
疫情是否倒逼了产业结构升级？——基于 PSM-DID 方法的实证

摘要

疫情暴发作为一个“黑天鹅事件”，伴随着巨大的不确定性与冲击性会对我国产业结构产生重大影响。明晰疫情对产业结构升级的影响效应及影响机制对于后疫情时代我国经济高质量发展具有着重要意义。在系统地梳理了疫情对产业结构升级影响机制的基础上，本文利用 2003 年 SARS 疫情冲击具有地区异质性的特点，构建了 PSM-DID 模型对疫情与产业结构升级的关系进行识别，并探究了其中的影响机制。研究发现，长期来看疫情对于产业结构高度化具有显著的促进作用，疫情使得这些省市的高度化水平较没有发生疫情的情况下提高了 0.1665，且促进作用随着时间推移逐渐增强。但疫情对于产业结构合理化水平影响并不明显。进一步的机制检验表明，疫情能够通过优化需求结构与资源配置水平，催生技术变革与制度变革这四条途径来促进产业结构高度化。最后本文基于研究结论，为后疫情时期助推我国产业结构升级提出了相应的政策建议。

一、引言

自 2019 年 11 月以来,新冠疫情以其极强的传染性迅速在全国乃至全世界蔓延开来,疫情不仅对人民生命财产和社会稳定造成了极大的威胁,也对我国产业结构造成了严重的冲击。明晰疫情和产业结构升级之间的关系与影响机制在当前局势下十分必要。2020 年 8 月 24 日,习近平总书记提出了国内国际双循环新发展格局的概念,指出我国经济要更多地立足于国内市场,在后疫情时期我国将更多地依托国内大循环实现经济的高质量发展。而能否充分利用我国市场优势,构建起国内大循环的根本在于,我们能否通过疫情这一契机实现我国产业结构的升级^[1]。只有更加高级的、合理的产业结构才能更好地满足国内市场需求,充分激发消费和投资潜力,实现国内大循环的畅通。因此我们必须深刻把握疫情与产业结构升级之间的关系,推动疫情下产业结构的转型升级,这对于后疫情时代我国经济高质量发展有着重要意义。

与其他经济现象相同^[2,3],疫情对产业结构的影响也需要从短期和长期两种视角进行分析。短期来看,疫情对于产业结构的影响直观且猛烈,已有大量学者对疫情的短期效应和机制进行了充分地探讨。刘志彪(2020)指出疫情的暴发对产业结构造成了“双杀效应”^[4],同时从需求和供给两方面抑制了产业结构升级。在需求层面,疫情所引发的避险心理^[5,6]、收入减少^[7-9]等一系列影响,抑制了需求总量提高和结构优化,使产业发展缺乏市场基础,难以顺利转型升级。而在供给层面,要素禀赋作为影响产业结构升级最重要的因素之一^[10],在疫情下将会受到猛烈地冲击,主要表现为国内外投资下降^[11]与人们抛售人民币、增持美元导致的资金外流^[12]所引起的资本要素缺乏,以及严格的疫情防控下的劳动力要素不足^[13]。此外,Adda J(2016)指出疫情对物流的破坏也是导致要素难以充分供给的重要因素^[14]。本次疫情期间的我国总产出、消费和投资等经济指标短期内的大幅度下降也显示了我国产业发展面临着严重的冲击和威胁^[15]。但与此同时,曾世宏(2020)指出疫情所造成的冲击是暂时的、阶段性的^[16],长期来看疫情反而会通过催生一系列的变革来推动产业结构升级。习近平总书记指出:“疫情对产业发展既是挑战也是机遇。要以此为契机,改造提升传统产业,培育壮大新兴产业”^[17]。学界一般从两个角度来考虑疫情对产业结构的长期影响,部分学者认为疫情的长期推动效应主要体现在对于产业的倒逼作用^[18,19],疫情所带来的严重冲击将加快推进产业朝着智能制造与服务方向升级,促进传统产业的数字化转型;另外观点认为疫情主要通过推动新兴产业快速发展来推动产业结构升级^[2,20],疫情防控激发了高质量消费和智能制造需求,为人工智能、信息技术等新兴产业的快速发展提供了机遇。疫情的冲击能够为全社会的生产方式和发展模式带来新的变化,由此对产业结构产生长期性的影响。

但需要注意的是,以往文献的关注点更侧重于疫情对产业结构造成的短期影响,系统性的实证分析与机制探讨也大多仅限于短期破坏效应,对于长期效应的分析仍停留在理论与描述性层面。由于疫情本身对于经济的影响是全面性的,影响机制十分复杂^[21];加之影响产业结构升级的因素较多且难以观测,因此对于两者间关系的探究可能存在较为严重的遗漏变量问题^[22],

以往的研究可能无法揭示出疫情和长期产业结构变化之间的关系。因此，克服其中的内生性问题是明晰两者因果关系的重点。本文进一步发现，2003 年 SARS 疫情对于中国各省市的影响具有异质性，仅对部分省市造成了严重的冲击。这一特点为本文使用倾向匹配双重差分法（PSM-DID）来探究疫情的处理效应提供了条件，疫情的冲击就仿佛把各省市随机分成了处理组和控制组，通过疫情准自然实验本文就可以有效地克服研究中存在的内生性问题。本文选取 2003 年 SARS 疫情作为研究对象，通过考察 SARS 疫情来分析疫情对产业结构的长期效应。经济视角下的疫情本质上是一种针对市场供需的外生冲击，不同疫情对经济的影响存在共性，因此基于 SARS 疫情的研究结论对于分析新冠疫情的影响仍具有重大意义。考虑到特殊性，本文将在最后部分探讨 SARS 疫情与新冠疫情的差异从而对本次疫情的经济影响进行合理推断。

二、理论机制与研究假设

以往相关研究对于疫情的短期效应和机制进行了充分的剖析^[5,21]，在此本文主要探讨疫情对于产业结构的长期效应及影响机制。通过对文献的梳理分析，本文发现，疫情在长期来看主要通过需求结构优化效应、资源配置优化效应、技术变革效应及制度变革效应四条途径来推动产业结构升级。本文的理论机制框架具体表现为图 1。

（一）需求结构优化效应

颜色等(2018)指出，需求结构变迁对于产业结构升级具有重要推动作用^[23]。疫情下我国需求结构将会发生深刻变化。首先是居民的消费结构，疫情下严格的防控约束会导致社会非接触式需求的增加^[24]，消费者更依赖线上消费。从消费品质看，疫情对人们消费观念的影响会激发高质量消费^[20]，更加注重发展型消费，促进消费结构提质升级。从企业层面来看，由于疫情下要素流动受阻，传统的生产方式难以持续，推动智能制造与服务已成为疫情下企业化解危机、持续发展的必由之路^[18]，这将产生更多对于高技术产品的需求^[25]。从政府层面来看，信息化技术越来越成为疫情防控的重要支撑，为了实现防控监测，政府必然增加对于相关设备质量上和数量上的需求^[26]。可见，疫情会使得经济中各主体对新技术、新产业有着更深、更广的需求。需求结构的优化会引导各要素不断向新兴产业聚集，最终推动产业结构的升级。因此本文认为需求结构的优化是疫情推动产业结构升级的重要途径。由此，本文给出如下假设：

假设 1. 疫情能够通过优化需求结构来推动产业结构升级。

（二）资源配置优化效应

要素资源配置能够深刻地影响产业结构升级^[10]，而在疫情的作用下，社会上的生产要素将在多个层面实现优化配置。从企业层面来看，疫情下严格的防控措施会使得传统生产方式被破坏，大量的资源会转移到创新与技术部门，从而推动企业向数字化生产经营方式转变^[19]。且疫情下劳动力要素的短缺会使得劳动力均衡价格提高，企业将会更多地使用资本和技术来代替劳动力^[2]，资本和技术将在生产过程中发挥更重要的作用。从产业层面来看，由于疫情对产业的冲击具有异质性^[16]，破坏效应主要体现在劳动密集型及其他接触性产业，而对技术密集型等产

业的破坏相对较少。因此疫情可能会加速产业的新陈代谢,使得生产方式传统、难以实现转型升级的产业被淘汰或被兼并收购^[20],而生产方式先进、生产效率高的产业会被保留和进一步发展^[27],当要素从低效率的产业转向高效率的产业时,就会推动产业结构的升级。最后,由于部分新兴产业在疫情下遭受的影响较小,甚至得到了逆势发展,预期收益较高,这会引导资本更多向新兴产业转移^[20]。可见,疫情下资源将大规模地向新兴产业和先进产能进行转移,更多地以技术要素来替代劳动要素,引导新兴产业的快速发展以及传统产业的不断升级,由此推动产业结构整体升级。由此给出本文第二个假设:

假设 2. 疫情能够通过优化资源配置来推动产业结构升级。

(三) 技术变革效应

技术创新是产业结构升级的一个重要动力^[28],一方面,技术能够直接推动生产效率的提高;另一方面, Baumol(1997)指出技术进步还会通过导致产品相对价格的变化来影响产业结构^[29]。在疫情的倒逼下,大量的技术创新将会出现。如在生产层面,疫情倒逼大量企业完成了智能制造和智能服务的转变,这种大规模的转变推动了高新技术的创新突破,如工业互联网、云制造平台、工业机器人等技术在疫情下得到了更多的应用和发展^[2]。在生活层面,疫情防控下人们办公和学习的形式逐渐向在线办公和在线教育等新模式变化,消费上也纷纷转变为无接触式的新型消费模式^[26],这种线上生活方式的普及伴随着互联网技术、信息通讯技术的迅速发展。在基础设施层面,疫情下新基建在国家层面被确定为新的投资方向,技术革新是带领我国走出经济衰退的关键^[15]。大力推进新型基础设施建设将为我国技术变革与创新提供重要的外部支持,促进后疫情时期技术创新不断涌现。疫情下新技术、新模式的加速普及和创新突破,将带来生产效率的提高与相对价格的变化,从而推动我国产业结构的升级。由此给出本文第三个假设:

假设 3. 疫情能够通过催生技术变革来推动产业结构升级。

(四) 制度变革效应

疫情不仅会带来技术变革,还会带来制度变革。研究表明,产业政策、市场化改革等制度因素有利于推动产业结构的升级^[30,31]。本次疫情下,无论是非正式制度还是正式制度都发生了深刻地变化。在非正式制度方面,疫情的暴发会涌现出如逆行者、志愿者等利他性的行为,这将有利于提高人们的道德水平及社会责任感^[32],促进社会资本的积累和提高^[33]。在正式制度方面,为应对疫情的短期冲击所提出的各项政策,在长期来看还可能有利于推动产业结构升级:如为了抵御疫情破坏所推出的各项利好中小企业发展的政策,这将为未来中小企业升级构建良好的政策环境^[34];抑或是疫情期间要素市场化改革的深化推进,不仅缓解了短期的要素流动困难问题,长期来看更是我国结构性改革的关键一步^[2]。因此有学者指出,疫情本身就是一个巨大的制度创新试验场^[2]。可见,疫情对经济所带来的不仅仅是客观的短期破坏作用,更多的源于我们应对疫情的方式^[33],制度变革通过社会资本的积累,政策环境的改善等方式为产业结构升级提供良好的内外部支持。再次给出本文最后一个假设:

假设 4. 疫情能够通过催生制度变革来推动产业结构升级。

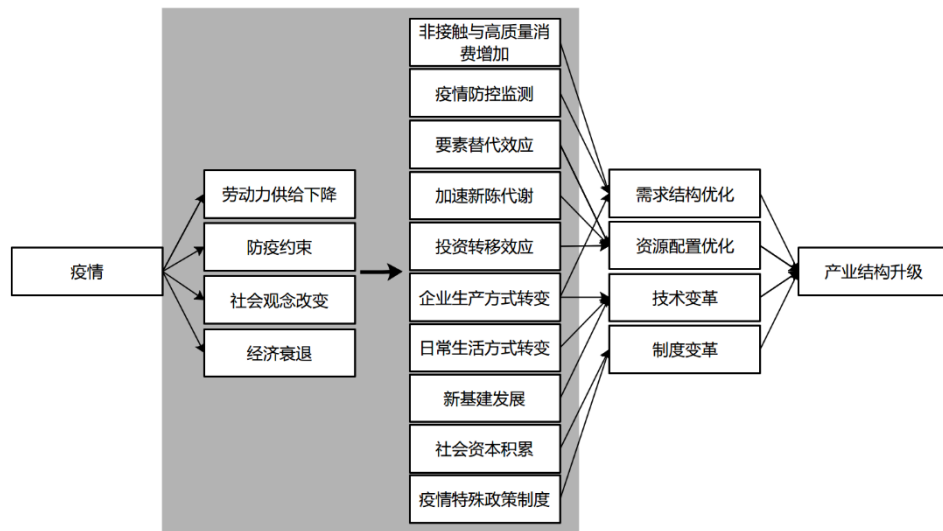


图 1 理论机制图

三、识别策略、变量选取与数据说明

(一) 识别策略

探究疫情对于产业结构的影响，其核心思路是通过比对疫情暴发前后产业结构的变化对疫情效应进行分析。以往相关研究往往通过直接比对疫情前后平均产业结构水平的差异得出结论，即单差法。但即便没有发生疫情，我国产业结构水平仍会在其他因素的推动下实现升级，遗漏变量问题十分严重，因此无法准确识别出疫情在产业结构升级中真正的效应。使用单差法估计得到的结果难以令人信服，这就需要我们找到新的方法去剔除其他因素对产业结构升级的影响。

本文所采用的方法是双重差分法，这基于 SARS 疫情的这样一个事实：与本次新冠疫情的全国大范围蔓延不同，2003 年的 SARS 疫情具有集中暴发的特点，仅在部分省市大规模暴发，而在大多数省市影响却并不明显。据卫生部截至 2003 年 5 月 18 日 10 时的数据显示，全国 31 个省市中仅有 6 个省市感染人数超过了 100，且北京和广东两省市的感染人数远远高于其他省市，超过了 1000。另一方面，除吉林和广西外，其余省市的感染人数均低于 20 人，还有黑龙江、海南等 7 个省市感染人数为 0。这组数据说明，SARS 疫情对于当时中国各省市的影响具有非常大的差异性，在北京、广东等疫情集中暴发区，本文认为该地区的产业结构会强烈地受到疫情的冲击；而在黑龙江、贵州等没有感染病例的地区，本文认为疫情对于该地区产业结构的影响是微乎其微的。这种冲击的异质性就仿佛构造出了 6 个试点省市，使得本文使用双重差分法来探究疫情的影响成为可能。换句话说，SARS 疫情作为一个准自然实验，可以近似地被看作随机在某一些省市实施，而将其他省市进行控制，没有施加影响。在保证疫情暴发前这些省市发展趋势相同的前提下，SARS 疫情的暴发就为我们构造了天然的控制组和处理组。因此通过比对疫情集中暴发的省市与受疫情影响小的省市在 SARS 疫情暴发前后产业结构水平的差异，就能够识别出疫情对产业结构的处理效应。根据以上逻辑，构建双重差分模型(1)如下：

$$L_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \cdot S_t + Z_{it} + \lambda_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, L_{it} 表示第 i 个省市在第 t 年的产业结构水平, 分别包括高度化水平 H 与合理化水平 R ; $Treat_i$ 为省市虚拟变量, 表示该省市是否为疫情集中暴发省市; S_t 为疫情虚拟变量, 表示 SARS 疫情是否暴发; 根据 DID 设计, 两者的交互项系数 α_1 就代表了疫情对于产业结构的处理效应, 是本文最为关注的系数; λ_i 与 ν_t 分别为省市固定效益和时间固定效应, 分别用于控制省市之间的固有差异以及时间变化对估计结果的影响; Z_{it} 为控制变量, ε_{it} 为随机扰动项。此外为了进行比对, 本文还会进行基准的固定效应模型估计, 将其作为双重差分回归的参照组。

进一步, 应用双重差分方法的关键前提是共同趋势, 若没有受到疫情的影响, 控制组和处理组被解释变量的变化趋势应该一致。在本例中, 需要保证受到疫情集中爆发的省市与受疫情影响较小的省市在疫情暴发前产业结构水平的变化趋势大致相同。由于我国各省市之间的产业结构性质及变化趋势本身就存在较大差异, 若直接使用全部省市数据进行分析可能很难满足共同趋势假定。因此除基本的 DID 回归外, 本文还将进一步借鉴刘瑞明与赵仁杰(2015)的做法^[35], 采用倾向得分匹配法(PSM)先对样本进行筛选, 随后再进行 DID 估计。PSM 的基本思想是通过观察各省市的经济指标, 以此计算倾向得分, 即省市之间产业结构的相似程度, 然后根据倾向得分将控制组与处理组中的样本进行匹配。具体来看, 本文采用控制变量作为匹配变量来计算倾向得分, 随后使用 Logit 回归进行样本配对。在完成倾向得分匹配后, 我们就能确保接下来的 DID 估计能够满足平行趋势假定, 得到有效的 DID 估计结果。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

根据以往学者的研究经验^[30,36], 本文选用产业结构高度化指标 H 与合理化指数 R 作为产业结构升级的代理变量。产业结构高度化是指产业结构从高水平到低水平的演进过程, 应该同时包含比例结构优化和生产效率提高两个内涵, 因此本文借鉴刘伟等(2008)^[37]对于产业结构高度化的定义, 将各产业部门的产出占比和劳动生产率的乘积作为产业结构高度化的度量, 产业结构高度化指标 H 的计算公式为:

$$H = \sum_{i=1}^n \frac{Y_{it}}{Y_t} \cdot LP_{it}$$

其中 Y 为产量, LP 为劳动生产率, i 表示第 i 个部门, n 表示部门总数。可见当高劳动生产率部门所占的比重越高, 那么产业结构高度化 H 的值也越高, 意味着产业结构越高级。

产业结构合理化是指产业间的协调与关联程度的提高, 本文借鉴韩永辉等(2017)的方法^[30], 以经过产值加权调整后的产业结构偏离度对产业结构合理化程度进行衡量。产业结构高度化指标 R 的计算公式为:

$$R = -\sum_{i=1}^n \left(\frac{Y_{it}}{Y_t} \right) \left| \frac{Y_{it}/L_{it}}{Y_t/L_t} - 1 \right|$$

其中 L 表示就业量, Y 表示产量。当产业结构处于协调状态时, 各部门的生产效率水平应该相同, 即 $Y_{it}/L_{it} = Y_t/L_t$, 此时产业结构高度化指数 R 为 0。可见当 R 值越小, 产业结构就越不合理。在实证部分中, 本文将分别以两个指标作为被解释变量进行分析。

2.核心解释变量

本文的核心解释变量为省市虚拟变量 $Treat_i$ 与疫情虚拟变量 S_t 的交互项。对于 $Treat_i$, 本文将全国 31 个省市按照感染人数分为两组, 将感染人数大于 100 的省市作为处理组, 认为其受到了疫情的严重影响, 令 $Treat_i = 1$; 将感染人数小于 100 的省市作为控制组, 认为其基本没有受到疫情影响, 令 $Treat_i = 0$ 。对于 S_t , 将 SARS 疫情暴发之后 (2003 年及以后) 的 S_t 赋值为 1; 2003 年以前的 S_t 赋值为 0。

3.控制变量

为进一步控制其他经济因素对产业结构升级的影响, 根据以往文献经验^[30,36], 本文控制变量选取如下: (1)基础设施 IS : 公路里程长度; (2)城镇化率 UR : 常住城镇人口占常住总人口比重; (3)人力资本 HC : 人口与人均受教育年限的乘积; (4) 环境规制 ER : 工业污染治理完成额。

4.中介变量

通过对机制的梳理, 本文归纳了疫情影响产业结构升级的四条途径。分别选取如下指标作为相应途径的中介变量: (1)需求结构 DS : 城镇居民恩格尔系数; (2)配置效率 AE : 高技术产业投资额; (3)技术变革 TC : 每万人专利授权数量; (4)制度变革 SC : 市场化进程指数。中介变量具体的选取依据将在机制检验部分详细说明。

(三)数据说明

考虑到 1994 年实行的分税制改革以及 2008 年暴发的金融危机对于产业结构都会产生显著的影响, 这些外生冲击可能会影响疫情的 DID 估计结果。为避免这种影响, 本文将样本限定为 1994-2008 年我国 31 个省市 (不含港澳台) 的面板数据, 以此来探究 SARS 疫情对产业结构升级的影响。本文所选择的数据范围覆盖疫情发生前后的若干年, 因此能够对 SARS 的经济影响进行长期的考察。本文所使用的数据来源于国家官方统计年鉴与 Wind 数据库。其中所涉及到的价格的数据均进行了相应的平减处理, 剔除了价格变动的影响。对于缺失数据, 文章使用回归插值法与参考以往文献做法对其进行了填补。

本文主要变量的描述性统计如下:

表 2 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
产业结构高度化指数	465	0.3822	0.3713	-0.0478	2.5376
产业结构合理化指数	465	-0.7177	0.3566	-2.4983	-0.0481
人均公路里程长度	465	0.4079	0.3345	0.0172	2.4537
城镇化率	465	0.3718	0.1585	0.1139	0.8490
人力资本水平	465	19.2123	0.9739	15.6500	20.5800

环境治理	465	20.9667	25.5083	0.4591	178.6194
城镇居民恩格尔系数	279	37.8118	3.9923	30.3100	51.2134
高技术产业投资额	279	1868.24	1333.30	78.0297	8133.06
每万人专利授权数量	279	1.3736	2.0769	0.0262	13.1760
市场化进程指数	279	5.8070	2.0878	-0.2300	11.7100

四、实证结果分析

(一)共同趋势检验

共同趋势检验是 DID 估计中最重要检验，控制组和处理组拥有共同趋势是保证 DID 估计量有效的根本前提。若两组产业结构的增长趋势在疫情暴发前存在差异，那么最后得到的处理效应就不完全是由疫情所带来的，而有很大一部分是产业结构本身增长趋势不同导致的。因此进行 DID 估计之前，需要对控制组和处理组是否满足共同趋势进行检验。本文参考 Tanaka(2015)的做法^[38]，通过绘图方法对共同趋势进行检验。

绘图结果如图 2 所示，在疫情暴发前控制组和实验组的产业结构高度化与合理化水平大致保持相同变化趋势，因此可以认为满足共同趋势的前提。从高度化水平来看，在疫情暴发当年，两组间的差距明显缩小，可能是因为疫情的短期冲击使得处理组的高度化水平暂时下滑。但随着时间继续推移，疫情的长期效应开始显现，处理组的高度化水平迅速上升，增长趋势明显高于控制组。而在合理化水平方面，疫情的效应并不明显，疫情暴发后两组仍保持大致平行趋势。

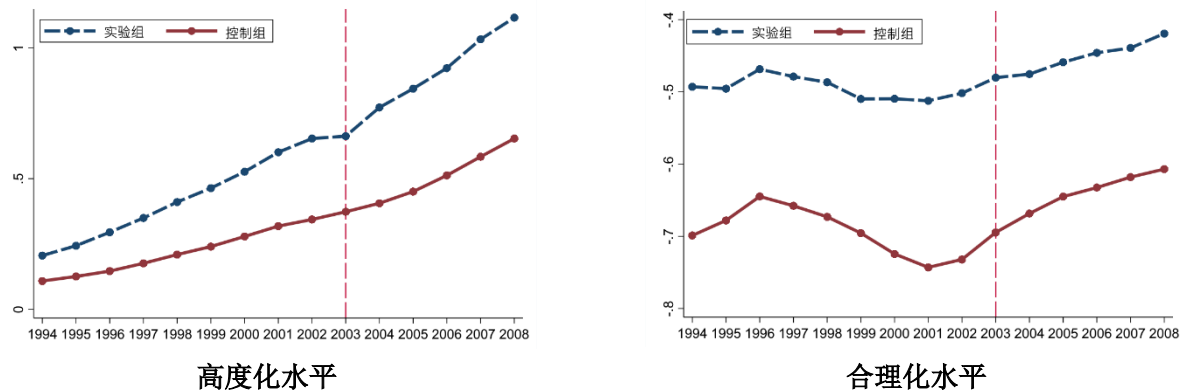


图 2 平行趋势检验

由此本文 DID 设计通过了共同趋势检验，可以进行处理效应的识别。进一步分析可知，疫情似乎更多地影响产业结构的高度化水平，且这种影响在短期与长期的作用截然不同；而疫情对于产业结构的合理化水平影响却并不明显。该问题将在下一部分被详细讨论。

(二)回归结果

在此部分，本文分别使用固定效应模型、DID 及 PSM-DID 三种方法对疫情的处理效应进行估计。首先，固定效应模型的回归结果如表 3 第(1)、(2)所示，疫情暴发对于产业结构高度化的处理效应显著为正(0.0645)，说明疫情的暴发能够显著推动产业结构的高度化，但对于产

业结构合理化的影响却并不显著（0.0026）。但正如前文所述，固定效应模型只能够解决部分遗漏变量，严重的遗漏变量问题使得该结果可能并不可靠。

为了尽可能地缓解遗漏变量问题，本文利用 2003 年 SARS 疫情对各省市影响具有异质性的特点，构建双重差分模型来识别疫情对产业结构的处理效应。DID 的回归结果如表 3 第(3)、(4)列所示。在高度化水平上，省市虚拟变量与疫情虚拟变量的交互项系数显著为正（0.1837），这意味着疫情的暴发使得处理组省市的产业结构高度化水平比起控制组省市有着更显著的提升。在合理化水平上，疫情的效应依然不显著，甚至出现了负向影响（-0.0246）。

但此结果可能受到两组产业结构本身系统性差异的影响。因为疫情集中暴发省市中存在如北京、广东等产业基础本身就较好的地区，这可能是导致处理组产业结构升级较快的原因。为了进一步减少这种系统性差异对估计造成的偏误，本文采用 PSM 方法，从控制组与处理组中挑选出产业基础类似的省市进行匹配，使用 PSM-DID 方法再次对疫情处理效应进行估计，结果如表 3 第(5)、(6)列所示。可以发现，在进行了样本匹配之后，高度化水平的交互项系数虽略有下降，但仍显著为正，具体数值为 0.1665。从经济意义上看，这说明相对于其他省市，那些在 2003 遭遇 SARS 疫情集中暴发的省市，其高度化水平有着更大地提高。疫情使得这些省市高度化水平较没有发生疫情时提高了 0.1665。与此同时，合理化水平反而下降了 0.0577，在统计意义上不显著。

表 3 回归结果

变量	FE		DID		PSM-DID	
	<i>H</i>	<i>R</i>	<i>H</i>	<i>R</i>	<i>H</i>	<i>R</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
S_t	0.0645*** (0.0164)	0.0026 (0.0213)				
$Treat_i \cdot S_t$			0.1837*** (0.0372)	-0.0246 (0.0283)	0.1665*** (0.0445)	-0.0577 (0.0361)
<i>IS</i>	0.3016*** (0.0306)	0.1991*** (0.0397)	0.2297*** (0.0492)	0.2472*** (0.0425)	0.2956*** (0.0634)	0.2260*** (0.0750)
<i>UR</i>	-0.0305 (0.0648)	-0.0967 (0.0842)	-0.1851** (0.0790)	-0.0024 (0.0625)	-0.1778** (0.0888)	-0.1011 (0.0644)
<i>HC</i>	0.6758*** (0.0539)	-0.0025 (0.0700)	0.4017*** (0.1093)	0.2429*** (0.0880)	0.5552*** (0.1758)	0.5268*** (0.1385)
<i>ER</i>	0.0016*** (0.0003)	0.0000 (0.0004)	0.0002 (0.0003)	0.0004 (0.0004)	-0.0001 (0.0005)	0.0002 (0.0005)
省市固定效益	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
时间固定效应	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>	<i>Yes</i>
样本量	465	465	465	465	273	196

注：括号中的数值表示聚类稳健标准误差，*、**、***、分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著

可以发现,疫情对于产业结构高度化水平与合理化水平的影响并不相同,疫情的暴发能够推动高度化水平的显著增长,而对于合理化水平的影响却十分有限,甚至起到了一定的负向影响。这可能是由于疫情的作用更多地表现在促进新兴产业迅速发展与技术的普及运用,而这主要影响各产业产值占比以及生产效率,这些变化均属于产业结构高度化的内涵。而产业结构合理化主要涉及产业间的协调关系,由于疫情的冲击具有产业异质性^[16],反而会在一定程度上降低产业发展协调性。合理化水平的本质是各产业的劳动生产率的差异,疫情下快速发展的产业是新兴产业,进入该行业本身就具有较高的壁垒^[39],加上目前我国劳动力流动约束仍未完全放开^[40],其他衰退行业的人员难以进入快速发展的新兴产业,这就会导致各行业之间的劳动生产率差异在疫情冲击下不降反升。

由理论分析可知,疫情对于产业结构升级的促进效应是一个长期的过程,疫情会随着时间逐渐改变人们的需求结构,调整社会的资源配置,特别是技术和制度变革都存在一定的时滞。鉴于此,本文参考钱雪松与方胜 (2017)的方法^[41],通过加入省市虚拟变量 $Treat_i$ 与 1994-2008 各年的年份虚拟变量 $Year_t$ 进行交互,构建如下模型来探究疫情对于产业结构升级的长期效应:

$$L_{it} = \beta_0 + \sum_{t=1994}^{2008} \beta_t (Treat_i \cdot Year_t) + \gamma Z_{it} + \lambda_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

估计结果如表 4 所示。DID 的估计结果如(1)、(2)列所示,从高度化水平来看,由于短期破坏作用,疫情的处理效应在 2003 年出现了明显下降,从 2002 年的 0.1454 骤降到 0.0994。但从 2004 年开始,疫情的处理效应开始回升,从 2004 年的 0.1881 逐渐上升到 2008 的 0.3130,这意味着疫情对产业结构高度化的影响表现为一个短期抑制与长期促进的动态变化过程,随着时间推移,这种促进作用日益显著。与此同时,即便考虑了疫情的时滞影响,合理化水平的变化依然不显著。(3)、(4)列展示了 PSM-DID 估计结果,除具体数值略有变化外,高度化和合理化水平的变化趋势仍与 DID 估计相同。

表 4 长期效应检验

变量	DID		PSM-DID	
	H	R	H	R
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Treat_i \cdot Year_{2002}$	0.1454 (0.1001)	0.0992 (0.1175)	0.1145 (0.1107)	0.2402 (0.1420)
$Treat_i \cdot Year_{2003}$	0.0994 (0.1003)	0.0520 (0.1177)	0.0977 (0.1146)	0.1977 (0.1419)
$Treat_i \cdot Year_{2004}$	0.1881* (0.1000)	0.0417 (0.1174)	0.1102 (0.1144)	0.1512 (0.1332)
$Treat_i \cdot Year_{2005}$	0.1806* (0.1015)	-0.0119 (0.1191)	0.0547 (0.1289)	-0.0389 (0.1490)
$Treat_i \cdot Year_{2006}$	0.2483** (0.1021)	0.0002 (0.1199)	0.3442*** (0.1091)	0.1098 (0.1359)

$Treat_i \cdot Year_{2007}$	0.3060*** (0.1022)	-0.0017 (0.1120)	0.2891** (0.1209)	0.0232 (0.1512)
$Treat_i \cdot Year_{2008}$	0.3130*** (0.1028)	0.0045 (0.1207)	0.3931*** (0.1189)	-0.0680 (0.1382)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
双向固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	465	465	273	196

注：括号中的数值表示聚类稳健标准误差，*、**、***、分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著

将交互项估计系数绘制于图 3，可以更加直观地看出疫情发挥作用的动态过程。高度化水平在 2003 年有一个明显下降，随后迅速增加且变得显著为正。而合理化水平在疫情的影响下大致呈现一个略微下滑趋势。

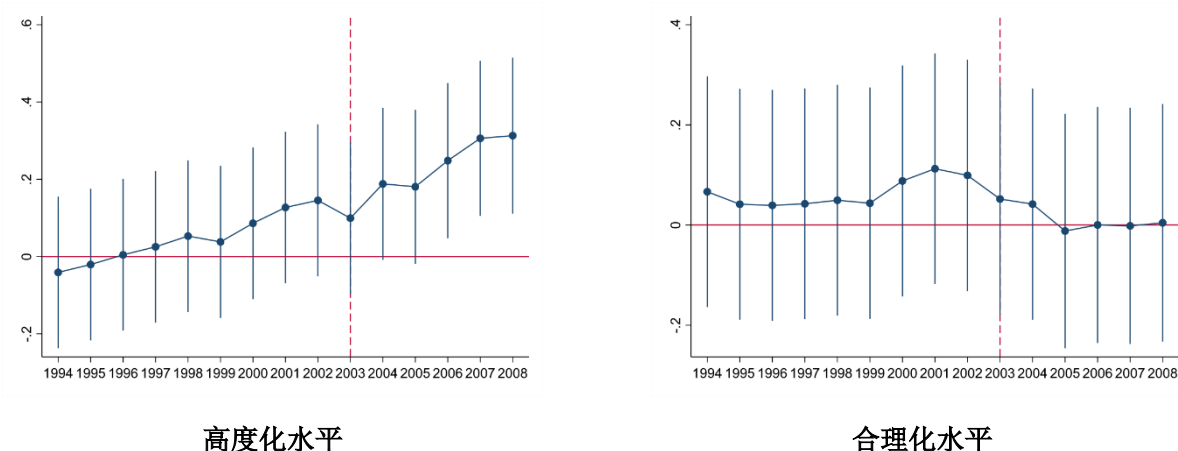


图 3 平行趋势检验

综上可得如下结论：疫情的暴发对于产业结构高度化水平具有显著的促进作用，相比起其他省市，疫情集中暴发省市的产业结构高度化水平增长地更快，较没有发生疫情的情况下上升了 0.1665。且这种处理效应表现为一个短期抑制与长期促进的动态过程，促进作用随时间推移而逐渐增加。与此同时，疫情对于合理化水平没有显著影响。

(三) 稳健性检验

1. 替换核心解释变量。在主回归中，本文的核心解释变量选用的是分组变量 $Treat_i$ ，代表是否为疫情集中暴发的省市。为保证稳健性，本文将核心解释变量替换为为感染人数 NI_i 这一连续变量，衡量一个省市受到疫情影响的严重程度。估计结果如表 5 第(1)、(2)列所示，疫情对高度化水平的处理效应依然显著为正(0.0002)，而对于合理化水平的效应仍不显著。本文结果在替换了核心解释变量后依然稳健。

2. 替换被解释变量。上述分析中，本文分别采用了刘伟(2008)与韩永辉(2017)所使用的方法来计算产业结构高度化水平与合理化水平。在稳健性检验部分，本文将改变被解释变量的计算方式，具体来看：本文参考干春晖(2011)的做法^[42]，在高度化水平上，使用第三产业产值与第二产业产值之比 TS 对原指标进行替换；在合理化指数上，使用泰尔指数 TL 对原指标进行替换。估计结果如表 5 第(3)、(4)列所示，与主回归结构一致。系数在替换了被解释变量后依然稳健。

3.删减特殊样本。考虑到部分省市产业升级速度要远快于或者远慢于平均水平,这可能会对估计结果造成较大影响。为剔除特殊值可能造成的偏误,本文利用箱线图去除产业结构发展水平异常的省市(分别为北京、新疆与西藏),再次进行估计。估计结果如表5第(5)、(6)列所示,在剔除了较为极端的省市样本后,估计结果依然和原结果保持一致,结果稳健。

表 5 稳健性检验

变量	<i>H</i>	<i>R</i>	<i>TS</i>	<i>TL</i>	<i>H</i>	<i>R</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$NI_i \cdot S_t$	0.0002*** (0.0000)	0.0000 (0.0000)				
$Treat_i \cdot S_t$			0.2169*** (0.0719)	0.0105 (0.0103)		
$Treat_i \cdot S_t$					0.1060*** (0.0213)	-0.0758 (0.0465)

注:括号中的数值表示聚类稳健标准误差,*、**、***、分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著

五、影响机制分析

经上述实证分析,本文识别了疫情对于产业结构高度化的促进效应。但更值得研究的问题是疫情推动产业结构高度化的机制,明确疫情的作用机制,能够使我们针对性地采取措施助推产业结构升级。文章将分别从需求结构优化、资源配置优化、技术变革及制度变革四个途径进行影响机制分析。

(一)需求结构优化途径

疫情暴发可能会通过优化需求结构来推动产业结构升级。疫情下需求结构的优化本质上是高质量需求的增加,本文根据王欣亮等(2020)的做法,使用消费需求变化来衡量需求结构的变化^[43],且疫情期间消费方式和结构受到冲击最明显的是城镇居民,因此本文以城镇居民恩格尔系数作为需求结构的代理变量^[44]。构建如下交互项模型进行检验:

$$H_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 E_{it} \cdot DS_{it} + \gamma_2 E_{it} + \gamma_3 DS_{it} + Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, H_{it} 表示产业结构高度化水平, E_{it} 表示第*i*个省市在第*t*年是否受到了疫情的严重影响,实质上等同于 $Treat_i \cdot S_t$ 。 DS_{it} 代表第*i*个省市在第*t*年的需求结构。回归结果如表6第(1)列所示。交互项的回归系数显著为负(-0.0661),表明相对于其他省市,疫情集中暴发省市的产业结构高度化水平变化对于需求结构更加敏感,恩格尔系数的下降能够更快地推动产业结构升级。这说明在疫情集中暴发的地区,能够通过优化需求结构推动产业结构升级,该结论验证了假设1。

陈洁(2020)指出,需求结构特别是消费结构的升级能够通过“收入增长效应”和“要素配置效应”来推动产业结构升级,而产业结构升级又能够反过来带动消费结构升级,形成产业消

费“双升级”动力机制^[9]。因此在后疫情时期，应该更多地通过发展新技术、新产业来发掘新需求，通过不断提高供给质量满足中高端需求，引导需求结构的提质优化，实现产业结构升级。

(二) 资源配置优化途径

其次，疫情的暴发可能会通过优化资源配置来推动产业结构升级，疫情会引导整个社会的资源向新兴企业与先进技术转移。宋凌云和王贤彬(2017)以重点产业是否得到了更为显著地增长来衡量资源配置水平^[45]，依照此思路，本文以高技术产业在疫情下是否得到了更多的投资偏好来衡量资源配置效果，选用高技术产业投资额作为资源配置水平的代理变量。构建如下回归模型进行检验：

$$H_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 E_{it} \cdot AE_{it} + \gamma_2 E_{it} + \gamma_3 AE_{it} + Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中 AE_{it} 表示第 i 个省市在第 t 年的资源配置水平，其余变量含义同上。回归结果如表 6 第 (2) 列所示。交互项的回归系数在 90% 的置信水平下显著为正(0.0002)，这说明对于疫情集中暴发的地区来说，产业结构高度化水平会随着资源配置水平的提高而更快速的增加。从经济意义上看，这意味着疫情能够通过优化资源配置水平来推动产业结构升级，即验证了假设 2。

由于疫情下劳动力均衡价格的提高、企业新陈代谢速度的加快以及工作生活方式的转变等因素，疫情会促使整个社会资源的重新配置，深刻地改变资源配置的结构和水平。已有研究指出，目前我国资源存在严重的错配问题^[46]，提高资源的配置效率与水平是未来我国产业结构乃至整体经济提质升级的重要方向。疫情的暴发提供了优化和调整资源配置的契机，随着疫情下信息技术的迅速发展，应更多地应用互联网技术，建立多层次、系统化的资源平台体系^[17]，促进生产要素全面连接和优化配置。此外，政府还应该在疫情大背景下继续深化要素市场化配置改革，进一步破除体制机制障碍，提高生产要素的流动性和配置效率，助推产业结构升级。

(三) 技术变革途径

诱发技术变革也是疫情推动产业结构升级的重要途径。实际上，技术变革是疫情在需求端和供给端共同作用催生出的结果，更高级的需求结构及更充足的要素供给推动了新技术的蓬勃发展。本文以每万人专利授权数量衡量技术变革程度，构建检验模型如下：

$$H_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 E_{it} \cdot TC_{it} + \gamma_2 E_{it} + \gamma_3 TC_{it} + Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中 TC_{it} 表示第 i 个省市在第 t 年的技术变革程度，其余变量含义同上。回归结果如表 6 第 (3) 列所示。交互项的回归系数显著为正(0.0534)，说明疫情能够通过推动地区技术的更快革新来推动产业结构的高度化。该结论验证了上述的假设 3。

为避免病毒传播，疫情下严格的防疫约束使得各种技术得到了更广泛的应用，在此基础上的技术创新层出不穷。技术进步对于产业结构升级具有重要意义，史学贵和施洁(2015)、杨智峰等(2016)一系列学者都分析论证了技术进步是推动产业结构升级的直接因素^[47,48]。在科技竞争日益白热化，各国都在抢占全球新一代信息技术制高点的今天，充分利用疫情所带来的技术变革机遇推动我国产业，特别是高技术产业的发展，是保障我国未来国家安全，不再被其他国

家在关键领域“卡脖子”的唯一方式。为此，需要强化人才支持，加大技术人才的培养力度；完善新兴经济发展的政策支持体系，实现营商环境的优化；还需要加大新基建的投资力度，为我国未来相关技术的发展创造良好的外部条件。“新基建”具有拉动经济增长、稳定就业民生和支撑战略性新兴产业发展的多重作用^[9]，应当成为未来关注的主要方向。

(四) 制度变革途径

最后，关注疫情能否催生制度变革来推动产业结构升级。为了抵御疫情造成的短期破坏，推动企业快速复工复产，政府往往会推出一系列政策制度，而这些制度未来可能成为孕育产业结构升级的重要因素。与大多数考虑制度因素的论文相同，本文采用樊纲所提出的市场化进程指数来衡量制度变革^[49]，该指数涉及的范围较广，涵盖了要素市场、产品市场、非国有经济等领域，能够准确地捕捉制度的变化。构建如下回归模型进行检验：

$$H_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 E_{it} \cdot IC_{it} + \gamma_2 E_{it} + \gamma_3 IC_{it} + Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中 IC_{it} 表示第 i 个省市在第 t 年的制度变革程度，其余变量含义同上。模型回归结果如表 6 第(4)列所示。交互项的回归系数显著为正(0.0861)，这意味着相比其他地区，遭受 SARS 疫情重创的地方的产业结构高度化水平对于制度变化更加敏感，制度的变革更能够带动当地高度化水平的提高。可见，疫情能够通过催生制度变革来带动产业结构升级。假设 4 得以验证。

正如黄慧群(2020)指出，疫情本身就是一个巨大的制度试验场^[2]，是我国制度变革的重要时机。有关政策制度与产业结构的讨论主要集中在产业政策与要素市场方面，韩永辉(2017)认为产业政策能够通过弥补市场外部性、信息不完全及扶持产业技术创新等途径推动产业结构升级^[30]；戴魁早(2020)等则从要素市场角度出发，认为要素的市场化改革能够更好引导生产要素流动，为产业结构升级提供更多的人力资本、资金及技术支持^[50]。总的来看，制度变革能够推动产业结构升级，未来应该更多地将疫情时期的试点或短期性政策，在协调完善的基础上，转化为长期一般性政策在全国推广落地^[17]。

表 6 影响机制检验

解释变量	需求结构优化	资源配置优化	技术变革	制度变革
	(1)	(2)	(3)	(4)
$E_{ij} \cdot M_{ij}$	-0.0661** (0.0249)	0.0002* (0.0001)	0.0534** (0.0218)	0.0861*** (0.0312)
E_{ij}	2.4487*** (0.8554)	0.1504 (0.1003)	0.0127 (0.0472)	-0.4220** (0.2058)
M_{ij}	-0.0027 (0.0043)	-0.0002 (0.0001)	0.1181*** (0.0174)	0.0131 (0.0156)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	279	279	279	279

注：其中 M_{ij} 分别代表相应的中介变量 DS_{it} ， AE_{it} ， TC_{it} 与 IC_{it} 。括号中的数值表示聚类稳健标准误差，*、**、***、分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著。

六、结论与政策启示

新冠疫情的暴发严重冲击了我国乃至世界的经济格局，但伴随着挑战而来的往往还有机遇。在后疫情时期，我国能否保持经济的持续高质量发展，其关键就在于是否能够借助疫情这一契机顺利实现产业结构升级。本文基于 1994-2008 年 31 个省市的面板数据，利用 2003 年 SARS 疫情的冲击具有地区异质性这一特征，构建 DID 模型探究疫情对于产业结构升级的效应。

研究发现，长期来看疫情对于产业结构高度化具有显著地促进作用，疫情使得这些省市高度化水平较没有发生疫情时提高了 0.1665。且这种促进作用随着时间的推移逐渐增强。进一步本文通过机制分析发现，疫情主要通过优化需求结构与资源配置，催生技术变革与制度变革四条途径来促进产业结构高度化。但疫情对于产业结构合理化水平影响却并不显著。本文的研究表明，疫情的作用更体现在推动产业结构高度化水平的提高，后疫情时期我国应该深刻把握疫情的内在影响机制，充分利用疫情所带来的机遇实现产业结构高度化。但需要注意到，仅仅是高度化水平的提升绝不是真正意义上的产业结构升级，我们同时要注重疫情下产业结构合理化水平的提升，促进高度化与合理化水平的协调发展。这为后疫情时期我国产业结构升级提供了重要的政策启示。

首先，后疫情时期推动产业结构升级的关注重点应该在以下四个方面：（1）促进需求结构提质升级。在消费层面，需要积极推动新消费增长点与新消费模式的发展，通过培育新技术、新产业发掘新需求，促进消费需求高质量化、品质化；在投资层面，政府需要提振市场信心，通过加速复工复产和新基建建设来创造投资机会，拉动投资增长，鼓励社会资本充分流动；在出口层面，应抓住疫情机遇，及时填补国际市场的高端需求空缺，积极承接国际高端产业。（2）提高资源配置水平与效率。疫情为我国资源的重新配置提供了契机，随着疫情下信息技术的迅速发展，应该更多地应用互联网技术，建立多层次、系统化的资源平台体系，促进生产要素全面连接和优化配置。此外，政府还应该继续深化要素市场化配置改革，进一步破除体制机制障碍，提高生产要素的流动性和配置效率。（3）刺激技术创新不断涌现。首先要强化人才支撑，加大技术人才的培养力度；其次是完善新兴经济发展的政策支持体系，实现营商环境优化；最后，在本次疫情中推动技术变革的主体是企业，我们需要进一步强化企业的创新主体地位，激励企业增加研发创新投入，从国家层面建立推动科技成果转化与收益分配机制，促进科技成果的市场化与产业化。（4）引导政策制度改革与变迁。灵活有效的制度是各个途径能够顺利实现的保障，在后疫情时期，制度越来越成为影响产业结构发展的重要因素，应该通过制定政策鼓励疫情下新产业、新技术的发展；加快市场化建设步伐；积极保护和培育中小企业等转型核心力量等，以更高质量的制度来引导和适配产业结构升级。

其次，后疫情时期的产业结构升级不仅是高度化水平的提升，更要保证合理化水平的相应提高。根据罗斯托的理论，疫情的冲击或许能够通过带动新兴产业部门的非常规快速发展，从而带动整体经济的提高。但相应研究也指出，由于产业间存在关联性，某个行业的发展受阻会

对其他行业产生波及效应^[16]，破坏新兴产业的发展势头甚至对整个国民经济造成系统性影响。因此疫情下的产业结构升级必须要建立各产业合理协调发展的基础之上，而不是仅关注新兴部门。为此需要：（1）充分发挥新兴产业的带动作用，通过疫情下新兴产业的快速发展引导其他产业转型升级。具体来看，通过鼓励其他产业与新兴产业进行合作开发高技术产品，或者将信息技术融合进生产流程，从而促进整体产业结构的发展。（2）促进疫情下劳动力的产业间流动，实现产业间劳动生产率差异的减少与生产效率的提高。这一方面需要调整相关制度，放松对于劳动力流动的限制；另一方面则需要通过设立专门的培训方案来促进剩余劳动力素质的提高，特别是适应疫情下经济社会生产方式的急剧转型，接受信息化、智能化生产理念。（3）重点扶持在疫情下受损程度严重且产业关联效应较大的行业^[1]，通过其强大的关联效应带动其他产业的迅速复苏，为新兴产业发展以及传统产业转型升级奠定坚实的经济基础。

虽然本文并没有直接对新冠疫情的效应进行分析，但从经济视角来看，疫情本质上是一种针对市场供需的外生冲击因素^[2]，不同疫情对经济影响的效应和机制大致相同^[5]，基于 SARS 疫情的研究结论依然适用于本次疫情。实际上，很多学者也以 SARS 疫情为镜鉴来分析新冠疫情的影响^[3,51]。但考虑到此次疫情的特殊性，本文将在最后对新冠疫情和 SARS 疫情的差异进行分析，从而对新冠疫情可能造成的影响进行合理推断。

新冠疫情和 SARS 疫情的差异主要体现在三个方面：1.疫情暴发时中国的经济结构不同。目前中国正处于三期叠加阶段^[51]，这一阶段下的中国经济更加脆弱，受到的冲击可能会更大。且当前经济结构中第三产业占比最高，拉动经济增长的主要动力是消费，均是最容易受到疫情冲击的部分。因此新冠疫情所造成的短期负面效应可能要比 SARS 疫情严重得多。2. 疫情暴发时经济面临的内外环境不同。从内部环境来看，2003 年中国经济处于快速发展时期，当时中国 GDP 实际增速平均在 10%以上，且呈现不断上升的趋势^[52]；而目前我国正处于从高速增长向高质量发展转型阶段，经济下行压力较大，破坏难以迅速恢复。从外部环境来看，2003 年中国刚入世不久，正在享受全球化带来的红利；而当前逆全球化趋势明显，贸易保护主义抬头，使得我国的外部环境十分恶劣^[20]。这可能会导致新冠疫情的恢复时间要远长于 SARS 疫情，短期负面效应持续时间将会更长且长期正面效应发挥作用的时间会更慢到来。3.疫情本身特性存在不同。此次新冠疫情的传播能力更强，这使得其传播时间和传播范围均远超过 SARS 疫情^[53]。甚至有学者预测，疫情防控可能出现常态化趋势^[15]。本次疫情所带来的全球化蔓延、长期化防控等都是 SARS 时期不曾有过的，这意味着本次疫情的影响将会更加深远，可能会对我国产业结构带来更深程度的长期变革。

参考文献

- [1] 钱学锋, 裴婷. 国内国际双循环新发展格局:理论逻辑与内生动力[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2021, 27(01): 14-26.
- [2] 黄群慧. 新冠肺炎疫情对供给侧的影响与应对:短期和长期视角[J]. 经济纵横, 2020(05): 46-57+2.
- [3] 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(08): 32-44.
- [4] 刘志彪. 新冠肺炎疫情对中国产业的影响:特点、风险及政策建议[J]. 东南学术, 2020(03): 42-47.
- [5] 张文斗, 祖正虎, 许晴, et al. 突发大规模疫情对经济的影响分析[J]. 军事医学, 2014, 38(02): 124-128.
- [6] 田盛丹. 新冠肺炎疫情及其应对政策对我国宏观经济的影响——基于可计算一般均衡模型的分析[J]. 消费经济, 2020, 36(03): 42-52.
- [7] 唐任伍, 李楚翘, 叶天希. 新冠病毒肺炎疫情对中国经济发展的损害及应对措施[J]. 经济与管理研究, 2020, 41(05): 3-13.
- [8] 刘卫东. 新冠肺炎疫情对经济全球化的影响分析[J]. 地理研究, 2020, 39(07): 1439-1449.
- [9] 陈洁. 后疫情时代产业和消费“双升级”的动力机制[J]. 上海交通大学学报(哲学社会科学版), 2020, 28(05): 100-111.
- [10] 苏杭, 郑磊, 牟逸飞. 要素禀赋与中国制造业产业升级——基于 WIOD 和中国工业企业数据库的分[J]. 管理世界, 2017(04): 70-79.
- [11] 何诚颖, 闻岳春, 常雅丽, et al. 新冠病毒肺炎疫情对中国经济影响的测度分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(05): 3-22.
- [12] 李晓, 陈煜. 疫情冲击下的世界经济与中国对策[J]. 东北亚论坛, 2020, 29(03): 43-57+127.
- [13] 秦宇, 李钢. 新冠肺炎疫情对中国经济挑战与影响的调查综述[J]. 区域经济评论, 2020(03): 146-156.
- [14] Adda, Jerome. ECONOMIC ACTIVITY AND THE SPREAD OF VIRAL DISEASES: EVIDENCE FROM HIGH FREQUENCY DATA[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(2): 891-941.
- [15] 许宪春, 常子豪, 唐雅. 从统计数据看新冠肺炎疫情对中国经济的影响[J]. 经济学动态, 2020(05): 41-51.
- [16] 曾世宏, 刘迎娣. 新冠肺炎疫情对产业发展的影响机理与治理对策[J]. 消费经济, 2020, 36(03): 35-41.
- [17] 汪阳洁, 唐湘博, 陈晓红. 新冠肺炎疫情下我国数字经济产业发展机遇及应对策略[J]. 科研管理, 2020, 41(06): 157-171.
- [18] 吴静, 张凤, 孙翊, et al. 抗疫情助推我国数字化转型:机遇与挑战[J]. 中国科学院院刊, 2020, 35(03): 306-311.
- [19] 李志萌, 盛方富. 新冠肺炎疫情对我国产业与消费的影响及应对[J]. 江西社会科学, 2020, 40(03): 5-15.
- [20] 盛方富, 李志萌. 重大突发公共卫生事件对经济的冲击、传导及其应对——以新冠肺炎疫情为例[J]. 企业经济, 2020(03): 12-20.

-
- [21] 杨子晖, 陈雨恬, 张平淼. 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(05): 13-35+7.
- [22] 何小钢, 罗奇, 陈锦玲. 高质量人力资本与中国城市产业结构升级——来自“高校扩招”的证据[J]. 经济评论, 2020(04): 3-19.
- [23] 颜色, 郭凯明, 杭静. 需求结构变迁、产业结构转型和生产率提高[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 83-96.
- [24] 李韵, 丁林峰. 新冠疫情蔓延突显数字经济独特优势[J]. 上海经济研究, 2020(04): 59-65.
- [25] 王伟玲, 吴志刚. 新冠肺炎疫情冲击下数字经济发展研究[J]. 经济纵横, 2020(03): 16-22.
- [26] 张占仓. 新冠肺炎疫情冲击下中国产业发展的新热点[J]. 区域经济评论, 2020(02): 11-13+2.
- [27] 钟瑛, 陈盼. 新冠肺炎疫情对中国宏观经济的影响与对策探讨[J]. 理论探讨, 2020(03): 85-90.
- [28] 付宏, 毛蕴诗, 宋来胜. 创新对产业结构高级化影响的实证研究——基于 2000—2011 年的省际面板数据[J]. 中国工业经济, 2013(09): 56-68.
- [29] Baumol W J. Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis[J]. American Economic Review, 1997, 57(3).
- [30] 韩永辉, 黄亮雄, 王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J]. 经济研究, 2017, 52(08): 33-48.
- [31] 袁航, 朱承亮. 创新属性、制度质量与中国产业结构转型升级[J]. 科学学研究, 2019, 37(10): 1881-1891+1901.
- [32] 李正全. SARS 影响国民经济的短期与长期分析[J]. 经济科学, 2003(03): 25-31.
- [33] 李宏. 重大突发事件冲击性经济效应与潜在影响评判[J]. 社会科学家, 2016(09): 61-66.
- [34] 郑江淮, 付一夫, 陶金. 新冠肺炎疫情对消费经济的影响及对策分析[J]. 消费经济, 2020, 36(02): 3-9.
- [35] 刘瑞明, 赵仁杰. 西部大开发: 增长驱动还是政策陷阱——基于 PSM-DID 方法的研究[J]. 中国工业经济, 2015(06): 32-43.
- [36] 杨骞, 秦文晋, 刘华军. 环境规制促进产业结构优化升级吗? [J]. 上海经济研究, 2019(06): 83-95.
- [37] 刘伟, 张辉, 黄泽华. 中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察[J]. 经济学动态, 2008(11): 4-8.
- [38] Tanaka S J J O H E. Environmental regulations on air pollution in China and their impact on infant mortality[J], 2015, 42(jul.): 90-103.
- [39] 叶生新. 中小企业发展战略性新兴产业战略研究——基于战略性新兴产业进入壁垒的视角[J]. 改革与战略, 2012, 28(07): 108-111.
- [40] 郭凯明, 罗敏. 有偏技术进步、产业结构转型与工资收入差距[J]. 中国工业经济, 2021(03): 24-41.
- [41] 钱雪松, 方胜. 担保物权制度改革影响了民营企业负债融资吗?——来自中国《物权法》自然实验的经验证据[J]. 经济研究, 2017, 52(05): 146-160.
- [42] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(05): 4-16+31.
- [43] 王欣亮, 杜壮壮, 刘飞. 人口老龄化、需求结构变动与产业转型升级[J]. 华东经济管理, 2020, 34(07): 61-72.

-
- [44] 陈彦斌, 陈伟泽, 陈军, et al. 中国通货膨胀对财产不平等的影响[J]. 经济研究, 2013, 48(08): 4-15+130.
- [45] 宋凌云, 王贤彬. 产业政策如何推动产业增长——财政手段效应及信息和竞争的调节作用[J]. 财贸研究, 2017, 28(03): 11-27.
- [46] 文东伟. 资源错配、全要素生产率与中国制造业的增长潜力[J]. 经济学(季刊), 2019, 18(02): 617-638.
- [47] 杨智峰, 汪伟, 吴化斌. 技术进步与中国工业结构升级[J]. 财经研究, 2016, 42(11): 44-59.
- [48] 史学贵, 施洁. 技术进步、对外贸易与产业结构转型——中国产业结构演进动力分析[J]. 经济问题探索, 2015(04): 63-69.
- [49] 樊纲, 王小鲁, 张立文, et al. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. 经济研究, 2003(03): 9-18+89.
- [50] 戴魁早, 李晓莉, 骆蓓函. 人力资本结构高级化、要素市场发展与服务结构升级[J]. 财贸经济, 2020, 41(10): 129-146.
- [51] 周新辉, 李昱喆, 李富有. 新冠疫情对中小服务型企业影响评估及对策研究——基于回归算法优化模型的分析预测[J]. 经济评论, 2020(03): 101-117.
- [52] 安国俊, 贾馥玮. 新冠疫情对经济的影响分析及对策研究[J]. 金融理论与实践, 2020(03): 45-51.
- [53] 姜峰, 闫强明. 北大经院学者“新冠疫情对经济影响”笔谈综述[J]. 经济科学, 2020(02): 130-136.