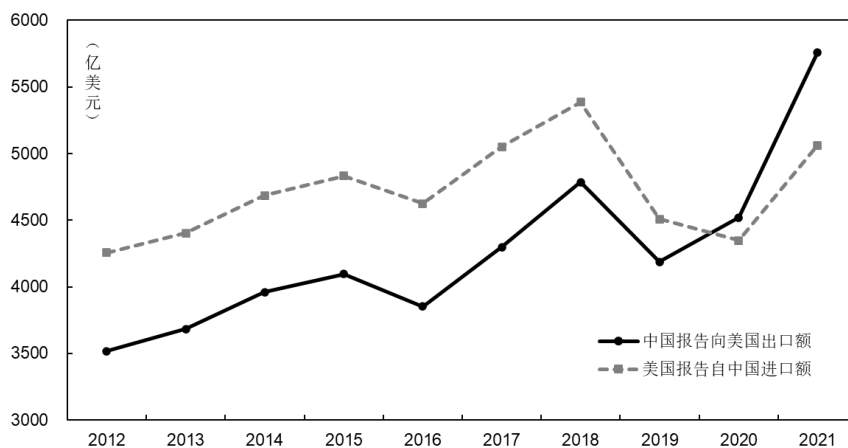
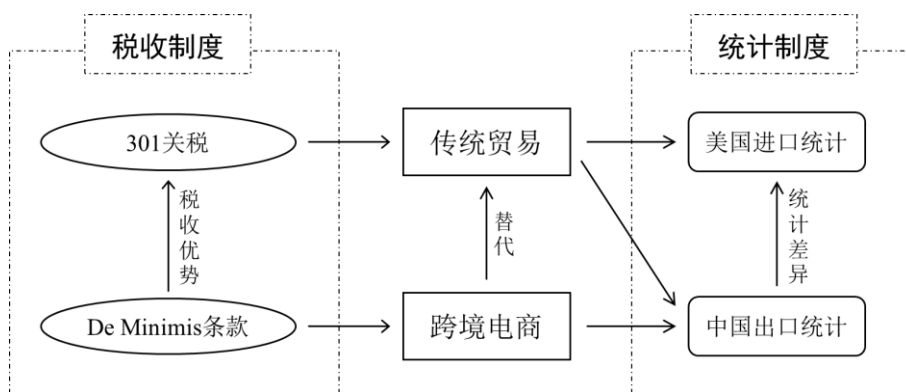


附录1 2012—2021年中美两国报告的中国向美国出口额



附录图 1-1 中美两国报告的中国向美国出口额

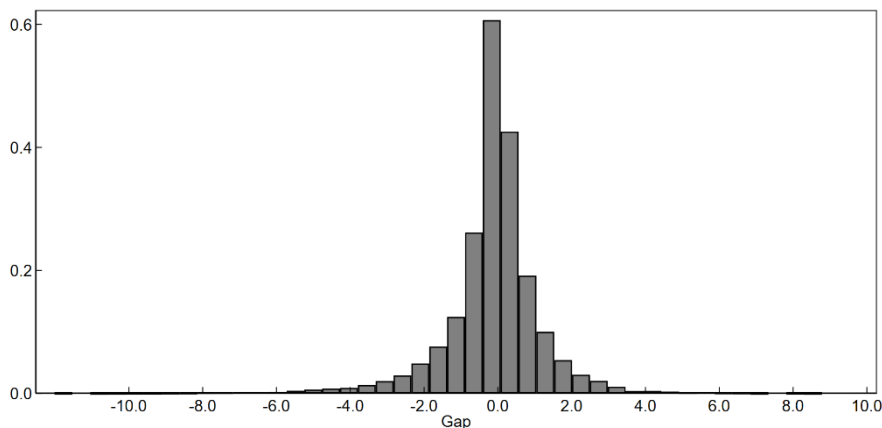
附录2 制度背景与理论分析逻辑关系图



附录图 2-1 理论逻辑图

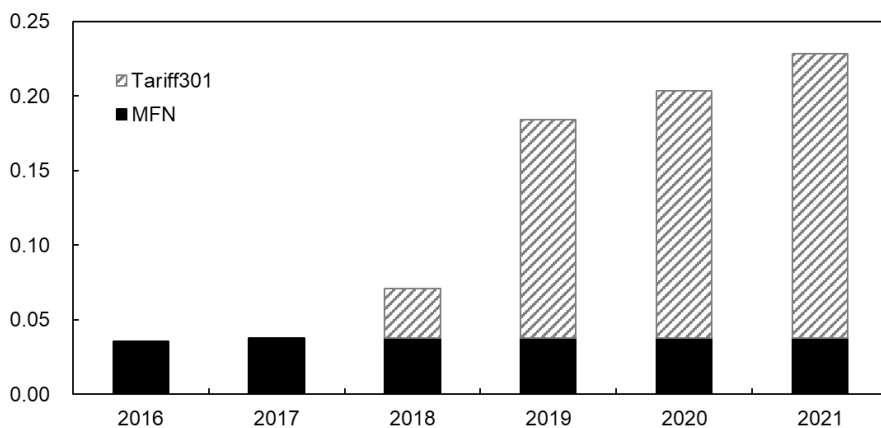
附录3 其他描述性统计结果

为了更好地了解中美两国的贸易统计差异，本文绘制 *Gap* 分布情况如附录图 3-1 所示。可以看到，对于大部分样本而言，*Gap* 位于 0 周围，也就是说中美两国汇报的贸易数据是较为接近的。另外，*Gap* 对称地分布在 0 周围，而且随着绝对值的变大，密度逐渐下降。这意味着，中美两国报告的贸易额总体上是匹配的，不存在系统性偏差。



附录图 3-1 *Gap* 的分布情况

附录图 3-2 展示了美国对中国出口货物征收的关税税率情况。2016 和 2017 年平均关税仅为 3.4%，2018 年后随着美国 301 条款加征关税清单的陆续实施，平均关税快速上涨并于 2021 年达到 22.8%。这一趋势意味着，美国加征关税所带来的冲击是相当大的。



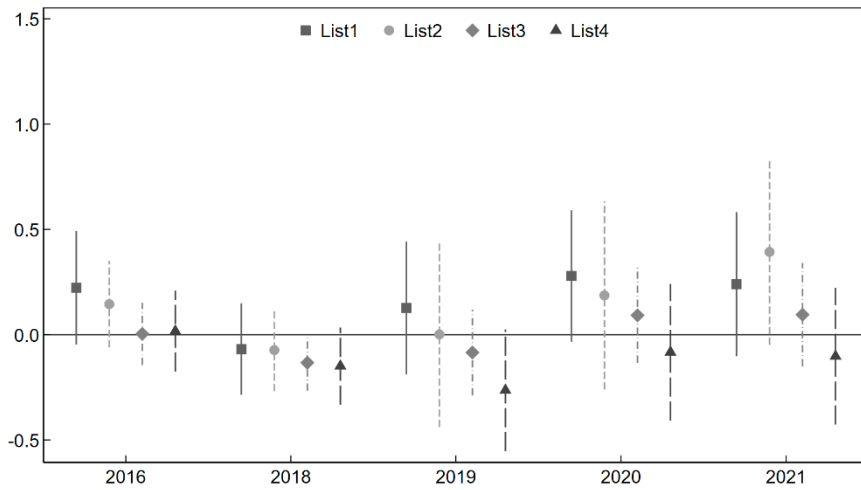
附录图 3-2 美国对中国出口产品平均关税税率

此外，本文还计算了各年度跨境电商和非跨境电商产品类别的 *Gap* 均值，如附录表 3-1 所示。可以看到 2016 和 2017 年，两种类别的 *Gap* 是较为接近的；2018 年及之后，两种类别的 *Gap* 都有上升的趋势。相比非跨境电商产品类别，跨境电商产品类别上升幅度更大。这与本文的理论预测是相符的。

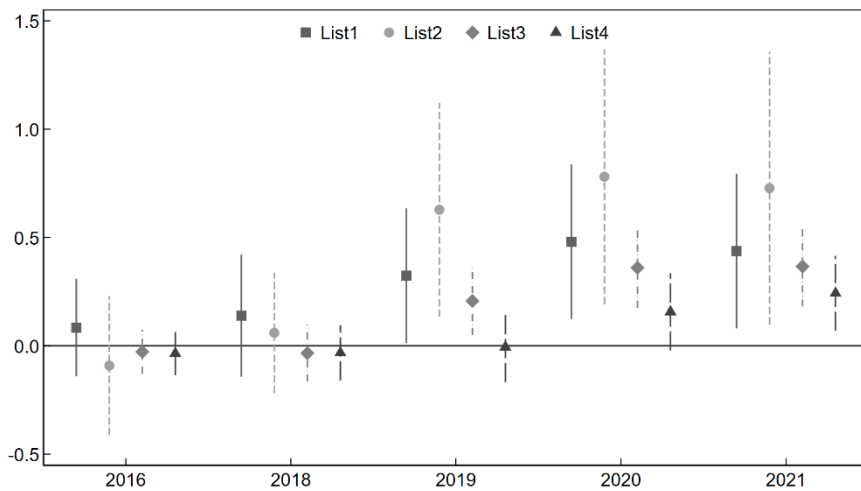
附录表 3-1 各年度跨境电商和非跨境电商产品类别 *Gap* 均值

年份	<i>Gap</i> 均值 ( <i>CBEC</i> =1)	<i>Gap</i> 均值 ( <i>CBEC</i> =0)	差值
2016	-0.241	-0.232	-0.009
2017	-0.237	-0.214	-0.024
2018	-0.204	-0.234	0.030
2019	-0.124	-0.168	0.045
2020	0.012	-0.035	0.047
2021	0.114	0.032	0.082

附录4 跨境电商产品类别与非跨境电商产品类别动态效应估计结果



附录图 4-1 动态效应估计结果：跨境电商产品类别 (CBEC=1)

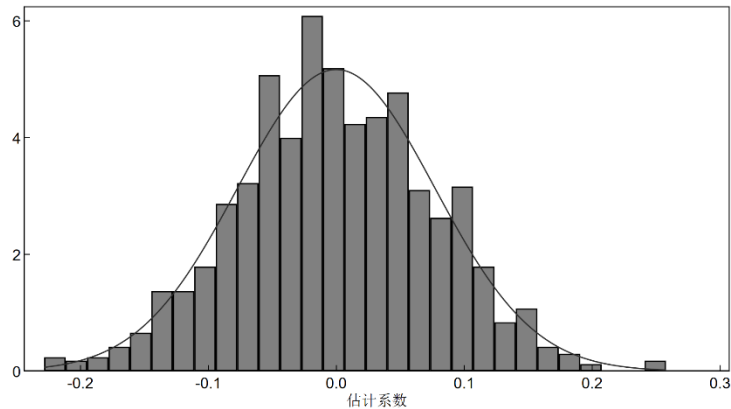


附录图 4-2 动态效应估计结果：非跨境电商产品类别 (CBEC=0)

## 附录5 稳健性检验

## 1. 安慰剂检验。

对于本文而言，识别策略的重要威胁是偶然性，即交互项的估计系数显著可能是选取跨境电商产品类别时的一些偶然性因素所导致的。为了排除这种可能，本文进行安慰剂检验，步骤如下：第一，随机设定产品类别是否为跨境电商产品类别，并生成虚假的跨境电商产品类别变量  $CBECFake$ ；第二，将  $CBEC$  变量替换为  $CBECFake$  变量后，进行回归估计，并记录下估计系数和显著性；第三，将上述过程重复 1000 次，绘制如附录图 5-1 所示的系数分布密度图。可以看到，随机设定产品类别后，交互项的估计系数分布在 0 左右。表 3 列（3）中的估计系数远离这一分布。基于这些结果，本文认为由于偶然性因素而使得交互项估计系数显著为正的可能性比较低。



附录图 5-1 安慰剂检验估计结果

## 2. 替换被解释变量。

前文的分析主要基于中美两国各自报告的进出口数据。由于两国贸易统计口径存在差异，中国采用离岸价而美国采用海关价格，本文的估计结果可能存在偏差。UN Comtrade 数据库对各国海关上报的数据进行了统一处理（Yeats, 2012），将贸易统计口径统一至离岸价。对比 UN Comtrade 数据库中两国的数据发现，UN Comtrade 中的中国出口数据与中国官方报告数据高度一致，但 UN Comtrade 中美国的进口数据则与美国官方报告存在一定的出入，这主要是因为 UN Comtrade 对美国报告的数据进行了调整。为了说明回归结果的稳健性，本文基于 UN Comtrade 数据库中中美两国作为报告方（Reporter）的贸易数据构建被解释变量  $GapUN$  进行稳健性检验，结果如附录表 5-1 列（1）和列（2）所示。列（1）中  $Tax$  的估计系数显著为正，列（2）中  $Tax \times CBEC$  的估计系数同样显著为正，且系数大小与基准检验的结果较为接近，这说明本文的结论在不同贸易统计口径下也是成立的。

## 3. 替换跨境电商变量。

前文的分析中，本文在识别跨境电商产品类别时基于马述忠和房超（2021）、Lendle 等（2016）的研究，利用《跨境电子商务零售进口商品清单》中的 HS 编码和 Lendle 等（2016）匹配的 eBay 平台产品类别 HS 编码构建一个并集。这一并集的覆盖范围比较广，将一些不太适合跨境电商贸易的产品类别也纳入到跨境电商产品类别中，使得估计结果产生偏差。在稳健性分析中，本文分别基于《清单》中的 HS 编码和 eBay 平台产品类别 HS 编码构造  $CBECList$  和  $CBECeBay$  两个变量，并基于二者的交集构造  $CBECInter$  变量。3425 个产品类别中， $CBECList$  为 1 的类别共 788 个， $CBECeBay$  为 1 的类别共 727 个，

*CBECInter* 为 1 的类别共 315 个。附录表 5-1 列 (3) ~ (5) 展示了替换跨境电商产品类别变量之后的估计结果，可以看到除了列 (5) 中  $Tax \times CBECInter$  的估计系数显著性水平有所下降之外，其他变量的估计系数均没有发生显著变化。这说明在不同的跨境电商产品类别识别策略下，本文的结论都是稳健的。

附录表 5-1 稳健性检验（一）

	替换被解释变量		替换CBEC识别方法		
	<i>GapUN</i> (1)	<i>GapUN</i> (2)	<i>Gap</i> (3)	<i>Gap</i> (4)	<i>Gap</i> (5)
<i>Tax</i>	0.545*** (0.142)	0.407*** (0.151)	0.561*** (0.146)	0.561*** (0.147)	0.629*** (0.143)
<i>Tax</i> × <i>CBEC</i>		0.726*** (0.166)			
<i>Tax</i> × <i>CBECList</i>			0.675*** (0.199)		
<i>Tax</i> × <i>CBECeBay</i>				0.630*** (0.193)	
<i>Tax</i> × <i>CBECInter</i>					0.681** (0.275)
<i>Constant</i>	-0.276*** (0.018)	-0.288*** (0.018)	-0.221*** (0.018)	-0.219*** (0.018)	-0.220*** (0.018)
产品类别固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	20550	20550	20550	20550	20550
R <sup>2</sup>	0.727	0.728	0.726	0.726	0.726

#### 4. 剔除新冠疫情和美国对中国香港相关政策变化影响。

本文数据的样本期为 2016—2021，其中 2020 和 2021 年全球贸易受到了新冠疫情的冲击。有研究认为新冠疫情限制了线下的交易活动，促进了线上贸易的发展（Agrawal 和 Shybalkina, 2023）<sup>①</sup>。跨境电商同样属于线上贸易的范畴，在新冠疫情蔓延的背景下规模扩张明显<sup>②</sup>。这也意味着，本文所观察到的中国对美出口的“消失”很可能是新冠疫情使得跨境电商快速发展所导致的，而不是美国加征关税所造成的。此外，新冠疫情对全球贸易产生较大的冲击，使得贸易时效性、海运运费等受到很大的影响，这些因素会导致国际贸易统计发生变化，同样可能干扰本文的估计。

2020 年 6 月美国商务部宣布取消中国香港特殊地位待遇<sup>③</sup>，同样可能会影响到贸易统计。已有研究发现转口贸易是影响中美贸易统计的重要因素，比如美国将所有经中国香港转口进口的中国内地商品计为从中国的进口，没有考虑到中国香港的转口收益；中国内地对中国香港的出口中，并没有完全留港自用，有一部分转口到美国（杨汝岱，2008）。中国香港特殊地位待遇取消后，出口许可证豁免等待遇被暂停，这可能会影响到转口贸易，进而影响中美两国的贸易统计。

为了剔除这些因素的影响，本文缩减样本期，只对 2016—2019 年的样本进行回归估计。如附录图 3-2 所示，相比于 2016—2017 年，2018 和 2019 年平均关税税率已经大幅增加，而这一时期新冠疫情还没有发生，中国香港特殊地位待遇也还未发生变化。附录表 5-2 列 (1) 和列 (2) 汇报了缩减样本期之后的估计结果，美国加征关税同样显著增加了贸易统

① Agrawal D R, Shybalkina I. Online shopping can redistribute local tax revenue from urban to rural America[J]. *Journal of Public Economics*, 2023, 219: 104818.

② 网址为 [http://paper.people.com.cn/zgjzk/html/2023-02/28/nw.zgjzk\\_20230228\\_7-01.htm](http://paper.people.com.cn/zgjzk/html/2023-02/28/nw.zgjzk_20230228_7-01.htm)。

③ 网址为 <http://chinawto.mofcom.gov.cn/article/dh/janghua/202007/20200702979030.shtml>。

计差额，而且这种作用对于跨境电商产品类别更加明显。值得注意的是，2016—2019年样本的估计系数与2016—2021年样本的估计系数较为接近，这说明本文的基准回归受新冠疫情和中国香港特殊地位待遇变化的影响较小。

5. 剔除行业—时间层面影响因素。

上述的回归分析中，本文使用双向固定效应模型进行实证估计，这一模型设定可以控制HS6位码层面和年份层面的不可观测因素。但某些因素，比如政府针对特定行业的产业政策和某个行业需求的变化，仍然可能会干扰本文的估计结果。为了进一步控制这些因素，本文参考Fajgelbaum等（2021）的做法，加入HS大类与年份的交叉固定效应。附录表5-2列（3）和列（4）中，本文控制了HS2位码类别（96个）与年份的交叉固定效应，*Tax*和*Tax×CBEC*的估计系数均显著为正，且系数大小与基准回归结果较为接近。列（5）和列（6）中，本文更进一步控制了HS4位码类别（962个）与年份的交叉固定效应，估计系数有所减小，但仍然在1%的水平上显著为正。说明本文的基准回归结果在控制各类不可观测因素之后仍然是十分稳健的。

附录表 5-2

稳健性检验（二）

	2016—2019年		HS2与年份交叉固定效应		HS4与年份交叉固定效应	
	<i>Gap</i>	<i>Gap</i>	<i>Gap</i>	<i>Gap</i>	<i>Gap</i>	<i>Gap</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Tax</i>	0.718*** (0.201)	0.551*** (0.211)	0.548*** (0.116)	0.409*** (0.123)	0.253*** (0.061)	0.139** (0.066)
<i>Tax×CBEC</i>		0.834*** (0.213)		0.714*** (0.151)		0.440*** (0.085)
<i>Constant</i>	-0.267*** (0.016)	-0.277*** (0.016)	-0.130*** (0.015)	-0.142*** (0.015)	-0.041*** (0.007)	-0.048*** (0.007)
HS6产品类别固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	否	否	否
HS2产品类别×年份固定效应	否	否	是	是	否	否
HS4产品类别×年份固定效应	否	否	否	否	是	是
N	13700	13700	19818	19818	10356	10356
R <sup>2</sup>	0.793	0.793	0.711	0.712	0.681	0.683

6. 剔除离群 HS 类别。

如附录图 3-1 所示，数据中存在很多离群值，这可能会影响估计结果。例如 *Gap* 最小值为-12.014，最大值为 8.781，这意味着中国报告的出口金额是美国报告进口金额的十几万分之一和六千多倍。本文通过剔除这些离群值检验估计结果的稳健性。附录表 5-3 列（1）和列（2）的估计只保留所有年份 *Gap* 绝对值均小于 5 的产品类别，共 3303 个；列（3）和列（4）的估计只保留所有年份的 *Gap* 绝对值均小于 1 的产品类别，共 1726 个。观察估计结果可以看到，*Tax* 和 *Tax×CBEC* 的估计系数大小有所变化，但都在 1% 的水平上显著为正。这说明本文的估计结果受离群值的干扰较少。除了离群值之外，*Gap* 为正还是为负同样值得关注。如果仅考虑跨境电商机制而不考虑其他导致贸易统计差异的可能，由于跨境电商贸易流被中国记录而未被美国记录，只可能出现中国报告出口额大于美国报告进口额的情况 (*Gap*>0) 的情况。换句话说，*Gap* 为负意味着这一产品类别大概率是因为受到了其他因素的影响，比如转口贸易等。为了减少其他因素的干扰，附录表 5-3 列（5）和列（6）的回归中仅纳入 *Gap* 为正的样本，解释变量的估计系数与基准回归接近。这进一步说明了本文估计结果的稳健性。

附录表 5-3

稳健性检验（三）

	Gap的绝对值小于5		Gap的绝对值小于1		Gap为正值	
	Gap	Gap	Gap	Gap	Gap	Gap
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Tax</i>	0.548 <sup>***</sup> (0.116)	0.409 <sup>***</sup> (0.123)	0.253 <sup>***</sup> (0.061)	0.139 <sup>**</sup> (0.066)	0.664 <sup>***</sup> (0.159)	0.545 <sup>***</sup> (0.169)
<i>Tax</i> × <i>CBEC</i>		0.714 <sup>***</sup> (0.151)		0.440 <sup>***</sup> (0.085)		0.545 <sup>***</sup> (0.184)
<i>Constant</i>	-0.130 <sup>***</sup> (0.015)	-0.142 <sup>***</sup> (0.015)	-0.041 <sup>***</sup> (0.007)	-0.048 <sup>***</sup> (0.007)	0.671 <sup>***</sup> (0.023)	0.662 <sup>***</sup> (0.023)
产品类别固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	19818	19818	10356	10356	9220	9220
R <sup>2</sup>	0.711	0.712	0.681	0.683	0.724	0.725

附录6 拓展性分析：其他可能解释

附录表6-1

拓展性分析：其他可能解释

	中间商加价行为		转口贸易归属		出口骗税		谎报产品类别	
	<i>Gap</i> (1)	<i>Gap</i> (2)	<i>GapAll</i> (3)	<i>GapAll</i> (4)	<i>Gap</i> (5)	<i>Gap</i> (6)	<i>Gap</i> (7)	<i>Gap</i> (8)
<i>Tax</i>	0.666*** (0.244)	0.576** (0.251)	0.684*** (0.138)	0.571*** (0.148)	0.549*** (0.150)	0.416*** (0.160)	0.909*** (0.173)	0.714*** (0.185)
<i>Tax</i> × <i>CBEC</i>		0.721*** (0.272)		0.595*** (0.166)		0.696*** (0.180)		0.680*** (0.176)
<i>NetVAT</i>					-0.316 (0.516)	-0.525 (0.521)		
<i>TaxSimilar</i>							-0.621*** (0.228)	-0.499** (0.228)
<i>Constant</i>	-0.343*** (0.033)	-0.350*** (0.032)	-0.138*** (0.018)	-0.147*** (0.017)	-0.189*** (0.027)	-0.193*** (0.027)	-0.160*** (0.025)	-0.178*** (0.024)
产品类别固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	11766	11766	20550	20550	19098	19098	18804	18804
R <sup>2</sup>	0.712	0.713	0.725	0.725	0.721	0.721	0.727	0.728