

收稿日期:2024-06-17

新发展格局下国内外市场需求 对战略性新兴产业全要素生产率的影响研究

申俊喜,房琪

(南京师范大学商学院,江苏南京 210046)

摘要:在构建新发展格局的背景下,综合利用2016—2022年上市公司数据及省域数据测算了战略性新兴产业全要素生产率和内外需综合指数,从国内和国外两个维度系统考察了市场需求对战略性新兴产业全要素生产率的影响效果和作用机制,并进一步讨论国内外市场的同频共振、协调发展作用。实证检验发现,国内外市场需求总体上对战略性新兴产业全要素生产率具有显著的促进作用,且内需的作用明显大于外需,这一作用主要通过产业技术创新和产业结构优化实现;经一系列稳健性检验后这一结论仍然成立。进一步研究发现,内外需市场耦合协调水平不断取得进步,从勉强协调逐步过渡为初级协调,表明未来一定会达到两个市场同频共振、和谐共生的局面;内外需市场的互动效应有利于推动战略性新兴产业提高全要素生产率。研究表明,“十四五”时期中国战略性新兴产业既要大力发展国内市场、坚持“内主外次”的有偏性发展策略,也要把握适度原则,协调国内市场与国际市场的平衡发展。

关键词:新发展格局;战略性新兴产业;内需综合指数;外需综合指数

中图分类号:F276

文献标识码:A

文章编号:1003-6873(2025)01-0021-20

基金项目:国家社会科学基金项目“国内消费升级驱动战略性新兴产业发展研究”(20BJY001)。

作者简介:申俊喜(1969—),男,江苏盐城人,南京师范大学商学院教授,主要从事产业经济研究;房琪(2000—),女,山东泰安人,南京师范大学商学院硕士研究生,主要从事国际贸易研究。

DOI:10.16401/j.cnki.ysxb.1003-6873.2025.01.003

一、引言

当前,全球新一轮科技革命和产业变革的浪潮正在催生经济新业态新模式,这与我国加快转变经济发展方式的战略方针形成历史性交汇。在此重要历史节点,习近平总书记提出“新质生产力”的全新概念,为加快构建现代化产业体系提供了重要机遇和可行路径^[1]。去年以来,习近平围绕新质生产力作出一系列重要论述,强调“发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点”。加快形成新质生产力,根基在实体经济,关键在科技创新,方向是产业升级^[2]。新兴产业作为推动产业转型升级的关键力量,其重要性不言而喻。近年来,我国战略性新兴产业发展势头强劲,在经济发展过程中的引领作用日益凸显。“十四五”规划纲要强调:“推动战略性新兴产业

产业融合化、集群化、生态化发展,战略性新兴产业增加值占 GDP 比重超过 17%。”然而,战略性新兴产业发展初期所采取的出口导向发展策略,虽促进了产业规模的迅速提升^[3],但也已呈现轻视技术创新的产业低端化发展趋势^[4]。与此同时,随着世界经济政治格局加速演进,部分国家间的局部战争逐渐演变成阵容化的经济博弈,我国发展战略性新兴产业的国际环境越发不利。在此背景下,培育内需、充分发挥大国市场优势,成为新兴产业高端化发展的重要路径^[5]。

习近平总书记在中共二十大报告中强调:“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,着力推动高质量发展。”新发展格局是在中国传统比较优势逐步丧失的背景下,转向依托本土市场规模等培育参与国际合作与竞争新优势^[6]。随着国际经济循环明显弱化甚至受阻,把发展立足点更多放在国内,充分挖掘国内大循环的潜力,有利于在一个更加不稳定不确定的世界中把握发展的主动权^[7]。近年来,我国居民消费潜力正在有序释放,消费对经济增长的支撑作用正在进一步增强,国内经济发展的需求正在成为新的引擎^[8]。国家统计局的数据显示,从 2013 年到 2022 年,我国居民人均消费支出由 13 220.4 元增长至 24 538 元,且最终消费支出对经济增长的年均贡献率超过 50%,可见内需对我国经济发展的驱动作用。

我国拥有世界上潜力最大的内需市场,但一个地区的市场潜力不仅包含由国内循环带来的国内市场潜力,还包含由国际循环带来的国际市场潜力^[9]。在新的国际形势下,战略性新兴产业的发展必须充分挖掘国内大市场的消费潜力,同时利用好国际市场的发展为国内大循环提供增长动力,使国内市场和国际市场实现融通发展,全面提升产业体系现代化水平。本文从新兴产业市场需求的空间维度展开研究,在构建新发展格局的理论框架下将开放市场分为国内市场需求和国外市场需求,探讨两个市场及其互动效应对企业全要素生产率的影响效果与作用机制,对于调整产业发展模式,推动我国工业经济向产业价值链的中高端挺进具有一定的指导意义。

二、文献综述与理论分析

(一)文献综述

1. 市场需求的相关研究

市场需求在自我产生和被满足的循环累计过程中为产业主体创造市场利益,并激发产业主体活力,推动新兴产业的兴起和发展。Porter^[10]在其国家竞争优势理论中指出,市场需求是一个国家建立竞争优势的关键因素之一。以需定产是市场经济的特点之一,而有效需求决定了经济产出^[11]。马歇尔^[12]认为,企业只有靠近市场规模大的地区,才能获得更多的利润,也才能有更多的生产意愿和分工协作性,进而获得因集中生产所带来的集聚效应。Klaus 和 Stephen^[13]从需求弹性的角度提出了一种新的机制,即规模大的市场更容易提高企业竞争力,并进行生产工艺的创新。Zweimüller 和 Brunner^[14]指出,市场需求质量和层次的升级是企业进行研发创新追求市场利润的重要动力因素。

2. 战略性新兴产业的相关研究

现有关于战略性新兴产业研究的文献多以全要素生产率、经营绩效和创新效率为被解释变量,研究角度可以大致分为供给层面和需求层面。供给层面的研究较为丰富,包括但不限于政府监管、融资约束和财政补贴等。杨源源等^[15]以融资约束为切入点,发现融资约束显著阻碍了民营企业研发。孙阳阳和王冬梅^[16]从政府补贴角度进行研究,认为政府补贴对企业全要素生产率具有显著的正向作用,且这一作用主要通过提升技术创新水平来实现。朴英爱等^[17]认为,产业

政策对新一代信息技术产业全要素生产率的提升效果最为显著,且研发支出发挥了中介作用。一系列产业扶持政策的落实在助力新兴产业获得先发优势的同时,部分企业发展过分依赖政府,导致逆向选择风险及重复性创新,这会使我国企业在国际市场竞争中陷入技术创新的“低端锁定”困境。

随着国际市场循环受阻及国内超大规模市场潜力的不断释放,学者们更加关注需求端变化对战略性新兴产业的影响。回顾文献发现,需求层面的研究大致分为规模管理和质量管理两个维度。熊勇清等^[18]从需求侧规模对我国光伏产业国内外需求的实际贡献进行实证分析,国内市场比国际市场对新兴产业的市场贡献峰值更大,战略性新兴产业的发展要以国内市场为重点。吴金龙等^[19]基于需求侧消费质量视角展开研究,发现国内和国外市场需求质量升级均能显著促进战略性新兴产业全球价值链地位的提升,但国内市场消费升级的促进作用更强。申俊喜等^[20]研究了需求侧消费质量升级对战略性新兴产业发展的影响及作用机制,但未涉及国外市场。

综合上述相关文献可以看出,尽管现有研究已经关注需求侧对产业高质量发展的重要性,但大多从需求规模角度进行考察,少部分学者从需求质量角度评估需求侧管理对产业升级的影响,缺乏从总量和质量两个维度系统考察内外需驱动新兴产业全要素生产率提高的实证检验。同时,内需和外需能否做到同频共振、相互促进,国内外双循环能否推动新兴产业高质量发展,这些问题亟待解决。与既有研究相比,本文的研究意义和创新之处可能在于:

第一,从战略性新兴产业市场需求的空间维度展开研究,突破单一的数量或质量维度研究需求侧对产业升级的影响,通过测算内外需综合指数系统考察市场驱动企业全要素生产率提高的影响机制,为新发展格局下我国新兴产业实现可持续增长提供新思路。第二,在构建新发展格局的理论框架下将地区市场需求分为内需和外需,运用耦合协调度模型探讨两个市场的互动效应,在此基础上进一步探究二者的耦合协调度对企业全要素生产率提高的影响,为双循环发展格局下调整产业发展模式提供理论支撑。

(二)理论分析

1. 市场需求与战略性新兴产业

(1)国内市场需求与战略性新兴产业

建立以国内大循环为主体的新发展格局,必须注重需求侧管理,充分发挥消费的引擎作用^[21]。从本土市场需求侧消费质量视角看,需求质量对产业升级的影响体现在两个方面。第一是恩格尔效应。即高需求收入弹性的产品需求比重不断增加,在产业结构中逐步占据主导地位,最终完成产业升级^[22]。第二是鲍莫尔效应。消费升级将生产要素集聚至技术创新速度较快的新兴产业,进而吸引高回报的资本流入,实现产业规模的扩大。

从本土市场需求侧规模管理视角看,市场需求规模扩大会吸引更多靠近最终消费市场的价值链高端环节配置到本国,推动制造业全球价值链攀升^[23]。需求规模推动新兴产业发展的理论基础来自两个方面。一是规模经济效应。需求规模的变化带来新兴企业数量和产品产出的增加,出于保持甚至扩大市场份额的动机,企业可能采取扩大规模和大量投资的策略去降低边际成本。二是集聚效应。市场需求规模的逐步扩大引导企业追逐利润,加速技术、资本和劳动力等要素集聚,知识与技术的溢出促进了行业内创新能力和生产率的提高。据此,本文提出假设 H1a。

H1a:内需与新兴企业全要素生产率呈正相关。

(2)国外市场需求与战略性新兴产业

在微观层面,国外市场促进企业全要素生产率的理论基础来自两个方面。一是国际市场竞

争效应。激烈的国外市场竞争压力使企业更有动力进行技术和管理创新,从而在优胜劣汰的市场环境中获取竞争优势。二是出口中学效应。战略性新兴产业可以通过出口国际市场学习国外的先进技术和经验,长期以来新兴产业依靠引进-消化-吸收-再创新的道路获得了产业技术水平的不断进步。此外,接触先进的产品设计理念和生产流程有助于企业提升生产效率和产品质量。据此,本文提出假设 H1b。

H1b:外需与新兴企业全要素生产率呈正相关。

(3)国内外市场的互动效应与战略性新兴产业发展

一方面,本土市场效应在决定中国地区间生产和贸易的类型上起着显著作用^[24],国内市场能通过本土市场效应促进国内经济深入融合国际市场。新经济地理学理论认为,极大的国内市场需求将会使一国成为该种产品的净出口国。Linder^[25]认为母国对某种产品的消费是使该产品成为潜在出口产品的必要而非充分条件。Krugman^[26]将此以模型表述并提出了“母市场效应”,即本土的超常需求引起大规模生产和高效率,使得该国在满足本土需求之外还能捎带出口。我国具有超大规模市场优势,内需潜力与产业结构升级的融合促进了国内循环,使“母市场效应”能够得到充分发挥。

另一方面,高技术水平的国际市场带来的技术溢出效应和示范效应有利于加快国内产业循环,为占据全球新一轮产业竞争制高点提供动力^[27]。企业通过技术溢出和先进经验转移进一步提高产品附加值率,加速实现技术赶超进而实现高质量发展。同时,海外市场的高质量产品也能为企业带来示范效应,从而突破思维局限,在研发设计环节更加贴近消费者,实现产业技术提升。Evenson 和 Westphal^[28]指出,产品购买者为出口厂商提供了大量产品信息,甚至共享国外的产品设计和技术支持,而这些外溢效应有可能促进出口厂商的技术进步。据此,本文提出假设 H1c。

H1c:国内外市场的互动效应与新兴企业全要素生产率呈正相关。

2. 市场需求对企业全要素生产率的作用机制

(1)市场需求能够促进技术创新,提升产品附加值率,进而提高企业全要素生产率。发展战略性新兴产业的关键环节在于技术创新^[29],新兴产业自身具有资本和技术密集型的特征,要确保企业在市场竞争的角逐中站稳脚跟,绝不能仅仅依靠压低成本和投放广告等方式,更为根本性的是进行技术创新^[30]。一方面,市场需求质量的变化意味着消费者对产品研发、设计和营销等环节有更高要求,使企业更加重视供应链质量和市场响应速度。另一方面,可观的产品市场规模提高了通过销售刺激创新的可能性^[31]。市场规模的扩大加速了企业的空间集聚,激烈的竞争倒逼企业管理水平和创新能力的提高,从而为新兴产业实现结构升级奠定基础。

经济增长理论强调,技术创新通过改进现有的技术装备,推广新的节能环保工艺,从而提高全要素生产率。陈宇斌等^[32]的研究表明,在新发展理念的驱动下,绿色创新对碳排放产生了显著的抑制效应,提高了绿色全要素生产率。徐建中等^[33]的研究也表明,绿色创新效率的提升能够抑制原油消费与碳排放。相较于传统创新,绿色创新提高了生产效率和资源利用率,可实现经济发展和环境保护的双赢^[34]。据此,本文提出假设 H2。

H2:市场需求通过提升技术创新质量进而提高新兴企业全要素生产率。

(2)市场需求能够引导要素优化配置,推动产业高端化,提高企业全要素生产率。市场需求是产业结构优化升级的出发点^[35],理性厂商会根据上一期的销售情况及近期市场需求变化有效调整产品的种类和数量。市场需求的变化激励厂商进一步增加资源边际产出,将生产要素迁移至中高端产业以提高市场占有率和产品附加值率,产业供给端结构的持续优化将直接带来产品

质量的提升,并通过产业的上下游关联作用实现产业链高水平发展^[36],推动新兴产业高质量发展;市场需求的演变也降低了企业要素供给和生产需求的不匹配风险,极大地提升了有限资源总量的配置效率,促使生产过程中的“干中学”效应得到充分发挥,进而提升企业全要素生产率。

同时,产业结构的升级对提高企业全要素生产率有着极大的促进作用。产业结构升级优化主要体现在产业效率的提升与产业结构的合理配置,可分为产业结构合理化与产业结构高级化^[37]。产业结构合理化是生产要素在各个产业间流动,推动要素配置更加合理、各产业部门之间更加协调、劳动生产率更高的过程。产业结构向新兴产业调整,市场需求的演变会降低企业要素供给和生产需求的不匹配风险,极大地提升有限资源总量的配置效率,促使生产过程中的“干中学”效应得到充分发挥,提升企业全要素生产率^[38]。产业结构高级化是指产业结构从低级形式向高级形式发展,表现为以第一产业为主逐渐向以第二第三产业为主转化、从低效率型产业过渡为高效率型产业等。产业结构升级不仅能够提高战略性新兴产业等高端行业的比重,还会促进资源配置效率的提高,并且有利于激发新兴产品的开发和利用,从而提高全要素生产率。据此,本文提出假设 H3。

H3:市场需求通过优化产业结构进而提高新兴企业全要素生产率。

本研究的整体理论框架如图 1 所示。

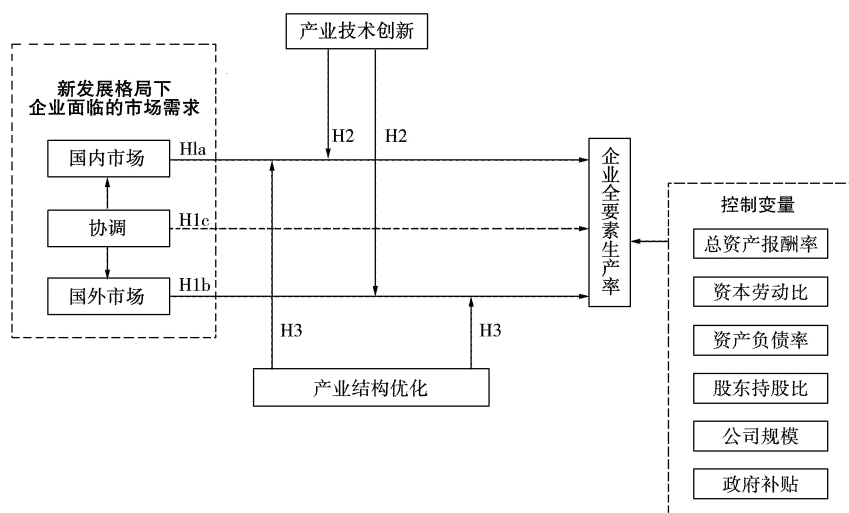


图 1 整体理论框架

三、实证研究设计

(一)模型构建

采用双向固定效应模型分析内需和外需对新兴企业全要素生产率的直接作用机制,构建如下基准回归模型:

$$Tfp_lp_{ijdt} = \beta_0 + \beta_1 Dm_u + \beta_2 Ex_u + \beta_3 X_{ijdt} + \lambda_d + \eta_t + \epsilon_{ijdt} \quad (1)$$

其中,下标 i 、 j 、 d 和 t 分别表示企业、省份、行业和年份,被解释变量 Tfp_lp 为战略性新兴产业上市公司的全要素生产率,解释变量 Dm 和 Ex 分别为内需和外需综合指数, X_{ijdt} 为一系列控制变量, β_s 为各变量的回归系数, λ_d 和 η_t 分别是行业固定效应和年份固定效应, ϵ 是随机误差项。

(二)变量定义

1. 市场需求综合指数

目前,学术界关于需求拉动新兴产业发展的相关研究多基于两个视角,即需求规模变迁^[39]和需求质量提升^[19],但本文认为这两个单一维度均无法系统衡量企业所面临的市场需求。具体而言,需求规模与全要素生产率息息相关,在需求规模持续收缩的条件下很难保持全要素生产率的提升^[40],而需求质量升级所产生的巨大市场潜力,不仅可以成为本地企业与外部企业开展技术合作的筹码^[41],还能改变消费结构和消费理念进而驱动产业优化升级^[42]。因此,本文在选择指标涵盖需求的数量和质量两个维度的同时,使用熵值法分别测度内外需市场发展的综合指数,表1为内外需市场发展的评价指标体系。

表1 内外需发展评价指标体系

子系统	指标层	指标解释	指标属性
内需发展系统	消费基础	人均可支配收入	正向
	消费意愿	人均消费支出	正向
	消费结构	八大类消费中除衣、食、住外的其他五类消费支出占总消费支出的比重	正向
	生活水平	恩格尔系数	负向
外需发展系统	出口规模	出口贸易额占GDP比重	正向
	进口规模	进口贸易额占GDP比重	正向
	出口结构	高技术产业出口占比	正向
	出口品质	出口技术复杂度	正向

考虑到内需市场作为经济“内循环”系统的一个真子集,参考赵文举和张曾莲^[43]建立的双循环系统指标体系,综合选取消费基础、消费意愿、消费结构和生活水平四个指标构成内需发展系统。在外需市场的数量维度方面,考虑到企业进口与出口之间具有很强的相关性^[44],进口贸易会促使生产率较高的企业进入出口市场,从而扩大企业面对的市场需求规模^[45]。另外,进口贸易的技术外溢效应也有利于企业进行研发创新^[46],提高全要素生产率。因此,选取出口规模和进口规模作为衡量指标。在外需市场的质量维度方面,选取出口技术复杂度和高技术产业出口占比作为衡量指标。出口技术复杂度的具体测算可分为两步:

首先测算各时期贸易产品 j 层面的出口技术复杂度($Exstru_{jt}$):

$$Exstru_{jt} = \frac{\sum_i \frac{x_{ijt}}{X_{it}} Y_{it}}{\sum_i (x_{ijt}/X_{it})} \quad (2)$$

其中,分子 x_{ijt}/X_{it} 表示 t 年 i 省贸易产品 j 的出口份额,分母 $\sum_i (x_{ijt}/X_{it})$ 表示 t 年全国贸易产品 j 的出口份额, Y_{it} 代表 t 年 i 省的人均GDP水平。再以地区各贸易产品 j 的出口份额为权重对每种产品的技术复杂度进行加权平均,从而得到地区层面的出口技术复杂度($Exstru_{it}$):

$$Exstru_{it} = \sum_j \frac{x_{ijt}}{X_{it}} Exstru_{jt} \quad (3)$$

各省份内外需综合指数的均值如表2所示,数值越大表明地区市场需求水平越高。上海、北京的内外需发展水平均远高于其他省份,意味着我国的市场需求发展水平具有较大的地域差距。

同时,外需小于内需的地区占到三分之二,这表明内需是拉动经济增长的主要动力。

表 2 中国各省份内外需综合指数均值

地区名称	内需 综合指数	内需排名	外需 综合指数	外需排名	地区名称	内需 综合指数	内需排名	外需 综合指数	外需排名
安徽	0.202 8	19	0.199 8	15	江西	0.189 3	21	0.182 1	18
北京	0.801 7	2	0.576 7	2	辽宁	0.305 9	8	0.269 9	10
福建	0.335 2	7	0.290 7	8	内蒙古	0.285 7	10	0.077 6	28
甘肃	0.133 2	29	0.116 3	25	宁夏	0.222 0	14	0.074 1	29
广东	0.403 6	6	0.573 1	3	山东	0.288 2	9	0.275 1	9
广西	0.153 4	27	0.229 3	13	山西	0.184 3	22	0.189 8	17
贵州	0.136 8	28	0.115 5	26	陕西	0.207 4	17	0.248 9	11
海南	0.176 7	25	0.197 1	16	上海	0.835 1	1	0.725 0	1
河北	0.216 2	15	0.134 6	23	四川	0.190 7	20	0.238 9	12
河南	0.180 9	23	0.209 3	14	天津	0.477 0	4	0.479 0	4
黑龙江	0.205 5	18	0.147 9	20	新疆	0.177 1	24	0.130 0	24
湖北	0.251 9	13	0.155 2	19	云南	0.155 2	26	0.108 6	27
湖南	0.255 3	11	0.138 7	22	浙江	0.550 6	3	0.424 1	5
吉林	0.209 5	16	0.138 8	21	重庆	0.254 4	12	0.325 6	7
江苏	0.437 6	5	0.415 2	6					

注:不含港澳台和青海、西藏数据。

根据各省份内外需综合指数进一步计算出国内外市场需求的平均变动趋势。如图 2 所示,中国内需综合指数总体呈波动上升态势,2019—2020 年因疫情防控内需急剧收缩,2020 年国家疫情防控常态化后内需快速回升。外需综合指数则总体呈稳健上升态势,2020 年略有下降而后快速增长。对比发现,我国外需综合指数始终小于内需,这也体现出新发展格局下以国内大市场为主体的必要性和合理性。

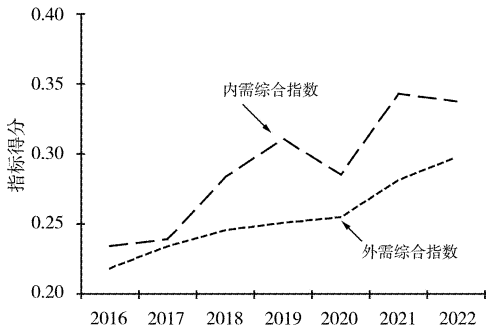


图 2 中国内外需综合指数平均变动趋势

2. 战略性新兴产业全要素生产率

采用 LP 法测算战略性新兴产业的全要素生产率,投入产出变量的选择借鉴黄先海和高亚兴^[47]的做法。同时,在后文中分别使用 OP 法、OLS 法、FE 法和 GMM 法重新测算并替换被解释变量进行稳健性检验。

使用 LP 法计算后得出 2016—2022 年中国新兴企业全要素生产率变化趋势,如图 3 所示,

总体呈不断增长的趋势。从具体分析来看,2016—2019年我国战略性新兴产业增幅明显,原因可能在于一系列加快培育和壮大战略性新兴产业政策的落实,使得战略性新兴产业迅速发展,新兴企业盈利能力和发展潜力不断提高。2019年后增长速度先略有放缓后又迅速增长,原因可能在于全球经济受新冠肺炎疫情影响,短期内影响了我国战略性新兴产业的发展。

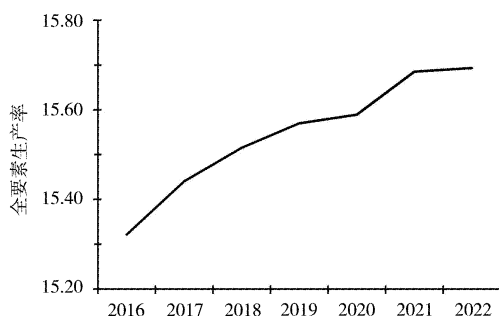


图3 中国新兴企业全要素生产率变化趋势

3. 控制变量

参照研究企业全要素生产率的已有文献,充分考虑可能的影响因素选择以下控制变量:总资产报酬率(Roa),用息税前利润与年初和年末总资产平均值之比来衡量,体现了企业的盈利能力和发展能力;资本劳动比($\ln kl$),用企业资本与劳动二者比值的对数表示,体现了企业生产要素的投入变化;资产负债率(Lev),用总负债与总资产之比来衡量,体现了企业的偿债能力和风控能力;股东持股比(Hol),以前十大股东持股比例表示,股权结构通过利益的趋同和侵占效应影响公司绩效表现^[48];公司规模($Size$),以企业员工数取对数来衡量,规模下的合理分工有利于提高全要素生产率;政府补贴(Gov),以企业所获政府补贴总额与营业总收入之比来衡量。

(三)样本数据

本文所使用的省份数据来自国研网和国家统计局,企业数据来自国泰安数据库,基础样本区间为2016—2022年。考虑到数据可得性等问题,本文所使用的省份数据不包括青海、西藏和港澳台地区。初选企业样本为中国战略新兴产业综合指数中披露的2180家上市公司,在剔除非正常交易及三年内主营业务发生重大变更的公司后,得到922家新兴企业各年度数据,7年共6454个观测样本。为消除价格因素影响,本文采用GDP缩减指数、居民消费价格指数和固定资产投资价格指数对相关指标进行平减处理。各变量描述性统计结果见表3。

表3 各变量描述性统计

	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	Tfp_lp	6 454	15.545 3	0.843 0	11.167 6	19.796 8
	Roa	6 454	0.049 7	0.086 6	-0.917 0	1.406 7
控制变量	$\ln kl$	6 454	14.508 6	0.744 3	11.459 0	17.816 7
	Lev	6 454	0.400 9	0.179 6	0.014 3	1.297 1
	Hol	6 454	0.528 2	0.148 3	0.087 8	1.000 1
	$Size$	6 454	7.760 8	1.166 6	4.356 7	13.253 5
	Gov	6 454	0.020 7	0.206 6	-0.002 0	16.469 5

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

构建面板数据模型分析内外需综合指数对中国战略性新兴产业全要素生产率的影响, Hausman 检验的结果拒绝了随机效应原假设, 表明在建立模型时应当选择固定效应模型, 基准回归结果如表 4 所示, 列(1)—列(4)分别为未控制年份与行业固定效应、仅控制行业固定效应、仅控制时间固定效应和同时控制行业和年份固定效应的逐步回归结果。由表 4 可见, 内需(Dm)和外需(Ex)对企业全要素生产率(Tfp_lp)的回归系数均显著为正, 表明样本企业的国内外市场需求越大, 其全要素生产率水平越高。列(4)的双向固定效应结果显示, 解释变量 Dm 和 Ex 的系数为正($\beta_1=0.1727, \beta_2=0.1382$), 且分别在 1% 和 5% 的水平下显著, 即企业内外需市场综合指数每扩大 1%, 将使其全要素生产率分别提高 0.1727% 和 0.1382%, 表明内需和外需对中国战略性新兴产业全要素生产率均产生了显著的正向影响。从回归系数可知, 内需的作用明显强于外需, 国内市场需求扩大正成为新兴产业实现产业升级的重要驱动力, 支持前文假设 H1a 和 H1b。

表 4 基准回归结果

变量	(1) Tfp_lp	(2) Tfp_lp	(3) Tfp_lp	(4) Tfp_lp
Dm	0.2416*** (0.0466)	0.2409*** (0.0456)	0.1813*** (0.0570)	0.1727*** (0.0468)
Ex	0.1337** (0.0564)	0.0916* (0.0553)	0.1758*** (0.0479)	0.1382** (0.0559)
Roa	1.4640*** (0.0767)	1.4695*** (0.0756)	1.5027*** (0.0768)	1.5127*** (0.0757)
$\ln kl$	0.5072*** (0.0091)	0.5258*** (0.0091)	0.5053*** (0.0091)	0.5239*** (0.0091)
Lev	0.5481*** (0.0393)	0.5769*** (0.0393)	0.5333*** (0.0393)	0.5599*** (0.0393)
Hol	-0.0105 (0.0427)	0.0437 (0.0420)	0.0309 (0.0440)	0.0885** (0.0433)
$Size$	0.5186*** (0.0062)	0.5182*** (0.0061)	0.5156*** (0.0062)	0.5151*** (0.0061)
Gov	-0.3567*** (0.0296)	-0.3608*** (0.0289)	-0.3544*** (0.0296)	-0.3586*** (0.0289)
常数项	3.7171*** (0.1515)	3.4288*** (0.1515)	3.7598*** (0.1518)	3.4726*** (0.1517)
时间固定效应	NO	NO	YES	YES
行业固定效应	NO	YES	NO	YES
观测值	6454	6454	6454	6454
R^2	0.6606	0.6770	0.6628	0.6793

注: 上标***、**、* 表示回归结果在 1%、5% 和 10% 的水平上显著; 括号内为稳健标准误。以下各表同。

(二)稳健性检验

1. 更换被解释变量

新兴企业全要素生产率是本文的被解释变量,前文基于LP法测算新兴企业全要素生产率后的基准回归已经表明国内外市场需求的扩大对新兴企业全要素生产率具有显著的促进作用。为增强实证结果的稳健性,本文分别采用OP、OLS、FE和GMM四种测算方法替代被解释变量,回归结果见表5列(1)—列(4)。与基准回归结果相比,解释变量回归系数符号和显著性未发生明显变化。支持假设H1a、H1b。

2. 更换解释变量

前文解释变量内需和外需综合指数均基于熵值法测算获得,采用不同测算方法所得指数参与回归可能会得到不同结论,为增强前文结论的稳健性,本文使用主成分分析法(PCA法)重新测算内外需综合指数后进行回归,回归结果见表5列(5)。与基准回归结果相比,用PCA法测算所得的解释变量回归系数符号和显著性同样无明显变化,证明基准回归结果具有较强的稳健性。

表5 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		更换被解释变量			PCA法	剔除直辖市
	<i>Tfp_op</i>	<i>Tfp_ols</i>	<i>Tfp_fe</i>	<i>Tfp_gmm</i>	<i>Tfp_lp</i>	<i>Tfp_lp</i>
<i>Dm</i>	0.087 0** (0.041 2)	0.117 1*** (0.041 8)	0.104 5** (0.041 7)	0.276 1*** (0.052 6)	0.071 2*** (0.015 6)	0.244 5*** (0.064 5)
<i>Ex</i>	0.085 2* (0.049 4)	0.092 6* (0.049 8)	0.085 2* (0.049 7)	0.130 7** (0.062 7)	0.019 1*** (0.005 9)	0.089 2* (0.050 1)
常数项	2.613 1*** (0.152 7)	3.514 6*** (0.139 8)	3.160 5*** (0.145 2)	3.427 2*** (0.170 3)	3.452 1*** (0.151 9)	5.054 0*** (0.161 9)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	6 454	6 454	6 454	6 454	6 454	4 933
R^2	0.694 1	0.782 0	0.803 7	0.319 5	0.679 1	0.668 4

3. 剔除直辖市数据

我国的直辖市在经济发展、产业结构、人口规模、地方政策等方面与各省存在较大差异,能够在直辖市生存发展的企业或许本身就具有较高的全要素生产率^[49-50]。为避免数据极端值影响估计结果,本文在剔除直辖市样本后重新进行回归,回归结果见表5列(6)。剔除四个直辖市样本数据后,回归结果与前文基准回归结果保持一致。

4. 解决内生性

新兴企业的全要素生产率和市场需求,可能存在双向因果关系。对此,本文进一步采用工具变量法以解决内需综合指数和外需综合指数这两个解释变量可能存在的内生性问题。可靠的工

具变量需满足与内外需综合指数相关但与随机扰动项不相关,即相关性和外生性。因此,本文采用以下两种工具变量:一是选择内外需综合指数的一阶滞后项作为工具变量进行两阶段最小二乘法估计,结果见表 6 列(1)。二是参考赵奎等^[51]的做法,使用份额移动法构造 Bartik 工具变量。计算公式为:

$$B_{Dm} = Dm_0 \times (1 + G_t)$$

(4)

$$B_{Ex} = Ex_0 \times (1 + G_t)$$

(5)

其中, Dm_0 、 Ex_0 分别表示 2016 年的内需和外需综合指数, G_t 表示全国整体需求综合指数相对于 2016 年的增长率。Bartik 工具变量能缓解内生性问题的原因在于:本文所计算出的全国整体需求综合指数来自全国 29 个省(市、自治区),并不会明显地受到某个单独的省(市、自治区)市场需求的影响,全国整体需求综合指数的变化相对于某个省(市、自治区)来说可以看作外生;并且,由于单独某个省(市、自治区)的市场需求冲击不会重要到同国家整体的市场需求水平相关,因此本文构建的工具变量是有效的。使用滞后一期和 Bartik 工具变量进行两阶段最小二乘法估计,以此结果解释市场需求对全要素生产率的单向作用,回归结果见表 6 列(2)。

表 6 工具变量分析的回归结果

变量	(1)	(2)
	一阶滞后项工具变量 <i>Tfp_lp</i>	滞后一期和 Bartik 工具变量 <i>Tfp_lp</i>
<i>Dm</i>	0.149 2*** (0.050 3)	0.144 3*** (0.050 2)
<i>Ex</i>	0.125 5** (0.061 8)	0.128 5** (0.061 6)
控制变量	YES	YES
时间固定效应	YES	YES
行业固定效应	YES	YES
Anderson canon. corr. LM	5 220.423***	5 250.235***
Cragg-Donald Wald F	4.6×10^4 ***	2.6×10^4 ***
第一阶段 F 统计量(<i>Dm</i>)	1.6×10^5	1.1×10^5
第一阶段 F 统计量(<i>Ex</i>)	1.0×10^5	74 080.50
<i>Sargan</i>	—	0.103 4
观测值	5 532	5 532
R^2	0.715 8	0.715 8

表 6 工具变量相关检验表明,本文所使用的工具变量不存在识别不足和弱工具变量问题,且表 6 列(2)表明模型通过了过度识别检验,因此本文工具变量选取较为合理。估计结果显示,内需综合指数和外需综合指数的回归系数均显著为正,表明国内外市场需求的扩大确实能提高新兴产业的全要素生产率,进一步支持前文假设 H1a 和 H1b。

(三)异质性检验

1. 区分不同地区

上文结果已经表明,基于全国范围这一整体来看,内外需综合指数对企业全要素生产率都具

有显著的促进作用。本文参照国家统计局的划分标准,将全国除青海、西藏和港澳台以外的29个省份分为东部和中西部两个子样本,分别考察东部和中西部内外需综合指数与新兴企业全要素生产率之间的关系,结果见表7列(1)列(2)。

由表7列(1)列(2)分地区回归结果可知,东部和中西部地区的内需综合指数系数均显著为正,且比较系数发现内需的作用在中西部地区的影响远大于东部地区;外需综合指数在东部地区对企业全要素生产率的影响显著为正,在西部地区该变量系数符号为正但未通过显著性检验。其原因可能在于:

第一,根据龙少波和丁点尔^[11]的观点,某地区需求端的消费与生产端的产业处于空间分离状态时,需求的扩散效应能够同时拉动当地和其他区域产业的升级。东部地区的经济发展总量与速度远高于中西部地区,需求外溢现象在一定程度上削弱了内需综合指数对企业全要素生产率的促进作用。而中西部地区的经济发展基础较为薄弱,内需的扩大能够更多地拉动当地企业的高质量发展。因此,中西部地区相较于东部地区来说,内需的促进作用更加明显。第二,从所选样本企业的分布来看,东部地区的战略性新兴产业企业数量是中西部地区的近3倍,优越的邻近出海口岸在很大程度上扩大了东部地区企业的国外市场潜能^[52-53],从而提高了对外需的依赖性。而中西部地区企业本地市场需求较为有限,同时存在部分市场被东部地区侵占的现实情况,从而对外需的依赖性不明显。

表7 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	区分地域		区分市场化程度高低		区分股权性质	
	东部 <i>Tfp_lp</i>	中西部 <i>Tfp_lp</i>	较高 <i>Tfp_lp</i>	较低 <i>Tfp_lp</i>	国有 <i>Tfp_lp</i>	非国有 <i>Tfp_lp</i>
<i>Dm</i>	0.112 1** (0.047 8)	0.583 8* (0.323 5)	0.151 6*** (0.049 8)	0.381 3 (0.502 8)	0.014 6 (0.098 3)	0.187 7*** (0.052 0)
<i>Ex</i>	0.109 7* (0.065 9)	0.324 1 (0.216 6)	0.103 6* (0.061 5)	-0.275 4 (0.336 1)	0.182 1 (0.121 2)	0.180 5*** (0.061 3)
常数项	2.798 3*** (0.176 6)	4.122 0*** (0.306 8)	1.654 7*** (0.190 1)	3.461 7*** (0.443 1)	4.068 3*** (0.280 5)	3.351 3*** (0.183 7)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	4 817	1 637	5 401	1 053	1 696	4 758
<i>R</i> ²	0.693 8	0.715 8	0.670 5	0.747 1	0.735 9	0.649 3

2. 区分市场化程度

为考察内外需综合指数对企业全要素生产率的影响是否因市场化程度的高低而存在差异,本文借鉴方慧和霍启欣^[54]的做法,以历年各省份市场化程度的中位数为界将样本划分为高市场化和低市场化两组数据,市场化指数的选取参照中国市场化指数数据库

表7列(3)列(4)为区分市场化程度的分组回归结果。内外需综合指数仅对高市场化地区企业全要素生产率产生显著的正向影响。出现此结果的原因可能在于:第一,与低市场化地区相比,高市场化地区的市场机制更加完善和灵活,当地企业具有更强烈的自我保护意识和更高效的信息传递机制,对宏观经济政策和外部市场需求变化的敏感度也就更高;第二,市场化进程水平

较高意味着企业的竞争环境更加激烈,优胜劣汰的市场规则倒逼企业提高产品附加值率,从而使企业在满足本地市场的同时吸引部分其他区域及国外市场需求。

3. 区分股权性质

不同股权性质下的战略性新兴产业在创新动力、资源获取和发展模式等多个方面存在差异,从而同一地区市场需求变化对企业全要素生产率的影响也因股权性质不同而存在差异。对此,本文根据企业股权性质将新兴企业样本划分为国有和非国有两组数据对比分析,以更有利于全面了解战略性新兴产业的发展动态。

表 7 列(5)列(6)为区分企业股权性质的子样本分组回归结果。内外需综合指数仅对非国有企业全要素生产率产生显著的正向影响。出现此结果的原因可能在于:非国有企业出于利益最大化动机在资源配置上更加高效,且经营方式更为灵活,依赖创新实现在竞争中的领先地位,故其有更高的市场敏感度和适应力,能够快速调整发展战略以满足消费者日益多样化的需求;国有企业长期以来受益于政策倾斜和资源扶持等,逐渐形成依赖扩张规模和加大投入的外延式发展模式,并不完全适应优胜劣汰的市场竞争机制和新时期产业转型升级的需要,因此市场需求对国有企业的全要素生产率影响并不显著。

(四)作用机制检验

本文借鉴黄先海和高亚兴^[47]的机制检验做法,进一步论证市场需求促进企业全要素生产率提高的作用机制。由前文理论分析部分可知,产业技术创新和产业结构优化对全要素生产率的因果关系较为清晰,因此本文重点关注内外需综合指数对中介变量的影响。中介效应检验模型设定如下:

$$M_{ijt}} = \beta_0 + \beta_1 Dm_{jt} + \beta_2 Ex_{jt} + \beta_3 X_{ijt} + \lambda_d + \eta_t + \epsilon_{ijt} \quad (6)$$

其中, M 为代表本文产业技术创新和产业结构优化的中介变量,其余变量设定与式(1) 假定相同。

对于产业技术创新效应,本文采用《中国区域创新能力报告》的综合得分衡量区域技术创新水平($Innova$),综合得分越高表明区域创新能力越强。该报告通过加权综合评价法构造区域创新能力框架,具体涵盖五个一级指标,具有较强的合理性和权威性。由于当年报告使用滞后两年数据测算,而 2024 年该报告尚未披露,本文使用线性插值法对 2022 年数据进行填补。对于产业结构优化效应,本文参考徐敏和姜勇^[55] 的做法构建产业结构层次系数($Instru$),以反映产业结构高级化程度,数值越大表明产业结构越趋于高级化。具体公式如下:

$$Instru = \sum_{i=1}^3 \frac{Y_i}{Y} \times \frac{i}{6} \quad (7)$$

式中, Y_i/Y 为 i 产业产值占总产值的比例, $i = 1, 2, 3$ 。

表 8 展示了市场需求影响企业全要素生产率的机制检验结果。由表 8 列(2)可知,内外需综合指数对产业技术创新的回归系数显著为正($\beta_1 = 0.8772$, $\beta_2 = 0.3613$),且均在 1% 的水平下显著。这意味着企业内外需市场综合指数每扩大 1%,将使产业技术创新水平分别提高 0.8772% 和 0.3613%,表明内需和外需对产业技术创新均产生了显著的正向影响,即市场需求能够促进技术创新,提升产品附加值率,进而提高企业全要素生产率。支持前文假设 H2。

由表 8 列(3)可知,内外需综合指数对产业结构优化的回归系数均显著为正($\beta_1 = 0.1035$, $\beta_2 = 0.0021$),且分别在 1% 和 10% 的水平下显著。这意味着企业内外需市场综合指数每扩大 1%,将使产业结构优化分别提高 0.1035% 和 0.0021%,表明内需和外需对产业结构优化产生

了显著的正向影响,即市场需求能够优化要素配置,推动产业高端化,进而提高企业全要素生产率,支持前文假设 H3。

表 8 机制检验结果

变量	(1) 基准回归 Tfp_lp	(2) 产业技术创新 Tfp_lp	(3) 产业结构优化 Tfp_lp
Dm	0.172 7*** (0.046 8)	0.877 2*** (0.021 3)	0.103 5*** (0.000 9)
Ex	0.138 2** (0.055 9)	0.361 3*** (0.023 0)	0.002 1* (0.001 1)
常数项	3.472 6*** (0.151 7)	3.131 3*** (0.054 4)	0.352 5*** (0.003 0)
控制变量	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES
观测值	6 454	6 454	6 454
R^2	0.6 793	0.9 832	0.8 646

五、进一步分析

(一)国内外市场的耦合协调度测算

构建新发展格局背景下国内外市场的同频共振和融通发展,对战略性新兴产业提升综合竞争力具有重要意义。为了考察内外需的互动效应,本文参考葛鹏飞等^[56]的研究思路,在使用熵值法测算内需和外需两个子系统的综合发展水平后,构建两个系统之间的耦合协调度模型,并将其作为两者相互促进与协调发展的度量指标,在此基础上进一步探讨内外需耦合协调度对企业全要素生产率的影响。具体的指标构建体系见表 1。

内需系统与外需系统之间的耦合度主要测量两者相互促进、相互协调关系的强弱,数值越高则二者相互促进、协调发展作用越强。计算两个市场发展水平的耦合协调度共分三步:

第一步,计算两个子系统的综合发展水平,已在上文利用熵值法测算得出。

第二步,建立两个子系统之间的耦合协调度模型:

$$C(Dm, Ex) = 2 \times \left[\frac{Dm \cdot Ex}{(Dm + Ex)^2} \right]^+ \quad (8)$$

其中, Dm 和 Ex 分别表示国内市场 and 国外市场, C 表示系统间的耦合度,取值范围为 $0 \sim 1$ 。

第三步,建立耦合协调度模型:

$$T(Dm, Ex) = \alpha Dm + \beta Ex \quad (9)$$

$$D(Dm, Ex) = \sqrt{C(Dm, Ex) \times T(Dm, Ex)} \quad (10)$$

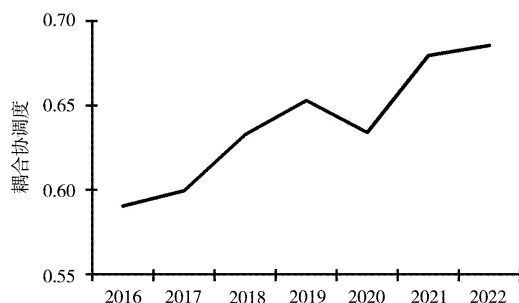
其中, T 为综合协调指数, α 和 β 分别表示子系统内循环、外循环的待定权重,且二者之和为 1。本文借鉴赵文举和张曾莲^[49]的研究,确定本文权重 $\alpha = 0.7$ 、 $\beta = 0.3$ 代入计算。 D 为内外需的耦合协调度,取值范围为 $0 \sim 1$ 。

王瑜炜和秦辉^[57]将耦合协调度划分为十个等级,耦合协调度等级划分与测算结果如表 9 所

示。从图 4 平均变化趋势来看,内外需发展水平的平均耦合协调度水平呈现较为稳定的上升趋势,逐步从勉强协调过渡为初级协调。

表 9 耦合协调等级与判别标准

耦合协调度	0~0.09	0.10~0.19	0.20~0.29	0.30~0.39	0.40~0.49
协调等级	极度失调	严重失调	中度失调	轻度失调	濒临失调
耦合协调度	0.50~0.59	0.60~0.69	0.70~0.79	0.80~0.89	0.90~1
协调等级	勉强协调	初级协调	中级协调	良好协调	优质协调

图 4 2016—2022 年中国新兴产业内外需发展水平
耦合协调度平均变化趋势

(二)耦合协调度对全要素生产率的影响

为了探究内外需发展水平的耦合协调度与企业全要素生产率的增长关系,构建如下双向固定效应模型:

$$Tfp_lp_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Cod_{jt} + \beta_s X_{ijt} + \lambda_d + \eta_t + \epsilon_{ijt} \quad (11)$$

其中, Cod 表示两个市场的耦合协调度,其余变量与符号含义与式(1)保持一致,回归结果如表 10 所示。

表 10 耦合协调度对全要素生产率的回归结果

变量	(1) Tfp_lp	(2) Tfp_op	(3) Tfp_ols	(4) Tfp_fe	(5) Tfp_gmm
Cod	0.394 2*** (0.040 0)	0.252 8*** (0.037 1)	0.318 3*** (0.038 1)	0.269 8*** (0.037 3)	0.521 3*** (0.045 0)
常数项	3.346 5*** (0.150 2)	3.469 3*** (0.139 1)	3.412 4*** (0.142 8)	3.454 6*** (0.139 8)	3.236 2*** (0.168 7)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	6 454	6 454	6 454	6 454	6 454
R^2	0.679 4	0.660 0	0.752 1	0.785 3	0.319 3

由表 10 列(1)可知,两个市场的耦合协调度对全要素生产率的回归系数为正($\beta_1=0.394 2$),且在 1%的水平下显著,即企业内外需市场的互动效应每增强 1%,将使其全要素生产率提高

0.394 2%,表明国内外市场的互动效应有利于战略性新兴产业提高全要素生产率。为保证该结果的稳健性,本文使用多种方法进行检验:一是替换被解释变量后回归,回归结果见表10列(2)—列(5);二是根据以国内大市场为主体的要求,确定内需系数大于外需系数,更换权重后重新带入耦合模型,计算协调度后进行双向固定效应回归,回归结果见表11,列(1)—列(3)分别按照 $\alpha=0.6$ 、 $\alpha=0.8$ 和 $\alpha=0.9$ 的权重计算耦合协调度;三是使用主成分分析法(即PCA法)测算两个子系统的综合发展水平后构建耦合协调度模型,回归结果见表10列(4);四是剔除直辖市的样本数据,回归结果见表11列(5)。

通过前后对比可以看出,耦合协调度对企业全要素生产率仍然具有显著的促进作用,表明这一结论具有较强的稳健性,支持前文假设H1c。这意味着在内外需市场耦合协调水平不断取得提升的前提下,未来一定会形成两个市场同频共振、和谐共生的局面。一方面,潜力巨大的内需市场为战略性新兴产业提供市场基础,并促使企业不断提高自身的技术创新能力,增强企业的核心竞争力并优化出口结构;另一方面,新兴产业通过吸收国外市场的技术渗透优势,带动我国产品与服务品质进一步提升。国内外市场便通过如此相互协调的过程共同推动战略性新兴产业可持续增长,耦合协调度越高,越有利于产业经济效益提升。

表 11 耦合协调度对全要素生产率稳健性检验结果

变量	(1) $\alpha=0.6$ <i>Tfp_lp</i>	(2) $\alpha=0.8$ <i>Tfp_lp</i>	(3) $\alpha=0.9$ <i>Tfp_lp</i>	(4) PCA 法 <i>Tfp_lp</i>	(5) 剔除直辖市 <i>Tfp_lp</i>
<i>Cod</i>	0.398 2*** (0.040 5)	0.387 7*** (0.039 4)	0.379 1*** (0.038 7)	0.208 7*** (0.022 1)	0.399 7*** (0.060 4)
常数项	3.333 4*** (0.150 3)	3.360 1*** (0.150 1)	3.373 9*** (0.150 1)	3.319 1*** (0.150 9)	3.460 9*** (0.187 8)
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	6 454	6 454	6 454	6 356	4 933
<i>R</i> ²	0.679 4	0.679 4	0.679 4	0.680 0	0.666 7

六、主要结论与政策建议

当前全球贸易格局已发生重大变化,积极培育内需、实现国内市场与国际市场的联通与促进是实现战略性新兴产业高质量发展的关键举措,加快产业技术创新和结构优化是提升全要素生产率的重要着力点。本文利用2016—2022年数据,实证探究了内外需综合指数对战略性新兴产业全要素生产率的整体影响,并进一步检验了国内外市场的互动效应对战略性新兴产业全要素生产率的影响。结论如下:第一,内需和外需对战略性新兴产业全要素生产率均具有显著的促进作用,且内需的作用远大于外需;第二,产业技术创新和产业结构优化是内外需综合指数促进企业全要素生产率提高的重要机制;第三,内外需平均耦合协调度水平呈现较为稳定的上升趋势,从濒临失调逐步过渡为勉强协调;第四,内外需的互动效应有利于推动战略性新兴产业实现产业升级和高质量发展。

在新发展格局背景下,国内市场需求的扩大已经成为新兴产业高质量发展的主要动力,但国外市场对全要素生产率提高的贡献作用不容忽视。在内外需市场平均耦合协调水平不断上升的

前提下,未来一定会形成两个市场同频共振、和谐共生的局面,因此布局海外市场参与国际竞争同样不容忽视。战略性新兴产业的发展一方面应积极培育国内市场,坚持“内主外次”的有偏性发展策略;另一方面应把握适度原则,协调国内市场与国际市场的发展,为把握全球新一轮工业革命提供动力。基于以上研究结论,本文提出以下对策建议。

第一,在新发展格局背景下继续坚持扩大内需,积极畅通国内大循环,增强国内大市场对战略性新兴产业发展的基础性作用。一方面,坚持从需求侧引导居民消费转型升级。通过改善民生、社会保障等举措,缩小城乡收入差距,充分激发国内市场的消费潜力,实现消费和生产的有效匹配。另一方面,要从供给侧发力不断创造新的消费增长点。抓住数字经济与实体经济深度融合发展带来的发展机遇,加快实物消费基础设施提档升级。推动网络平台消费增长,创新打造更多消费新业态、新场景和新模式,促进数字消费和绿色消费,迎合消费市场个性化与多样化的消费需求。

第二,在新发展格局下打通国内与国际市场,建立高度一体化的市场结构。对内,一方面要加快实施区域协调发展、精准扶贫和乡村振兴战略,打破地区之间的市场分割和封锁,加快中西部地区的经济发展速度,充分挖掘我国超大规模市场潜力;另一方面要针对国外市场变化做出科学有效的战略决策,积极调整出口结构,提升高附加值产品出口,尤其要扩大高科技领域产品在全球市场的份额。对外,要继续深化“一带一路”倡议,努力突破国内市场与国际市场间的壁垒,增强内外市场的一体化程度。通过加大对外开放力度提高参与国际规则制定的能力,扫除新兴产业发展所面临的创新要素流动障碍,促进我国战略性新兴产业与全球创新体系实现同步发展。

第三,政府部门要持续优化产业发展环境。近年来,国际经济循环明显弱化甚至受阻,为我国战略性新兴产业发展的国际环境增添了许多不确定性,因此“十四五”时期中国战略性新兴产业发展的立足点应放在国内。在此背景下,积极营造与产业发展阶段适配的发展环境,进一步刺激并鼓励创新,尽快掌握一批关键核心技术,加速动能转换和产业结构升级。推动新一代信息技术在工业领域的广泛应用,助力传统产业实现智能化和绿色化发展,推动新旧产业的深度融合。此外,战略性新兴产业的发展依赖资源投入,政府部门应当梳理现有技术短板领域,及时在市场失灵领域增加投入,充分发挥战略性新兴产业的战略性作用。

第四,市场需求的促进作用因异质性问题还有待深化,政府部门应因地制宜制定差异化发展战略。针对地区异质性,应支持引导中西部地区把发展特色优势产业作为重点方向,将短板转化成后发优势,合理利用当地区位优势和自然资源,积极发展数字经济、清洁能源等优势产业,加快中西部地区产业转型升级;鼓励东部地区发挥地理区位和要素集聚优势,前瞻性地设立一批引领未来的新兴产业,充分利用连接国内外两个市场、两种资源的独特优势,进一步畅通国内国外双循环。针对市场化异质性,应当继续推进市场化进程,营造有利于地区新兴产业成长的市场环境,从而引导新兴产业,培育创新文化,实现产业链条的向上突破。针对股权异质性,政府部门应当继续推进国有企业深化改革,努力激发内生动力,加快创新转型,提高国有企业根据市场信息改进效率的敏感性;积极完善公平竞争的市场机制,在融资约束和税收优惠等方面给予类似国有企业的待遇,助力非国有企业提高技术效率。

参考文献

- [1] 郭晗,侯雪花.新质生产力推动现代化产业体系构建的理论逻辑与路径选择[J].西安财经大学学报,2024,37(1):21-30.
- [2] 韩喜平,马丽娟.新质生产力的政治经济学逻辑[J].当代经济研究,2024(2):20-29.
- [3] 孙治宇,王庚.国内需求培育抑或国外市场拓展:我国战略性新兴产业发展的市场驱动力研究[J].企业经济,

- 2019(1):144-152.
- [4] 任保全,王亮亮.战略性新兴产业高端化了吗?[J].数量经济技术经济研究,2014(4):39-56.
- [5] 黄先海,张胜利.中国战略性新兴产业的发展路径选择:大市场诱致[J].中国工业经济,2019(11):60-78.
- [6] 张二震,戴翔.以“双循环”新发展格局引领经济高质量发展:理论逻辑与实现路径[J].南京社会科学,2023(1):51-59.
- [7] 王一鸣.百年大变局、高质量发展与构建新发展格局[J].管理世界,2020,36(12):1-13.
- [8] 洪银兴.进入新阶段后中国经济发展理论的重大创新[J].中国工业经济,2017(5):5-15.
- [9] 韩峰,毛欣,史桐奇,等.国内大市场优势与制造业出口产品质量升级[J].审计与经济研究,2023,38(5):97-107.
- [10] PORTER M E. Location, competition, and economic development: Local clusters in a global economy[J]. *Economic development quarterly*, 2000,14(1):15-34.
- [11] 龙少波,丁点尔.消费升级对产业升级的影响研究:理论机制及实证检验[J].现代经济探讨,2022(10):25-38.
- [12] 阿尔弗雷德·马歇尔.经济学原理[M].廉运杰,译.北京:华夏出版社,2005.
- [13] DESMET K, PARENTE S L. Bigger is better: market size, demand elasticity, and innovation[J]. *International Economic Review*, 2010,51(2):319-333.
- [14] ZWEIMÜLLER J, BRUNNER J K. Innovation and growth with rich and poor consumers[J]. *Metroeconomica*, 2005,56(2):233-262.
- [15] 杨源源,于津平,杨栋旭.融资约束阻碍战略性新兴产业高端化了吗?[J].经济评论,2018(5):60-74.
- [16] 孙阳阳,王冬梅.政府补贴对战略性新兴产业全要素生产率的影响:基于创新激励的中介效应检验[J].工业技术经济,2021,40(12):3-13.
- [17] 朴英爱,周鑫红,于鸿.战略性新兴产业政策、研发支出与企业全要素生产率:基于新一代信息技术产业的实证分析[J].经济问题,2023(1):70-79.
- [18] 熊勇清,李鑫,黄健柏,等.战略性新兴产业市场需求的培育方向:国际市场抑或国内市场:基于“现实环境”与“实际贡献”双视角分析[J].中国软科学,2015(5):129-138.
- [19] 吴金龙,傅康生,白俊红,等.消费升级引领战略性新兴产业全球价值链攀升:理论逻辑与中国经验[J].经济学报,2022,10(3):195-240.
- [20] 申俊喜,沈佳,刘元维.消费升级推动战略性新兴产业高端化发展了吗?[J].南大商学评论,2021(2):1-21.
- [21] 许永兵.注重需求侧管理,让消费的引擎作用更加强劲[N].人民日报,2021-01-20(9).
- [22] 杨天宇,陈明玉.消费升级对产业迈向中高端的带动作用:理论逻辑和经验证据[J].经济学家,2018(11):48-54.
- [23] 戴翔,刘梦,张为付.本土市场规模扩张如何引领价值链攀升[J].世界经济,2017,40(9):27-50.
- [24] 张帆,潘佐红.本土市场效应及其对中国省间生产和贸易的影响[J].经济学(季刊),2006(1):307-328.
- [25] LINDER S B. An essay on trade and transformation[M]. Stockholm: Almqvist & Wiksell, 1961.
- [26] KRUGMAN P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade[J]. *American economic review*, 1980,70(5):950-959.
- [27] 赵春明,班元浩,李宏兵.数字经济助推双循环新发展格局的机制、路径与对策[J].国际贸易,2021(2):12-18.
- [28] EVENSON R E, WESTPHAL L E. Technological change and technology strategy[J]. *Handbook of development economics*, 1995(3): 2209-2299.
- [29] 申俊喜,赵蕾.市场一体化、消费升级与战略性新兴产业发展[J].广西师范大学学报(哲学社会科学版),2023,59(6):100-119.
- [30] 冯伟,李嘉佳.本土市场规模与产业升级:需求侧引导下的供给侧改革[J].云南财经大学学报,2018,34(10):13-26.
- [31] ACEMOGLU D, LINN J. Market size in innovation: theory and evidence from the pharmaceutical industry[J]. *The Quarterly journal of economics*, 2004,119(3):1049-1090.

- [32] 陈宇斌,王森,陆杉.新发展理念驱动下绿色创新对碳排放的影响及其机制研究:基于连续型双重差分的经验证据[J].经济与管理研究,2022,43(9):3-16.
- [33] 徐建中,王曼曼,贯君.动态内生视角下能源消费碳排放与绿色创新效率的机理研究:基于中国装备制造业的实证分析[J].管理评论,2019,31(9):81-93.
- [34] YUNPENG S, ASIF R. Composite fiscal decentralisation and green innovation: Imperative strategy for institutional reforms and sustainable development in OECD countries[J]. Sustainable Development, 2022, 30(5):944-957.
- [35] 王吉霞.产业结构优化升级与经济发展阶段的关系分析[J].经济纵横,2009(11):71-73.
- [36] 龙少波,张梦雪,田浩.产业与消费“双升级”畅通经济双循环的影响机制研究[J].改革,2021(2):90-105.
- [37] 左鹏飞,姜奇平,陈静.互联网发展、城镇化与我国产业结构转型升级[J].数量经济技术经济研究,2020,37(7):71-91.
- [38] 龚梦琪,刘海云.中国双向 FDI 协调发展、产业结构演进与环境污染[J].国际贸易问题,2020(2):110-124.
- [39] 任保全,刘志彪,王亮亮.战略性新兴产业生产率增长的来源:出口还是本土市场需求[J].经济学家,2016(4):13-23.
- [40] 逢锦聚,林岗,杨瑞龙,等.促进经济高质量发展笔谈[J].经济学动态,2019(7):3-19.
- [41] 马广程,曹建华.消费需求质量升级提升了中国出口技术复杂度吗:基于“双循环”视角下的本地市场效应验证[J].国际经贸探索,2022,38(8):20-35.
- [42] 潘锡泉.消费升级引领产业升级:作用机理及操作取向[J].当代经济管理,2019,41(3):11-16.
- [43] 赵文举,张曾莲.中国经济双循环耦合协调度分布动态、空间差异及收敛性研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(2):23-42.
- [44] 张辉,吴唱唱,王桂军.进口竞争对本土企业创新的影响效应:供给、需求双视角的机制研究[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2022(4):16-35.
- [45] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. econometrica, 2003,71(6):1695-1725.
- [46] 李平,史亚茹.进口贸易、生产率与企业创新[J].国际贸易问题,2020(3):131-146.
- [47] 黄先海,高亚兴.数实产业技术融合与企业全要素生产率:基于中国企业专利信息的研究[J].中国工业经济,2023(11):118-136.
- [48] 施东晖.股权结构、公司治理与绩效表现[J].世界经济,2000(12):37-44.
- [49] 申俊喜,谢嘉欢.数字消费对战略性新兴产业全要素生产率的影响:以新一代信息技术产业为例[J].广西师范大学学报(哲学社会科学版),2024,60(2):127-145.
- [50] 申俊喜,郭晶.服务性消费对战略性新兴产业高质量发展的影响[J].盐城师范学院学报(人文社会科学版),2024,44(1):50-65.
- [51] 赵奎,后青松,李巍.省会城市经济发展的溢出效应:基于工业企业数据的分析[J].经济研究,2021,56(3):150-166.
- [52] 赵增耀,夏斌.市场潜能、地理溢出与工业集聚:基于非线性空间门槛效应的经验分析[J].中国工业经济,2012(11):71-83.
- [53] 季小立,周伟杰.新常态下长三角制造业金融化风险管控[J].现代经济探讨,2020(2):75-82.
- [54] 方慧,霍启欣.数字服务贸易开放与企业创新质量的“倒 U 型”关系:兼议技术吸收能力和知识产权保护的调节作用[J].世界经济研究,2023(2):3-18.
- [55] 徐敏,姜勇.中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗?[J].数量经济技术经济研究,2015,32(3):3-21.
- [56] 葛鹏飞,韩永楠,武宵旭.中国创新与经济发展的耦合协调性测度与评价[J].数量经济技术经济研究,2020,37(10):101-117.
- [57] 王瑜炜,秦辉.中国信息化与新型工业化耦合格局及其变化机制分析[J].经济地理,2014,34(2):93-100.

Research on the Impact of Domestic and Foreign Market Demands on Total Factor Productivity of Strategic Emerging Industries under the New Development Pattern

SHEN Junxi, FANG Qi

(School of Business, Nanjing Normal University, Nanjing, Jiangsu, 210046, China)

Abstract: In the context of building the new development pattern, this paper comprehensively uses the data of listed companies and provinces from 2016—2022 to calculate the total factor productivity(TFP) of strategic emerging industries and the comprehensive index of internal and external demands, and systematically examines the impact and its mechanism of market demand on strategic emerging industries, then further discusses the influence of the same frequency resonance and coordinated development of domestic and foreign markets. The study found that, in general, domestic and foreign market demands play a significant role in promoting the TFP of strategic emerging industries, and the influence of domestic demand is significantly greater than external demand. This effect is mainly achieved through industrial technology innovation and industrial structure optimization. This conclusion is still valid after robustness check. Moreover, the level of coupling coordination in internal and external market demands has continued to improve, from barely balanced to primary coordination, indicating that the two market demands will definitely reach the same frequency of resonance and harmonious coexistence in the future; the interaction between the internal and external demands are conducive to promoting strategic emerging industries to improve the TFP. The research shows that during the “14th Five-Year Plan” period, China’s strategic emerging industries must vigorously develop the domestic market and adhere to the biased development strategy of “focusing on internal market and supported by external market”, while adhering to the principle of appropriate development and coordinating the development of the domestic and international markets.

Key words: new development pattern; strategic emerging industries; comprehensive index of internal demand; comprehensive index of external demand

〔责任编辑:陈济平〕