

疫情、营商环境与出口

黄 静 肖小勇 何玉成

摘要：新冠肺炎疫情对中国出口带来了负面冲击。通过比较2019年1—4月与2020年同期中国31个省（区、市）对161个主要贸易伙伴出口98类产品的状况，本文构造省份—市场—品种三维出口贸易数据，分析样本期内新冠肺炎疫情对中国出口的影响及机制，并探讨营商环境的调节效应。研究发现：（1）新冠肺炎疫情对中国出口的冲击沿着扩展和集约二元边际共同实现；（2）新冠肺炎疫情对中国出口的影响机制包括停工停产和贸易管控；（3）营商环境对疫情与出口之间的负向关系起显著的调节效应，出口省份的营商环境越好，疫情对出口的负向冲击越小。本文不仅丰富了疫情对经济影响方面的文献，还为缓解疫情对出口的冲击提供了政策启示。

关键词：新冠肺炎疫情；出口；营商环境；停工停产；贸易管控

[中图分类号] F74 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 09-0070-18

引 言

2020年初新型冠状病毒肺炎疫情（以下简称“新冠肺炎疫情”）在国内外暴发。世界卫生组织（WHO）于2020年1月30日宣布新冠肺炎疫情构成国际关注的突发公共卫生事件（PHEIC），呼吁各国政府积极响应。为防控疫情，国际国内物流、人流受到严格限制，中国出口在短期内受到巨大冲击。2020年第一季度，中国出口额为4782.1亿美元，同比下降13.33%^①。随着国内疫情好转，2020年4月及以后大部分月份中国出口呈正向增长，但受第一季度影响，累计同比增长率到2020年10月才转正。尽管长期来看我国出口呈增长趋势，但考察短期内疫情对出口的冲击及其机制能为防范类似外部冲击提供重要的政策启示。

企业异质性模型把贸易增长分解为集约边际和扩展边际（Melitz, 2003^[1]；Bernard et al., 2003^[2]）。钱学锋和熊平（2010）^[3]在国内较早采用二元边际研究中国出口增长，并较早分析外部冲击对二元边际的影响，认为中国出口主要沿着集约边际增长，而扩展

[收稿日期] 2021-04-07

[基金项目] 教育部人文社会科学研究规划基金“鲜活农产品社区团购的模式、效率及优化政策研究”（21YJA790063）；国家自然科学基金面上项目“蔬菜市场不确定性价格波动风险外溢效应及应对策略研究”（71873051）；农业农村部、财政部“现代农业（中药材）产业技术体系建设专项”（CARS-21）

[作者信息] 黄静：华中农业大学经济管理学院博士研究生；肖小勇（通讯作者）：华中农业大学经济管理学院副教授，电子邮箱 xxy@mail.hzau.edu.cn；何玉成：华中农业大学经济管理学院教授

①中华人民共和国海关总署，<http://tjs.customs.gov.cn/customs>。

边际占的比重较小,因此外部冲击主要通过影响集约边际而实现。新冠肺炎疫情属于典型的外部冲击,但与自然灾害、地缘政治、金融危机等不同的是,新冠病毒在人群间具有高传染性和高隐蔽性(Hao et al., 2020)^[4]。为了防控疫情,政府不得不采取封锁措施,从而引发劳动力短缺、供应链断裂等连锁反应,还会引起贸易伙伴采取贸易限制性措施。这可能导致出口产品数量在市场上减少,甚至退出市场。目前还没有文献从二元边际视角探讨这类特征的外部冲击对出口的影响。

本文试图回答以下问题:新冠肺炎疫情在短期内对中国出口的冲击是如何实现的?是通过集约边际还是扩展边际?进一步地,新冠肺炎疫情冲击出口的机制是什么?改善营商环境能否缓解疫情对出口的冲击?科学地回答这些问题对于应对疫情冲击、促进出口增长具有重要意义。

本文的贡献体现在如下方面:(1)丰富了疫情对经济影响的文献。与众多定性分析不同,本文运用实证方法考察疫情对出口的影响,并利用各国新冠肺炎疫情政府响应指数作为工具变量来解决基准模型中可能存在的内生性问题。该工具变量的选择是本文首创。(2)厘清了新冠肺炎疫情冲击中国出口的作用机制。现有文献大多认为外部冲击对中国出口的影响通过集约边际实现,较少从理论机制上厘清疫情对出口的作用路径。本文认为新冠肺炎疫情对中国出口的冲击是沿着扩展和集约二元边际共同实现的,并且从停工停产和贸易管控两条路径厘清了作用机制。(3)为缓解疫情对出口的冲击提供了重要的政策启示。通过实证发现,出口省份营商环境越好,疫情对出口的负向冲击越小。基于该结论,本文提出从改善市场环境、政务环境、法律政策环境和人文环境等方面优化地区营商环境的建议。另外,根据疫情对出口的作用机制,本文还提出促生产、保流通等方面的政策建议。

一、文献综述及研究假说

现有文献主要从宏观经济、金融市场、全球价值链、企业运营、劳动力市场、家庭消费等方面探讨疫情对经济的影响。(1)疫情导致宏观经济衰退。Walmsley等(2021)^[5]估计美国GDP在2020年2—4月同比下降20.3%,就业率同比下降22.4%。陈诗一和郭俊杰(2020)^[6]认为新冠疫情会从需求侧和供给侧两端造成经济增速下滑。杨子暉等(2020)^[7]认为金融、房地产、信息技术与日常消费行业在疫情中的风险输出力度大幅提高,而医疗保健、公用事业受疫情冲击较小。(2)疫情影响投资者关注度及情绪,进而影响金融市场稳定(陈赟等,2020^[8];Smales, 2021^[9])。 (3)疫情导致中小微企业经营困难。Eggers和Woodside(2020)^[10]、张平和杨耀武(2020)^[11]、朱武祥等(2020)^[12]认为新冠肺炎疫情的爆发使得规模较小、缺乏外部资源保护的中小微企业受到巨大打击,因此该类企业对政府的纾困政策诉求也相对较高。(4)疫情导致全球价值链中断。FAO(2020)^[13]预计新冠肺炎疫情将进一步阻碍全球价值链在全球贸易和增长中发挥作用。(5)全球价值链能传导经济冲击及其影响。Fu(2020)^[14]认为新冠肺炎疫情通过切断物流供应链、中断生产供给、降低消费需求三条路径影响全球价值链。(6)疫情封锁导致劳动力在短

期内供不应求，也带来家庭的收入降低、贫困增加、消费下降等问题。如张蔚文等（2020）^[15]、Palomino 等（2020）^[16]、蔡昉等（2021）^[17]认为疫情导致劳动力短缺问题空前严重，从而加剧了贫困和不平等。Baker 等（2020）^[18]运用交易数据探索了家庭消费对新冠肺炎疫情的反应，发现随着疫情扩散，美国消费者开始改变在几个主要类别产品上的支出状况。

除了关注对国内经济的影响，现有文献还探讨了疫情对国际间贸易的影响。新冠肺炎疫情的爆发具有突发性的特点。不确定性和外部冲击会对出口产生负面影响，甚至出现“过度反应”（鲁晓东和刘京军，2017）^[19]。Chen 和 Mao（2020）^[20]、Cao 等（2020）^[21]认为疫情导致农产品贸易萎缩。Kerr（2020）^[22]认为疫情导致出口企业外贸订单下降。Vidya 和 Prabheesh（2020）^[23]认为新冠疫情后各国间的贸易关联度急剧下降。由此可见，现有文献大多认为新冠肺炎疫情会导致出口下降。

那么，出口的下降是如何实现的？据企业异质性模型，一国出口的变化主要沿着集约边际和扩展边际实现（Melitz, 2003; Bernard et al., 2003）。集约边际是指一国出口变化主要源于现有企业和出口产品在单一方向上的量变，而扩展边际是指一国出口变化主要源于企业进入或退出出口市场以及出口产品种类的变化。已有文献也探讨了外部冲击对出口影响的结构性特征，比如钱学锋和熊平（2010）认为外部冲击对集约边际构成显著的负面影响，但对扩展边际不存在负面影响。与自然灾害、地缘政治、金融危机等外部冲击不同，新冠病毒的高传染性和高隐蔽性（Hao et al., 2020）使疫情具有以下特征：一是直接冲击实体经济。新冠肺炎病毒在人群中的高传染性使得政府不得不采取封锁措施，从而产生劳动力短缺、供应链断裂等连锁反应，直接冲击实体经济；二是疫情引发次生的贸易保护主义。在此特征下，新冠肺炎疫情不仅可能导致出口数量减少，甚至可能导致企业退出出口市场。基于上述讨论，本文作出如下假说：

假说 1：新冠肺炎疫情对中国出口的冲击是沿着扩展和集约二元边际共同实现的。

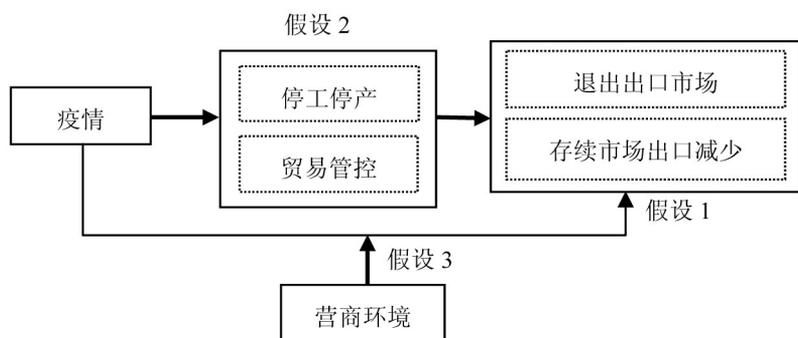


图 1 短期内疫情对出口的冲击路径图

短期来看，贸易伙伴的需求不会发生剧烈的变化，新冠肺炎疫情冲击出口的作用路径可分为两个方面：国内停工停产和贸易伙伴的贸易管控。

从供给端来看，产品的供给取决于生产要素的配置，尤其是生产资料、劳动力、

资金等。在生产资料方面,为了有效控制疫情,产业链上游生产资料在交通运输过程中会受到一定阻碍;在劳动力方面,我国在疫情期间采取了严格的人员流动限制措施,生产企业出现短暂的用工荒;在资金方面,受疫情冲击,中小微企业营收大幅下降,但同时企业还面临着员工工资及“五险一金”、租金、偿还贷款等压力(朱武祥等,2020)。以上三个生产要素中任何一个要素的缺位,都会导致企业停工停产。

从产品跨境流通来看,自新冠肺炎疫情被宣布为国际关注的突发公共卫生事件以来,部分国家和地区对从中国进口货物加强检验检疫或采取限制性措施。为防控疫情,海运、航空、铁路班次减少,多国通关口岸关闭,因暂时禁止或限制从中国进口部分物资,导致国际物流严重不畅、国际货运成本大幅上升,造成中国对其他国家出口贸易下降。

基于上述讨论,本文关于疫情对出口的作用路径作如下假说:

假说2:在短期内,疫情通过停工停产和贸易管制两条路径导致中国出口贸易下降。

营商环境是指不受企业控制但影响企业经营的便捷性、稳定性和经营成本费用的经济环境,包括基础设施、法律体系、金融体系、宏微观政策环境以及其他社会因素。已有研究发现营商环境对出口具有重要影响,比如基础设施、行政审批效率、监管效率、融资便利程度、高素质劳动力等代理变量与出口增长呈显著正向关系(Elbadawi et al., 2006^[24];盛丹等,2011^[25];张会清,2017^[26])。营商环境越好的地区,企业出口贸易成本越低,企业出口意愿越强,出口规模也越大;而较差的营商环境则会削弱企业竞争力,阻碍企业出口。新冠肺炎疫情给出口企业带来了劳动力、资金和物流运输等方面的困难,降低了企业的出口意愿。但已有研究表明疫情期间出口企业在“双稳”政策中明确安排的出口退税、信用保险、信贷支持、贷款延期还本付息、提高贸易便利化程度等政策的作用下,显著提升了出口信心(蒋韶华等,2020)^[27]。基于上述讨论,本文提出如下假说:

假说3:出口省份营商环境越好,疫情对出口的负向冲击越小。

二、模型构建及数据描述

(一) 估计模型及数据来源

为了验证理论假设,本文分别从扩展边际和集约边际设置实证模型。本文将扩展边际模型设置为如下的条件概率形式:

$$\Pr(Exit_{ipm} = 1 | X) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \ln COVID_m + \beta_2 \ln COVID_p + \beta_3 BE_m + \beta_4 BE_p + \beta_5 FTA_m + \beta_6 \ln Distance_m + \beta_7 Contiguity_m + \beta_8 \ln GDP_m + \beta_9 \ln GDP_p + \eta Sector_i + \varepsilon_{ipm}) \quad (1)$$

式(1)中 $Exit_{ipm}$ 为表征退出出口市场的虚拟变量, i 为出口品种, p 为出口省份, m 为出口市场。与2019年1—4月相比较,若省份 p 的出口产品 i 在2020年1—4月退出出口市场 m ,则 $Exit_{ipm} = 1$;反之,则 $Exit_{ipm} = 0$ 。考虑到扩展边际模型中被解释变量是二元变量,本文在回归中同时采用线性概率模型(Linear Probability Model, LPM)和Probit模型来识别和估计疫情对出口退出的影响,以保障估计结果的稳健性。线性概率模型使用最小二乘法估计,Probit模型使用极大似然法估计。

集约边际模型设置如下：

$$\Delta \ln Export_{ipm} = \beta_0 + \beta_1 \ln COVID_m + \beta_2 \ln COVID_p + \beta_3 BE_m + \beta_4 BE_p + \beta_5 FTA_m + \beta_6 \ln Distance_m + \beta_7 Contiguity_m + \beta_8 \ln GDP_m + \beta_9 \ln GDP_p + \eta Sector_i + \varepsilon_{ipm} \quad (2)$$

式(2)中被解释变量 $\Delta \ln Export_{ipm}$ 为省份 p 在2020年1—4月与2019年1—4月向市场 m 出口产品 i 的出口额之比对数值,代表存续产品(即 p 省 i 产品未退出出口市场 m) 出口额的变化。若2020年1—4月的累计出口额小于2019年1—4月累计出口额, $\Delta \ln Export_{ipm}$ 将小于0。将时间范围限定在1—4月的原因是国内新冠肺炎疫情主要发生在2020年1—4月。被解释变量涉及的品种—市场—省份三维出口贸易数据,涉及98类商品品种、161个出口国家或地区(目的市场)、31个省份,源自海关统计数据在线查询平台^①。

本文的核心解释变量为各国和中国各省新冠肺炎患者累计确诊病例数($COVID$)。其中 $COVID_m$ 为目的市场2020年1—4月新冠肺炎患者累计确诊病例数,数据来源于世界卫生组织(WHO)^②。 $COVID_p$ 为省份 p 在2020年1—4月新冠肺炎患者累计确诊病例数,数据来源于中国各省卫健委。

本文选取的控制变量分为四类：

第一类是双边变量。(1)变量 FTA 表示与中国签订自由贸易协定的虚拟变量,若进口国 m 与中国签订了自由贸易协定,则 $FTA_m = 1$;若没有签订,则 $FTA_m = 0$ ^③。签订自由贸易协定的信息源自中国自由贸易区服务网^④;(2)变量 $Distance_m$ 表示中国与 m 国(地区)的地理距离,具体为按照经纬度计算的目的地行政中心城市与北京的地理距离(千米)。(3)变量 $Contiguity_m$ 表示中国与 m 国(地区)是否具有共同边界的虚拟变量,若拥有共同边界,则该变量设定为1,否则为0。地理距离和共同边界数据来自法国CEPII-GRAVITY数据库^⑤。

第二类是目的市场变量,反映目的市场的经济发展、市场需求、贸易环境等。(1)变量 GDP_m 为目的市场 m 在2019年的GDP(亿美元),以控制目的市场之间经济发展的差异,数据来源于国际货币基金组织(IMF)2020年4月World Economic Outlook Database^⑥;(2)变量 $Population_m$ 为目的市场 m 在2019年的人口总量(百万人),以控制目的市场规模,数据来源于联合国统计司(UNSD)^⑦;(3)变量 BE_m 为目的市场 m 的营商环境(Business Environment, BE)。各国(地区)营商环境指数来源于世界银行Doing Business 2020^⑧。

第三类是出口省份变量,反映我国各省份经济发展、贸易环境等。(1)变量

① <http://43.248.49.97>.

② <https://covid19.who.int/table>.

③ 截至样本期,中国已签署自由贸易协定17份,涉及25个国家和地区,包括澳大利亚、瑞士、韩国、新加坡、巴基斯坦、毛里求斯、格鲁吉亚、东盟十国等。

④ <http://fta.mofcom.gov.cn>.

⑤ http://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/bdd_modele.asp.

⑥ <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/weo-database/2020/April>.

⑦ <http://data.un.org>.

⑧ <https://www.doingbusiness.org/en/reports/global-reports/doing-business-2020>.

GDP_p 为出口省份 p 在 2019 年的 GDP (亿元), 以控制省份之间经济发展状况的差异, 数据来源于国家统计局^①; (2) 变量 BE_p 为出口省份 p 的营商环境, 来源于张三保等 (2020)^[28] 构建的中国省份营商环境评价指标体系, 以控制各省份间营商环境的差异。

第四类为产品类别变量, 即式 (1) 和 (2) 中的哑变量 $Sector_i$, 以控制产品类别对出口的影响。各变量的描述性统计见下表。

表 1 变量描述统计

变量种类	变量名称	含义	观测值数目	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	$Exit_{ipm}$	退出出口市场 (是=1, 否=0)	143 768	0. 2034	0. 4025	0. 00	1. 00
	$\Delta \ln Export_{ipm}$	存续市场出口额之比取对数	108 149	-0. 3746	1. 4051	-13. 13	2. 40
双边变量	FTA_m	自由贸易协定 (是=1, 否=0)	161	0. 1428	0. 3510	0. 00	1. 00
	$\ln Distance_m$	地理距离取对数	161	8. 9845	0. 5238	6. 86	9. 87
	$Contiguity_m$	共同边界 (是=1, 否=0)	161	0. 0807	0. 2732	0. 00	1. 00
目的市场变量	$\ln COVID_m$	m 国 (地区) 累计确诊取对数	161	6. 9173	2. 7695	0. 00	13. 91
	$\ln GDP_m$	m 国 (地区) GDP 取对数	161	7. 1413	7. 9888	2. 14	12. 28
	BE_m	m 国 (地区) 营商环境	161	64. 1062	13. 6813	20. 00	86. 80
出口省份变量	$\ln COVID_p$	p 省累计确诊病例取对数	31	53. 8471	10. 2013	35. 78	78. 23
	$\ln GDP_p$	p 省 GDP 总量取对数	31	5. 7829	1. 7629	0. 00	11. 13
	BE_p	p 省营商环境	31	9. 9971	0. 9812	7. 44	11. 59

注: $Exit_{ipm}$ 、 FTA_m 和 $Contiguity_m$ 为虚拟变量。

(二) 工具变量

上文估计模型中, 虽然引入了诸多控制变量, 但考虑到的因素有限, 估计模型可能存在内生性问题: 一是疫情传播与出口贸易之间可能存在逆向因果关系。在出口贸易中, 从业人员难免会有近距离接触, 存在新冠病毒传播的可能性。贸易过程中的商品也有携带病毒的风险。因此, 出口贸易越发达, 贸易商品越多, 新冠疫情扩散的可能性就越高。二是基准估计模型中可能遗漏同时影响贸易和疫情的自变量。对此, 本文试图通过寻找工具变量来解决潜在的内生性问题, 以保证本文估计结果的无偏和一致。

由于新冠病毒的传染性较强, 又具有隐匿性, 需要政府在疫情防控上积极响应。因此, 本文选择新冠疫情政府响应指数 (COVID-19 Government Response Index, CGR) 作为工具变量^②。该指数能够将各国政府的疫情防控政策标准化, 从而进行跨国比较和跨时追踪 (Hale et al., 2020)^[29]。选择 2020 年 2 月份数据的理由有两方面: 一是 WHO 于 1 月 30 日宣布新型冠状病毒疫情构成国际关注的突发公共卫生事件, 并呼吁各国政府积极响应携手抗疫; 二是 2 月份是其他国家或地区防疫的窗口期,

① <http://www.stats.gov.cn>。

② 该指数来源于牛津大学布拉瓦特尼克政府学院 (Blavatnik School of Government University of Oxford) 研究团队发布的全球首个用于追踪各国政府应对新冠肺炎疫情的评估体系——牛津大学新冠疫情政府响应追踪系统 (Oxford COVID-19 Government Response Tracker, OxCGRT)。该系统通过新闻报道、政府公告等来源收集了全球约 190 个国家和地区的新冠疫情防控措施, 通过 13 项指标对各国政府防疫响应程度进行评估。这 13 项指标包括 8 项管控指标 (关闭学校、关闭工作场所、取消公众活动、限制聚集规模、关闭公共交通、要求居家、限制国内人口流动和限制国际旅行), 2 项经济响应指标 (收入支持和家庭债务减免) 和 3 项卫生系统指标 (公众信息宣传、核酸检测和接触者跟踪)。该综合指数的得分从 0 到 100 分, 分值越高意味着政府的响应程度越高。

政府的早期响应对控制疫情作用较大。由表2可知,2020年2月份,中国政府对疫情的响应程度最高,得分在50分以上,但有140多个国家或地区的政府响应指数得分在20分以下。

表2 新冠疫情政府响应指数(2020年2月)

政府响应指数得分	代表国家和地区
$50 \leq O_xCGRT$	中国
$20 \leq O_xCGRT < 50$	蒙古、韩国、越南、意大利、西班牙、澳大利亚、马来西亚、百慕大、尼泊尔、印度尼西亚、巴林等十余个国家和地区
$10 \leq O_xCGRT < 20$	土耳其、克罗地亚、阿曼、葡萄牙、英国、牙买加、文莱、印度、巴布亚新几内亚、德国、日本、哥斯达黎加、沙特阿拉伯、土库曼斯坦、以色列、格鲁吉亚、斯里兰卡、菲律宾、新西兰、塔吉克斯坦、孟加拉国、斐济、卢旺达、乌干达、几内亚、吉尔吉斯斯坦、斯洛伐克、捷克、巴基斯坦、不丹、阿联酋、法国等30多个国家和地区
$O_xCGRT < 10$	芬兰、博茨瓦纳、卡塔尔、伊拉克、比利时、波黑、加蓬、俄罗斯、加拿大、新加坡、美国、阿根廷、挪威、巴西、爱尔兰、瑞士、奥地利、哥伦比亚、波兰、巴拉圭、哈萨克斯坦、伊朗、墨西哥等110多个国家和地区

资料来源:牛津大学新冠疫情政府响应追踪系统。

三、估计结果

本部分首先进行基准估计,然后进行工具变量估计以解决可能存在的内生性问题,再从产品类别、出口市场等方面进行稳健性检验。

(一) 基准估计结果

表3报告了根据式(1)和式(2)得出的基准估计结果。其中式(1)得出的估计结果在前四列,式(2)的估计结果在后两列。第(1)列和第(2)列为基于最小二乘法的线性概率模型回归结果。第(3)列和第(4)列为基于极大似然法估计的Probit模型回归结果。为了方便解释,并与线性概率模型的估计结果相比较,此处报告Probit模型的平均边际效应系数。第(5)列和第(6)列为基于最小二乘法估计的多元线性回归模型。第(1)、(3)、(5)列控制了双边变量、目的市场特征变量和出口省份特征变量,第(2)、(4)、(6)列进一步控制了产品类型的影响。

由表3可知,新冠肺炎疫情对我国出口贸易产生了显著的负面影响。扩展边际模型中,目的市场确诊病例和省份确诊病例的估计系数在5%的水平上显著为正,新冠确诊病例上升显著增加了出口退出的概率。具体地,在其他条件不变的情况下,目的市场新冠确诊病例增加1%,出口退出的概率将上升约0.15%~0.18%;我国各省新冠确诊病例增加1%,出口退出的概率将上升0.89%~1.19%。集约边际模型中,出口目的市场确诊病例和出口省份确诊病例两变量的估计系数在1%的水平上显著为负,新冠确诊病例上升显著减少了存续市场的出口增长率。具体地,在其他条件不变的情况下,目的市场新冠确诊病例增加1%,出口额同比下降约

0.9%。我国各省新冠确诊病例增加1%，出口额同比下降约9%。

表3中，控制变量的估计结果与理论预期较为一致，比如较好的营商环境、签订自贸协定均对我国出口具有促进作用，表现为减少出口退出，增加出口增长率；拥有共同边界对我国出口具有负向作用，表现为增加出口退出，减少出口增长率，这可能是由于拥有共同边界的国家为了防控疫情对中国实施了更为严格的贸易限制措施；中国向其他国家出口与中国和出口目的市场的GDP成正比，与两国之间的地理距离成反比，这与引力模型一致。

表3 基准回归结果

变量	扩展边际 (被解释变量为 <i>Exit</i>)				集约边际 (被解释变量为 $\Delta \ln \text{Export}$)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LPM	LPM	Probit	Probit	MLR	MLR
$\ln \text{COVID}_m$	0.0016** (0.0007)	0.0015** (0.0007)	0.0018*** (0.0007)	0.0016*** (0.0007)	-0.0098*** (0.0034)	-0.0088*** (0.0034)
$\ln \text{COVID}_p$	0.0089*** (0.0009)	0.0104*** (0.0009)	0.0108*** (0.0009)	0.0119*** (0.0008)	-0.0898*** (0.0042)	-0.0879*** (0.0042)
BE_m	-0.0010*** (0.0001)	-0.0015*** (0.0001)	-0.0009*** (0.0001)	-0.0014*** (0.0001)	0.0013*** (0.0004)	0.0015*** (0.0004)
BE_p	0.0006*** (0.0001)	-0.0001 (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0011** (0.0004)	-0.0004 (0.0003)
FTA_m	-0.0273*** (0.0027)	-0.0377*** (0.0026)	-0.0275*** (0.0028)	-0.0385*** (0.0027)	0.0477*** (0.0113)	0.0470*** (0.0112)
$Contiguity_m$	0.0134*** (0.0040)	0.0174*** (0.0038)	0.0139*** (0.0042)	0.0156*** (0.0039)	-0.0931*** (0.0166)	-0.0886*** (0.0164)
$\ln \text{Distance}_m$	0.0112*** (0.0023)	0.0191*** (0.0022)	0.0137*** (0.0023)	0.0231*** (0.0022)	-0.0438*** (0.0093)	-0.0447*** (0.0092)
$\ln \text{GDP}_m$	-0.0397*** (0.0011)	-0.0521*** (0.0010)	-0.0392*** (0.0010)	-0.0523*** (0.0010)	0.0415*** (0.0047)	0.0445*** (0.0047)
$\ln \text{GDP}_p$	-0.1597*** (0.0019)	-0.1916*** (0.0019)	-0.1535*** (0.0018)	-0.1876*** (0.0018)	0.2818*** (0.0086)	0.3093*** (0.0086)
$Sector_s$	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Adj. R ²	0.0887	0.1696			0.0135	0.0339
Pseudo R ²			0.0896	0.1864		
Obs.	143 768	143 768	143 768	143 768	108 149	108 149

注：(1) 疫情期间部分产品（如防疫物质）较为特殊，相比较于普通产品，这些产品的出口额同比增长率可能会出现异常值。对此，本文计算集约边际模型时仅考虑同比增长率在 $[-1, 10]$ 之间的样本，该部分样本占总样本量的94.43%，可见剔除异常样本不会损害样本的代表性；(2) ***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，下同；(3) 括号内为标准误差，下同；(4) 扩展边际中 Probit 模型估计系数为平均边际效应；(5) MLR 表示多元线性回归模型。

(二) 工具变量估计结果

表4为工具变量估计结果。前三列为扩展边际模型的工具变量估计结果，其中第(1)、(2)列为两阶段最小二乘法估计结果，第(3)列为基于极大似然法的IVprobit估计结果。由第(1)列第一阶段回归结果可知， CGR_m 与 $\ln \text{COVID}_m$ 呈显著负向关系，这反映出政府疫情防控响应程度越高，该目的市场的新冠确诊病例越

少。该结果还表明工具变量 CGR_m 对内生变量 $\ln COVID_m$ 具有较强的解释力。此外，在第一阶段回归中，工具变量政府响应指数的 F 统计量（即 t 统计量的平方）为 727.92^①，远高于弱工具变量检验的临界值 10（Staiger and Stock, 1997）^[30]，不存在弱工具变量的问题。第（3）列报告了内生性检验结果，此处经 Stata 计算得出：Wald 检验的卡方值为 43.54，在 1% 的显著性水平上拒绝“无内生性”的原假设，认为 $\ln COVID_m$ 为内生变量，有必要进行工具变量估计。

表 4 工具变量估计结果

变量	扩展边际（被解释变量为 $Exit$ ）			集约边际 （被解释变量为 $\Delta \ln Export$ ）	
	2SLS		IVprobit	2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln COVID_m$		0.0478*** (0.0099)	0.0498*** (0.0115)		-0.1104** (0.0509)
CGR_m	-0.0129*** (0.0004)			-0.0108*** (0.0005)	
$\ln COVID_p$	0.0036 (0.0031)	0.0102*** (0.0010)	0.0109*** (0.0009)	0.0019 (0.0036)	-0.0876*** (0.0046)
BE_m	0.0509*** (0.0004)	-0.0038*** (0.0005)	-0.0033*** (0.0006)	0.0499*** (0.0004)	0.0064*** (0.0025)
BE_p	0.0003 (0.0003)	-0.0001 (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	-0.0007 (0.0004)	-0.0005 (0.0005)
FTA_m	-0.3822*** (0.0086)	-0.0189*** (0.0047)	-0.0087 (0.0054)	-0.3889*** (0.0097)	0.0055 (0.0236)
$Contiguity_m$	-0.4769*** (0.0140)	0.0394*** (0.0060)	0.0393*** (0.0077)	-0.4768*** (0.0154)	-0.1368*** (0.0293)
$\ln Distance_m$	0.8315*** (0.0081)	-0.0234** (0.0093)	-0.0298*** (0.0108)	0.8965*** (0.0089)	0.0538 (0.0501)
$\ln GDP_m$	1.1205*** (0.0022)	-0.1035*** (0.0111)	-0.0937*** (0.0128)	1.1248*** (0.0026)	0.1580*** (0.0569)
$\ln GDP_p$	0.0057 (0.0064)	-0.1919*** (0.0019)	-0.1583*** (0.0020)	0.0189*** (0.0076)	0.3114*** (0.0088)
$Sector_s$	YES	YES	YES	YES	YES
R^2		0.1484			0.0268
Adj. R^2	0.7705			0.7714	
Pseudo R^2			0.0897		
Obs.	143 768	143 768	143 768	108 149	108 149

注：扩展边际中 IVprobit 模型估计系数为平均边际效应。

由第（2）、（3）列可知，目的市场确诊病例越多将导致出口退出的概率越大，中国各省确诊病例越多也会导致出口退出概率越大。工具变量估计结果中 $\ln COVID_m$ 、 $\ln COVID_p$ 两变量的系数方向和显著性水平与基准估计结果一致。从系数来看，工具变量估计中 $\ln COVID_m$ 的系数大于基准估计结果。这进一步表明，

①计算方法：用表 4 列（1）中 CGR_m 的系数 -0.012908 除以标准误差 0.0004785 后得到 t 统计量 -26.98，平方后得到 F 统计量 727.92。

“新冠肺炎疫情显著增加了出口退出的概率”是可信的。

表4后两列为集约边际模型的两阶段最小二乘法估计结果。与表4中扩展边际模型回归结果一致,第(4)列第一阶段回归结果中 CGR_m 和 $\ln COVID_m$ 与因变量呈显著负向关系。第(5)列第二阶段回归结果中 $\ln COVID_m$ 、 $\ln COVID_p$ 的系数方向和显著性与基准估计结果基本一致,工具变量估计中 $\ln COVID_m$ 的系数绝对值略大于基准估计。这再次表明,基准估计结果较为稳健,“新冠肺炎疫情显著减少了存续市场的出口增长率”较为可信。

(三) 稳健性检验

上文已通过变换因变量、寻找工具变量等方式考察了结论的一致性,下面将从产品类别和出口市场等方面进一步考察结论的稳健性。

首先,考察新冠肺炎疫情对各类产品出口的影响。按照商品名称及编码协调制度(Harmonized Commodity Description and Coding System, HS),出口产品共分为22类99章。考虑到第3类、第8类、第9类、第10类、第14类、第19类、第20类、第21类和第22类产品在我国出口中占比较小且不稳定,本文仅对剩下13类产品的样本分别估计回归模型。估计结果如表5所示,除少数出口产品(比如第17类)外,无论是扩展边际还是集约边际,我国各省的新冠肺炎疫情对各类产品的出口均产生了显著的负面影响。由表5还可以看出,除少数出口产品(比如第2类、第4类)外,样本期内目的市场疫情对分类产品出口的影响不明显,这与基准回归的估计结果较为一致;在基准回归结果中,目的市场疫情对出口的影响远小于我国各省疫情对出口的影响,表明样本期间我国出口的变动主要受国内疫情的影响。

表5 稳健性检验(按产品类别分类)

产品类别	扩展边际		集约边际	
	$\ln COVID_m$	$\ln COVID_p$	$\ln COVID_m$	$\ln COVID_p$
第1类 活动物及动物产品	-0.0008 (0.0101)	0.0357*** (0.0103)	-0.0543 (0.0335)	-0.1984*** (0.0389)
第2类 植物产品	0.0145*** (0.0048)	0.0186*** (0.0054)	-0.0288* (0.0161)	-0.0370** (0.0184)
第4类 食品、饮料、烟草及制品	0.0016 (0.0040)	0.0140*** (0.0047)	-0.0362*** (0.0124)	-0.0364*** (0.0151)
第5类 矿产品	0.0032 (0.0063)	0.0425*** (0.0070)	-0.0216 (0.0306)	-0.0203 (0.0361)
第6类 化学及相关工业产品	0.0009 (0.0019)	0.0209*** (0.0023)	-0.0019 (0.0081)	-0.0544*** (0.0096)
第7类 塑料、橡胶及其制品	0.0024 (0.0025)	0.0088*** (0.0032)	-0.0091 (0.0133)	-0.0948*** (0.0168)
第11类 纺织原料及纺织制品	-0.0025 (0.0019)	0.0121*** (0.0023)	-0.0039 (0.0087)	-0.0688*** (0.0108)
第12类 鞋、帽、伞等及其零件;加工羽毛、花等及其制品	-0.0079* (0.0036)	0.0112*** (0.0042)	0.0032 (0.0161)	-0.1257*** (0.0186)
第13类 石料、石膏、水泥、石棉、云母及类似材料的制品;陶瓷产品;玻璃及制品	0.0008 (0.0028)	0.0088*** (0.0035)	-0.0102 (0.0139)	-0.1521*** (0.0165)

续表

产品类别	扩展边际		集约边际	
	$\ln COVID_m$	$\ln COVID_p$	$\ln COVID_m$	$\ln COVID_p$
第 15 类 贱金属及其制品	0.0051 (0.0021)	0.0082*** (0.0025)	-0.0082 (0.0097)	-0.1437*** (0.0127)
第 16 类 机器、机械器具、电气设备及其零件；录音机、放声机、电视等设备及零件	0.0021 (0.0021)	-0.0048 (0.0030)	-0.0031 (0.0112)	-0.0472*** (0.0135)
第 17 类 车辆、航空器、船舶及有关运输设备	0.0056 (0.0043)	-0.0031 (0.0053)	-0.0147 (0.0202)	-0.0313 (0.0235)
第 18 类 光学、照相、电影、计量、检验、医疗或外科用仪器、设备及零件	0.0008 (0.0038)	0.0212*** (0.0047)	0.0090 (0.0178)	-0.1065*** (0.0219)

注：(1) 扩展边际采用 Probit 模型估计，估计系数为平均边际效应；(2) 控制变量包括双边变量、目的市场控制变量、出口省份控制变量和产品类别变量等；(3) 表中的类序号对应的是 HS 编码中的 22 个类别。

其次，从出口市场方面考察稳健性。东盟、欧盟及一带一路沿线国家（地区）是我国出口的重要市场。表 6 结果显示，在扩展边际模型中，我国新冠肺炎疫情对出口退出具有显著的正向影响，而东盟和欧盟的疫情并没有显著引起我国对其出口市场的退出。在集约边际模型中，出口目的市场确诊病例（欧盟除外）和出口省份确诊病例两变量的估计系数在 1% 的水平上显著为负。以上结果表明本文的结论具有较好的稳健性。

表 6 稳健性检验（按出口市场分类）

	变量	东盟市场	欧盟市场	一带一路沿线国家和地区
扩展 边 际	$\ln COVID_m$	0.0018 (0.0039)	-0.0004 (0.0042)	0.0111*** (0.0015)
	$\ln COVID_p$	0.0105*** (0.0025)	0.0127*** (0.0019)	0.0125*** (0.0014)
集 约 边 际	$\ln COVID_m$	-0.0569*** (0.0180)	-0.0178 (0.0169)	-0.0413*** (0.0067)
	$\ln COVID_p$	-0.1218*** (0.0122)	-0.1147*** (0.0084)	-0.0978*** (0.0063)

注：(1) 扩展边际采用 Probit 模型估计，估计系数为平均边际效应；(2) 控制变量包括双边变量、目的市场控制变量、出口省份控制变量和产品类别变量等；(3) 由于北美市场样本中仅有美国、加拿大、墨西哥三个国家，核心解释变量（目的市场新冠肺炎患者累计确诊病例数）和控制变量（地理距离、共同边界等）的差异较小，模型无法准确估计，故略去。

四、疫情的作用机制：贸易管控和停工停产

本部分试图采用中介效应模型对理论假说部分提出的贸易管控和停工停产的中介效应进行实证检验。检验的基本逻辑和过程如下：首先，检验自变量 ($\ln COVID_m$ 或 $\ln COVID_p$) 对因变量 ($Exit$ 或 $\Delta \ln export$) 的影响，这已经在前文基准回归中得到验证；其次，检验自变量 ($\ln COVID_m$ 或 $\ln COVID_p$) 对中介变量（贸易

管控 TR_m 或停工停产 $Lockout_p$ 的影响 a ；再次，在控制了自变量 ($\ln COVID_m$ 或 $\ln COVID_p$) 的影响之后，检验中介变量 (贸易管控 TR_m 或停工停产 $Lockout_p$) 对因变量 ($Exit$ 或 $\Delta \ln export$) 的影响 b 。新冠肺炎疫情通过贸易管控效应或停工停产效应对出口产生的影响，表现为 a 和 b 的乘积 ($a \times b$)。本文首先采用经典的逐步回归法进行估计，篇幅限制，估计结果未在文中列出。为了保证中介效应的稳健性，本文进一步采用目前普遍认为效果较好的非参数百分位 Bootstrap 法来验证乘积 $a \times b$ 的显著性 (温忠麟和叶宝娟, 2014)^[31]。由于本文样本包括中国所有出口品种^①，满足 Bootstrap 法样本能够代表总体的前提假设。我们在逐步回归样本基础上分别进行 200 次、500 次和 1000 次有放回的重复抽样，并对 a 和 b 进行相应次数的重复估计，生成乘积 $a \times b$ 的系数、Bootstrap 标准误差及 95% 置信区间，最后根据系数显著程度和置信区间是否包含 0 等指标进行检验。如果置信区间不包含 0，说明乘积 $a \times b$ 显著。

(一) 贸易管控的中介效应检验

自 2020 年 1 月 31 日 WHO 宣布新冠肺炎疫情已达到“国际关注的突发公共卫生事件”标准，部分国家对中国采取了贸易管控措施。2 月 1 日—4 月 30 日，约 27 个国家 (地区) 对中国采取了进口限制措施，禁止从中国进口动植物类产品及其制品。朱晶等 (2021)^[32] 发现受进口限制措施影响，中国农产品贸易呈大幅下滑态势，因此有必要关注贸易管控的中介效应。本文将贸易管控变量 (Trade Regulation, TR) 表示为目的市场对中国出口货物采取限制性措施的虚拟变量，若出口目的市场 m 在 2020 年 1—4 月对中国货物采取限制性措施，则 $TR_m = 1$ ，若没有则 $TR_m = 0$ 。贸易管控通告数据源自 WTO 网站^②。

表 7 贸易管控中介效应的 Bootstrap 法检验结果

抽样次数	扩展边际		集约边际	
	$a \times b$	95% 置信区间	$a \times b$	95% 置信区间
200 次抽样	0.0002*** (0.0001)	[0.000062, 0.000315]	-0.0019*** (0.0004)	[-0.002623, -0.001179]
500 次抽样	0.0002*** (0.0001)	[0.000066, 0.000311]	-0.0019*** (0.0003)	[-0.002564, -0.001239]
1000 次抽样	0.0002*** (0.0001)	[0.000061, 0.000316]	-0.0019*** (0.0004)	[-0.002616, -0.001187]

注：扩展边际模型中样本量为 143 768，集约边际模型中样本量为 108 149，下同。

本部分模型中自变量为 $\ln COVID_m$ ，中介变量为 TR_m ，在扩展边际模型中因变量为 $Exit_{ipm}$ ，在集约边际模型中因变量为 $\Delta \ln Export_{ipm}$ 。表 7 为贸易管控效应的

①除去数据缺失的出口国家 (地区) 以及出口增长率较为异常的数据，其他国家 (地区) 的数据均已包括。样本在总体中的比例约为 94%，能够代表总体。

② https://www.wto.org/english/tratop_e/covid19_e/notifications_e.htm.

Bootstrap 法检验结果。在扩展边际模型中, $a \times b$ 系数为 0.0002, 在 1% 的显著性水平上显著, 表明贸易管控的中介效应成立。对比基准回归估计结果中 $\ln COVID_m$ 的估计系数 (表 3), 可知新冠肺炎疫情对出口退出的作用中大约有 12% 是由于进口国 (地区) 采取进口限制性措施而导致的; 在集约边际模型中, $a \times b$ 系数为 -0.0019, 在 1% 的显著性水平上显著, 表明贸易管控的中介效应在集约边际模型中仍然成立。对比基准回归估计结果中 $\ln COVID_m$ 的估计系数 (表 3), 可知新冠肺炎疫情对出口增长率的负向作用中大约有 19% 是由于进口国 (地区) 采取进口限制性措施而导致的。

(二) 停工停产的中介效应检验

新冠肺炎疫情暴发正值中国农历新年, 为了防控突如其来的疫情, 国内物流、人流受到严格限制, 经济进入停滞状态。一般来说, 疫情越严重的地区, 复工率越低。为了验证企业停工停产是否为疫情对出口产生负面影响的作用渠道之一, 本文构造各省停工停产率 $Lockout_p$, 其数值等于 1 减去企业复工复产率。本文选择 2 月 24 日规模以上工业企业复工率的理由为: 若选择的时间过早, 比如 2 月 10 日前, 中国大部分省份还未复工复产; 若选择的时间过晚, 比如 3 月 10 日后, 大部分省份复工率达到 90% 以上。数据来源于各省经济与信息厅网站和相关新闻报道, 其中湖北省的停工停产率最高 (100%), 浙江、江苏、江西、山东等省的停工停产率较低 (低于 15%)。

本部分模型中自变量为 $\ln COVID_p$, 中介变量为 $Lockout_p$, 在扩展边际模型中因变量为 $Exit_{ipm}$, 在集约边际模型中因变量为 $\Delta \ln Export_{ipm}$ 。表 8 为停工停产效应的 Bootstrap 法检验结果。在扩展边际模型中, $a \times b$ 系数为 0.0245, 在 1% 的显著性水平上显著, 而且 95% 置信区间中不包括 0, 表明停工停产的中介效应成立; 在集约边际模型中, $a \times b$ 系数为 -0.0262, 在 1% 的显著性水平上显著, 而且 95% 置信区间中不包括 0, 表明停工停产的中介效应在集约边际模型中仍然成立。对比基准回归估计结果中 $\ln COVID_p$ 的估计系数 (表 3), 可知新冠肺炎疫情对出口增长率的负向作用中约 29% 是由停工停产导致的。

表 8 停工停产中介效应的 Bootstrap 法检验结果

抽样次数	扩展边际		集约边际	
	$a \times b$	95% 置信区间	$a \times b$	95% 置信区间
200 次抽样	0.0245*** (0.0009)	[0.022717, 0.026328]	-0.0262*** (0.0036)	[-0.033269, -0.019157]
500 次抽样	0.0245*** (0.0009)	[0.022826, 0.026219]	-0.0262*** (0.0037)	[-0.033493, -0.018933]
1000 次抽样	0.0245*** (0.0009)	[0.022802, 0.026243]	-0.0262*** (0.0037)	[-0.033562, -0.018865]

五、营商环境的调节效应

本部分将对假说 3 进行实证检验, 并设定如下模型检验营商环境的调节效应:

$$\Pr(Exit_{ipm} = 1 | X) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 \ln COVID_p + \alpha_2 BE_p + \alpha_3 \ln COVID_p \times BE_p + \delta Controls + \varepsilon_{ipm}) \quad (3)$$

$$\Delta \ln Export_{ipm} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln COVID_p + \alpha_2 BE_p + \alpha_3 \ln COVID_p \times BE_p + \delta Controls + \varepsilon_{ipm} \quad (4)$$

式(3)、式(4)分别为带有省份确诊病例和省份营商环境交互项的扩展边际模型和集约边际模型。与基准回归类似,两式中控制变量 *Controls* 包括双边变量、目的市场变量、出口省份变量、产品类别变量四类。中国各省营商环境指数及其分项指标来源于张三保等(2020)构建的中国省份营商环境评价指标体系。本文在考察营商环境的调节效应时,主要采用各省份营商环境总指数(BE_p),其中包括市场环境(ME_p)、政务环境(PE_p)、法律政策环境(LE_p)和人文环境(HE_p)四个一级指标。在扩展边际模型中,本文主要观察交互项系数 α_3 是否显著为负,若显著为负则表明各省营商环境的改善将缓解疫情对出口的冲击。在集约边际模型中,本文主要观察交互项系数 α_3 是否显著为正,若显著为正则表明各省营商环境的改善将缓解疫情对出口的冲击。

表9展示了扩展边际模型中营商环境的调节效应分析结果。第(1)列中出口省份营商环境为营商环境总指数,其中交互项系数显著为负($\alpha_3 = -0.0025$, $p < 0.01$),表明各省营商环境在疫情与出口退出之间起到显著的调节作用,营商环境越好的省份,疫情对出口的挤出作用越弱。第(2) — (5)列中的出口省份营商环境分别为市场环境(ME_p)、政务环境(PE_p)、法律政策环境(LE_p)和人文环境(HE_p),其中(3) — (5)列中交互项系数为负,且均在1%的显著性水平上显著,表明政务环境、法律政策环境和人文环境均在疫情与出口退出之间起到显著调节作用,进一步表明“营商环境越好的省份,疫情对出口的挤出作用越弱”的结论较为稳健。

表9 营商环境的调节效应(扩展边际)

项目	BE_p	ME_p	PE_p	LE_p	HE_p
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln COVID_p$	0.1433*** (0.0075)	-0.0546*** (0.0055)	0.0639*** (0.0059)	0.1102*** (0.0041)	0.0591*** (0.0045)
出口省份营商环境	0.0153*** (0.0009)	-0.0125*** (0.0009)	0.0055*** (0.0006)	0.0107*** (0.0004)	0.0017*** (0.0004)
$\ln COVID_p \times$ 出口省份营商环境	-0.0025*** (0.0001)	0.0018*** (0.0001)	-0.0009*** (0.0001)	-0.0017*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)
双边控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
目的市场控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
出口省份控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
产品类别控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.1885	0.1888	0.1868	0.1907	0.1931

注:扩展边际采用Probit模型估计,估计系数为平均边际效应。

表 10 展示了集约边际模型中营商环境的调节效应分析结果。与表 9 类似，第 (1) 列中出口省份营商环境为营商环境总指数，第 (2) — (5) 列中分别为市场环境 (ME_p)、政务环境 (PE_p)、法律政策环境 (LE_p) 和人文环境 (HE_p)。第 (1) 列中交互项系数显著为正 ($\alpha_3 = 0.0019, p < 0.01$)，表明各省营商环境对疫情与出口增长率之间的负向关系起到显著的调节作用：营商环境越好的省份，疫情对出口的抑制作用越低。第 (2) — (5) 列中交互项系数分别为 0.0015、0.0001、0.0011 和 0.0018，除政务环境不显著外，其他分项指标均在 1% 的水平上显著，进一步表明“营商环境越好的省份，疫情对出口的抑制作用越低”较为稳健。

表 10 营商环境的调节效应 (集约边际)

项目	BE_p	ME_p	PE_p	LE_p	HE_p
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln COVID_p$	-0.1855*** (0.0359)	-0.1451*** (0.0272)	-0.0932*** (0.0305)	-0.1575*** (0.0218)	-0.2011*** (0.0224)
出口省份营商环境	-0.0121*** (0.0043)	-0.0092*** (0.0045)	0.0011 (0.0034)	-0.0085*** (0.0023)	-0.0101*** (0.0021)
$\ln COVID_p \times$ 出口省份营商环境	0.0019*** (0.0007)	0.0015*** (0.0007)	0.0001 (0.0005)	0.0011*** (0.0004)	0.0018*** (0.0003)
双边控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
目的国控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
出口省份控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
产品类别控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
Adj-R ²	0.0340	0.0339	0.0340	0.0342	0.0341

六、结论及启示

2020 年初新冠肺炎疫情的暴发给中国出口带来巨大冲击，探讨疫情对出口的影响及其机制对于防范类似外部冲击、促进出口增长具有重要的现实意义。本文通过构造省份—市场—品种三维出口贸易数据，结合世界各国和中国各省的新冠肺炎疫情数据及各类控制变量，从集约边际和扩展边际两方面分析新冠肺炎疫情对出口的影响，并验证了贸易管控和停工停产的中介效应及省份营商环境的调节效应。本文研究表明：

第一，新冠肺炎疫情对中国出口的冲击是沿着扩展和集约二元边际共同实现的。具体而言，在其他条件一定时，出口目的市场确诊病例和出口省份确诊病例上升显著增加了出口退出的概率，也显著降低了存续市场的出口增长率。

第二，贸易伙伴的贸易管控措施和国内企业停工停产是新冠肺炎疫情冲击中国

出口的重要机制。无论扩展边际还是集约边际,贸易管控和停工停产的中介效应均显著。

第三,营商环境对疫情与出口之间的负向关系起显著的调节效应,即在其他条件一定时,出口省份营商环境越好,疫情对出口的负向冲击越小。

本研究不仅丰富了疫情对经济影响这一领域的研究,还为缓解疫情对出口的冲击提供了重要的政策启示,包括:(1)积极扩大内需。政府要以国内大循环为主,支持外贸企业出口转内销,把疫情对外贸企业的冲击降至最低。比如扩大居民消费、释放消费潜力、增加公共消费,投资战略性新兴产业,以引导企业转型升级。(2)降费减税促生产。政府部门可通过减少收费、减少税收、提高出口退税等措施,降低外贸企业物流和运营成本,缓解资金压力,支持复工复产。(3)保障国内和国际运输畅通。与出口目的国(地区)政府积极沟通,减少不必要的贸易管控,加强海运、航空、铁路等运力配置,为进出口外贸企业货物运输提供保障。(4)营造良好营商环境。从改善建设基础设施、提高行政审批效率、提高监管效率、提升融资便利程度、吸引高素质劳动力等方面营造良好营商环境,以缓解疫情对出口的负面冲击。

[参考文献]

- [1] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [2] BERNARD A B, EATON B, JENSEN J B, et al. Plants and Productivity in International Trade [J]. *American Economic Review*, 2003, 93 (4): 1268-1290.
- [3] 钱学锋,熊平. 中国出口增长的二元边际及其因素决定 [J]. *经济研究*, 2010 (1): 65-79.
- [4] HAO X, CHENG S, WU D, et al. Reconstruction of the Full Transmission Dynamics of COVID-19 in Wuhan [J]. *Nature*, 2020, 584 (7821): 420-424.
- [5] WALMSLEY T L, ROSE A, WEI D. Impacts on the US Macroeconomy of Mandatory Business Closures in Response to the COVID-19 Pandemic [J]. *Applied Economics Letters*, 2021, 28 (15): 1293-1300.
- [6] 陈诗一,郭俊杰. 新冠肺炎疫情的经济影响分析:长期视角与短期应对 [J]. *经济理论与经济管理*, 2020 (8): 32-44.
- [7] 杨子晖,陈雨恬,张平森. 重大突发公共事件下的宏观经济冲击、金融风险传导与治理应对 [J]. *管理世界*, 2020, 36 (5): 13-35+7.
- [8] 陈赟,沈艳,王靖一. 重大突发公共卫生事件下的金融市场反应 [J]. *金融研究*, 2020 (6): 20-39.
- [9] SMALES L A. Investor Attention and Global Market Returns During the COVID-19 Crisis [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2021, 73: 101616.
- [10] EGGERS F, WOODSIDE A G. Masters of Disasters? Challenges and Opportunities for SMEs in Times of Crisis [J]. *Journal of Business Research*, 2020, 116: 199-208.
- [11] 张平,杨耀武. 疫情冲击下增长路径偏移与支持政策——基于对企业非均衡冲击的分析 [J]. *经济动态*, 2020 (3): 22-34.
- [12] 朱武祥,张平,李鹏飞,等. 疫情冲击下中小微企业困境与政策效率提升——基于两次全国问卷调查的分析 [J]. *管理世界*, 2020, 36 (4): 13-26.

- [13] FAO. The State of Agricultural Commodity Markets 2020. Agricultural Markets and Sustainable Development: Global Value Chains, Smallholder Farmers and Digital Innovations [M]. Rome: FAO, 2020: 16-17.
- [14] FU X. Digital Transformation of Global Value Chains and Sustainable Post-Pandemic Recovery [J]. *Transnational Corporations*, 2020, 27 (2): 157-166.
- [15] 张蔚文, 卓何佳, 董照樱子. 新冠疫情背景下的用工荒: 基于人口流动与复工复产政策的考察 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30 (6): 29-39.
- [16] PALOMINO J C, RODRIGUEZ J G, SEBASTIAN R. Wage Inequality and Poverty Effects of Lockdown and Social Distancing in Europe [J]. *European Economic Review*, 2020, 129: 103564.
- [17] 蔡昉, 张丹丹, 刘雅玄. 新冠肺炎疫情对中国劳动力市场的影响——基于个体追踪调查的全面分析 [J]. *经济研究*, 2021, 56 (2): 4-21.
- [18] BAKER S R, FARROKHIA R A, MEYER S, et al. How Does Household Spending Respond to an Epidemic? Consumption During the 2020 COVID-19 Pandemic [J]. *The Review of Asset Pricing Studies*, 2020, 10 (4): 834-862.
- [19] 鲁晓东, 刘京军. 不确定性与中国出口增长 [J]. *经济研究*, 2017 (9): 39-54.
- [20] CHEN K Z, MAO R. Fire Lines as Fault Lines: Increased Trade Barriers During the COVID-19 Pandemic Further Shatter the Global Food System [J]. *Food Security*, 2020, 12: 735-738.
- [21] CAO L, LI T, WANG R, et al. Impact of COVID-19 on China's Agricultural Trade [J]. *China Agricultural Economic Review*, 2020, 13 (1): 1-21.
- [22] KERR W A. The COVID-19 Pandemic and Agriculture: Short- and Long-Run Implications for International Trade Relations [J]. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue Canadienne D'agroeconomie*, 2020, 68 (2): 225-229.
- [23] VIDYA C T, PRABHEESH K P. Implications of COVID-19 Pandemic on the Global Trade Networks [J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2020, 56 (10): 2408-2421.
- [24] ELBADAWI I, MENGISTAE T, ZEUFACK A. Market Access, Supplier Access, and Africa's Manufactured Exports: A Firm Level Analysis [J]. *Journal of International Trade & Economic Development*, 2006, 15 (4): 493-523.
- [25] 盛丹, 包群, 王永进. 基础设施对中国企业出口行为的影响: “集约边际”还是“扩展边际” [J]. *世界经济*, 2011, 34 (1): 17-36.
- [26] 张会清. 地区营商环境对企业出口贸易的影响 [J]. *南方经济*, 2017 (10): 75-89.
- [27] 蒋韶华, 景香晨, 姚婧妹. 疫情期间政策获得感对出口信心的影响——基于8000余家外贸企业“双稳”政策问卷调查数据的实证研究 [J]. *国际贸易问题*, 2020 (7): 14-31.
- [28] 张三保, 康璧成, 张志学. 中国省份营商环境评价: 指标体系与量化分析 [J]. *经济管理*, 2020, 42 (4): 5-19.
- [29] HALE T, ANGRIST N, KIRA B, et al. Variation in Government Responses to COVID-19 [R]. Blavatnik School of Government Working Paper, No. 032 (Version 60), 2020.
- [30] STAIGER D, STOCK J H. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments [J]. *Econometrica*, 1997, 65 (3): 557-586.
- [31] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. *心理科学进展*, 2014, 22 (5): 731-745.
- [32] 朱晶, 张瑞, 张瑞华, 等. 新冠肺炎疫情下进口限制措施对农业贸易的影响与思考 [J]. *世界农业*, 2021 (5): 4-15+126.

(责任编辑 白光)

COVID-19, Business Environment and Exports

HUANG Jing XIAO Xiaoyong HE Yucheng

Abstract: The COVID-19 pandemic has negatively impacted China's exports. By comparing trade data of 98 products exported from China's 31 provinces to 161 major trading partners between January to April in 2019 and the same period in 2020, this paper analyzes the influence and its mechanism of COVID-19 pandemic on China's exports and further explores the moderating effect of business environment, based on a province-market-product three-dimensional dataset. The results reveal that: (1) The shock of COVID-19 pandemic exerts its effects on China's exports along both the intensive margin and the extensive margin; (2) The influence mechanism includes factory shutdown and trade control by trading partners; (3) Business environment had a significant moderating effect on the negative effect of the pandemic on exports. In other words, holding other conditions constant, the better the business environment of exporting provinces is, the less the negative impact of the pandemic on exports will be. These findings not only contribute to the literatures on pandemic impacts of the pandemic, but also provide important policy implications for mitigating the impact of future pandemic on exports.

Keywords: COVID - 19; Exports; Business Environment; Factory Shutdown; Trade Controls