

国内市场需求与本土企业核心竞争力：促进还是抑制？*

凌永辉

(南京大学长江产业经济研究院 210093)

内容摘要：中国加快推进高质量发展的现实背景下，国内市场需求对本土企业提升核心竞争力究竟产生了促进还是抑制作用，尚缺乏有支撑的理论和经验证据。本文用中国工业企业层面的微观数据实证考察了国内市场需求对本土企业提升核心竞争力的影响机制及效应。研究表明：第一，国内市场需求有助于引致本土企业增加研发设计投入和品牌营销投入，促进增加值活动更多地从生产中的有形活动转向生产前及生产后的无形活动，从而提升自身核心竞争力。第二，从所有制角度进一步解构市场竞争因素后发现，在国内市场需求牵引下，民营企业比国有企业更能显著地提升核心竞争力。第三，中国自东向西的区域产业布局和发展具有雁阵转移的典型特征，导致了国内市场需求对企业提升核心竞争力的促进作用在地理上存有异质性，呈现出由东部到中部再到西部的“阶梯型”递减态势。这些发现为当前构建新发展格局背景下更好实施扩大内需战略提供了有益的决策参考。

关键词：国内市场需求 本土企业 核心竞争力 增加值活动 微笑曲线

中图分类号：F062.9 文献标识码：A 文章编号：1005-1309(2022)11-074
DOI:10.19626/j.cnki.cn31-1163/f.2022.11.005

一、引言及文献综述

核心竞争力是支撑本土企业参与国内和国际市场竞争的能力体现，是中国实现更高质量发展的微观基础(刘鹤,2021)。所谓企业核心竞争力，可以看作是企业关于如何协调不同生产能力和技术的集成知识，其通常有以下三个典型特征：一是核心竞争力可以提供企业进入各种市场的潜在途径，二是核心竞争力有助于企业感知终端产品的客户价值，三是核心竞争力难以被竞争对手模仿(Prahalad & Hamel,1990)。从上述特征可以看出，核心竞争力是企业创造持续竞争优势的关键(Enginoğlu & Arikan,2016)，而且由于企业外部环境总是处在动态变化中，只有当企业拥有核心竞争力后才能生存和持续发展(Ljungquist,2013)。特别是在当前加快构建双循环新发展格局的现实背景下，提升企业核心竞争力的重要性和紧迫性更加凸显。这是因为，构建新发展格局的关键在于经济循环的畅通无阻，但如果本土企业没有核心竞争力，经济循环过程就会出现堵点、断点，就会进一步导致国民经济中出现产能过剩、增长速度下降、风险积累、国际收支失衡等一系

收稿日期：2022-10-18

*基金项目：本文系国家自然科学基金后期资助项目“资本形成、资本配置与产业结构调整研究”(项目编号：20FGLB002)的阶段性成果之一。

作者简介：凌永辉(1989—)，男，安徽歙县人，南京大学长江产业经济研究院，助理研究员、经济学博士，研究方向：产业结构、组织与政策研究。感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

列问题,从而无论是国内循环还是国际循环都会受阻(习近平,2021)。

伴随着近年来世界经济发展的逆全球化趋势不断加深和全球产业链、价值链发生重大调整,中国本土企业核心竞争力不强的问题愈来愈制约中国经济高质量发展。譬如,美国利用所谓的“实体清单”对中国科技公司的“卡脖子”行为,就凸显了中国企业在高端芯片、光刻机等核心技术环节的极端薄弱性,导致产业链下游的终端产品供给不足甚至被迫断供。据 2021 年最新发布的《财富》世界五百强排行榜资料,中国虽然以 143 家上榜企业数量位居榜首,但从上榜企业的行业结构来看,高端制造方面的短板不容忽视(张业佳,2021)。以装备制造业为例,中国上榜 19 家企业的产品附加值和产业集中度明显不足,其平均利润仅 13.4 亿美元,在全部 143 家上榜企业中占比不足四成,其中基础机械装备领域仅中国通用技术(集团)控股有限责任公司上榜,排名第 430 位,足见中国本土企业在中国市场中仍然缺少核心竞争力的严峻现实。

那么,立足新发展阶段,如何才能快速有效地提升本土企业的核心竞争力呢?要回答这一问题,首先需要弄清过去几十年来中国本土企业核心竞争力长期偏低的关键原因。众所周知,改革开放后中国本土企业越来越深入地参与到全球价值链分工体系中,遵循的是“两头在外、大进大出”的出口导向战略思路,这在一定程度上提高出口企业生产效率的同时,但却没有真正地提高企业核心竞争力,或者说提高的幅度很有限。比如,中国出口企业的生产率相对于非出口企业通常要高出不少(余淼杰,2010),然而,这种以加工贸易为主的对外贸易所带来的生产率增长并非来自企业自主创新,而是通过生产工艺改进、组织管理改善等非创新因素获得(张杰等,2009),甚至也可能只是来源于企业的自选择效应(范剑勇、冯猛,2013),最终会由于缺乏核心竞争力而被锁定在全球价值链的低端环节(尹伟华,2020)。可见,出口导向战略下过度依赖外需是导致本土企业核心竞争力长期难以提升的真正症结。在此背景下,摆脱对外需的过度依赖,使国内市场需求真正发展为自主创新的策源地,很可能是中国本土企业在“十四五”及未来更长时期提升核心竞争力的战略选择。

实际上,扩大内需的战略方针在 20 世纪 90 年代后期就已提出并确立了起来^①,目的是要解决当时由长期的卖方市场转为买方市场的供求关系下出现的有效需求不足问题(戚义明,2009)。党的十六大报告则进一步指出:“扩大内需是我国经济发展长期的、基本的立足点。”不过,这一时期的扩大内需政策在一定程度上是一种权宜之计,特别是为了对冲 1998 年亚洲金融危机的影响(黄茂兴,2012)。自 2001 年底中国正式加入世界贸易组织后,对外经济贸易出现了超常规增长,这也使得扩大内需的政策实施和可能影响被大大地忽视了。直到 2008 年国际经济危机再次爆发之后,人们开始重新认识到扩大内需的重要性。2011 年 12 月召开的中央经济工作会议强调指出,要“牢牢把握扩大内需这一战略基点,把扩大内需的重点更多放在保障和改善民生、加快发展服务业、提高中等收入者比重上来”。这就是当前重提扩大内需并将其作为构建新发展格局战略基点的历史由来。

截至目前,学界与扩大内需相关的大量研究主要集中在三个方面:一是关于扩大内需的基本内涵。一般认为,扩大内需应包括扩大国内的投资需求与消费需求两个部分,并包含着扩大本身需求不足的市场和扩大有潜力增加需求的市场这两层含义(钱津,2011)。其中,投资需求和消费需求之间的结构优化(特别是以消费需求适当替代投资需求),是扩大内需的主要着力点之一(江小涓,2010;洪银兴,2017)。然而,要直接扩大消费需求,不仅难度比较大,而且潜力也相当有限,因此须分离生产性投资和非生产性投资,通过加快非生产性投资的发展提高与居民“住、行、

^① 资料显示:1998 年 2 月,中共中央、国务院发出《关于转发〈国家计划委员会关于应对东南亚金融危机,保持国民经济持续快速健康发展的意见〉的通知》中明确提出要“立足扩大国内需求,加强基础设施建设”。这是现有公开的中央文件中第一次明确将“扩大国内需求”作为政策而提出来。

学”消费相关的供给能力,有利于垫高居民消费支出的“护城河”从而强迫储蓄的比重自然降低,消费比重得以自然提高(王国刚,2009;刘志彪、凌永辉,2021)。二是关于扩大内需的影响因素。多数学者认为,中国在现阶段完善收入分配制度是影响扩大内需的基本因素之一(王一鸣,2020),而且初次分配的改革更加重要,因为它是基础性的,二次分配乃至三次分配都要在初次分配的基础上进行(厉以宁,2013)。深入到产权角度来看,中国转型期间实施了有利于资本形成的产权制度安排,而土地产权和劳动力产权则未完全实现,也在很大程度上制约了居民消费能力和居民消费倾向(林木西、曾祥炎,2010)。三是关于扩大内需的经济效应。对一个有着高速增长的内市场而言,当存在足够规模的收入以及消费者对高价格的新产品有购买支付的需求,企业的高级要素投入能够转化为收益,企业的创新活动也会被激发和实现(张杰、刘志彪,2008)。这当中可能涉及到降低成本、提供市场条件、挑剔型需求效应等影响途径(周怀峰,2008)。此外,新经济地理学提出的“母国市场效应(Home Market Effects)”(即内需规模较大的国家同时也是净出口国),也受到了较多研究中国内需问题的学者关注(Li et al., 2012; 易先忠等, 2017)。

然而,国内市场需求对于本土企业提升核心竞争力,究竟是促进还是抑制作用?又有着怎样的影响机理及异质性效应?从上述既有文献的梳理情况看,对这些问题的系统性研究尚比较缺乏,因而无法从其中找到直接的证据。鉴于此,本文基于 1998—2007 年中国工业企业层面的大样本微观数据,实证考察国内市场需求究竟是促进还是抑制了本土企业提升核心竞争力这一重要现实问题。本文发现,国内市场需求不仅对中国本土企业提升核心竞争力产生了直接的促进效应,而且还通过引致本土企业增加研发设计投入和品牌营销投入两种关键机制,使得企业增加值活动更多地从生产中的有形活动转向生产前及生产后的无形活动,从而间接促进企业提升核心竞争力。这不仅在民营企业中表现得更加显著,而且还呈现出由东部地区向中西部地区“阶梯型”递减的特征。总体而言,本文研究为扩大内需战略在企业微观层面的影响效应研究提供了重要补充,而且其核心逻辑与当前加快构建新发展格局紧密一致,也有助于为政府部门的现实决策提供有益参考。

二、理论分析与研究假说

在经济全球化背景下,企业的研发、设计、生产、营销以及用户支持和服务等各项活动在空间上的垂直分离与网络重组是产品内国际分工的典型呈现(张国胜,2010)。这种分工形态也可以称为“碎片化生产(Fragmented Production)”,即在比较优势和规模报酬递增规律的驱动下,把生产过程有目的地进行分离并散布于不同空间和不同企业,其中无形的服务活动具有极其重要的作用(Jones & Kierzkowski, 1990)。比如,20 世纪 70 年代末到 80 年代初,日本丰田生产体系的企业绝大部分都分布在国内若干个工业集聚区,呈现为一种空间分散的产业链分工体系(卢锋,2004)。需要注意的是,在这种产业链体系中,不同“碎片”活动所产生的附加值也有着很大差异。其中,研发、设计、营销以及用户服务具有比生产更高的附加值。这在主流的经济及管理学中基本已经成为共识,并被形象地刻画成“微笑曲线”。因此,在产品内分工的理论框架下,企业的核心竞争力就体现在“微笑曲线”两端的这些高附加值的无形活动当中。然而,一个不争的事实是,中国本土企业过去长期集中在“微笑曲线”的生产环节,为发达国家的跨国公司进行代工生产以赚取微薄的利润。显然,这些本土企业并不具备核心竞争力,不利于中国实现产业链现代化的目标。中国本土企业必须从低附加值的生产、组装等有形活动环节更多地转向高附加值的研发、设计、营销以及用户服务等无形活动环节,从而获得核心竞争力以更好地参与国内国际双循环的合作与竞争。

一般来说,本土企业既可以通过增加国内高技术供给直接提升核心竞争力,也可以通过国内市场需求间接引致核心竞争力提升。前一种方式虽然简单,但严重依赖国外先进技术的引进、消

化和吸收,本土企业存在非常明显的“后发劣势”。而且,在目前日益复杂的外部环境下,这种方式也很难持续奏效。相对而言,后一种方式是比较可行的。根据“需求引致创新”理论(Schmookler, 1966),企业的专利活动本质上也是追求利润的经济活动,受到市场的引导和制约。这是一种典型的以消费者为中心的创新过程,即通过开辟新市场、挖掘新需求、开发新产品等活动来满足不断变化着的市场需求。对于一个有着超大规模市场需求空间的经济体而言,其可以通过本土市场需求容量所蕴含的引致创新作用,内生地培育和发展出自主创新能力(Zweimüller & Brunner, 2005)。而且,就利用国内市场需求而言,本土企业比外国企业更有优势。因为本土企业与本国消费者在地理空间、文化习俗、法律制度等方面更加接近,这有利于其更加敏锐地获取本土市场的消费者需求信息,同时也便于以更加低廉的运输成本将产品送至消费者终端。

需求引致创新机制不仅解决了本土企业从生产等低附加值的有形活动更多地转向研发、设计、营销以及用户服务等高附加值的无形活动的动力问题,而且为新发展格局下实现更加协调、匹配的高水平需求—供给动态平衡提供了理论依据。因此,更准确地讲,需求不是本土企业提升核心竞争力的唯一决定因素,供给因素也在本土企业提升核心竞争力的过程中扮演了重要角色,但其主要发挥的是间接影响。更进一步说,国内市场需求通过引致本土企业增加研发设计投入和品牌营销投入两种关键渠道对本土企业提升核心竞争力产生了促进作用。

从内需引致企业研发设计投入角度看。本土企业更容易在国内市场获取新的市场网络和进入渠道,从而有利于扩大其市场份额(蒋冠宏, 2022)。这样,一方面使得更多产出转化为市场价值,产生存货成本下降所致的企业利润增加;另一方面也可能增强企业市场垄断势力,产生单位产品价格上升所致的企业利润增加。随着企业利润增加,企业的融资约束大大放松,可以有更多的可用资金投入研发设计中来。同时,更大规模的国内市场需求,也有助于分散企业研发设计投入的风险,强化企业对市场条件的良性预期,使企业更愿意作出风险偏好的决策。由此,国内市场需求通过引致本土企业增加研发设计投入而提升核心竞争力。

从内需引致企业品牌营销投入角度看。众所周知,消费者充满异质性,且日益注重品质化和个性化的消费,性别、年龄、职业等都可能造成市场需求比较大的波动性。为了使市场不确定性尽可能下降,本土企业必须做出足够的市场投资,发展品牌营销、客户管理等能力。而且,从客观上讲,产品本身也可能因为“搜寻品”“经验品”等特性而导致生产者与消费者之间的信息不对称问题。为了缓解甚至消除这种信息差异,企业本身也愿意加大品牌营销投入。更重要的是,相对于国际市场,本土企业更加了解国内市场中的消费者,其进行市场投资的成本—收益更大,因而投入品牌营销的意愿也更高。因此,国内市场需求将通过引致本土企业增加品牌营销投入而提升核心竞争力。据此,本文提出:

H1:国内市场需求有助于引致本土企业增加研发设计投入和品牌营销投入,促进增加值活动更多地从生产中的有形活动转向生产前及生产后的无形活动,从而提升自身核心竞争力。

实际上,企业盈利的一个重要前提条件是市场竞争的不完全性。因为在现实中不存在完全竞争的情形,而且退一步讲,完全竞争也意味着市场上所有企业是同质的,且数量也是既定的,这也就无所谓竞争了。主流经济学已经证明,竞争不完全性有多种来源,既包括市场不确定性、规模经济等市场因素,也包括政府过度干预导致的结构性扭曲等非市场因素。如果竞争不完全性来源于前者,那么一定程度的市场集中和进入壁垒,不仅使企业可以在不引起新进入者进入的情况下维持市场最高价格,而且也使在位企业之间避免因过度的价格竞争而导致市场非效率,同时还增加了企业合作的可能性,因而有利于提高企业盈利能力。但是,如果竞争不完全性来源于后者,那么这种市场集中和进入壁垒就会大大扭曲国内市场的竞争秩序和效率。过去长期以来,国内广大民营企业受到传统计划经济管理思维和发展路径依赖的影响而遭受普遍的不平等竞争现象就深刻地反映了这一点。众所周知,民营企业是中国经济的主体和基础,正如第四次全国经济普查公报

资料显示,2018 年末中国民营企业数量占比超过了八成。然而,民营企业在国内市场的营商竞争环境却不是很有友好,其税费优惠、融资条件、享受的公共服务、政策平等性等均远不能跟国有企业、甚至外资企业相比。虽然这种不平等竞争在相当程度上支撑了中国经济过去的非均衡增长,但与此同时也伴随着严重的结构性失衡,使得原本可用于企业提升核心竞争力和创新发展的企业资金被抽取和耗散,造成了极大的无谓损失。事实上,中国高铁从试验性探索、引进消化吸收、正向设计再到自主知识产权创新的核心竞争力提升过程,就是通过嵌入在由若干家竞争性企业所形成的“可控制的竞争”市场结构和超大规模内需环境下的特定激励结合而成的本土产业链体系中,实现增加值活动不断从有形环节向无形环节攀升的过程。据此,本文提出:

H2: 所有制结构下的平等竞争对国内市场需求的本土企业核心竞争力提升效应产生了不容忽视的影响,表现在国内市场需求牵引下民营企业比国有企业更能显著地提升核心竞争力。

由于企业的增加值活动不是发生在抽象的虚拟空间,而是在具体的实际地理中开展的,因此,基于国内市场需求来提升企业核心竞争力的行为分析至少应包括产业关联、要素配置两个维度。从产业关联看,国内市场需求的企业核心竞争力提升效应是以区域性产业集群的优势为基础的,即产业链中心的主导企业与产业链外围的若干中小企业所形成的购买者驱动的网络组织结构。从要素配置看,国内市场需求促进企业核心竞争力提升的内生驱动力来源于产业集群空间内的要素自主有序流动,这些要素形成集聚并通过各种纵横交织的路径产生网络效应,促进企业价值链与创新链深度融合和协同升级。事实上,中国企业往往是既嵌入本地化的产业集群又嵌入全球产业链的“双重嵌入”模式,从而在需求的牵引和导向作用下尽可能地利用地方创新系统和地方生产系统配套来提高核心竞争力。但是,中国经济地理存在典型的“胡焕庸线”,即产业集群空间布局是向东南沿海地区过度倾斜的,因而无论是产业关联还是生产要素,抑或是创新系统和生产系统,甚至是国内市场需求本身,东部地区都要显著优于中西部地区。这很可能意味着,在东部地区的扩大内需促进本土企业核心竞争力提升的政策效应将大大地强于中西部地区。据此,本文进一步提出:

H3: 国内市场需求促进本土企业提升核心竞争力的影响效应在地理空间上存在异质性,呈现出由东部地区向中西部地区“阶梯型”递减的态势。

三、研究设计

(一) 变量选取及数据来源说明

1. 被解释变量

根据上文分析,企业沿着“微笑曲线”提升核心竞争力,实质上是要显著提高企业经营活动附加值并凸显自身独特优势;而增加研发、设计、营销以及用户服务等无形资产是其中关键,它们能为本土企业装上“聪明的脑袋”和“起飞的翅膀”(Ballester *et al.*, 2003; Rindova *et al.*, 2010)。实际上,发达国家的跨国公司之所以能在过去的经济全球化中牢牢地控制着全球产业链体系,就是因为它们对于创造富有商业价值的新知识具有显著优势,能够不断强化以知识创造为核心的无形资产密集程度。所谓企业无形资产,是指“企业拥有或者控制的没有实物形态的可辨认非货币性资产”^①,狭义统计口径涵盖专利权、商标权、特许权等,代表了企业对市场活动所创造价值的索取权。这表明企业无形资产与获利能力直接相关,体现了“微笑曲线”高端环节的高附加值特性及其核心竞争力。因此,本文结合企业微观数据的可得性,使用企业无形资产占全部总资产的比重作为企业核心竞争力的代理指标,记作 *ECC*。

^① 资料来源:中华人民共和国财政部《企业会计准则第 6 号——无形资产》对无形资产做了相关规定, http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/zhengcefabu/2006zcfb/200805/t20080519_23149.htm。

2. 解释变量

国内市场需求通常涉及的是宏观经济政策(如收入分配制度改革、社会保障制度改革等)所产生的国内消费和投资增加,因而有的研究采用 GDP 或者 GNP 表示国内市场需求,但它一方面显得过于粗糙,另一方面本身也会通过国民经济循环引致企业国内销售规模增长,因此可以考虑从更加微观的角度来进行表征。本文使用企业层面的工业销售产值与出口交货值的差额占工业销售产值的比重作为国内市场需求这一关键解释变量的代理指标,记作 DMD 。

由于本文还关注了企业的所有制结构,为了检验相应假说,我们参考白重恩等(2004)的做法,使用国家资本占实收资本的比重作为行政垄断壁垒的衡量指标,记作 AMB 。鉴于国有企业对国内市场具有绝对主导权,与地方保护主义、缺乏竞争的市场结构紧密相关,因此可以预期该变量的符号为负。

3. 控制变量

按照文献惯例,本文还选取了以下变量作为模型的控制变量:以企业的个人资本、港澳台资本、外商资本占实收资本的比重表示市场开放程度,记作 DMO ;以企业的固定资产净值年平均余额除以全部从业人员后的人均值表示物资资本密集度,记作 PCI ;以企业的应付工资总额除以全部从业人员的人均值表示人力资本密集度,记作 HCI ;以企业的补贴收入表示政府的生产性补贴程度,记作 GPS 。

4. 数据来源说明

本文使用的数据来源于 1998—2007 年的中国工业企业数据库。该数据由中国国家统计局建立并维护,数据样本包含了全部国有及规模以上工业企业。本文在对数据初步清理异常值之后,进行了跨期合并。表 1 列示了主要变量的定义及所使用数据的描述性统计情况。

表 1 主要变量解释及描述性统计

变量名称	变量解释	均值	标准差	预期符号
ECC	企业核心竞争力:无形资产占全部总资产的比重	0.0606	0.0807	N/A
DMD	国内市场需求:工业销售产值与出口交货值之差占前者的比重	0.7567	0.3683	+
AMB	行政垄断壁垒:国家资本占实收资本的比重	0.1673	0.3438	-
DMO	市场开放程度:个人、港澳台及外商资本占实收资本比重	0.5418	0.4367	+
PCI	物资资本密集度:人均固定资产净值年平均余额	0.0019	0.0711	-
HCI	人力资本密集度:人均应付工资额	0.0016	0.0224	+
GPS	政府生产性补贴:补贴收入	0.0002	0.0378	-

(二)模型设定

由于本文所使用的数据是典型的平衡面板数据,其优点在于能够解决模型设定中的遗漏变量问题,因而面板数据模型就成为了本文估计的适用模型。基本的计量模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha X_{it} + \beta Z_{it} + \gamma_2 D2_t + \dots + \gamma_T DT_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

在该模型中,被解释变量 Y_{it} 表示企业核心竞争力,以企业的无形资产比重 ECC_{it} 进行表征,其中,下标 i 表示第 i 个企业, t 表示年份。 X_{it} 是模型的核心解释变量,包括 DMD_{it} 、 AMB_{it} ,分别表示国内市场需求和行政垄断壁垒。 Z_{it} 是模型的控制变量,包括 DMO_{it} 、 PCI_{it} 、 HCI_{it} 、 GPS_{it} ,分别表示市场开放程度、物资资本密集度、人力资本密集度、生产性补贴程度。时间虚拟变量控制不随个体变化的时间效应,其中当 $t=2$ 时, $D2_t=1$;当 $t \neq 2$ 时, $D2_t=0$;以此类推。 μ_i 表示不随时间变化的个体效应, ϵ_{it} 表示随机扰动项。

四、实证结果及分析

(一)基准回归结果分析

为了更稳健地分析国内市场需求对本土企业核心竞争力的影响效应,本文使用了多种方法对

模型进行了估计,主要结果如表 2 所示。

其中,模型 1 是采用混合最小二乘法(POLS)的估计结果。从中可以看到,关键解释变量 *DMD* 和 *AMB* 的系数符号均符合预期,且都在 1% 的显著性水平上显著。如果随机扰动项与解释变量不相关,那么利用随机效应估计法,要比混合最小二乘法更为有效。因此,模型 2 采用随机效应模型(RE)进行估计,根据估计结果,各主要变量无论是系数估计值还是系数符号,均与模型 1 较为接近,但相比之下随机效应估计结果往往更为有效。然而,如果随机效应的前提假设(即随机扰动项与解释变量不相关)不成立,那么随机效应估计可能是不一致的,而固定效应模型(FE)估计仍然一致。鉴于此,模型 3 采用固定效应模型进行估计,并利用豪斯曼检验(Hausman test)对随机扰动项与解释变量不相关的假设进行了检验,结果显示,卡方值(为 207.48)显著地拒绝了原假设。这就意味着,固定效应模型的估计结果要优于采用混合最小二乘法或随机效应模型的结果。

从模型 3 可以看到,关键解释变量 *DMD* 的系数估计值显著为正,与预期是相符合的;另一关键解释变量 *AMB* 的系数估计值在 1% 的显著性水平上显著为负。这一结果可以初步说明,国内市场需求对本土企业的核心竞争力产生了正向提升的促进作用,而且,如果所有制结构上的平等竞争程度越高(即以国有资本占比代表的行政垄断壁垒越低),那么其对于本土企业提升核心竞争力而言就越有利。进一步地,由于常规的个体固定效应模型只能解决不随时间改变但因个体而异的遗漏变量问题,而企业面板数据具有一定的时间序列,仅用个体固定效应模型可能难以捕捉随时间改变的遗漏变量,因而为了获得更加稳健的估计结果,模型 4 采用双向固定效应模型(FE_TW)进行了回归。从回归结果可以观察到,在控制时间效应之后,主要解释变量的估计系数绝对值大小和符号并未发生根本性变化。因此,这也可以从另一个侧面说明上述固定效应估计结果及分析具有一定稳健性。由此,本文提出的假说 1 和假说 2 得到了初步的经验验证。

至于模型中的控制变量,也颇值得关注。根据模型 3 中的回归结果,*DMO* 的估计系数为 0.0084,且在 1% 的显著性水平上显著,这说明国内市场若进一步提高开放水平,那么将大大有利于本土企业提升核心竞争力。*PCI*、*HCI* 和 *GPS* 的显著性水平不高,这可能是由于模型存在内生性问题所致。在克服内生性后,可以看到相应变量的回归结果质量有明显提高,不但显著性有所增强,而且系数符号符合预期(见表 3)。这可以在一定程度上说明,当前增加人力资本投入和降低政府生产性补贴,对企业提升核心竞争力存在正向促进效应。

表 2 基准回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
<i>DMD</i>	0.0218*** (0.0007)	0.0122*** (0.0010)	0.0023* (0.0013)	0.0023* (0.0013)
<i>AMB</i>	-0.0098*** (0.0008)	-0.0167*** (0.0008)	-0.0202*** (0.0009)	-0.0205*** (0.0009)
<i>DMO</i>	0.0057*** (0.0007)	0.0074*** (0.0006)	0.0084*** (0.0006)	0.0084*** (0.0006)
<i>PCI</i>	-0.0059* (0.0033)	-0.0008 (0.0022)	-0.0004 (0.0023)	-0.0004 (0.0023)
<i>HCI</i>	0.0061 (0.0106)	0.0002 (0.0068)	-0.0023 (0.0069)	-0.0021 (0.0069)
<i>GPS</i>	-0.0069 (0.0063)	-0.0012 (0.0038)	-0.0009 (0.0038)	-0.0009 (0.0038)
<i>CONS</i>	0.0425*** (0.0008)	0.0494*** (0.0010)	0.0575*** (0.0010)	0.0578*** (0.0011)
<i>E_M</i>	POLS	RE	FE	FE_TW
Obs	112767	112767	112767	112767
<i>R</i> ²	0.0099	N/A	0.0098	0.0102

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。表中未报告时间虚拟变量,括号内为稳健标准误。下同。

(二)内生性检验结果分析

考虑到模型设定和估计分析中可能存在着内生性问题,本文接下来采用计量经济学中最常用的工具变量法(IV-2SLS)和广义矩估计法(GMM)方法来消除内生性偏误。其一,对于测量误差引起的内生性偏误,本文借鉴 Fisman & Svensson(2007)的做法,选取企业所处地区(省或自治区)和行业的企业内销额平均值作为国内市场需求的工具变量分别进行工具变量回归,其结果如表 3 中的模型 1 和模型 2 所示。其二,被解释变量与解释变量可能存在反向因果关系。因为如果企业核心竞争力提升,那么反过来促进国内销售值增加,这显然也是说得通的。为此,本文一方面分别选取企业所在地区(省或自治区)的人口密度^①、解释变量的一阶滞后项作为工具变量进行了工具变量估计,另一方面构建动态面板模型,并且使用差分 GMM 和系统 GMM 方法对模型进行估计,相应结果依次如表 3 中的模型 3 至模型 6 所示。

表 3 考虑内生性的回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
DMD	0.0691*** (0.0024)	0.0265*** (0.0015)	0.2661*** (0.0119)	0.0238*** (0.0008)	0.0068 (0.0071)	0.0199*** (0.0002)
AMB	-0.0137*** (0.0009)	-0.0101*** (0.0009)	-0.0299*** (0.0015)	-0.0112*** (0.0011)	-0.0038 (0.0031)	-0.0096*** (0.0003)
DMO	0.0182*** (0.0010)	0.0069*** (0.0008)	0.0703*** (0.0033)	0.0048*** (0.0009)	0.0049** (0.0019)	0.0045*** (0.0002)
PCI	-0.0048* (0.0026)	-0.0058*** (0.0022)	-0.0001 (0.0046)	-0.0064** (0.0030)	-0.5751* (0.2957)	-0.0059*** (0.0010)
HCI	0.0046 (0.0242)	0.0059 (0.0235)	-0.0016 (0.0273)	0.0138 (0.0157)	0.0530 (0.1336)	0.0026 (0.0033)
GPS	-0.0079*** (0.0022)	-0.0070*** (0.0020)	-0.0121*** (0.0037)	-0.0209** (0.0086)	-0.0439 (0.0428)	-0.0034* (0.0020)
CONS	0.0005 (0.0022)	0.0384*** (0.0014)	-0.1741*** (0.0106)	0.0419*** (0.0010)	0.0136* (0.0072)	0.0446*** (0.0003)
E_M	IV-2SLS	IV-2SLS	IV-2SLS	IV-2SLS	Diff-GMM	Sys-GMM
Obs	112767	112767	112767	72655	16440	112767
R ²	0.0038	0.0095	0.0075	0.0111	N/A	N/A

首先,根据模型 1 和模型 2 中的回归结果,关键解释变量 DMD 和 AMB 的系数估计值均在 1% 的显著性水平上显著,且系数符号符合预期,说明在考虑测量误差偏误后,国内市场需求和所有制结构上的平等竞争均对本土企业核心竞争力产生了显著的正向促进作用。其次,从模型 3 和模型 4 可以看到,关键解释变量 DMD 和 AMB 的系数估计结果也表现出较高的统计显著性,且系数符号也符合预期。这说明,在考虑反向因果关系的内生性偏误后,如果国内市场需求水平越高,所有制结构上的平等竞争程度越深,那么本土企业越能提升自身的核心竞争力。最后,模型 5 和模型 6 的回归中均考虑了企业存在的动态行为,其结果显示,在差分 GMM 估计下,关键解释变量 DMD 和 AMB 的回归系数虽然符号符合预期,但却没有统计显著性,而系统 GMM 估计下的关键解释变量回归系数不仅符号符合预期,而且均在 1% 的显著性水平上显著。可见,在本文的模型中,系统 GMM 估计比差分 GMM 估计更优。从模型 6 中可以看到,关键解释变量 DMD 的系数估计值为 0.0199,且在 1% 的显著性水平上显著,表明国内市场需求每提高 1 个单位,企业的核心竞争力就提升 0.0199 个单位;另一个关键解释变量 AMB 的系数估计值为 -0.0096,也在 1% 的显著

^① 人口密度的计算公式为地区常住人口除以土地面积。各省或自治区常住人口数据来自中国统计年鉴。土地面积来自中国政府门户网站的《中华人民共和国行政区划》,见 http://www.gov.cn/test/2005-06/15/content_18253.htm。

性水平上显著,表明所有制结构上的平等竞争程度每增加 1 个单位(即以国有资本占比代表的行政垄断壁垒每减少 1 个单位),企业的核心竞争力可以提升 0.0096 个单位。

通过将表 3 中的主要结果与表 2 中的主要结果进行简单比较后可以发现,各主要变量的估计系数显著性均得到明显改善,这意味着当模型中可能存在的内生性偏误得到有效缓解之后,国内市场需求对于本土企业提升核心竞争力具有显著的促进效应,而且如果民营企业占比越高,那么越有利于本土企业提升核心竞争力。此外,本文对所选取的工具变量进行 Sargan 检验后的统计量 p 值显示,均无法在 10% 或更高的显著性上拒绝原假设,这说明这些工具变量是有效的。考虑到动态面板下的系统 GMM 估计结果更优,因此后文的模型估计均采用了该方法。

(三)地区异质性回归结果分析

为了对本文提出的假说 3 进行实证检验,接下来我们从地区层面对模型做重新的估计,主要结果如表 4 中的模型 1 至模型 3 所示,其分别为东部、中部和西部地区组别的 Sys-GMM 估计结果。

表 4 按地区分组的回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3
	东部地区	中部地区	西部地区
<i>DMD</i>	0.0141*** (0.0002)	0.0127*** (0.0014)	0.0053*** (0.0016)
<i>AMB</i>	-0.0050*** (0.0003)	-0.0174*** (0.0007)	-0.0245*** (0.0007)
<i>DMO</i>	0.0050*** (0.0002)	0.0121*** (0.0008)	0.0162*** (0.0008)
<i>PCI</i>	-0.0004 (0.0009)	-1.3030*** (0.0673)	-0.1483*** (0.0240)
<i>HCI</i>	-0.9527*** (0.0331)	0.0105** (0.0041)	-1.8962*** (0.1326)
<i>GPS</i>	-0.0042** (0.0019)	0.0091 (0.0089)	0.0088 (0.0677)
<i>CONS</i>	0.0451*** (0.0003)	0.0599*** (0.0014)	0.0807*** (0.0016)
<i>E_M</i>	Sys-GMM	Sys-GMM	Sys-GMM
Obs	85178	13084	14505

从东部地区看,关键解释变量 *DMD* 的估计系数为 0.0141,*AMB* 的估计系数为 -0.0050,且均在 1% 的显著性水平上显著。这说明,在东部地区市场需求每扩大 1 个单位,将促进本地企业的核心竞争力提升 0.0141 个单位,而以国有资本占比代表的行政垄断壁垒每减少 1 个单位,企业核心竞争力将进一步提升 0.0050 个单位。与此相类似,在中部地区和西部地区,关键解释变量 *DMD* 和 *AMB* 的估计系数组分别为(0.0127, -0.0174)和(0.0053, -0.0245),也均表现出 1% 的显著性水平。根据它们的符号方向及显著性可以得到的第一点判断是:在中西部地区,国内市场需求也对企业核心竞争力提升产生了明显的正向促进效应。通过对比模型 1~3 中 *DMD* 和 *AMB* 的系数大小不难看出,从东部到中部再到西部,二者的系数均表现出依次减小的规律变化,因而从中可以得到的第二点判断是:国内市场需求对本地企业提升核心竞争力的促进效应是自东向西呈“阶梯型”递减态势的。

这种有规律的变化特征,可能反映出中国区域经济发展和起飞存在明显的“时间差”,并由此产生了产业布局及价值链的雁阵转移模式。众所周知,东部地区的经济发展、居民收入水平相对较高,而且居民消费意识也较为强烈,这就促使了消费者需求的规模扩大和质量提升,而且东部地区也是最早引入产品内分工这种生产组织方式的,在国内市场需求的作用下也就能更好更快地向“微笑曲线”两端实现攀升,从而使本地企业的核心竞争力提升幅度较大。然而,在中部和西部地

区,经济发展水平、居民收入水平以及居民消费意识都存在逐渐减弱的可能性,这就会直接造成中西部地区较低的本地市场需求水平,再加上中部和西部地区的本土企业也是相继融入产品内分工体系的,这就很可能导致国内市场需求对本土企业核心竞争力的提升效应在中部地区要比东部地区偏弱,在西部地区则显得更弱一些。这也意味着,政府的扩大内需政策应更多地向中西部地区倾斜,以发挥其更高水平的、地区更加平衡的本土企业核心竞争力提升效应。

(四)稳健性检验结果分析

本文采用行业分组方法做了稳健性检验。检验结果如表 5 所示,模型 1 和模型 2 是按照先进制造业和传统制造业分组对模型进行的估计^①。从中可以看到,关键解释变量 *DMD* 和 *AMB* 的系数符号与预期一致,且在 1% 的显著性水平上显著。这说明,即使考虑到行业异质性,本文对于假说 1 和假说 2 的实证检验是稳健的;而且,将不同组别中的 *DMD*、*AMB* 估计系数进行比较结合起来观察,也能发现更多与假说 3 有关的经验证据。

表 5 稳健性检验结果

变量	模型 1	模型 2
<i>DMD</i>	0.0194*** (0.0004)	0.0206*** (0.0003)
<i>AMB</i>	-0.0141*** (0.0004)	-0.0029*** (0.0004)
<i>DMO</i>	0.0073*** (0.0004)	0.0036*** (0.0003)
<i>PCI</i>	0.0037*** (0.0009)	-0.3767*** (0.0220)
<i>HCI</i>	-2.1085*** (0.0641)	0.0066* (0.0035)
<i>GPS</i>	-0.0037* (0.0020)	0.0013 (0.0054)
<i>CONS</i>	0.0414*** (0.0005)	0.0469*** (0.0003)
<i>E_M</i>	Sys-GMM	Sys-GMM
Obs	33345	79422

一方面,由于中国制造业的整体水平依然是大而不强,在产品内分工主导的“微笑曲线”中已经或者将要攀升高端的本土企业数量仍是少数,它们在国内产业循环中所提供的高级生产性服务相当有限,绝大部分的高级生产性服务都是由发达国家的跨国公司所提供,这就有可能导致国内市场需求对企业研发、设计、营销、售后等无形活动的引致效应被外国企业所挤出和稀释掉了,这在先进制造业中的表现将会更加明显,因为这些领域更加需要高级生产性服务投入。这就是为什么 *DMD* 估计系数在先进制造业组别要比在传统制造业组别略小的真实原因。另一方面,先进制造业组别中的 *AMB* 估计系数却比传统制造业组别中的 *AMB* 估计系数大许多,说明民营企业对于先进制造业企业提升核心竞争力的促进作用相比于传统制造业企业而言要强得多,而中国民营企业制造业的区域布局均呈现东强西弱的特点,这就意味着在国内市场需求牵引下东部地区比中西部地区更能通过民营企业优势来提升整体企业的核心竞争力。由于后一方面因素比前一方面因素的影响效应更大,因而总体上国内市场需求对本土企业提升核心竞争力的促进作用就会呈

^① 本文综合考虑各省市对先进制造业行业目录的规定,将样本考察期内工业企业所属的石油加工、炼焦及核燃料加工业,化学原料及化学制品制造业,医药制造业,通用设备制造业,专用设备制造业,交通运输设备制造业,电气机械及器材制造业,通信设备、计算机及其他电子设备制造业,仪器仪表及文化、办公用机械制造业列为先进制造业,其他制造行业则为传统制造业。

现出从东部向中西部地区“阶梯型”递减的态势。

(五)进一步的影响机制检验结果分析

本文第二部分的理论分析提出,国内市场需求通过引致本土企业增加研发设计投入和品牌营销投入两种关键机制对核心竞争力产生了促进作用。接下来,本文将构建中介效应模型对这两种影响机制进行实证检验。

参考张伯超(2022)的研究,本文设定中介效应模型如下:

$$Y_{it} = \alpha X_{it} + \delta_1 NPR_{it} + \delta_2 MER_{it} + \beta Z_{it} + \gamma_2 D2_{it} + \dots + \gamma_T DT_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$NPR_{it} = \alpha X_{it} + \beta Z_{it} + \gamma_2 D2_{it} + \dots + \gamma_T DT_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$MER_{it} = \alpha X_{it} + \beta Z_{it} + \gamma_2 D2_{it} + \dots + \gamma_T DT_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

与前文基准模型相比,式(2)引入了代表企业研发设计和品牌营销的中介变量。其中,前者由企业新产品产值率进行表征,后者由企业销售费用占比进行表征。如果国内市场需求在式(1)中对企业核心竞争力的促进效应是通过中介机制产生的,那么式(2)的中介变量系数 δ_1 和 δ_2 必须显著为正,而且式(3)和式(4)中的国内市场需求变量估计系数也必须显著为正。

表 6 中模型 1 至模型 3 报告了上述中介效应模型的回归结果。其中,模型 1 列示了同时引入企业研发设计和品牌营销两种中介变量后对本土企业核心竞争力的影响,其回归结果显示,中介变量 NPR 和 MER 的估计系数分别为 0.0013 和 0.0249,且均在 1% 的显著性水平上显著。这表明,本土企业增加研发设计投入和品牌营销投入均能提升核心竞争力,而且后一机制的影响作用明显大于前一机制。模型 2 和模型 3 则分别列示了国内市场需求对中介变量研发设计和品牌营销的回归结果,可以看到,关键解释变量 DMD 的估计系数分别为 0.0086 和 0.0291,且均在 1% 的显著性水平上显著,说明国内市场需求显著促进了企业的研发设计投入和品牌营销投入,且对于后者的促进效应明显大于前者,这也解释了为什么模型 1 中 MER 的估计系数大于 NPR 的估计系数。而且,注意到模型 1 中关键解释变量 DMD 的估计系数也显著为正,但系数绝对值小于基准模型中的回归结果(见表 3)。这说明国内市场需求对企业提升核心竞争力的影响既存在直接的促进效应,同时也存在通过研发设计投入和品牌营销投入两种关键机制产生了间接促进效应。

表 6 中介效应模型回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3
	<i>ECC</i>	<i>NPR</i>	<i>MER</i>
<i>NPR</i>	0.0013*** (0.0005)		
<i>MER</i>	0.0249*** (0.0024)		
<i>DMD</i>	0.0175*** (0.0002)	0.0086*** (0.0006)	0.0291*** (0.0002)
<i>AMB</i>	-0.0098*** (0.0003)	0.0035*** (0.0008)	0.0087*** (0.0002)
<i>DMO</i>	0.0053*** (0.0002)	-0.0129*** (0.0006)	-0.0051*** (0.0002)
<i>PCI</i>	0.0002 (0.0009)	-0.0134*** (0.0024)	-0.0026*** (0.0006)
<i>HCI</i>	-1.1377*** (0.0330)	1.8628*** (0.0865)	0.3522*** (0.0230)
<i>GPS</i>	-0.0045** (0.0021)	-0.0073 (0.0054)	-0.0029** (0.0014)
<i>CONS</i>	0.0432*** (0.0003)	0.0601*** (0.0007)	0.0215*** (0.0002)
<i>E_M</i>	Sys-GMM	Sys-GMM	Sys-GMM
<i>Obs</i>	112725	112750	112738

五、结论与政策建议

在过去“两头在外”的出口导向发展模式下,中国虽然利用廉价要素资源的比较优势融入经济全球化实现了经济总量的快速增长,但近期频繁遭遇发达国家在关键技术领域的“卡脖子”行为,暴露了中国企业核心竞争力不强的致命缺陷。当前立足新发展阶段、贯彻新发展理念、构建新发展格局和实现高质量发展的关键微观基础就是要加快提升本土企业的核心竞争力。基于这一现实背景,本文利用 1998—2007 年中国工业企业数据实证考察了国内市场需求对于本土企业提升核心竞争力的影响机制及效应。主要的研究结论是:第一,国内市场需求不仅对中国本土企业提升核心竞争力产生了直接的促进效应,而且还通过引致本土企业增加研发设计投入和品牌营销投入两种关键的中介机制使得企业增加值活动更多地从生产中的有形活动转向生产前及生产后的无形活动,从而间接促进了本土企业核心竞争力的提升;第二,所有制结构上的不平等竞争是中国经济过去的非均衡增长中的典型现象,通过解构所有制层面的市场竞争对国内市场需求的企业核心竞争力提升效应的影响可以进一步地发现,在国内市场需求牵引作用下民营企业比国有企业更能显著地提升核心竞争力;第三,中国自东向西的区域产业布局和发展具有雁阵转移的典型特征,这就导致国内市场需求对本土企业提升核心竞争力的促进效应在地理空间上存在异质性,呈现出由东部地区向中西部地区“阶梯型”递减的态势。

上述结论意味着中国在当前构建新发展格局的背景下,要充分发挥超大规模国内市场优势,使本土企业加快提升核心竞争力,以更好地参与国内国际双循环中的合作与竞争。为此,本文提出如下三个方面的政策取向:

首先,要搭建扩大内需的经济平台,利用好国内投资和消费的巨大牵引力,促进本土企业的无形资产积累。其中,从中间需求来看,要促进国内先进制造业和生产性服务业的产业融合发展,利用专业化分工,加深产业链上下游的迂回化程度,引致规模更大、范围更广的投资需求;从最终需求来看,要千方百计地扩大国内中等收入者阶层,提高居民消费水平,其具体途径包括提高居民工资收入、减少政府财政支出、增加居民财富收入等。其中,尤其需要重视发挥资本市场的财富效应,这是当前阶段大幅增加中产阶层的最有效手段。发达国家经验表明,一个高效的资本市场可以促进居民财富的长期稳定增长(刘志彪、凌永辉,2021)。因此,中国要进一步加快资本市场改革步伐,切实发挥资本市场“投融资交易、经济信息传导、风险定价管理、引导预期稳定”的枢纽作用,形成社会优质资产供给增加和居民投资财富效应提升之间的正反馈循环。

其次,要确立竞争政策的基础性地位,进一步优化法治化营商环境,激活各类市场主体的经济活力。过去长期以来,民营性质的中小企业“融资难”“融资贵”等老大难问题悬而未决,“双创”企业也难以获得稳定的外部融资,这对于企业提升核心竞争力来说,无疑是一种巨大的无形束缚。因此,要大力打破国有企业在一些行业(特别是竞争性行业)上的垄断地位,对各类所有制性质的资本实施统一的国民待遇,鼓励民营企业在相关市场的进入行为,通过收购兼并促进资产集中和集聚,有助于加快培育主导产业链高端环节的大型跨国企业。同时,也要进一步深化商事制度改革,积极打造市场化、法治化、国际化营商环境,有助于充分释放全社会的创新创业潜力。譬如,通过加快提升企业开办服务、注册登记制度等的数字网络化、智能化水平,可以有效加强企业品牌字号的联网核名与保护,提高相关争议的处理效率。

最后,要健全区域协调发展体制机制,特别是在区域一体化发展基础上加快建设国内统一市场。区域分割或非均衡的旧格局已经不适应推进高质量发展的要求,当前要通过加强制度改革促进国内市场形成一体化、高度开放、充分竞争、运行有序的新格局。只有这样,才能充分激活国内市场需求引致本土企业增加研发设计投入和品牌营销投入的影响机制。但需要强调的是,建设国

内统一市场,不可能一蹴而就,须考虑东中西部地区的现实发展差距,分层次、分阶段地逐步推进。就目前而言,区域协调发展已经取得了重要进展,如长江经济带、长三角一体化、粤港澳大湾区等国家战略相继启动。但这些战略尚处于初步发展阶段,而且相互之间的联系也有待加强。因此,现阶段的工作重点,一方面是要继续深入推进区域内部的一体化发展,另一方面是要努力推动跨区域的更高水平合作和共同发展。譬如,可以通过全球价值链与国内价值链的对接和整合,以产业链上下游环节的协调来实现不同区域经济发展之间的协同共振,促进本土企业加快提升核心竞争力。□

参考文献:

1. 白重恩,杜颖娟,陶志刚,全月婷. 地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势[J]. 经济研究, 2004(04): 29-40.
2. 范剑勇,冯猛. 中国制造业出口企业生产率悖论之谜:基于出口密度差别上的检验[J]. 管理世界, 2013(08): 16-29.
3. 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(05): 5-15.
4. 黄茂兴. 扩大内需:从权宜之计到战略基点[J]. 经济学家, 2012(10): 40-47.
5. 蒋冠宏. 企业并购如何影响绩效:基于中国工业企业并购视角[J]. 管理世界, 2022, 38(07): 196-212.
6. 江小涓. 大国双引擎增长模式——中国经济增长中的内需和外需[J]. 管理世界, 2010(06): 1-7.
7. 厉以宁. 收入分配制度改革应以初次分配改革为重点[J]. 经济研究, 2013, 48(03): 4-6.
8. 林木西,曾祥炎. 扩大内需的产权制度分析[J]. 经济学动态, 2010(09): 81-84.
9. 刘鹤. 必须实现高质量发展(学习贯彻党的十九届六中全会精神)[N]. 人民日报, 2021-11-24(06).
10. 刘志彪,凌永辉. 转向世界需求中心与资本市场的关键作用[J]. 江海学刊, 2021(01): 88-95+254.
11. 卢锋. 产品内分工[J]. 经济学(季刊), 2004(04): 55-82.
12. 戚义明. 改革开放以来扩大内需战略方针的形成和发展[J]. 党的文献, 2009(04): 34-41.
13. 钱津. 关于扩大内需的经济学思考[J]. 经济学动态, 2011(01): 32-35.
14. 王国刚. 中国银行体系中资金过剩的对策分析——三论资金流动性过剩[J]. 财贸经济, 2009(03): 5-14+136.
15. 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.
16. 习近平. 把握新发展阶段,贯彻新发展理念,构建新发展格局[EB/OL]. 求是网, http://www.qstheory.cn/dukan/qs/2021-04/30/c_1127390013.htm, 2021-04-30.
17. 易先忠,包群,高凌云,张亚斌. 出口与内需的结构背离:成因及影响[J]. 经济研究, 2017, 52(07): 79-93.
18. 尹伟华. 中美高技术制造业双边贸易分解及潜力分析[J]. 上海经济研究, 2020(06): 42-55.
19. 余淼杰. 中国的贸易自由化与制造业企业生产率[J]. 经济研究, 2010, 45(12): 97-110.
20. 张伯超. 减税降费与企业投资结构优化[J]. 上海经济研究, 2022(03): 114-128.
21. 张国胜. 全球代工体系下的产业升级研究——基于本土市场规模的视角[J]. 产经评论, 2010(01): 38-45.
22. 张杰,李勇,刘志彪. 出口促进中国企业生产率提高吗?——来自中国本土制造业企业的经验证据:1999~2003[J]. 管理世界, 2009(12): 11-26.
23. 张杰,刘志彪. 需求与我国自主创新能力的形成:基于收入分配视角[J]. 经济与管理研究, 2008(02): 33-37+93.
24. 张业佳. 《财富》世界五百强上榜 19 家中国装备核心竞争力继续增强[EB/OL]. 中国工业报, <http://dzb.cinn.cn/shtml/zggyb/20211028/107771.shtml>, 2021-10-28.
25. 周怀峰. 国内市场需求对技术创新的影响[J]. 自然辩证法研究, 2008(08): 42-46.
26. Ballester M, Garcia-Ayuso M, Livnat J. The Economic Value of the R&D Intangible Asset[J]. European Accounting Review, 2003, 12(4): 605-633.
27. Enginoğlu D, Arikian C L. A Literature Review on Core Competencies[J]. International Journal of Management, 2016, 7(3): 120-127.
28. Fisman R, Svensson J. Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence[J]. Journal of Development Economics, 2007, 83(1): 63-75.

29. Jones R W, Kierzkowski H. The Role of Services in Production and International Trade: A Theoretical Framework[A]. In Jones R W, Krueger A O. (ed.), The Political Economy of International Trade: Essays in Honor of Robert E. Baldwin[C]. Basil Blackwell, 1990.
30. Li H, Qi F, Zhang S. Home Market Effects of Foreign Trade in China's Manufacturing Sector: Analysis Using International Standard Industry Classification Panel Data[J]. China & World Economy, 2012, 20(3): 1-15.
31. Ljungquist U. Adding Dynamics to Core Competence Concept Applications[J]. European Business Review, 2013, 25(5): 453-465.
32. Prahalad C K, Hamel G. The Core Competence of the Corporation[J]. Harvard Business Review, 1990, 68(3): 79-91.
33. Rindova V P, Williamson I O, Petkova A P. Reputation as an Intangible Asset: Reflections on Theory and Methods in Two Empirical Studies of Business School Reputations[J]. Journal of Management, 2010, 36(3): 610-619.
34. Schmookler J. Invention and Economic Growth[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1966.
35. Zweimüller J, Brunner J K. Innovation and Growth with Rich and Poor Consumers[J]. Metroeconomica, 2005, 56(2): 233-262.

Domestic Market Demand and Local Enterprises' Core Competitiveness: Promotion or Inhibition ?

LING Yong-hui

(Institute of Yangtze Industrial Economic, Nanjing University 210093)

Abstract: Under the background of China's accelerating high-quality development, whether expanding domestic demand promotes the improvement of the core competitiveness of local enterprises still lacks support of theoretical and empirical evidence. Using micro-data at the level of Chinese industrial enterprises, this paper empirically examines the impact mechanism and effect of domestic market demand on the enhancement of local enterprises' core competitiveness. The research shows that: First, domestic market demand helps local enterprises to increase investment in R&D and design and brand marketing, so as to promote value-added activities to shift from tangible activities in production to intangible activities before and after production, thereby improving their own core competitiveness. Second, further deconstructing market competition factors from the perspective of ownership shows that, driven by domestic market demand, private enterprises enhance their core competitiveness better than state-owned enterprises. Third, China's regional industrial distribution and development have typical flying-geese characteristics, which lead to the geographical heterogeneity of the promotion effect of domestic market demand on the local enterprises to enhance their core competitiveness, showing a ladder-type declining trend from the east to the middle and then to the west. These findings provide a useful decision-making reference for better implementation of the strategy of expanding domestic demand under the background of accelerating the construction of a new development pattern.

Keywords: Domestic Market Demand; Local Enterprise; Core Competitiveness; Value-added Activity; Smiling Curve