

社交媒体负面信息对跨境电商的影响

潘钢健 马述忠 刘 锴

目录

附录 I 其他稳健性检验.....	1
参考文献.....	4

附录 I 其他稳健性检验

表 I 1 和表 I 2 从多个维度展示了稳健性检验的结果。具体而言：

第一，为排除新冠疫情等因素对研究结果的影响，本文在基准回归中使用 2016 年美国总统大选投票数据构造双重差分项，然而这一方法可能会忽视 2017—2020 年在任总统期间的表现，正如 Fujiwara et al. (2023) 和 CCN 等部分媒体渲染的那样，美国民众将 2020 年美国总统选举视为是否赞成共和党候选人的选举而非总统选举。因此，本文使用 2020 年总统大选中各通勤区投票给共和党候选人的比重构造处理组变量，以检验基准回归的稳健性，回归结果如表 I 1 列 (1) 所示。可以发现，估计结果仍然显著为负，且系数大小并未发生明显变化。

第二，为避免对数回归造成的影响，本文参考 Dyer et al. (2024) 的做法，对被解释变量进行反双曲正弦变换，结果如表 I 1 列 (2) 所示。可以发现，核心解释变量系数仍显著为负，基准回归结论稳健。

第三，为应对新冠疫情，2020 年 3 月 27 日美国通过了 CARES 法案，其主要内容包括：为在美国提交纳税申报表的个人提供 3000 亿美元的一次性现金支付；增加 2600 亿美元的失业救济金；向州和地方政府提供 3398 亿美元等。为避免这一法案可能带来的竞争性解释，参考 Clemens and Veuge (2021)，本文在回归中加入美国各州获得的法案资金总额，以进行稳健性检验。具体而言，本文以下采取两种策略：第一，将法案金额与核心解释变量进行交互，结果展示于表 I 1 列 (3)；第二，生成另一个法案的双重差分项 *CAREScdid*，并加入到回归中，结果展示于表 I 1 列 (4)。可以发现，核心解释变量仍然显著为负，进一步说明了基准回归结果的稳健性。

第四，考虑到 2020 年美国大选会影响消费者注意力配置，因此本文将样本仅限于美国大选投票（11 月 3 日当周）前，以排除美国大选对于估计结果的影响，回归结果如表 I 1 列 (5) 所示。可以发现，排除美国大选的影响后，回归核心解释变量系数仍显著为负，且系数大小略微上调。这一结论与平行趋势检验的结果相呼应，即相关推文的负面效应具有典型的动态效应。

第五，考虑到各地区人口可能会影响需求规模，从而导致估计结果存在偏误，加之需要严格控制地区层面的疫情严重程度，而无法获取更细的周度甚至月度的人口数据，本文尝试通过加入通勤区层面的人均死亡人数来进一步控制人口数量和疫情的影响，结果如表 I 1 列 (6) 所示。可以发现，核心解释变量的系数仍显著为负，且系数大小未发生明显变化，说明本文基准回归结果稳健。

第六，本文数据涵盖整个 2020 年，估计结果可能会受到中国供给侧冲击的影响。因此，本文从时间和空间两个维度进行稳健性检验。在时间上，本文参考国务院新闻办公室发布的《抗击新冠肺炎疫情的中国行动》白皮书¹（以下简称白皮书），剔除影响最严重的 1 月

¹ 在该白皮书中注明，“1 月 23 日至 29 日，全国各省份陆续启动重大突发公共卫生事件省级一级应急响应。”和“2 月 21 日起，各地因地制宜，陆续调低省级重大突发公共卫生事件响应级别，逐步取消通行限制。”

23 日至 2 月 20 日数据（即样本期中的 4 周至 7 周数据），回归结果如表 I 1 列（7）所示。在空间上，鉴于湖北省在疫情防控中的特殊性，以及白皮书中明确提出“全国集中资源和力量驰援湖北省和武汉市”等情况，本文剔除湖北省数据以进行稳健性检验，回归结果如表 I 1 列（8）所示。可以发现，核心解释变量系数依然显著为负，证明了基准回归结论的稳健性。

表 I 1 稳健性检验¹

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	替换treat数据	替换被解释变量	考虑竞争性解释		排除美国大选	控制人口影响	排除供给侧干扰	
被解释变量	<i>lnvalue</i>	<i>IHSvalue</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>
<i>DID</i>	-0.010*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.032*** (0.005)	-0.009*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	-0.012*** (0.001)	-0.009*** (0.001)	-0.010*** (0.001)
<i>DID × CARESDP</i>			0.001*** (0.000)					
<i>CARESdid</i>				0.053*** (0.011)				
<i>lnweeklydeath</i>	0.047*** (0.005)	0.046*** (0.005)	0.047*** (0.005)	0.047*** (0.005)	0.047*** (0.006)		0.044*** (0.005)	0.047*** (0.005)
<i>perdeath</i>						191.879*** (26.574)		
<i>springeffect</i>	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)		-0.001*** (0.000)
常数项	1.766*** (0.052)	2.525*** (0.048)	1.703*** (0.049)	0.616*** (0.201)	1.724*** (0.053)	1.985*** (0.056)	1.737*** (0.052)	1.689*** (0.050)
观测值	2464991	2464991	2437803	2437803	2155618	2464991	2391439	2464922
通勤区-产品固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
周度-产品固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.631	0.658	0.632	0.632	0.633	0.630	0.632	0.631

第七，为了避免回归结果受到 2020 年特殊航运情况的影响，且考虑到美国特殊的地理条件，本文通过样本设置和变量设置两方面进行稳健性检验。一方面，本文排除位于沿海州的通勤区样本，结果如表 I 2 列（1）所示。另一方面，本文基于美国国内物流公司 Mohawk Global 发布的港口拥堵报告，将 2020 年 9 月至 12 月定义为港口拥堵阶段，并与各通勤区的 GDP 交互作用控制变量加入回归中以衡量各通勤区受到港口拥堵影响的差异，结果如表 I 2 列（2）所示。可以发现，排除 2020 年特殊航运影响后，核心被解释变量依然显著为负。

第八，为进一步验证结论的稳健性，本文使用被解释变量滞后项而不是双向固定效应模型进行回归，以观察结论在不同的模型假设下是否一致，结果如表 I 2 列（3）所示。可以发现，更改模型设定后，核心被解释变量系数仍显著为负。

表明 1 月 23 日至 2 月 20 日，全国各省事实上处于限制流动的状态。

第九，尽管基准回归模型中已经包含了多维交互固定效应，但估计结果仍然可能会受到遗漏变量问题的影响。为此，本文通过引入更严格的固定效应来进行稳健性检验。具体而言，一方面，参考 Pierce and Schott（2016），本文在模型中加入通勤区固定效应和事件冲击哑变量的交互项，以进一步允许通勤区的某些不随时间变化的特质和进口贸易量之间的关系在政策冲击前后有不同，结果如表 I 2 列（4）所示。另一方面，作为联邦制国家，美国曾在州层面出台应对疫情的措施。因此，本文在模型中加入州-周的交互固定效应，结果如表 I 2 列（5）所示。可以发现，核心解释变量的系数仍显著为负，证明了基准回归结论的稳健性。

第十，为避免数据结构导致的估计偏误，本文对回归数据进行了重新处理。具体而言，第一，将数据样本加总至州-周-hs6 层面进行回归，结果如表 I 2 列（6）所示。第二，将数据样本加总至通勤区-周层面进行回归，结果如表 I 2 列（7）所示。第三，将数据样本加总至州-周层面进行回归，结果如表 I 2 列（8）所示。可以发现，无论如何改变数据结构，核心解释变量的系数仍然显著为负。

表 I 2 稳健性检验2

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	排除航运影响		控制滞后项	更严格固定效应			改变数据结构	
被解释变量	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>	<i>lnvalue</i>
<i>DID</i>	-0.009*** (0.001)	-0.011*** (0.001)	-0.015*** (0.001)	-0.056*** (0.007)	-0.009*** (0.001)	-0.008*** (0.002)	-0.003*** (0.001)	-0.009*** (0.003)
<i>l1lnvalue</i>			0.371*** (0.014)					
<i>congestioneffect</i>		-0.001*** (0.000)						
<i>lnweeklydeath</i>	0.054*** (0.008)	0.042*** (0.005)	0.163*** (0.011)	0.037*** (0.005)	0.048*** (0.007)	0.039*** (0.006)	0.008** (0.003)	0.019*** (0.006)
<i>springeffect</i>	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.030 (0.027)
常数项	1.656*** (0.069)	1.821*** (0.050)	1.229*** (0.082)	4.003*** (0.350)	1.690*** (0.062)	2.358*** (0.062)	5.653*** (0.046)	9.091*** (0.127)
观测值	1115038	2464991	1276697	2464991	2464991	838754	32829	2496
通勤区-产品固定效应	Yes	Yes		Yes	Yes			
周度-产品固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		
通勤区-事件时间固定效应				Yes				
州-产品固定效应						Yes		
州-周度固定效应					Yes			
周度固定效应							Yes	Yes
州固定效应								Yes
通勤区固定效应							Yes	
R ²	0.625	0.631	0.572	0.632	0.633	0.793	0.957	0.991

参考文献

- [1] Clemens, J., and S. Veuger, “Politics and the Distribution of Federal Funds: Evidence from Federal Legislation in Response to COVID-19”, *Journal of Public Economics*, 2021, 204, 104554.
- [2] Dyer, T. A., S. Glaeser, M. H. Lang, and C. Sprecher, “The Effect of Patent Disclosure Quality on Innovation”, *Journal of Accounting and Economics*, 2024, 77(2-3), 101647.
- [3] Fujiwara, T., K. Müller, and C. Schwarz, “The Effect of Social Media on Elections: Evidence from the United States”, *Journal of the European Economic Association*, 2024, 22(3), 1495-1539.
- [4] Pierce, J. R., and P. K. Schott, “The Surprisingly Swift Decline of US Manufacturing Employment”, *American Economic Review*, 2016, 106(7), 1632-1662.

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。