

省域制造业新动能水平的时空分异与影响因素

李福柱, 王祥云

(中国海洋大学 经济学院, 山东 青岛 266100)

[摘要]在构建省域制造业新动能指数的基础上,运用 GIS 空间分析法和系统 GMM 模型分析了 2003—2016 年我国省域制造业新动能水平的时空分异特征及影响因素。结果表明:一是我国制造业新动能水平总体呈“先下降、后上升”的正“U”型变化趋势;东部地区制造业新动能水平远高于中部和西部地区,东部与中、西部地区间差距呈缩小趋势。二是省域制造业新动能水平呈现高值化态势,始终保持“南高、北低”的空间格局;制造业新动能水平高值区由分散布局逐渐形成包括长三角、珠三角、成渝经济区的“三足鼎立”特征。三是人力资本集聚、对外开放、制度质量和消费升级能够显著促进制造业新动能水平提升,技术创新水平存在的正向促进效应在统计上不够显著。

[关键词]新动能;制造业;时空分异;影响因素;省域

[中图分类号]F429.9;F061.5 [文献标志码]A [文章编号]1672-934X(2020)01-0059-10

DOI:10.16573/j.cnki.1672-934x.2020.01.010

The Spatial—Temporal Differentiation and Influencing Factors of New Driving Force to Manufacture in China

LI Fu-zhu, WANG Xiang-yun

(School of Economics, Ocean University of China, Qingdao, Shandong 266100, China)

Abstract: On the basis of constructing the new driving force index of provincial manufacturing, the spatial—temporal differentiation and influencing factors of new driving force of manufacturing in China in 2003—2016 were analyzed by using GIS spatial analysis method and systematic GMM model. The results show as follows: First, the China's new driving force of manufacturing appears a U—shaped trend of rising first and then decreasing; the level of new driving force in the eastern region is much higher than that in the central and western, and the gap between them shows a narrowing trend. Second, the level of new driving force in provincial manufacturing presents a high value and maintains the spatial pattern of "high in south, low in north"; the high—value area of new driving force in manufacturing industry gradually forms the characteristics of the Yangtze River Delta, Pearl River Delta and Chengdu—Chongqing Economic Zone, instead of dispersed layout. Third, Human capital agglomeration, opening to the outside world, system quality and consumption upgrading can significantly promote the level of new driving force in manufacturing industry, but the positive promotion effect of technological innovation is not significant enough in statistics.

Key words: new driving force; manufacture; spatial—temporal differentiation; impacting factors; provincial area

收稿日期:2019-09-03

基金项目:国家社科基金项目(19BJL091)

作者简介:李福柱(1968—),男,山东青岛人,教授,博士,主要从事区域经济理论与政策研究;

王祥云(1994—),女,山东临沂人,硕士研究生,研究方向为区域经济理论与政策。

随着国民经济发展步入新常态,我国制造业粗放式发展所引致的低端产能过剩、结构失衡、资源环境问题与质优高效的发展目标之间的矛盾日益凸显,同时,面临发达国家与新兴经济体的双重挤压,我国制造业亟需通过新旧动能转换加快转型升级进程。2017 年国务院印发《关于创新管理优化服务培育壮大经济发展新动能加快新旧动能接续转换的意见》指出,要立足“中国制造 2025”,推动制造业迈向中高端,将培育壮大制造业新动能作为促进经济高质量增长的重要战略之一。

动能是一个物理学概念,指物体做机械运动所具有的能量^[1]。2015 年,李克强总理在主持政府工作会议时,首次将动能一词应用于社会经济领域。之后,国内学者广泛关注我国经济发展新动能的概念及内涵,认为经济增长新动能是以知识等新生产要素——新技术、新产业、新业态、新模式为核心推动经济发展,关键在于生产要素及动力机制的实现方式及条件^[2-3]。伴随着新一轮全球竞争格局的重塑,有学者指出,我国经济发展新动能培育的重点是以制造业为主体的实体经济振兴^[4]。基于此,还有学者从新产品与全要素生产率贡献度视角剖析了我国制造业新动能发展现状^[5-6]。现阶段,我国制造业新动能形成与制造业转型升级相辅相成,而制造业转型升级受多种因素的制约^[7],如贸易开放是新兴经济体获取国外先进技术而实现转型升级的中介,来自国外市场的竞争压力以及中间品嵌入,可以促使本国制造业企业主动吸收、模仿新知识与新技术,从而获得效率提升^[8-9]。这种开放条件下知识溢出效应的发挥离不开人力资本的支持,Teixeira 等(2016)认为,受教育程度高的人力资本不仅拥有较高的生产效率,还能从中间品设备进口中汲取创意,推动新产品开发与多样化生产^[10]。创新能力积累和创新体系改善也是产业技术进步与新技术应用的关键^[11-12],李福柱等(2018)研究发现,地区技术创新环境改进对

制造业转型升级具有直接驱动效应,也能通过空间溢出间接促进其它地区制造业升级^[13]。消费市场规模扩张是创新及新产品开发的重要动力来源,Acemoglu 等(2004)认为,在利润激励驱动下,企业增加研发投入实现转型升级的可能性较大^[14];李建新等(2018)分析发现,随着创新效应减弱,居民消费拉动制造业结构高级化的作用逐步增大^[15]。制度质量改善可以降低复杂产品交易成本,增加复杂产品的出口份额和数量;同时,非国有经济成分增加导致的市场竞争能够迫使企业增加研发投入,促进提高技术效率^[16]。

已有研究对于理解我国制造业新旧动能转换的理论内涵具有重要指导意义。但是,针对我国制造业新动能发展水平的研究还处于起步阶段,对我国制造业新动能增长的空间不平衡性研究尚未给予足够重视,各地区制造业新动能形成的位势或潜力需要探究,制造业新动能水平度量指标的选择与构建有待推进,已有研究主要集中于分析制造业转型升级影响因素,仍缺乏基于经济地理学与区域经济学所关注的区位因素视角针对制造业新动能水平的影响因素考察。本文在构建制造业新动能指数的基础上,结合 GIS 空间分析技术和动态面板 GMM 模型,重点分析我国省域制造业新动能水平的时空分异与影响因素,以期能够为制定促进各地区制造业新动能协调增长的差别化区域政策提供辅助支持。

一、指标构建与数据来源

(一)制造业新动能水平指数构建

战略性新兴产业、高技术产业发展是新技术突破和新产品开发的重要支撑^[17],也是制造业新动能形成的主要来源,但是,部分战略性新兴产业(如航空航天制造业)被统计于高技术制造业范畴,加之战略性新兴产业统计数据不完善,因此,高技术制造业成为度量制造业新动能的主要载体。高技术制造业对制造业新动能形

成的作用途径包括两个方面:一是利用自身研发优势创造更高、更新的技术与产品,作为支撑整个制造业高质量发展的主导力量;二是高技术制造业所拥有的前沿技术通过产品与技术关联机制传导至传统制造业部门,带动传统制造业转型升级。高技术制造业发展的新动能贡献度可以用高技术制造业产出占比衡量,同时,全要素生产率增长是衡量产业技术进步的基本指标,高技术制造业全要素生产率增长率占制造业全要素生产率增长率的比重,可以反映高技术制造业技术创新对整个制造业新动能增长的拉动效应。因此,参照张海洋等(2017)^[5]的处理方法,从产出与全要素生产率增长两个维度构建如下制造业新动能水平指数:

$$ND_{it} = \frac{\alpha_{it} \times htfpch_{it}}{tfpch_{it}} \quad (1)$$

在公式(1)中, i 和 t 分别表示省份和年份; ND 为制造业新动能水平指数; α 表示高技术制造业产出占制造业总产出的份额; $htfpch$ 、 $tfpch$ 分别为高技术制造业和制造业的全要素生产率增长率。由于自2011年以后,《中国高技术产业统计年鉴》不再公布各省份高技术制造业总产值和增加值,本文选取高技术制造业主营业务收入占制造业主营业务收入的比重来衡量产出占比 α 。此外,为确保数据统计口径的一致性,在新旧国民经济行业划分体系中基本保持不变且具有典型意义的两位数制造业行业中,选取20个作为分析样本。

(二)数据核算与数据来源

本文采用非参数形式 Malmquist 生产率指数法,测算制造业新动能水平指数构成中的全要素生产率增长率, Malmquist 生产率指数的测算关键是投入与产出变量的选择。基于数据的可得性,选取各省份制造业与高技术制造业主营业务收入(亿元)作为产出,经工业品出厂价格指数折算为以2000年为基期的不变价产出值。劳动力投入指标分别为各省份制造业平均用工人数(万人)和高技术制造业从业人员平

均人数(万人)。运用永续盘存法计算各期制造业和高技术制造业的资本存量,其中,制造业选取2000年固定资产净值(亿元)作为初始资本存量,视相邻年份固定资产原值之差为新增固定资产(亿元),经固定资产投资价格指数平减为2000年不变价,折旧率取9.6%^[18];由于缺乏高技术制造业初始资本存量数据,借鉴王恕立等(2012)^[19]的做法,按公式(2)核算其初始资本存量。

$$K_{i,t-1} = \frac{I_{i,t}}{g_{i,t} + \sigma_{i,t}} \quad (2)$$

其中, $K_{i,t-1}$ 表示2000年固定资本存量; $I_{i,t}$ 表示固定资产投资额,将各省份高技术制造业基本建设与更新改造新增固定资产(亿元)视为固定资产投资额; $g_{i,t}$ 表示基于2000年的不变价格,2001—2007年高技术制造业增加值(几何)平均增长率; $\sigma_{i,t}$ 表示固定资产折旧率,取10%作为高技术制造业一般固定资产折旧率^[20]。本文选取的省域样本涵盖2003—2016年中国大陆30个省市(西藏除外),各项指标测算数据来源于2001—2017年《中国高技术产业统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国统计年鉴》和《中国经济普查年鉴》。

二、制造业新动能水平测算及时空分异

(一)全国与东、中、西部地区制造业新动能水平测算及差异分析

依据公式(1)中制造业新动能水平指数,运用 DEAP2.1 核算2003—2016年我国大陆30个省域制造业新动能水平值,在此基础上分别对东、中、西三大区域各省份制造业新动能进行均值处理,将此均值作为评价指标绘制全国及东、中、西部地区制造业新动能的变动趋势(见图1)。研究显示,我国制造业新动能水平在2003—2016年间呈现“先下降、后上升”的正“U”型变化趋势。2003—2011年受投资、出口拉动和金融危机后以扩大内需为目的的宏观政策影响,我国传统制造业持续扩张,高技术制造

业发展相对缓慢,制造业新动能整体呈下降趋势。随着反危机政策效应逐步衰减,我国传统制造业粗放式发展的弊病开始彰显,增长速度放缓,2011 年我国制造业新动能水平降至最低值,为 0.089。创新驱动发展战略的稳步实施使得人才和资本要素逐渐向高技术制造业转移,高技术制造业创新水平和发展规模不断提高。自 2012 年起其对制造业新动能增长的贡献开始增大,同时,供给侧结构性改革政策为制造业新动能平稳增长提供了接续动力。

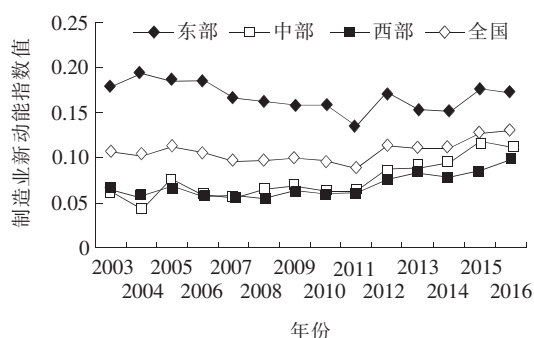


图 1 2003—2016 年全国及东、中、西部制造业新动能水平变动趋势

我国制造业新动能水平在考察期内始终保持“东部高、中西部低”的空间分布特征,东部地区制造业新动能水平远远高于中西部地区,东部地区制造业新动能均值曲线始终位于全国总体均值曲线上方;中部与西部地区制造业新动能水平整体相差不大,且均低于全国总体平均水平,这表明我国制造业新动能的总体增长主要源于东部地区。研究时段内,中部与西部地区的制造业新动能水平呈重叠交错式增长,主要原因是部分西部地区省份(如四川、重庆和陕西)在靠近我国中部地区知识溢出边界的同时,本身也拥有良好的研发基础、健全的制造业体系和相对丰厚的制造业固定资产,在我国中、西部地区交融对接的过程中,这些省份承担了重要角色,是驱动我国西部地区制造业新动能增长的中坚力量。2011 年以后,中部地区承接东部地区高技术产业梯度转移的后发优势开始显现,表现为中部地区制造业新动能均值曲线脱

离西部地区并逐渐向全国总体平均水平靠拢(见图 1)。随着中、西部地区制造业新动能的增长,我国东部与中、西部地区之间差距呈缩小趋势。

(二)省域制造业新动能水平时空演变分析

运用 ArcGIS10.2 绘制 2003—2016 年中国大陆 30 个省份制造业新动能水平的空间分布图,参考 2003 年自然间断点分段结果,以 0.05、0.1、0.13、0.2 和 0.45 为间断点,将 30 个省份划分成制造业新动能水平低值区、中低值区、中值区、中高值区和高值区五种类型。限于篇幅,仅展示 2003、2008、2013 和 2016 年绘制结果(见图 2)。

各省域制造业新动能水平的时空分异特征主要包括三个方面:第一,省域制造业新动能水平于 2003—2016 年间呈现高值化态势。由于制造业新动能高值区相对固定于我国极少数发达省市,其它省域制造业新动能高值化增长主要表现为由低值区向中低值区过渡,进而向中值区和中高值区阶段性转移。其中,2003—2013 年部分省域(山西、河南、安徽、江西、吉林、重庆、广西)制造业新动能水平突破第一间断点 0.05,实现了由低值区到中低值区和更高层次的提升,处于制造业新动能水平低值区的省域由 12 个(山西、河南、安徽、江西、吉林、广西、重庆、云南、宁夏、甘肃、青海、新疆)减少到 7 个(河北、内蒙古、宁夏、甘肃、云南、青海、新疆);处于制造业新动能水平中低值区的省域由 7 个(河北、山东、辽宁、海南、湖北、湖南、内蒙古)增加至 12 个(山东、辽宁、浙江、海南、安徽、山西、湖北、湖南、吉林、黑龙江、贵州、广西),占样本总数的 40%。截止到 2016 年,我国 2/3 省域制造业新动能水平突破第二间断点 0.1,其中,位列我国制造业新动能水平中值区和中高值区的省份多达 14 个(浙江、天津、福建、海南、安徽、河南、湖北、湖南、江西、山西、吉林、贵州、广西、陕西)。

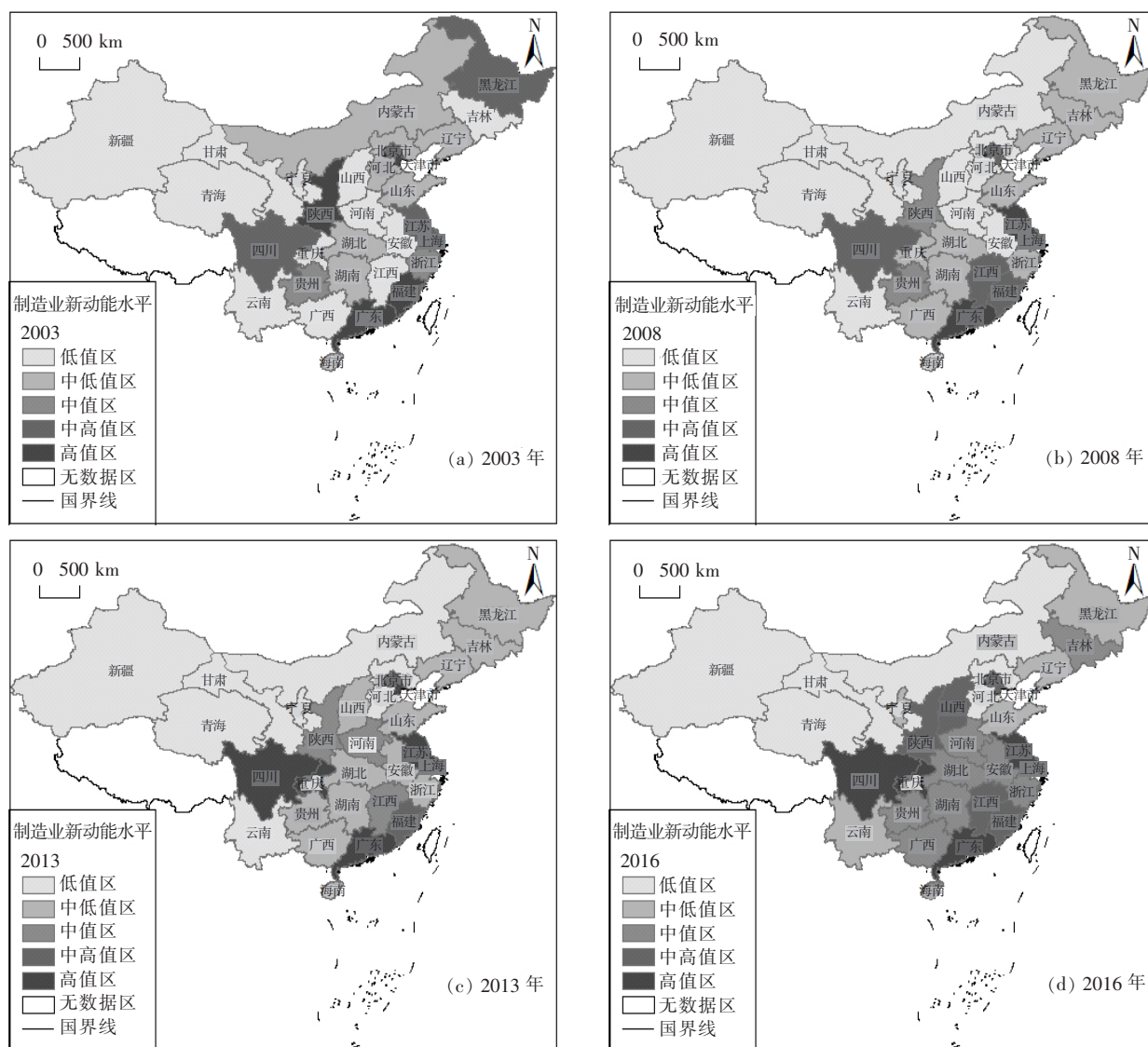


图 2 2003、2008、2013、2016 年我国大陆 30 个省域制造业新动能水平时空分异图

第二,省域制造业新动能水平始终保持“南高、北低”的空间分布格局。以秦岭—淮河为界,将 30 个省域划分为南部省份与北部省份,^①2003 年,制造业新动能水平高值区包括 3 个北部省份(北京、天津、陕西)和 3 个南部省份(上海、福建、广东),中高值区包括 1 个北部省份(黑龙江)和 2 个南部省份(江苏、四川);2008 年制造业新动能水平高值区包括 1 个北部省份(北京)和 3 个南部省份(上海、江苏、广东),中高值区包括 1 个北部省份(天津)和 3 个南部省份(福建、江西、四川);2013 年,南部地区制造

业新动能水平高值区增加至 5 个(江苏、上海、广东、四川、重庆),中高值区省份减少为 1 个(福建);北部地区制造业新动能水平高值区增加至 2 个(北京、天津),中高值区减少到 0;除云南外,2016 年南部 14 省域制造业新动能水平值均高于 0.1,其中,江苏、上海、广东、四川、重庆依然位居制造业新动能水平高值区,中高值区省份上升为 2 个(福建、江西);北部地区制造业新动能水平高值区仅剩 1 个(北京),中高值区增加至 3 个(天津、山西、陕西)。整体而言,我国省域制造业新动能水平形成的空间指

向性比较明显,南部各省域营商环境和技术创新环境相对良好,市场化程度较高,制造业新动能增长优势大。

第三,省域制造业新动能水平高值区呈现出由分散布局逐渐形成包括长三角、珠三角和成渝经济区的“三足鼎立”分异特征(见图 2)。2003 年,我国制造业新动能高值区包括北京、天津、上海、福建、广东、陕西,其中,北京与天津、上海、福建与广东顺次分布于我国东部沿海的北、中、南方向,仅陕西位于中部内陆地区,空间分布比较离散;2008 年,制造业新动能高值区包含位于环渤海经济区的北京市、位于长三角经济区的江苏省和上海市以及位于珠三角经济区的广东省,上述省份的零散布局只能对邻近地区制造业新动能增长产生一定的促进作用,难以汇成合力推动整个区域制造业新动能增长;自 2013 年以后,随着四川省和重庆市跃居制造业新动能高值区,南部省域制造业新动能“三足鼎立”的局面开始形成;至 2016 年,在长三角经济区、珠三角经济区以及成渝经济区制造业新动能增长极的辐射与带动下,南部省域制造业新动能水平整体提升显著。其中,江苏、上海、广东、四川、陕西、重庆等省市的经济发展水平分别居东、西部地区前列,随着人均收入水平提升,消费者对技术复杂度高和高端产品的需求趋于扩大,从而激发制造业企业增加研发投入,开发新技术与新产品,上述省份近几年出现的消费升级成为我国制造业新动能“三足鼎立”局面形成的需求侧诱因。

三、省域制造业新动能水平影响因素分析

(一)影响因素选择

人力资本集聚通过内部与外部效应促进区域制造业新动能形成。人力资本投入是制造业新动能形成的首要资源,人力资本作为技术创新的源泉和知识溢出的载体,其在空间范围内

集聚为制造业企业吸收先进技术与管理经验及激发创新提供了可能。区域人力资本集聚引起制造业内部人力资本之间相互交流与竞争,激励劳动者不断学习新方法,从而提高创新绩效。人力资本外部性效应在高技术产业部门比传统产业部门要显著,人力资本集聚对高技术产业动能发展的推动作用更强^[21]。

技术创新是制造业新动能形成的内生动力。知识资源禀赋、科技创新水平高的省域制造业企业便于整合技术创新合作优势,为其更新改造生产技术与工艺、催生新产品提供持续动力。应用高新科技创新成果较多的制造业企业,能够先行获得成本降低或效率提升等优势,同时对其它制造业企业形成竞争压力,激励相关制造业企业主动参与技术合作与技术革新,开发新产品^[22]。

消费升级对制造业新动能形成的拉动效应包括两个方面:一是消费升级是拉动新兴产业培育和新产品生产的直接动力,高新技术产品的需求收入弹性较高,居民收入水平提升可以有效扩大高技术产品的市场需求份额,提升高技术制造业的市场主导力度^[23]。二是消费升级是拉动制造业技术进步的间接动力,消费升级能够倒逼制造业企业加大研发投入,刺激生产环节技术创新,提高产品质量,从需求侧引致制造业技术升级。

制度质量能够通过促进公平竞争和激发创新对制造业新动能形成产生影响。制度质量改善使得不确定性及市场竞争加剧,迫使制造业企业进行资源整合,逐步增加对具有较高市场适应性的新产品的研发投入,提高创新效率。高技术制造业是制造业新产品生产的主导部门,市场化程度越高,对高技术制造业成长的激励效应越大。制度质量较高的省域,其市场秩序也相对规范,企业间交易成本较低,有利于制造业企业及时掌握市场动向,更有效地开发出

符合市场需求的新技术^[24]。

对外开放是制造业企业实现产品创新与技术进步的催化剂,与传统制造业相比,高技术部门技术水平与国际领先水准较为接近,高技术制造业企业较易于通过进出口贸易获得隐性技术外溢,降低创新成本^[25]。贸易开放条件下的进口竞争也为本地区制造业部门淘汰落后产能提供了先决条件,导致部分低效率传统制造业部门不断萎缩,高效率、高技术制造业部门持续扩张,加快制造业领域的新旧动能转换进程。

(二)模型构建与变量数据

考虑当期制造业新动能水平既会受人力资本集聚等因素影响,也可能受上一期制造业新动能大小的影响。本文引入滞后一期的制造业新动能水平作为解释变量,这不仅能够反映新动能形成的滞后效应,还可以消除解释变量与随机误差项之间存在的相关性,使模型估计结果更加合理有效。构建如下动态面板数据模型:

$$\ln ND_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \ln ND_{i,t-1} + \beta_2 \ln HA_{i,t} + \beta_3 \ln INNO_{i,t} + \beta_4 \ln Cons_{i,t} + \beta_5 \ln INST_{i,t} + \beta_6 \ln Open_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

在公式(3)中,下标*i*和*t*分别表示省域和年份, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。 α_0 为截距项, β 代表解释变量的估计系数向量。被解释变量 $ND_{i,t}$ 表示制造业新动能水平;解释变量包括被解释变量的一阶滞后项 $ND_{i,t-1}$ 、人力资本集聚水平 $HA_{i,t}$ 、技术创新水平 $INNO_{i,t}$ 、消费升级水平 $Cons_{i,t}$ 、制度质量 $INST_{i,t}$ 和对外开放程度 $Open_{i,t}$ 。为获得符合标准分布的平衡面板数据,对上述所有变量均取对数值。

采用如下指标衡量各影响因素变量:1.人力资本集聚(HA),采用张海峰等(2010)^[26]的处理方法,选取各省份单位面积所拥有的大专及以上学历的人口数量衡量人力资本集聚水平(人/万平方米);2.技术创新水平($INNO$),技术市场成交额更能反映一个地区的科技市场活

跃度与转化能力,本文采用各省份技术市场成交额与地区生产总值的比值代表技术创新水平;3.消费升级($Cons$),选取各省份城镇居民人均非食品消费支出占其可支配收入的比重反映居民消费升级水平;4.制度质量($INST$),选取各省份非国有工业企业总产值与国有工业企业总产值的比值衡量地区制度质量;5.对外开放程度($Open$),选取各省份实际利用外资总额与地区生产总值的比值予以度量,其中,对于用美元表示的实际利用外资总额,按当年人民币平均汇率将其转换成人民币现价。所涉及数据均来源于2004—2017年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国工业统计年鉴》和《行政区划简册》。

(三)实证估计结果与分析

由于公式(3)包含被解释变量的滞后项 $ND_{i,t-1}$,导致解释变量与随机扰动项相关,本文采用系统GMM两步法来克服上述可能存在的内生性问题。相比差分GMM,系统GMM估计能够将一阶差分方程与水平方程相结合,提高估计效率^[27]。针对模型中存在的异方差问题,使用稳健标准误模式(robust)进行处理,并选取稳健标准误估计的Hansen检验来识别工具变量的有效性。

系统GMM两步估计下的联合显著性Wald检验在1%的置信水平下拒绝了“各解释变量系数为零”的原假设(见表1),说明模型整体上是显著的。Hansen检验的*P*值为0.614,远高于0.1,表明所有的工具变量均有效,不存在过度识别问题。差分残差序列相关检验结果显示,一阶差分残差 $AR(1)$ 序列相关,二阶差分残差 $AR(2)$ 序列不相关,表明原模型中水平误差项 $\varepsilon_{i,t}$ 无序列相关性,模型估计结果整体有效。值得注意的是,被解释变量滞后一期 $ND_{i,t-1}$ 的弹性估计系数为0.437,且在1%的置信水平下显著,表明制造业新动能增长具有持

续性,运用动态面板模型对各影响因素予以识别和估计是合理的。

表 1 动态面板系统 GMM 两步法估计结果

Variable	Coefficient	Std.Error	z-Statistic	Prob
$\ln ND_{i,t-1}$	0.437 453 2 * * *	0.105 44	4.15	0.000
$\ln HA_{i,t}$	0.136 074 3 * * *	0.053 152 3	2.56	0.010
$\ln INNO_{i,t}$	0.075 907	0.046 490 3	1.63	0.103
$\ln Cons_{i,t}$	0.497 299 3 *	0.277 166 7	1.79	0.073
$\ln INST_{i,t}$	0.108 832 *	0.060 356 1	1.80	0.071
$\ln Open_{i,t}$	0.107 752 1 * *	0.043 974 9	2.45	0.014
Observations	390			
AR(1)(P Value)	0.002			
AR(2)(P Value)	0.259			
Hansen test(P Value)	0.614			
Waldtest(P Value)	0.000			

注: *、* * 和 * * * 分别表示弹性估计系数在 10%、5% 和 1% 的置信水平下显著。

各影响因素对制造业新动能水平表现出不同程度的正向促进效应(见表 1)。人力资本集聚在 1% 的置信水平下对制造业新动能水平产生正向促进作用,随着人力资本集聚水平的提高,技术知识传播与扩散速度加快,高技术制造业创新转型及新产品开发的可能性也越大。技术创新水平的弹性估计系数为 0.076,虽然技术创新对制造业新动能水平存有正向促进作用,但不能通过 10% 的显著性水平检验。可能的原因是目前我国高技术制造业汲取区域科技创新成果的效率仍然偏低,或是制造业内部从接收技术转移到产生实际创新效益的过程存在滞后效应。消费升级变量的弹性系数值为 0.497,且通过了 10% 的显著性水平检验,表明从数量型需求扩张转向质量需求水平提高的消费升级是我国高技术制造业企业依托大国市场优势发展规模经济的重要基础。制度质量对制造业新动能水平存有显著的正向驱动作用,制度质量每提高 10%,将促使制造业新动能水平提高 1.09%,制度质量的完善对产品市场信息传递和要素市场资源配置效率提升都起到积极的促

进作用,是我国制造业新动能水平提升的有力保障。对外开放程度的弹性估计系数为 0.108,且在 5% 的置信水平下显著,表明研究期内我国制造业新动能依托外向型增长的态势良好,对外开放程度与制造业新动能水平的正相关关系还体现在贸易依存度方面,2003—2016 年制造业新动能水平排名靠前的省域依次为广东、北京、上海、天津和江苏;位于进出口贸易总额占地区生产总值比重前 5 名的省域依次为上海、北京、广东、江苏和天津;对外开放程度越高,其制造业新动能水平也越高。

四、结论与建议

通过构建省域制造业新动能指数,结合 Malmquist 生产率指数法,测算 2003—2016 年中国大陆 30 个省域制造业新动能水平值,运用 GIS 空间分析法探讨了我国省域制造业新动能水平的时空分异特征,在此基础上,建立动态面板系统 GMM 模型实证检验了省域制造业新动能水平的主要影响因素,得到以下结果:

第一,我国制造业新动能水平总体上呈“先

下降、后上升”的正“U”型变化趋势;东部地区制造业新动能水平远远高于中部和西部地区,东部与中部、西部地区间省域制造业新动能水平差距呈缩小趋势;第二,我国省域制造业新动能水平呈高值化增长态势,且始终保持“南高、北低”的空间分布格局,制造业新动能水平高值区呈现出由分散布局逐渐呈现包括长三角、珠三角、成渝经济区的“三足鼎立”空间特征;第三,我国省域制造业新动能增长具有持续性,省域内人力资本集聚水平、居民消费升级水平、制度质量和对外开放水平的提高均能显著促进制造业新动能水平提升,技术创新水平的正向促进效应在统计上尚不够显著。

依据上述研究结果,为加快推进各省域制造业新动能增长进程,本文提出如下建议:

首先,应通过完善创新环境、调整建设用地、有序引导创投资金流向等措施优化东部地区高技术产业动能发展环境;同时,在设立制造业人才补贴、增加制造业相关重点实验室数量及其扶持力度的基础上,鼓励东部地区制造业企业通过产品链、技术对接等方式带动中西部省域制造业企业转型升级,促进中西部地区制造业新动能稳步增长。

其次,优先推进北部省域国有制造业企业混合所有制改革,通过严苛的惩戒政策和完善的监督机制改善北部省域营商环境,引导并扶持民营高技术制造业企业发展;分别针对管理人才、技术研发人才和技能型劳动力设立制造业人才引进政策;设立制造业职工培训基金,助力提升员工技能,提升北部省域高技术制造业发展的人力资本储备与创新能力。

最后,鼓励制造业新动能高值区与低值区省域搭建区域性制造业技术信息交流平台,通过创新资源共享途径改善低值区制造业新动能增长的创新环境,通过设立区域倾斜式鼓励政策提升高值区制造业研发成果优先向低值区转移的转化效率。在拟定促进居民消费升级政策

时,应从高技术制造业产品的生产地、自由贸易试验区设立等方面优先惠及制造业新动能低值区,促进低值区省域制造业新动能稳步提升,综合施策促进区域制造业新动能协调增长。

[注释]

- ① 南部省份包括江苏、上海、浙江、福建、广东、海南、安徽、江西、湖北、湖南、广西、重庆、贵州、四川、云南;北部省份包括北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、山东、河南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

[参考文献]

- [1] 姜江.加快建设创新型国家:机理、思路、对策——基于新经济、新动能培育的视角[J].宏观经济研究,2018(11):54—63.
- [2] 李国祥.论中国农业发展动能转换[J].中国农村经济,2017(7):2—14.
- [3] 杨蕙馨,焦勇.新旧动能转换的理论探索与实践研判[J].经济与管理研究,2018(7):16—28.
- [4] 中国人民大学宏观经济分析与预测课题组,张杰.进入创新和产业融合发展关键期的中国经济[J].经济理论与经济管理,2017(12):5—22.
- [5] 张海洋,金则杨.中国工业TFP的新产品动能变化研究[J].经济研究,2017(9):72—85.
- [6] 肖挺.知识密集型服务业与制造业互动发展的实证分析——基于就业与动能转换的双重视角[J].中国科技论坛,2018(10):128—137,45.
- [7] 张永恒,郝寿义.高质量发展阶段新旧动力转换的产业优化升级路径[J].改革,2018(11):30—39.
- [8] Nuruzzaman N, Singh D, Pattnaik C. Competing to be Innovative: Foreign Competition and Imitative Innovation of Emerging Economy Firms[J]. International Business Review, 2019, 28(5): 1—10.
- [9] Kasahara H, Rodrigue J. Does the Use of Imported Intermediates Increase Productivity? Plant — Level Evidence[J]. Journal of Development Economics, 2008, 87: 106—118.
- [10] Teixeira A, Queirós A. Economic Growth, Human Capital and Structural Change: A Dynamic Panel Data Analysis[J]. Research Policy, 2016, 45(8): 1636—1648.

- [11] Sigurdson J. Industry and Policy Perspectives: Technological Superpower China? [J]. R&D Management, 2004, 34(4): 345—347.
- [12] Colombelli A, Krafft J, Quatraro F. The Emergence of New Technology — Based Sectors in European Regions: A Proximity — Based Analysis of Nanotechnology[J]. Research Policy, 2014, 43(10): 1681—1696.
- [13] 李福柱, 刘华清. 我国制造业转型升级的区位因素效应研究[J]. 经济学家, 2018(6): 57—64.
- [14] Acemoglu D, Linn J. Market Size in Innovation: Theory and Evidence from the Pharmaceutical Industry[J]. Quarterly Journal of Economics, 2004, 119(3): 1049—1090.
- [15] 李建新, 杨永春, 蒋小荣, 等. 中国制造业产业结构高级度的时空格局与影响因素[J]. 地理研究, 2018(8): 1558—1574.
- [16] 彭中文, 曾龙基, 魏浩. 产品市场竞争、知识外溢与企业技术效率提升——基于军民融合上市公司面板数据[J]. 科技进步与对策, 2019(19): 91—99.
- [17] 黄群慧, 贺俊. “第三次工业革命”与中国经济发展战略调整——技术经济范式转变的视角[J]. 中国工业经济, 2013(1): 5—18.
- [18] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35—44.
- [19] 王恕立, 胡宗彪. 中国服务业分行业生产率变迁及异质性考察[J]. 经济研究, 2012(4): 15—27.
- [20] 余泳泽, 张妍. 我国高技术产业地区效率差异与全要素生产率增长率分解——基于三投入随机前沿生产函数分析[J]. 产业经济研究, 2012(1): 44—53.
- [21] Moretti E. Worker's Education, Spillovers, and Productivity: Evidence from Plant — Level Production Functions[J]. American Economic Review, 2004, 94(3): 656—690.
- [22] Tojeiro — Rivero Damián, Moreno R. Technological Cooperation, R&D Outsourcing, and Innovation Performance at the Firm Level: The Role of the Regional Context[J]. Research Policy, 2019, 48(7): 1798—1808.
- [23] 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.
- [24] 戴魁早, 刘友金. 行业市场化进程与创新绩效——中国高技术产业的经验分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2013(9): 37—54.
- [25] 蔡海亚, 徐盈之. 贸易开放是否影响了中国产业结构升级? [J]. 数量经济技术经济研究, 2017(10): 3—22.
- [26] 张海峰, 姚先国. 经济集聚、外部性与企业劳动生产率——来自浙江省的证据[J]. 管理世界, 2010(12): 45—52.
- [27] Blundell R, Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87: 115—143.