于年-月虚拟变量的随机斜率，以刻画较高层级产品类别在不同时点上的关税变动；在 HS6 层仅设置随机截距，并未引入随机斜率，一是 HS6 层产品种类繁多且时间覆盖不完整，部分产品在 22 个观测年-月中存在缺失，若直接为其引入全套时间虚拟变量的随机斜率，方差-协方差矩阵无法稳定估计；二是 HS6 层面引入大量随机斜率将显著增加模型参数量，导致优化过程无法收敛。为兼顾模型的解释力与可估性，本文将时变随机效应集中在上层 HS2 与 HS4，而将 HS6 层用于控制最细产品单元的截距效应。

表VII3 组内关税冲击的相关性

	(1) 估计系数	(2) 标准误
Shock Intra-Class Coeffcients (ICCs)		
HS2	0.432	0.343
HS4	0.391	0.257
HS6	0.073	0.039
年-月平均		
2018m3	0.000	0.000
2018m4	0.005	0.004
2018m5	0.005	0.004
2018m6	0.005	0.004
2018m7	0.016	0.006
2018m8	0.016	0.006
2018m9	0.022	0.007
2018m10	0.082	0.007
2018m11	0.082	0.007
2018m12	0.082	0.007
2019m1	0.082	0.007
2019m2	0.082	0.007
2019m3	0.082	0.007
2019m4	0.082	0.007
2019m5	0.082	0.007
2019m6	0.172	0.011
2019m7	0.172	0.011
2019m8	0.172	0.011
2019m9	0.204	0.008
2019m10	0.204	0.008
2019m11	0.204	0.008
2019m12	0.204	0.008
hs6-年-月维度观测值	28,800	

注：汇报的标准误为稳健标准误。

## 附录 VIII 稳健性检验

基准的结果显示特朗普关税冲击抑制了中国企业的跨国并购。这一部分分别从更换样本、更换变量测度、进一步解决遗漏变量以及更换回归方法等方面，来测试本文基准结果的稳健性。

### （一）更换样本

样本调整可能导致估计偏误，本文分别保留五种不同类型的样本，来检验结果的稳健性。

#### 1. 仅保留在出口、对美出口或制造业企业

为验证基准结果是否受到样本选择的影响，本文进一步在更有可能直接受到特朗普关税冲击的企业子样本中进行稳健性检验，包括存在出口行为的企业、对美有出口记录的企业以及制造业企业。结果如表 VIII1 列（1）~（3）所示，结果均在统计上显著且回归系数为负，说明基准结果在更具代表性的样本中依然稳健。

#### 2. 仅考虑中美贸易摩擦后样本

由于样本中还存在 2018 年 1~2 月，这期间特朗普还未对中国直接加征关税，企业 SSIIV 的值全部为 0。因此，本部分对这期间的样本进行剔除。从表 VIII1 列（4）可以发现核心解释变量的结果依旧显著为负。

#### 3. 剔除避税天堂

由于企业对外直接投资可能存在避税动机，这会给估计结果造成偏误。因此本部分参考 Fan et al. (2018)，剔除前往中国香港、开曼群岛、英属维京群岛以及百慕大等地区的跨国并购。结果如表 VIII1 列（5）所示，结果依旧显著为负，进一步验证了本文样本的稳健性。

#### 4. 剔除实体清单企业

除了特朗普关税的影响，中美贸易摩擦期间美国对中国实施的出口管制措施可能也会对本文的结果造成干扰。美国以更高的频率将中国企业列入实体清单，对这些企业进行出口管制 (Bown, 2021)，基准的结果可能由受到出口管制企业的跨国并购大幅下降驱动。本文手动收集了美国商务部工业安全局 2018~2019 年发布的中国实体清单企业信息，在翻译企业英文名称后和本文样本中的企业进行人工匹配，剔除了受到出口管制影响的企业。结果如表 VIII1 列（6）所示，核心解释变量的回归系数和显著性与基准类似，因此排除了美国出口管制的影响。

#### 5. 剔除中国制造 2025 行业

Ju et al. (2023) 发现特朗普关税主要针对的是中国制造 2025 的重点行业，这和本文的核心假设（特朗普关税冲击的分散性和随机性）存在矛盾之处，可能会导致本文的估计有偏。因此本部分参考《中国制造 2025 重点领域技术路线图》中的重点行业<sup>①</sup>，手动整理了重点行业名称并和 NAICS 6 位行业代码进行匹配，将主营行业为中国制造 2025 重点行业的买方企

<sup>①</sup> 国务院关于印发《中国制造 2025》的通知（国发〔2015〕28 号），详情见 [https://www.gov.cn/zhengce/content/2015-05/19/content\\_9784.htm](https://www.gov.cn/zhengce/content/2015-05/19/content_9784.htm)。

业剔除。结果如表 VIII1 列 (7) 所示, 结果依旧显示出负显著, 进一步体现了本文结果的稳健性。

表 VIII1 稳健性检验结果: 更换回归样本

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
lnMA	出口企业	对美国出口企业	制造业企业	仅考虑中美贸易摩擦后样本	剔除避税天堂	剔除实体清单企业	剔除中国制造业 2025 行业
<i>z</i>	-2.4883*** (0.9597)	-2.4592** (0.9844)	-2.2506** (1.0419)	-2.9024*** (0.9643)	-2.0232* (1.0408)	-2.8711*** (0.9454)	-3.6182*** (1.0699)
年-月固定	√	√	√	√	√	√	√
企业-年固定	√	√	√	√	√	√	√
企业-月固定	√	√	√	√	√	√	√
Observations	2,520	1,800	2,280	4,280	3,816	5,088	4,248
Adjusted R <sup>2</sup>	0.7059	0.6890	0.6898	0.7436	0.6892	0.6917	0.6768

注: 括号中为聚类到企业-月份层面的标准误; \*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。以下各表同。

## (二) 更换变量测度

本部分对核心解释变量以及被解释变量的测度和构造方式等进行更换, 以检验企业 SSIV 系数对变量测度的敏感性。首先, 看特朗普关税冲击对中国企业跨国并购广延边际的影响, 即对企业跨国并购项目数量的影响, 表 VIII2 列 (1) 的结果显示特朗普关税冲击不仅降低了中国企业总体跨国并购金额, 也减少了跨国并购项目总数。其次, 本部分将被解释变量换为跨国并购的流量, 但列 (2) 核心解释变量的系数并不显著。事实上, 特朗普关税的变化是较为短期的, 而跨国并购的调整是一个中长期的行为, 很难用短期关税的调整解释即时的跨国并购变化, 这从侧面印证了以跨国并购存量为分析对象的合理性。最后, 本部分还参考 Benguria et al. (2022) 更换 SSIV 的 Shift 为当期适用关税。基准中本文使用了美国官方通告中宣布的关税增加额作为 Shift, 但可能忽略了美国关税豁免的影响。因此使用当期适用关税可以将该因素考虑进来, 防止对结果产生高估。列 (3) 核心解释变量的系数依旧显著为负。

表 VIII2 稳健性检验结果: 更换变量测度

	(1)		(2)		(3)	
	跨国并购项目数量	lnMA_nbr	跨国并购流量	lnMA_flow	Shift 为当期适用关税	lnMA
<i>z</i>		-0.4491** (0.1842)		0.3101 (0.6643)		
<i>z_Tariff</i>					-2.3443*** (0.7402)	
年-月固定	√		√		√	
企业-年固定	√		√		√	
企业-月固定	√		√		√	
Observations	5,136		5,136		5,136	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.6428		-0.1446		0.6922	

### （三）进一步解决可能的遗漏变量问题

还可能存在一些企业-年-月维度的潜在遗漏变量无法被固定效应控制，其会同时影响企业的关税暴露程度和跨国并购行为，从而对本文的识别造成干扰。本文分别控制了滞后一年的跨国并购、中国反制关税 SSIV 以及企业-年-月时间趋势等企业-年-月维度的控制变量。

#### 1. 控制滞后一年的跨国并购

正文表 3 中“前定趋势”使用的是基期 2013~2017 年加总和平均的企业跨国并购，其不随时间变化。但前定趋势可能还会以年-月时间的形式存在于残差项中，对企业当期跨国并购和出口决策同时产生影响。因此，本部分对滞后一年的企业-年-月维度的跨国并购进行控制，回归结果见表 VIII3 列（1），核心解释变量的系数依旧稳健。

#### 2. 控制反制关税的影响

面对特朗普的关税冲击，中国也迅速实施了反制关税。反制关税会对中国企业的进口产生直接冲击，从而可能影响企业的出口和跨国并购行为。因此本文进一步参考 Benguria et al. (2022) 控制中国进口关税的 SSIV，将基准 SSIV 中的 Share 和 Shift 均替换为进口层面的对应变量。结果见表 VIII3 列（2），SSIV 的系数和显著性基本没有发生变化。

#### 3. 控制企业前定变量的时间趋势

为了更有效地解决特朗普关税政策冲击可能存在的非随机性问题，本文进一步引入了企业固定效应与时间趋势项的交互，以充分控制企业前定特征的动态趋势。具体而言，受到特朗普关税冲击的程度可能与企业基期特征（如是否出口、是否跨国并购及并购行业特性等）相关，导致政策冲击并非随机分配，进而使得估计结果出现偏误。为此，我们参考 Li et al. (2016) 和 Lu et al. (2023)，在稳健性检验中将企业固定效应与一次线性、二次及三次非线性时间趋势项依次交互。企业固定效应可有效控制随时间不变的未观测企业特征，而线性与非线性趋势项则能充分捕捉企业前定特征可能存在的动态变化。稳健性检验结果见表 VIII3 第（3）~（8）列，显示核心解释变量的系数和显著性保持稳健，进一步验证了本文识别策略的可靠性。

表VIII.3 稳健性检验结果：进一步解决遗漏变量

	(1) 控制滞后一 年的 $MA$	(2) 控制进口关 税 $SSIV$	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$lnMA$					控制企业前定时间趋势			
$z$	-1.9901*** (0.6068)	-2.5687*** (0.9459)	-2.0935*** (0.7815)	-2.6628*** (0.9212)	-1.9756*** (0.7438)	-2.8228*** (0.8387)	-1.9074*** (0.6945)	-2.8003*** (0.7744)
$L.lnMA$	-0.9114*** (0.0351)							
$z\_im$		0.7404* (0.4184)						
年-月固定	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
企业-年固定	✓	✓	✓		✓		✓	
企业-月固定	✓	✓		✓		✓		✓
企业-1次年 月趋势			✓	✓				
企业-2次年 月趋势					✓	✓		
企业-3次年 月趋势							✓	✓
Observations	5,136	5,136	5,136	5,136	5,136	5,136	5,136	5,136
Adjusted R <sup>2</sup>	0.8405	0.6921	0.7974	0.7200	0.7991	0.7124	0.8055	0.6973

## 附录IX 机制分析样本的代表性分析

机制分析部分所使用的机制变量存在缺失，为保证结论的可信度和代表性，本文对此问题进行了进一步说明和分析。

首先，样本缺失的原因在于数据来源的差异。基准样本来自 Thomson Financial SDC Platinum 数据库，覆盖 2018~2019 年间中国企业的跨国并购全样本；而机制变量所依赖的企业经营数据来自 CSMAR 数据库，仅覆盖上市公司。由于部分跨国并购企业为非上市公司，其财务与治理信息无法获取，导致机制变量缺失。因此，机制分析所采用的样本是上市企业在跨国并购数据中的一个子集。

其次，本文绘制了 SSIV 变量  $z$  和  $\ln MA$  在不同样本中的核密度分布图（见图 IX1），用于验证机制样本的代表性。可以看出，无论是核心解释变量  $z$  还是被解释变量  $\ln MA$ ，机制样本（即上市企业子样本）与总体样本之间的分布较为接近。尤其是在非零取值部分，两者趋势一致，表明机制样本在核心变量的特征上与总体样本具有可比性。

然而，也需注意的是机制样本中变量的零值比例相对较低，尤其是  $z$  值在非上市样本中出现零值的频率更高。换言之，机制分析所使用的上市公司样本，呈现出更高的经营活跃度和跨国并购频率。这一结构性差异可能带来偏误，即低估了机制回归中  $z$  对  $\ln MA$  的影响程度。例如，若将更多低活跃企业纳入样本，则变量均值下移、方差扩大，回归斜率可能出现上浮。因此，现有机制回归结果更可能是偏于保守的估计，这在一定程度上提升了结论的稳健性。

综上所述，尽管机制样本存在天然缺失，但由于其构成分布特征合理，且偏误方向可识别且可控，我们认为机制部分的回归结果在当前数据条件下具有合理的代表性，亦不影响本文的结论。

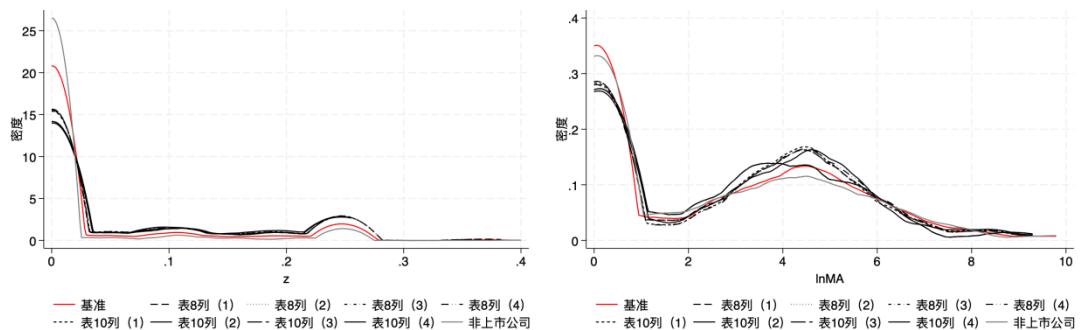
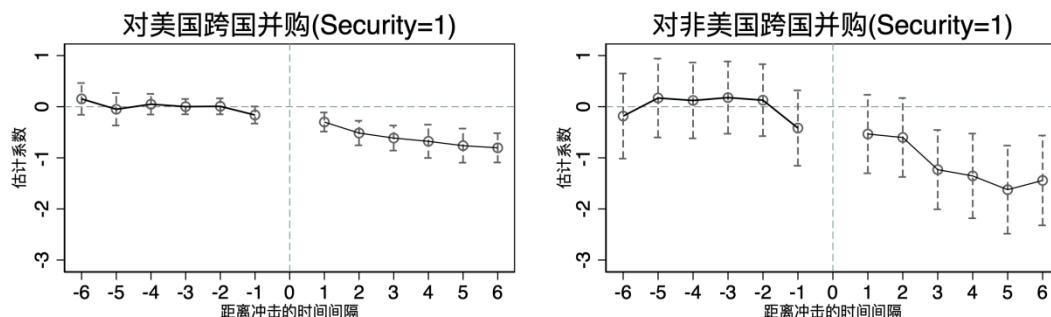


图 IX1 基准、机制以及非上市公司样本关于 SSIV 和跨国并购存量的核密度分布对比图

## 附录X 外资安全审查“示范效应”的进一步分析

为何外资安全审查效应源自美国，但对美国自身的跨国并购却不显著？本文从时间动态的维度进一步分析发现，这一现象本质上由企业的“预期效应”所主导<sup>①</sup>。美国虽然在2018年8月提出外资审查政策，但正式落地的时间较晚（OECD, 2019）。这种政策从提出到落地实施之间的明显时滞，使企业预期政策冲击，并提前调整对美国市场的并购行为。因此，如图X1的Event-Study分析所示，在外资安全审查的重点行业中，美国的跨国并购活动在政策正式实施前就已显著下降，冲击发生后虽然继续下滑，但幅度有限。这一提前释放的预期效应，也解释了正文表5第（2）列回归结果不显著的原因。

相比之下，其他国家和地区却表现出明显的“示范效应”。OECD报告指出，欧盟、日本和澳大利亚等国家受美国政策升级影响，在美国正式实施审查之前便迅速出台并落地了相关外资审查措施<sup>②</sup>（OECD, 2019）。这些国家的政策实施时滞更短，使企业预期反应不足，跨国并购行为在政策正式落地后才逐步显现负面影响，并随着时间推移冲击逐渐增强（对应正文表5第（3）列的显著结果）。图X1的结果进一步支持上述结论，非美国地区跨国并购的负向冲击在政策实施后逐渐显著，体现出明显的滞后效应。



图X1 对美国和非美国地区跨国并购的Staggered DID Event-Study图

<sup>①</sup>需要注意的是，这里的“预期效应”和前文强调的关税冲击外生性并不冲突。前文对特朗普关税冲击的识别依赖于其外生性，这是SSIV工具变量构建的核心前提。而“示范效应”机制所涉及的外资审查政策具有较强可预期性，企业对该类冲击的提前调整正是我们所要捕捉的行为反应路径，因此并不要求其满足识别上的外生性假设。

<sup>②</sup> 2018年8月13日，美国总统签署《外国投资风险审查现代化法案》（FIRRMA），标志着美国外资审查机制重大升级——审查范围从控股交易扩大到非控股投资及敏感技术、数据和关键基础设施交易。但直至2019年1月修订后的CFIUS规则才正式生效，对跨境交易展开严格审查。欧盟则于2018年3月提出统一外资审查机制的建议，在设计理念上受美国FIRRMA影响；澳大利亚2018年11月修订《外国投资审批规则》，明确参考美国近期政策经验，加强关键基础设施投资审查力度；日本亦在2018年10月修订《外汇及外国贸易法》，扩大对敏感技术领域投资的审查范围，并指出此举借鉴了美国FIRRMA改革做法。

## 附录 XI 异质性分析

本文还从企业所有制、规模以及国际形象等方面探究企业层面的异质性。一方面这可以进一步深化前文的结论，另一方面也能从企业层面提供一些规避风险的政策建议。

### （一）企业所有制

美国外资审查的重点集中在各国的国有企业（胡振虎等，2017；Li et al., 2017），因此中国国有企业可能面临更严峻的冲击。本文利用国家企业信用公示系统提供的国有企业名录，手动识别了样本中企业在基期（2013~2016 年）是否属于国有企业，并设立虚拟变量 *if\_SOE*：若在名录中则取值为 1，否则为 0。将该变量与 SSIV 交互后，表 XI1 Panel A 列（1）的回归结果显示，国有企业的跨国并购受到的负面影响更大。一方面，这进一步凸显了美国外资安全审查制度对中国国有企业的针对性。另一方面，非国企在公司治理结构、激励机制和资源配置方面更具灵活性和市场导向特征（Megginson and Netter, 2001），能够更快调整出口结构、并购策略和市场布局，从而有效应对政策不确定性。因此，政策制定层面需要更加关注外资安全审查的针对性，强化对国有企业的风险预警和应对机制；同时，国有企业自身也应进一步完善治理与激励机制，在外部不确定条件下加快危机响应，提升境外投资合规管理与风险抵御能力。

### （二）企业出口规模

由于不同企业出口规模存在明显差异，特朗普关税对企业是否存在不平等的影响？本文参考 Benguria et al. (2022) 将企业 2013~2016 年的出口规模划分成不同分位数水平并设置虚拟变量和 SSIV 进行交互后回归。结果如表 XI1 Panel A 列（2）~（5）所示，结果显示相比于其他企业，只有出口规模前 20% 的企业的跨国并购在受到特朗普关税冲击后受到的负面影响更小。结果显示了出口中的“超级明星（Super Star）”企业抗击外部风险的能力更强。出口明星企业具有较高的国际化水平与跨国运作经验，其往往建立了更加稳定的海外网络（Bernard et al., 2022）。这类企业在应对贸易政策不确定性方面更具前瞻性和风险识别能力，能通过调整供应链、优化客户结构等方式减轻关税冲击对跨国并购的负面影响。因此，政策应更多关注和加强对中小型出口企业的支持力度，例如提供专项的金融支持、风险预警服务及配套的兜底措施，以帮助中小企业更有效地抵御外部贸易保护主义带来的负面冲击，提升整体企业群体的国际竞争力和韧性。

### （三）企业国际形象

由于外部风险企业无法控制，在跨国并购时如果企业能提升自身的国际形象，是否能减轻风险？本部分参考谢红军和吕雪（2022），从企业 ESG 水平来分析。本文使用华证对上市公司的 ESG 评级数据来进行分析，使用各上市公司 2017 年的 ESG 水平和 SSIV 进行交互后进行回归<sup>①</sup>。回归结果如表 XI1 Panel B 列（1）~（5）所示，可以发现相比于其他企

<sup>①</sup> 华证 ESG 评级数据所有样本的分数在 1-9 之间，本文 2017 年样本内上市公司的 ESG 评分在 1-6 之间。

业，只有ESG水平最高的那些企业的跨国并购，才能在特朗普关税的冲击下受到更小的风险。高ESG企业在跨国并购中可能因更高的治理质量获得更低的融资成本和更高的市场信任（Lins et al., 2017；刘柏和卢家锐，2024），从而在政策风险背景下维持战略稳定性且维持并购意愿。这一现象暗示企业在实施跨国并购战略之前，应更加重视提升自身的ESG表现和国际形象，充分开展ESG风险评估与尽职调查，通过主动披露ESG报告、加强社会责任实践以降低海外投资阻力的经验，从而在海外投资过程中更好地抵御外部政策风险和不确定性，保障跨国并购活动的顺利推进。

表X11 企业层面异质性分析结果

Panel A					
lnMA	(1) 国有企业	(2)	(3) 企业规模	(4)	(5)
<i>z</i>	-0.5593 (0.8543)	-3.4701*** (1.0308)	-2.4815* (1.2950)	-3.5134* (1.8701)	-6.6363** (2.7734)
<i>zxif_SOE</i>	-9.9141*** (3.0404)				
<i>zxExport_TOP20</i>		4.7911** (2.1919)			
<i>zxExport_TOP40</i>			-0.4145 (1.8531)		
<i>zxExport_TOP60</i>				1.2991 (2.1240)	
<i>zxExport_TOP80</i>					4.8254 (2.9344)
年-月固定	✓	✓	✓	✓	✓
企业-年固定	✓	✓	✓	✓	✓
企业-月固定	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	5,136	5,136	5,136	5,136	5,136
Adjusted R <sup>2</sup>	0.6941	0.6922	0.6917	0.6917	0.6922
Panel B					
lnMA	(1)	(2)	(3) 企业ESG	(4)	(5)
<i>z</i>	-4.3501*** (1.1968)	-2.0923 (1.3461)	-1.6825 (1.1585)	-2.1981** (0.8670)	-3.1594*** (1.1402)
<i>zxESG&gt;=6</i>	7.6999** (3.1251)				
<i>zxESG&gt;=5</i>		-2.5241 (2.2107)			
<i>zxESG&gt;=4</i>			-1.8066 (1.7410)		
<i>zxESG&gt;=3</i>				-1.0286 (1.4132)	
<i>zxESG&gt;=2</i>					0.0000 (0.0000)
年-月固定	✓	✓	✓	✓	✓
企业-年固定	✓	✓	✓	✓	✓
企业-月固定	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	2,040	2,040	2,040	2,040	2,040
Adjusted R <sup>2</sup>	0.6716	0.6701	0.6699	0.6698	0.6701

## 附录 XII 扩展性分析

本文进一步参考 Jiao et al. (2022) 和 Jiang et al. (2023) 的研究思路, 从国家和行业两个层面对中国企业跨国并购的流向进行细化的分解, 以刻画中美贸易摩擦背景下跨国并购行为的宏观演化趋势。

### (一) 国家层面跨国并购的分解

本部分从低薪投资、近岸投资以及友岸投资三个方面分析特朗普关税对中国企业跨国并购的趋势倾向进行了分析。在低薪投资和近岸投资的分析中, 本部分将基准回归的被解释变量更换为企业对各个国家的跨国并购存量并依次进行回归。结果如表 XII1 所示。

表 XII1 对各国跨国并购的单独回归结果

国家或地区	系数和显著性	标准误	观测值	Adjusted R <sup>2</sup>	国家或地区	系数和显著性	标准误	观测值	Adjusted R <sup>2</sup>
阿联酋	0.0008	0.0110	5136	0.9082	日本	-0.9424***	0.2274	5136	0.8375
阿根廷	0.0264	0.0204	5136	0.7663	哈萨克斯坦	-0.0151	0.0165	5136	0.8462
澳大利亚	0.1514	0.1604	5136	0.8505	圣基茨和尼维斯	-0.0074	0.0077	5136	0.9147
奥地利	0.5463**	0.2333	5136	0.8025	蒙古	0.0032	0.0031	5136	0.3960
比利时	-0.0191	0.0187	5136	0.7982	马来西亚	0.0725	0.0342	5136	0.8215
巴西	-0.0390*	0.0201	5136	0.8185	纳米比亚	0.2197	0.1405	5136	0.8566
加拿大	0.2842	0.3405	5136	0.8008	荷兰	-0.3970**	0.1592	5136	0.8022
瑞士	0.2036	0.1471	5136	0.6459	尼泊尔	-0.0125	0.0085	5136	0.8560
智利	-0.7054*	0.3727	5136	0.7575	新西兰	-0.0091	0.0125	5136	0.8143
捷克	0.0014	0.0113	5136	0.8702	巴基斯坦	-0.0131	0.0111	5136	0.9012
德国	-0.3964***	0.1358	5136	0.9420	菲律宾	0.0001	0.0018	5136	0.8992
丹麦	-0.0001	0.0011	5136	0.6978	朝鲜	0.0005	0.0108	5136	0.9224
西班牙	0.3616	0.2652	5136	0.8460	俄罗斯	-0.3210**	0.1371	5136	0.4984
芬兰	0.0038	0.0128	5136	0.7550	新加坡	-0.5528***	0.1971	5136	0.8181
法国	-0.0506	0.0972	5136	0.8101	斯洛伐克	-0.0528	0.0359	5136	0.6985
英国	-0.2212	0.1760	5136	0.7507	瑞典	0.1164*	0.0605	5136	0.6989
中国香港	-1.0841***	0.3952	5136	0.8037	泰国	-0.0007	0.0052	5136	0.8768
印度尼西亚	0.1422**	0.0648	5136	0.4975	土耳其	0.1794	0.1203	5136	0.7986
印度	0.0340	0.0290	5136	0.8393	坦桑尼亚	0.0293	0.0188	5136	0.1950
爱尔兰	-0.0216	0.0139	5136	0.7983	美国	0.3413	0.2277	5136	0.8578
以色列	0.0021	0.0173	5136	0.6388	越南	-0.2939***	0.1028	5136	0.8100
意大利	0.0073	0.1283	5136	0.8178	萨摩亚	0.0000	0.0003	5136	0.6978
约旦	-0.0247	0.0242	5136	0.7982	南非	-0.0206	0.0159	5136	0.7923

注: \*\*\*、\*\*、\*分别为 1%、5%、10% 的显著性水平, 标准误聚类到企业-月份层面。

然后本文对各国对应的 SSIV 回归系数和其特征变量进行相关性分析, 包括各国用工成本、与美国地理距离等。在友岸投资的分析中, 本部分分别将东道国划分成和美国具有友好关系的国家以及和中国具有友好关系的国家来进行分析。具体如下:

#### 1. 低薪投资

由于中国自身的劳动力成本优势式微, 对外直接投资可能会转移到用工成本更低的国家 (Fan et al., 2018), 即存在“低薪投资”现象。本文使用各国的人均 GNP 作为国内用工成本的代理变量, 其反映了一国的平均国民收入。从图 XII1 左侧子图的结果可以发现, 各国人均 GNP 和 SSIV 系数呈现出明显负相关, 说明受到特朗普关税负向冲击越大的企业越倾向于将向用工成本更低的国家进行跨国并购。这从侧面反映特朗普关税加速了中国企业向用

工成本更低地区的产业外迁。这也提示我国应密切关注企业向低成本国家转移可能带来的产业链外迁风险，提前布局风险防范措施，并为企业提供相应的配套支持和兜底政策，保障中国企业全球产业链布局的稳定性和安全性。

## 2.近岸投资

美国加征关税后，受到影响的中国企业是否会将跨国并购转移至距离美国较近的国家，即是否存在“近岸投资”现象？本文使用 CEPPI 数据库提供的各国和美国地理距离数据来进行分析。从图 XII1 右图的结果可知，东道国与美国地理距离和 SSIV 系数整体呈现负相关，说明受到特朗普关税冲击更大的企业倾向于向距离美国更近的国家进行跨国并购。我国政策需关注与美国邻近国家的经贸合作机会，充分利用地理上的优势，推动企业在美洲等区域的战略布局，缓解中美贸易摩擦带来的负面冲击。

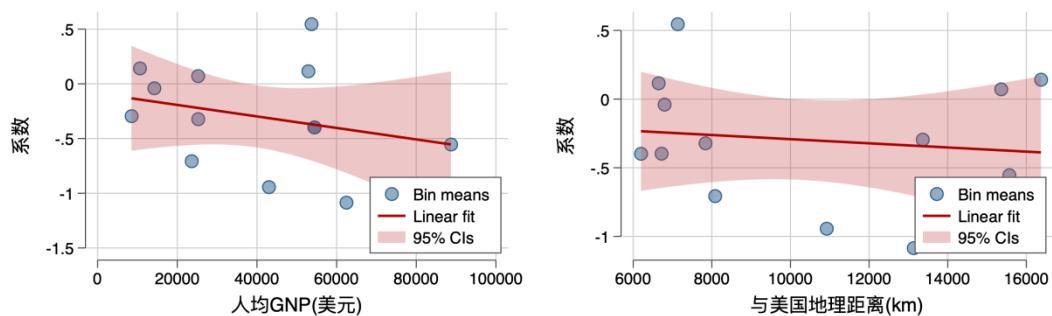


图 XII1 国别层面扩展性分析：各国（显著）回归系数和相关特征散点拟合图

## 3.友岸投资

由于中美贸易摩擦一定程度上体现了大国间的地缘政治关系，中国企业是否会选择更加关系友好的国家进行跨国并购？本文部分分别从美国和中国的视角进行分析。在美国方面，本文分别考虑了是否在 2013~2016 年间与美国签订 FTA 的国家以及是否是和美国政治关系较好的国家。美国 FTA 的签订数据来自美国贸易代表办公室的官网，衡量美国政治关系的数据参考 Bailey et al. (2017) 使用联合国大会投票数据库测算的国家间政治倾向理想点距离来测度双边政治关系，在基期 2013~2016 年和美国理想点差值小于中位数的国家记为和美国政治关系较好的国家（否则为政治关系较差的国家）。从表 XII2 列（1）~（4）可以发现，与美国签订 FTA 的国家以及与美国政治关系较好的国家，会放大特朗普关税对中国企业跨国并购的负面影响。说明与美国关系友好的东道国会在中美贸易摩擦中受到更大的负面影响。

在中国方面，本文参考吕越等（2019）使用 2013 年“一带一路”倡议中陆上和海上丝绸之路的沿线国家，作为与中国关系友好的国家。结果如表 XII2 列（5）~（6），可以发现虽然对“一带一路”和非“一带一路”沿线国家的跨国并购均显著为负，但列（5）的回归系数的绝对值更小，说明中国企业对“一带一路”国家跨国并购受到的影响更小。结果显示与中国关系友好的东道国在中美贸易摩擦中受到的负面影响更小，因此强化与传统友好国家

之间的经贸合作网络，为企业的全球化经营构建更稳定、更可靠的外部环境，可作为对冲外部风险的重要底牌。

表 XII2 国别层面扩展性分析结果：友好关系

lnMA	(1) 与美国签订 FTA 国家	(2) 未与美国签 订 FTA 国家	(3) 与美国政治 关系较好的 国家	(4) 与美国政治 关系较差的 国家	(5) “一带一 路”沿线国 家	(6) 非“一带一 路”沿线国 家
<i>z</i>	-1.1289** (0.4523)	-1.3578 (0.8278)	-1.3091** (0.6218)	-1.1565 (0.7081)	-0.8515*** (0.3004)	-1.7489* (0.8984)
年-月固定	✓	✓	✓	✓	✓	✓
企业-年固定	✓	✓	✓	✓	✓	✓
企业-月固定	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Observations	5,136	5,136	5,136	5,136	5,136	5,136
Adjusted R <sup>2</sup>	0.8167	0.7260	0.7909	0.7493	0.8101	0.7323

## （二）行业层面跨国并购的分解

在行业层面，本部分从直接区分行业类型和买卖双方是否为相同行业，对企业总的跨国并购进行分解。在区分跨国并购行业类型方面，根据 NAICS 2 位代码，样本期间中国跨国并购占比最大的四个行业分别为制造业、房地产和租赁业、信息业、采矿采石石油天然气提取业，本文将其他占比较小的行业归并为其他行业。本部分分别对这几种不同行业的跨国并购存量进行回归，结果如表 XII3 Panel A 列（1）~（5）所示。可以发现中国制造业跨国并购受到的负面影响最大，因为关税主要加征在制造业。此外，信息业等高技术行业也受到了较大的负面冲击。因此，我国政策需着力保护和扶持关键制造业和战略性新兴产业的发展，出台针对性的优惠政策和风险保障措施，保障产业链核心环节的稳定性与安全性。

在区分买、卖双方是否为相同行业方面，本文参考 Hijzen et al. (2008) 将买、卖双方主营行业相同的并购记为水平并购，不同的记为垂直并购。本部分分别对这两种类型的跨国并购存量进行回归，结果如表 XII3 Panel B 列（1）~（2）所示。可以发现水平并购受到特朗普关税的负面影响更大，垂直并购受到的影响更小。虽然企业垂直并购的难度比水平并购要大，但是企业跨越自身主营行业的并购可以促进企业进行多元化的经营、助力企业抗风险能力的提升，因此受到特朗普关税的负面影响也更小。在当前贸易保护主义冲击背景下，企业可将垂直整合作为重要的风险抵御手段之一，以增强其在全球产业链布局中的韧性。政策层面则应为企业自主选择并购模式提供灵活空间，并加强信息引导，帮助企业客观评估不同并购模式的潜在风险和收益。

表XII.3 行业层面扩展性分析结果

lnMA	Panel A: 区分具体行业				
	制造业	房地产业和租赁业	信息业	采矿、采石、石油天然气提取业	其他
<i>z</i>	-1.6162*** (0.5850)	0.1355 (0.0940)	-0.7717*** (0.2948)	0.5039 (0.4139)	-0.9081* (0.5285)
年-月固定	√	√	√	√	√
企业-年固定	√	√	√	√	√
企业-月固定	√	√	√	√	√
Observations	5,136	5,136	5,136	5,136	5,136
Adjusted R <sup>2</sup>	0.8243	0.8278	0.7320	0.8297	0.7837

lnMA	Panel B: 区分买、卖双方是否为相同行业	
	(1) 垂直并购	(2) 水平并购
<i>z</i>	-0.5259 (0.7214)	-2.1644*** (0.6123)
年-月固定	√	√
企业-年固定	√	√
企业-月固定	√	√
Observations	5,136	5,136
Adjusted R <sup>2</sup>	0.7647	0.7931

## 参考文献

- [1] 胡振虎、贾英姿、于晓, “美国外资国家安全审查机制对中国影响及应对策略分析”,《财政研究》, 2017年第5期, 第89—99页。
- [2] 刘柏、卢家锐, “ESG信息披露数量降低了公司债务融资成本吗?”,《国际金融研究》, 2024年第6期, 第87—96页。
- [3] 吕越、陆毅、吴嵩博、王勇, “‘一带一路’倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验”,《经济研究》, 2019年第9期, 第187—202页。
- [4] 苏立君、梁俊尚, “构建国内国际经济双循环的政治经济学投入产出分析”,《数量经济技术研究》, 2021年第9期, 第3—24页。
- [5] 谢红军、吕雪, “负责任的国际投资: ESG与中国OFDI”,《经济研究》, 2022年第3期, 第83—99页。
- [6] 张国峰、陆毅、蒋灵多, “关税冲击与中国进口行为”,《金融研究》, 2021年第10期, 第40—58页。
- [7] Adão, R., M.Kolesár, and E.Morales, "Shift-Share Designs: Theory and Inference", *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 56.
- [8] Amiti, M., "The Effect of the U.S.-China Trade War on U.S. Investment", *NBER Working Paper*, 2020, 46.
- [9] Angrist, J. D. and J. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton University Press, 2009.
- [10] Bailey, M. A., A. Strezhnev, and E. Voeten, "Estimating Dynamic State Preferences from United Nations Voting Data", *Journal of Conflict Resolution*, 2017, 61(2), 430-456.
- [11] Baker, A. C., D. F. Larcker, and C. C. Y. Wang, "How Much Should We Trust Staggered Difference-in-Differences Estimates?", *Journal of Financial Economics*, 2022, 144(2), 370-395.
- [12] Bernard, A. B., E. Dhyne, G. Magerman, K. Manova, and A. Moxnes, "The Origins of Firm Heterogeneity: A Production Network Approach", *Journal of Political Economy*, 2022, 130(7), 1765-1804.
- [13] Benguria, F., J. Choi, D. L. Swenson, and M. J. Xu, "Anxiety or Pain? The Impact of Tariffs and Uncertainty on Chinese Firms in the Trade War", *Journal of International Economics*, 2022, 103608.
- [14] Borusyak, K., P. Hull, and X. Jaravel, "Quasi-Experimental Shift-Share Research Designs", *The Review of Economic Studies*, 2021, 33.
- [15] Bown, C. P., "The U.S.-China Trade War and Phase One Agreement", *Journal of Policy Modeling*, 2021, 43(4), 805-843.
- [16] Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer, "The Effect of Minimum Wages on Low-wage Jobs", *The Quarterly Journal of Economics*, 2019, 134(3), 1405-1454.
- [17] De Chaisemartin, C. and X. D'Haultfœuille, "Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 2020, 110(9), 2964-2996.
- [18] Fajgelbaum, P. D., P. K. Goldberg, P. J. Kennedy, and A. K. Khandelwal, "The Return to Protectionism", *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(1), 1-55.
- [19] Fan, H., F. Lin, and L. Tang, "Minimum Wage and Outward FDI from China", *Journal of Development Economics*, 2018, 135, 1-19.
- [20] Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift, "Bartik Instruments: What, When, Why, and How", *American Economic Review*, 2020, 110(8), 2586-2624.

- [21] Goodman-Bacon, A., "Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2), 254-277.
- [22] Hijzen, A., H. Görg, and M. Manchin, "Cross-Border Mergers and Acquisitions and the Role of Trade Costs", *European Economic Review*, 2008, 52(5), 849-866.
- [23] Jiang, L., Y. Lu, H. Song, and G. Zhang, "Responses of Exporters to Trade Protectionism: Inferences from the U.S.-China Trade War", *Journal of International Economics*, 2023, 103687.
- [24] Jiao, Y., Z. Liu, Z. Tian, and X. Wang, "The Impacts of the U.S. Trade War on Chinese Exporters", *The Review of Economics and Statistics*, 2022, 1-34.
- [25] Ju, J., H. Ma, Z. Wang, and X. Zhu, "Trade Wars and Industrial Policy Competitions: Understanding the US-China Economic Conflicts", *Journal of Monetary Economics*, 2024, 141, 42-58.
- [26] Li, J., J. Xia, and Z. Lin, "Cross-Border Acquisitions by State-Owned Firms: How Do Legitimacy Concerns Affect the Completion and Duration of their Acquisitions?", *Strategic Management Journal*, 2017, 38(9), 1915-1934.
- [27] Lins, K. V., H. Servaes, and A. Tamayo, "Social Capital, Trust, and Firm Performance: The Value of Corporate Social Responsibility during the Financial Crisis", *The Journal of Finance*, 2017, 72(4), 1785-1824.
- [28] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [29] Lu, F., W. Sun, and J. Wu, "Special Economic Zones and Human Capital Investment: 30 Years of Evidence from China", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2023, 15(3), 35-64.
- [30] Megginson, W. L., and J. M. Netter, "From State to Market: A Survey of Empirical Studies on Privatization", *Journal of Economic Literature*, 2001, 39(2), 321-389.
- [31] OECD, "Acquisition and Ownership Related Policies to Safeguard Essential Security Interests", *OECD Working Paper*, 2019.

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。