

# 中国制造业出口技术复杂度的区域差异及收敛性研究

李福柱 曹友斌 李昆泽

**【摘要】**研究目标:探讨中国各省域制造业出口技术复杂度的变化趋势、区域差异和收敛特征。研究方法:采用改进的指标度量2002-2019年30个省份制造业出口技术复杂度,运用Dagum基尼系数分析其区域差异程度及差异来源,分别采用去除空间相关性的 $\sigma$ 系数、考虑空间相关性的 $\beta$ 收敛模型检验收敛特征。研究发现:考察期内各省域制造业出口技术复杂度均有大幅提升;在“沿海—内陆”和“南方—北方”区域框架下,总体差异、区域内差异和区域间差异程度均呈现下降趋势,区域间净差异和区域内差异依次为两种区域框架下总体差异的主要来源;全国及各地区内均存在 $\sigma$ 收敛、绝对 $\beta$ 收敛和条件 $\beta$ 收敛。研究创新:将Hausmann等(2005)构建的出口技术复杂度指标中人均实际GDP改为制造业全员劳动生产率,增强了该指标对制造业相关度量的适用性;分析其区域差异及收敛性,并对 $\sigma$ 收敛模型、 $\beta$ 收敛模型予以空间相关性修正。研究价值:为判断中国30个省份及地区制造业出口技术复杂度水平与变化趋势提供理论与事实参考、促进区域制造业协调发展的政策制定提供辅助决策支持。

**【关键词】**出口技术复杂度;制造业;区域差异;收敛

**【作者简介】**李福柱,曹友斌,中国海洋大学经济学院;李昆泽(通讯作者),美国康涅狄格大学经济系。

**【原文出处】**《数量经济技术经济研究》(京),2022.4.107~126

**【基金项目】**国家社会科学基金项目“我国区域制造业转型升级格局及空间溢出效应研究”(19BJL091)。

## 引言

在工业化过程中,制造业的持续高质量发展既是引领经济发展阶段不断跃升的主导性力量,也是实现制造业强国战略的必由之路。改革开放释放了中国经济发展的活力,劳动力低成本和市场规模大等优势吸引大量境外要素流入,逐步产生了数量众多的外向型制造业企业。制造业不仅通过较强的前向、后向和旁侧关联机制能够带动上游、下游及其他相关产业发展,还经由区域经济关联机制能够促进地区间联动发展,这既创造了大量就业岗位、促进了国民经济乃至地区经济的发展,也使得中国成为产品种类较为齐全、规模庞大的“世界工厂”和唯一拥有联合国所列全部工业门类(41个大类、191个中类、525个小类)的国家。在中国海关统计的14个制

造品门类中,2019年按人民币计价制造品出口额为152022.07亿元,占全国货物贸易出口总额比重为88.37%;进口额为97894.34亿元,占全国货物贸易进口总额比重为68.51%;顺差占制造业出口总额比重高达35.61%、占国内生产总值比重为5.46%。然而,中国中低端制造品的出口规模远大于中高端,中高端制造品进口额仍较大,大多数中国制造业出口产品处于全球价值链中低端,中国制造业总体生产技术水平相对偏低或在国际市场上的“出口技术复杂度”有待提高。

“出口技术复杂度”概念的提出,主要源于学术界对一个国家或地区的经济发展水平是否与其生产和出口的产品类型有关以及欠发达经济体能否通过增加对某几类产品的生产和出口来实现经济增长等

问题的探讨。Hausmann 和 Rodrik (2003) 认为每一种产品都有其内含的生产率水平,经济体内从事生产率水平更高的行业的企业数量越多,其总体生产率水平就越接近生产率前沿,经济发展水平也越高。Hausmann 等(2005)进一步将这种生产率水平类比为“复杂度”,指出发达经济体因较多地出口复杂程度更高的产品而在国际贸易中获得更多利润,从而实现经济发展。此后, Rodrik (2006)、Jarreau 和 Poncet(2012)、Poncet 和 de Waldemar(2013)分别基于不同的国家层面以及中国省级、城市层面数据,从经验研究视角证实了出口产品总体复杂程度的提升存在经济增长效应。复杂程度高的产品在本质上意味着其在生产过程中的技术含量也高,所以,国内学者往往将出口产品的总体复杂程度称之为“出口技术复杂度”(姚洋和章林峰,2008;陈维涛等,2014),并使用该指标来度量经济体的出口技术结构水平(陈晓华等,2011)及在全球价值链的位置(戴翔和金碚,2014;王思语和郑乐凯,2019)。

随着国内外有关出口技术复杂度的研究逐步深化,并鉴于制造业在中国经济发展中所发挥的重要作用及其发展所面临的技术不足,分析制造业出口技术复杂度已成为全球价值链视角下中国制造业升级领域的研究重点之一。首先,在对制造业出口技术复杂度的含义与应用价值的探讨方面,盛斌和毛其淋(2017)、Su 等(2020)认为该指标能够反映经济体制造业出口产品的总体技术含量。卢福财和金环(2020)则进一步指出一个经济体的制造业出口技术复杂度的提升反映了其制造业趋于升级。卓乘风和邓峰(2018)认为技术复杂度是产品“质”的综合体现。其次,对于中国制造业出口技术复杂度的发展趋势、行业差异及国际比较分析方面,邱斌等(2012)、李小平等(2015)研究表明,中国制造业出口技术复杂度整体呈现上升趋势,资本密集型行业和技术密集型行业的出口技术复杂度水平均明显高于劳动密集型行业。赵玉林和谷军健(2018)则指出中国高技术制造业的出口技术复杂度水平仍与发达的工业化国家存在一定差距,且这种差异并无明显的缩小趋势。再者,关于制造业出口技术复杂度的经

济效应研究,李小平等(2015)认为 Hausmann 等(2005)的理论观点也适用于制造业部门,即提升制造业出口技术复杂度有利于制造业产值及增加值的增长。刘胜(2015)认为制造业出口技术复杂度的提升可以通过优化产业结构、推动技术进步来降低污染物的排放量。最后,对于制造业出口技术复杂度的影响因素探究,盛斌和毛其淋(2017)、Su 等(2020)认为提高固定资本存量、扩大对外开放程度对制造业出口技术复杂度有显著促进作用。卓乘风和邓峰(2018)认为加强基础设施投资、提升人力资本水平、地方政府对经济活动的合理干预都能促进制造业出口技术复杂度提升。卢福财和金环(2020)、宋培等(2021)分别指出互联网应用、加强对创新研发投入是提升制造业出口技术复杂度的重要路径。

制造业发展空间不平衡往往会导致一个后发的发展中人口大国的地区经济发展失衡,地区间制造业发展水平收敛与否是衡量地区间经济发展水平差距是否趋于缩小的重要标志之一,所以近年来关于中国制造业发展的收敛问题越来越受关注。基于 Barro 和 Sala - I - Martin (1991)、Sala - I - Martin (1996)提出的收敛模型,杨翔等(2015)、杨以文等(2020)分别得到中国制造业行业间碳生产率以及制造业在全球价值链中的地位均存在  $\sigma$  收敛和(绝对、条件)  $\beta$  收敛的研究结果。刘明和王思文(2018)从空间维度对 Barro 和 Sala - I - Martin (1991)提出的绝对  $\beta$  收敛模型进行改进,分析中国各省份制造业人均产出的空间收敛性质,认为存在依空间绝对  $\beta$  收敛。孙畅和吴芬(2020)指出中国各省份及区域间高端服务业与先进制造业的匹配发展水平存在空间  $\beta$  收敛,但不存在  $\sigma$  收敛。这表明中国制造业部门的不同方面或发展领域的收敛性质并不完全一致。

尽管已有研究对(中国)制造业出口技术复杂度的含义、发展趋势、经济效应和影响因素以及中国制造业有关方面的收敛性质进行了较为深入的理论分析与实证检验,对促进中国制造业在全球价值链视角下产业升级和构建新发展格局具有重要的理论与

现实意义,但仍存在拓展之处:第一,许多研究在测算制造业出口技术复杂度时仍沿用 Hausmann 等(2005)构建的初始指标,该指标立足于通过对人均实际 GDP 进行加权求和来反映一个经济体所有出口部门全部产品的总体技术复杂度,并不适用于仅针对某一个出口部门的相关度量,忽视该指标适用性问题会导致有关测算结果产生一定偏差;第二,既然制造业出口技术复杂度的提升会对一个国家或地区经济发展产生正向促进效应,那么,分析中国制造业出口技术复杂度的区域差异及其演进趋势,不仅能够判断在新发展格局下各地区制造业升级水平及其差异的变化态势,也有助于探讨我国实现区域协调发展的产业联动途径;第三,目前尚未有针对中国制造业出口技术复杂度的收敛性质分析,其收敛性质有待检验;同时,应充分考虑地区间经济上的空间相关性对收敛结果产生的影响(Egger 和 Pfaffermayr,2006;Le Gallo 和 Dall'erba,2008),目前许多研究只对制造业  $\beta$  收敛模型进行空间相关性修正,未对  $\sigma$  收敛模型予以相应改进,导致  $\sigma$  收敛检验结果可能存在一定误差。因此,本文尝试在以下三个方面对现有研究予以补充:一是依据制造业的界定范畴对 Hausmann 等(2005)构建并被广泛应用的出口技术复杂度指标进行适用性改进,以更准确地测度各省域制造业出口技术复杂度水平。二是分别基于全国 30 个省份、“沿海—内陆”和“南方—北方”区域框架<sup>①</sup>,采用 Dagum 基尼系数测算并分析中国制造业出口技术复杂度的区域差异程度及其差异来源。三是充分考虑地区间在经济上的空间相关性可能产生的影响,结合两类收敛模型检验原理,对  $\sigma$  收敛模型、 $\beta$  收敛模型分别予以相应的空间相关性修正,分别在全国 30 个省份与(两种)区域框架下检验制造业出口技术复杂度的收敛性质,为新发展格局下促进各地区制造业高质量发展和区域经济协调发展提供理论与事实参考。

### 一、研究设计

1. 对出口技术复杂度指标应用于制造业部门的适用性改进

Hausmann 等(2005)认为,发达经济体整体上更

有能力且倾向于出口技术程度高的产品,若发达经济体普遍在出口某一类产品方面具有比较优势,那么,该类产品内含的技术复杂程度就越高;进一步,若某一经济体的整体出口结构与发达经济体越相似,则其出口产品的总体技术复杂度也越高。基于此观点,Hausmann 等(2005)分别构建出如下测算某一类或某个细分行业的出口产品技术复杂度指标(PRODY)以及反映包含经济体所有细分行业出口产品的总体技术复杂度指标(EXPY):

$$PRODY_k = \sum_i \frac{x_{ik}/X_i}{\sum_i (x_{ik}/X_i)} Y_i \quad (1)$$

$$EXPY_i = \sum_k \frac{x_{ik}}{X_i} PRODY_k \quad (2)$$

式(1)和式(2)中, $Y_i$  代表  $i$  经济体的人均实际 GDP,用以衡量其整体经济发展水平; $x_{ik}/X_i$  代表  $i$  经济体  $k$  细分行业产品出口额占该经济体出口总额的比重。

EXPY 是为测度一个经济体包含所有产业部门出口产品的总体技术复杂度而构建的指标,如果只将式(1)和式(2)中的出口产品种类范围限定在制造业部门,对人均实际 GDP 项却不予改动,那此时所得到的有关测算结果会存在与其经济含义不完全相符的偏差。这是因为 EXPY 本质上测算的是各经济体制造业部门的出口结构与高人均实际 GDP 的经济体制造业部门的出口结构的相似程度。由于一个经济体的整体经济发展水平与其各个产业的发展水平在总量与演变趋势等方面都存在一定的结构性差异(Clark,1940),整体经济发展水平越高的经济体并不意味着其制造业部门的发展水平也越高。因此,人均实际 GDP 难以有效地反映经济体制造业部门的发展水平,或者说人均实际 GDP 高的经济体的制造业部门发展水平也不一定更高,所以,采用 EXPY 指标来测算经济体的制造业出口技术复杂度会降低测度结果的准确性。考虑以下情况:

假定某区域内有  $a$ 、 $b$  和  $c$  三类经济体, $a$  和  $b$  的数量相同, $c$  的数量是  $a$  或  $b$  的  $R$  倍( $0 < R \leq 1$ );制造品种类  $m$  分为技术复杂程度相对较低的  $l$  制造品和技术复杂程度相对较高的  $h$  制造品,三类经济体的

经济特征如下:

$$Y_a \& Y_c > Y_b, \frac{x_{ah}}{X_a} = \frac{x_{cl}}{X_c} = 1, \frac{x_{bh}}{X_b} = \frac{1}{3}, \frac{x_{bl}}{X_b} = \frac{2}{3} \quad (3)$$

a类经济体拥有相对较发达的制造业,只出口h制造品。b类经济体的总体经济发展水平和制造业部门的发展水平都低于a类,所以,人均实际GDP低于a类,且h制造品出口额占其制造业部门出口总额的比重仅为1/3。c类经济体的制造业部门发展水平最低,故只出口l制造品,但其服务业部门发展水平较高,因而人均实际GDP排名高于b类但并不一定低于或高于a类。c类经济体人均实际GDP(相对于a和b类)越高,说明其总体经济发展水平与制造业部门发展水平之间的差异程度越大,其人均实际GDP便越无法反映其制造业部门的实际发展水平;同理,a类经济体的人均实际GDP(相对于b和c类)越低,其人均实际GDP便越无法反映其制造业部门的实际发展水平。

使用EXPY指标分别测算三类经济体的制造业出口技术复杂度:

$$EXPY_a = \frac{3Y_a + Y_b}{4}, EXPY_b = \frac{(2+3R)Y_a + (6+R)Y_b + 8RY_c}{8+12R}, EXPY_c = \frac{2Y_b + 3RY_c}{2+3R} \quad (4)$$

a类经济体制造业部门的发展水平和出口结构皆优于b、c类,所以,其制造业出口技术复杂度也明显高于b、c类。然而,随着c类经济体的数量(R)和人均实际GDP( $Y_c$ )增加,EXPY<sub>b</sub>和EXPY<sub>c</sub>值会变得越来越大,而EXPY<sub>a</sub>值却不受影响,从而导致在三类经济体制造业部门出口结构不变的情况下a类经济体的制造业出口技术复杂度与b、c类之间的差距却在不断缩小,甚至变得可能会低于b、c类。这是因为在使用EXPY指标进行测度时,尽管c类经济体只出口l制造品,但随着c类经济体的数量和人均实际GDP的不断增加,c类经济体制造业部门出口结构会逐渐被视为一种总体发展水平较高的经济体制造业部门出口结构,从而导致c类自身以及制造业部门出口结构与c类较为相似的b类经济体制造业出口技术复杂度都被逐步高估,进而使得b、c类与a类之间的真实差异

程度越来越被低估。同理,随着a类经济体人均实际GDP(相对于b和c类)不断减小,其真实制造业出口技术复杂度也会逐渐被低估。

从上述分析中可知,EXPY指标并不完全适用于测算经济体的制造业出口技术复杂度,那么,该如何对EXPY指标进行改进呢?将人均实际GDP分解为集中反映经济体制造业部门发展水平的数据信息集合M,以及来自非制造业部门的干扰数据信息集合O。将分解后的人均实际GDP带入式(1)与式(2)中,并将出口产品种类限定于制造业部门的各个细分行业,得到式(5)和式(6):

$$PRODY_m = \sum_i \frac{x_{im}/X_i}{\sum_i (x_{im}/X_i)} (M_i + O_i) = \sum_i \frac{x_{im}/X_i}{\sum_i (x_{im}/X_i)} M_i + Bias \quad (5)$$

$$EXPY_i = \sum_m \frac{x_{im}}{X_i} [ \sum_i \frac{x_{im}/X_i}{\sum_i (x_{im}/X_i)} M_i + Bias ] = \sum_m \frac{x_{im}}{X_i} \sum_i \frac{x_{im}/X_i}{\sum_i (x_{im}/X_i)} M_i + BIAS \quad (6)$$

式(5)中,m代表i经济体制造业部门内的某个细分行业,右侧的Bias项为人均GDP中所包含的非制造业部门的干扰数据信息对PRODY指标算度结果产生的干扰,而式(6)右侧的BIAS项则对应于由该干扰数据信息所引致的EXPY指标测算结果存在的偏差,BIAS项的存在降低了采用EXPY指标测算经济体制造业出口技术复杂度的准确性。

由此可见,人均实际GDP项因包含了非制造业部门的干扰数据信息而难以有效反映经济体制造业部门的发展水平,进而导致EXPY指标无法准确测算经济体的制造业出口技术复杂度。所以,将人均实际GDP替换为能够集中反映经济体制造业部门发展水平的指标,从而避免式(6)中BIAS项的出现,便可以有效改进该指标。

制造业全员劳动生产率可以衡量经济体制造业部门在单位劳动时间内所创造的价值量,是该部门人力资本、物质资本、技术水平等方面的综合体现(Svensson,2011)。制造业全员劳动生产率也是实现经济体制造业部门长期增长的主要推力(Krugman和Wells,2015),能够集中反映制造业部门的发展水

平(李永友和严岑,2019)。此外,产品的技术复杂度本质上反映的是产品生产率水平(Hausmann和Rodrik,2003),制造业全员劳动生产率越高的经济体也越有能力生产和出口技术复杂程度更高的制造品。

因此,本文将 PRODY 和 EXPY 指标中经济体的人均实际 GDP 项替换为制造业全员劳动生产率(ML),以提升 EXPY 指标对制造业部门有关度量的适用性。改进后的制造业出口产品技术复杂度指标(PRODML)与制造业出口技术复杂度指标(EXPML)的测算公式分别如下:

$$PRODML_m = \sum_i \frac{x_{im}/X_i}{\sum_i (x_{im}/X_i)} ML_i \quad (7)$$

$$EXPML_i = \sum_m \frac{x_{im}}{X_i} PRODML_m \quad (8)$$

其中,  $x_{im}/X_i$  代表 i 经济体制造业部门内的 m 细分行业出口额占其制造业部门总出口额的比重,  $ML_i$  代表 i 经济体的制造业全员劳动生产率。

## 2. 区域差异的测度方法

泰尔指数(Theil,1967)和 Dagum 基尼系数(Dagum,1997)均为测算经济变量区域差异程度及其差异来源的常用指标,但后者可将经济变量的区域间总差异进一步分解为区域间净差异和超变密度,能更全面地识别其总体差异的来源及其贡献度。借鉴 Dagum(1997)的处理方式,中国 30 个省份制造业出口技术复杂度的总体基尼系数(MG)可被分解为区域内差异( $MG_w$ )、区域间净差异( $MG_{nb}$ )和超变密度( $MG_t$ )三部分。其中,  $MG$  代表全国省域制造业出口技术复杂度总体差异程度,  $MG_w$  代表各区域内差异程度,  $MG_{nb}$  代表由区域间制造业出口技术复杂度概率密度函数非重叠部分所导致的区域间差异,  $MG_t$  则代表因概率密度函数重叠部分所引致的区域间差异。  $MG$  各分解项对总体差异程度的贡献率分别表示为  $MG_w/MG$ 、 $MG_{nb}/MG$  和  $MG_t/MG$ 。

首先,总体基尼系数的测算公式如下:

$$MG = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^k \sum_{r=1}^{n_j} \sum_{r'=1}^{n_h} |\ln(EXPML_{ji}) - \ln(EXPML_{hr})|}{2n_j^2 \ln(EXPML)} \quad (9)$$

式(9)中,  $n$  为样本范围内省份总数,  $k$  为所划分的区域个数,  $n_j$  ( $n_h$ ) 为  $j$  ( $h$ ) 区域内的省份个数,  $\ln(EXPML_{ji})$  ( $\ln(EXPML_{hr})$ ) 为  $j$  ( $h$ ) 区域  $i$  ( $r$ ) 省份制造业出口技术复杂度测度值的自然对数值,  $\overline{\ln EXPML}$  为样本期内中国 30 个省份测度值自然对数值的均值。

其次,区域内差异程度的测算公式如下:

$$MG_{jj} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_j} |\ln(EXPML_{ji}) - \ln(EXPML_{jr})|}{2n_j^2 \ln(EXPML_j)} \quad (10)$$

$$MG_w = \sum_{j=1}^k MG_{jj} p_j s_j \quad (11)$$

式(10)和式(11)中,  $\overline{\ln(EXPML_j)}$  代表  $j$  区域内测度值自然对数值的均值,  $p_j = n_j/n$ ,  $s_j = n_j/\overline{\ln(EXPML_j)}/n\overline{\ln(EXPML)}$ ,  $MG_{jj}$  代表  $j$  区域的基尼系数。

最后,区域间净差异程度和超变密度的测算公式如下:

$$MG_{jh} = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} |\ln(EXPML_{ji}) - \ln(EXPML_{hr})|}{n_j^2 n_h^2 (\ln(EXPML_j) + \ln(EXPML_h))} \quad (12)$$

$$MD_{jh} = \frac{\int_0^\infty dF_j(z) \int_0^\infty (z-x) dF_h(x) - \int_0^\infty dF_h(z) \int_0^\infty (z-x) dF_j(x)}{\int_0^\infty dF_j(z) \int_0^\infty (z-x) dF_h(x) + \int_0^\infty dF_h(z) \int_0^\infty (z-x) dF_j(x)} \quad (13)$$

$$MG_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} MG_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) MD_{jh} \quad (14)$$

$$MG_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} MG_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - MD_{jh}) \quad (15)$$

式(12)~式(15)中,  $MG_{jh}$  代表  $j$  和  $h$  区域间的基尼系数,  $F_j$  ( $F_h$ ) 代表  $j$  ( $h$ ) 区域制造业出口技术复杂度的累积分布函数。在式(13)中,用  $h$  来代表测度值均值更高的区域,即  $\overline{\ln(EXPML_j)} \geq \overline{\ln(EXPML_h)}$ ,  $MD_{jh}$  反映了  $j$  和  $h$  区域间制造业出口技术复杂度总体上的相对差距。当  $MD_{jh} = 0$  时,区域间净差异为零;若  $j$  区域制造业发展水平最低的省份的测度值高于  $h$  区域发展水平最高的省份的测度值,即两个区域的制造业出口技术复杂度概率密度函数完全不重叠,则超变密度等于零。

### 3. 空间自相关性检验与收敛模型

(1) 莫兰指数 I (Moran's I)。本文采用莫兰指数

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (\ln(\text{EXPML}_i) - \overline{\ln(\text{EXPML})}) (\ln(\text{EXPML}_j) - \overline{\ln(\text{EXPML})})}{\sum_{i=1}^n (\ln(\text{EXPML}_i) - \overline{\ln(\text{EXPML})})^2} \quad (16)$$

式(16)中,  $w_{ij}$  为空间权重矩阵  $W$  的  $(i, j)$  元素,  $I$  的值域为  $[-1, 1]$ ,  $I$  越趋近 1, 代表各省份间制造业出口技术复杂度的正空间自相关越强,  $I$  越趋近 -1, 代表其负空间自相关越强,  $I$  趋近 0 则代表其空间自相关性程度很弱。

(2)  $\sigma$  收敛。 $\sigma$  收敛是指某一变量的整体离散程度会随时间推移而呈现递减趋势, 可通过标准差  $\sigma$  系数的时序变化来判断我国省际制造业出口技术复杂度是否具有  $\sigma$  收敛特征。 $\sigma$  系数的测算公式如下:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\ln(\text{EXPML}_{it}) - \overline{\ln(\text{EXPML})})^2}{n-1}} \quad (17)$$

若省际制造业出口技术复杂度在  $t \sim T$  时期内存在  $\sigma$  收敛, 则有  $\sigma_{t+T} < \sigma_t$ 。 $\sigma_t$  是根据  $\ln(\text{EXPML}_{it}) = \overline{\ln(\text{EXPML}_{it})} + u_{it}$  截面常数回归方程中残差  $u_{it}$  的标准差估计而来的, 但使用该估计方法的基本前提是同时期内各省份制造业出口技术复杂度是独立同分布的, 即  $\ln(\text{EXPML}_{it}) \sim N(m_t, \sigma_t^2)$ , 其中,  $m_t$  为均值。然而, 当各省份间制造业出口技术复杂度在空间上存在相关性时, 均值独立、方差独立和同方差前置假定条件便不成立, 此时根据式(17)中对传统  $\sigma$  系数进行估计所得到的收敛检验结果就会存在偏误。

借鉴 Rey 和 Dev (2006)、林光平等 (2006) 处理方法, 消除传统  $\sigma$  系数估计中的空间相关性。假定在  $t$  时期,  $\ln(\text{EXPML}_i) \sim N(E_t, \sigma_t^2 * \Omega_t)$ , 其中,  $E_t$  为均值向量, 内含的元素间因空间相关性的存在而不相互独立,  $\sigma_t^2 *$  为去除空间相关性所引致的偏误后我国各省份间制造业出口技术复杂度的方差,  $\Omega_t$  为  $n \times n$  阶矩阵, 综合反映了由空间相关性所导致的方差非独立问题以及异方差问题。式(17)可被分解为以下形式:

$$\sigma_t^2 = \sigma_t^2 * \theta_t \quad (18)$$

$I$  来检验我国各省份间制造业出口技术复杂度是否存在空间自相关性, 其表达式如下:

$$\theta_t = \frac{1}{n-1} \left( \sum_{i=1}^n (e_{it}^2 + o_{i,i,t}) - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (e_{it} e_{jt} + o_{i,j,t}) \right) \quad (19)$$

式(18)和式(19)中,  $e_{it}$  为  $E_t$  的第  $i$  个元素,  $o_{i,j,t}$  为  $\Omega_t$  的  $(i, j)$  元素,  $\theta_t$  反映了空间相关性对  $\sigma_t^2$  的影响程度。由于传统  $\sigma$  系数估计结果中的偏误来源于各省份间制造业出口技术复杂度在空间上并不相互独立, 因此, 在估计  $\sigma_t^2 *$  时, 考虑以下空间计量回归模型:

$$\ln(\text{EXPML}_{it}) = a_i + \rho_t \sum_{j=1}^n w_{ijt} \ln(\text{EXPML}_{jt}) + u_{it} \quad (20)$$

式(20)中,  $a_i$  为常数项,  $w_{ijt}$  为空间权重矩阵  $W_t$  的  $(i, j)$  元素,  $u_t \sim N(0, \sigma_t^2 * I)$ ,  $I$  为  $n \times n$  阶单位矩阵, 此时  $\ln(\text{EXPML}_{it}) \sim N(a_i (I - \rho_t W_t)^{-1} D, \sigma_t^2 * (I - \rho_t W_t)^{-1} (I - \rho_t W_t')^{-1})$ ,  $D$  为  $n \times 1$  的向量,  $D$  中所有元素均为 1。获得  $E_t$  和  $\Omega_t$  的具体表达式后, 结合式(18)与式(19)可得到去除空间相关性引致的均值相关、方差相关和异方差问题后的空间  $\sigma$  系数  $\sigma_t^2 *$  估计量。

(3)  $\beta$  收敛。 $\beta$  收敛分为绝对  $\beta$  收敛和条件  $\beta$  收敛, 前者是指各省份制造业出口技术复杂度的增长速度与其初始值呈反向关系; 后者是指拥有相似的制造业出口技术复杂度发展环境的省份间的制造业出口技术复杂度长期会趋于收敛。式(21)和式(22)分别为检验绝对  $\beta$  收敛和条件  $\beta$  收敛的传统回归模型:

$$R_{it} = \alpha + \beta \ln(\text{EXPML}_{it}) + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

$$R_{it} = \alpha + \beta \ln(\text{EXPML}_{it}) + \varphi X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

$R_{it} = \ln(\text{EXPML}_{it+1}) - \ln(\text{EXPML}_{it})$  衡量  $i$  省在  $t$  期至  $t+1$  期内制造业出口技术复杂度的增长率,  $X_{it}$  代表条件  $\beta$  收敛中的控制变量集合,  $\mu_i$  和  $v_t$  分别为个体层面和时间层面的固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为误差项。当各省份间制造业出口技术复杂度存在绝对  $\beta$  收敛、

条件  $\beta$  收敛时,式(21)和式(22)的  $\beta$  系数应分别小于 0,同时,2002-2019 年的年平均收敛速度为  $S = -\ln(1+\beta)$ 。

然而,当各省份间存在显著的空间相关性时,式(21)和式(22)估计的收敛结果便不再准确,应将空间相关性纳入收敛模型。根据空间相关性来源的差异,空间计量模型主要包括空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。式(23)~式(25)分别为 SLM、SEM 和 SDM 形式的空间绝对  $\beta$  收敛模型:

$$R_{it} = \alpha + \beta \ln(\text{EXPML}_{it}) + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} R_{jt} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

$$R_{it} = \alpha + \beta \ln(\text{EXPML}_{it}) + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_{jt} + \gamma_{it} \quad (24)$$

$$R_{it} = \alpha + \beta \ln(\text{EXPML}_{it}) + \delta \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln(\text{EXPML}_{jt}) + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} R_{jt} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

式(26)~式(28)则分别为 SLM、SEM 和 SDM 形式的空间条件  $\beta$  收敛模型:

$$R_{it} = \alpha + \beta \ln(\text{EXPML}_{it}) + \varphi X_{it} + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} R_{jt} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

$$R_{it} = \alpha + \beta \ln(\text{EXPML}_{it}) + \varphi X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_{jt} + \gamma_{it} \quad (27)$$

$$R_{it} = \alpha + \beta \ln(\text{EXPML}_{it}) + \varphi X_{it} + \delta \sum_{j=1}^n w_{ij} (\ln(\text{EXPML}_{jt}) + X_{jt}) + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} R_{jt} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

借鉴孙畅和吴芬(2020)的处理方式在 SLM、SEM、SDM 和传统收敛模型中进行甄别。空间计量模型均基于全域视角估算空间相关性,沿用最小二乘法(OLS)则会产生由内生性问题而导致的估计偏误。SLM 和 SDM 中含有被解释变量的空间滞后项,使得 OLS 估计结果既是有偏的,也是不一致的;SEM 中含有残差项的空间滞后项,使得 OLS 估计结果虽然是一致的,但会损失效率(Elhorst, 2003),所以,在实证研究中需要采用极大似然估计法对空间计量模型进行估计,以消除由内生性而导致的估计偏误。

#### 4. 变量选取及数据来源

各省份制造业细分行业出口数据<sup>②</sup>来自国研网国际贸易研究与决策数据库,由于该数据库仅统计 2002 年以来各省份制造业细分行业出口数据,因此,将起始年份设定为 2002 年,考虑控制变量核算数据主要来源于各省份统计年鉴,且各省份统计年鉴已更新至 2020 年,将研究样本的时间范围设为 2002-2019 年;西藏相关统计数据缺失情况较为严重,研究样本的空间范围为中国(除西藏外)30 个省份。

制造业全员劳动生产率(ML):由于缺少各省份制造业增加值等相关数据,本文仅以各省份制造业总产值<sup>③</sup>与其制造业年平均从业人员数之比作为衡量制造业全员劳动生产率(元/人)的代理变量。2002-2016 年各省份制造业全员劳动生产率的核算数据来源于 2003-2017 年《中国工业经济统计年鉴》,该数据库相关统计数据只更新到 2016 年,所以,2017 年及之后的制造业全员劳动生产率的核算数据来源于各省份统计年鉴。

空间权重矩阵(W):地理位置相距越远,经济体间的要素流动和信息交流强度则趋于降低,空间相关性也就随之减弱。为反映空间相关性随省域间地理距离增大而衰弱特征,借鉴余泳泽等(2013)设计思路,选用如下地理距离空间权重矩阵:

$$w_{ij} = \begin{cases} e^{-ad_i}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (29)$$

式(29)中,d 为各省份省会城市间的欧式距离(km),a 为各省份省会城市间欧式距离最小值的倒数。借鉴已有的有关理论与实证研究,本文在分析制造业出口技术复杂度的条件  $\beta$  收敛问题时选取以下控制变量:

人均固定资本存量(k):要素禀赋的相对充裕程度是决定地区出口产品种类的重要因素,人均固定资本存量越高的区域,越倾向于生产和出口技术含量较高的资本密集型产品,有利于当地制造业出口技术结构升级。采用各省份以永续盘存法测算而得的固定资本存量与其总就业人口数之比来衡量人均固定资本存量,核算数据来源于《中国统计年鉴》。

人力资本平均水平(hc):人力资本可通过内部

效应与溢出效应促进区域内制造业出口技术复杂度的增长(郑展鹏和王洋东,2017),区域内人力资本水平提升可增强制造业企业对技术变迁的适应性。各省份人力资本平均水平采用平均受教育年限来衡量<sup>④</sup>,核算数据来源于《中国劳动统计年鉴》。

研发强度(rd):提高研发强度有利于制造业企业积累知识资本、提升创新能力、优化技术结构,进而生产并出口技术更复杂的产品。研发强度为各省份 R&D 经费支出占其 GDP 之比,核算数据来源于《中国科技年鉴》。

对外开放度(open):进口贸易是经济体获取国际技术转移和技术溢出的重要途径(Zhu 和 Fu, 2013),提高对外开放度有利于制造业企业在进口贸易中进行技术模仿和学习,提升企业自身生产和出口技术复杂度高的产品的能力。对外开放度为各省份进口总额占其 GDP 之比,核算数据来源于《中国统计年鉴》。

政府干预程度(gov):合理的政府干预是转型经济体实现经济增长、促进区域协调发展的重要手段。政府部门可通过调整财政支出规模、制定有利于区域制造业协调发展的优惠政策等方式来改善落后地区制造业发展水平。政府干预程度为各省份政府财政支出与其 GDP 之比,核算数据来源于《中国统计年鉴》。

互联网发展水平(inter):互联网的使用有利于制造业企业掌握市场最新动态,生产符合市场需求的产品,减少资源错配概率,提升企业利润并得以加大研发投入,同时,互联网技术可以促进信息交流,提升知识共享效应,促进制造业企业生产并出口技术复杂程度高的产品(卢福财和金环,2020)。互联网发展水平为各省份互联网用户数与其常住人口量之比,核算数据来源于中国互联网络信息中心统计报告。

## 二、中国制造业出口技术复杂度的区域差异分析

### 1. 各省份及区域制造业出口技术复杂度的测算及总体描述

本文分别采用 EXPY 指标和 EXPML 指标测算

全国 30 个省份 2002-2019 年制造业出口技术复杂度,并根据 30 个省份的相应年均值大小对各省份进行排序<sup>⑤</sup>,大部分(22 个)省份年均制造业出口技术复杂度排名在两种指标测算结果中相差都不超过 5 位,差距较小,但海南(23—1)<sup>⑥</sup>、吉林(17—4)、贵州(27—20)、云南(29—22)和山东(14—8)在依据 EXPML 指标测算结果中的排名要明显高于依据 EXPY 指标所得测算结果的排名,四川(6—13)、福建(9—17)以及新疆(18—28)在依据 EXPML 指标测算结果中的排名则大幅低于在依据 EXPY 指标测算结果中的排名。

海南、吉林和山东在考察期内年均制造业全员劳动生产率排名均高于其年均人均实际 GDP 排名,这三个省份制造业部门的出口结构与那些在两类指标中排名皆位居前十的省份(天津、北京、上海、江苏、广东、重庆和陕西)的相似程度高,可见 EXPY 指标低估了这三个省份的真实制造业出口技术复杂度。虽然贵州和云南年均制造业全员劳动生产率排名较低,但二者高技术制造业行业出口额的年均占比均大于那些在 EXPY 指标测算结果中排名高于它们的省份<sup>⑦</sup>,因此,EXPY 指标也低估了这两个省份的制造业出口技术复杂度。四川仅能较多地出口机电、音像设备及其零件、附件类等高技术制造品,技术水平高的高技术制造业门类相对较少,说明该省份出口高技术复杂度制造品的能力也较低。福建制造业部门出口结构与四川相近,新疆高技术制造业出口额的年均占比仅为 15%,这一比例在全国 30 个省份中排名为 27,但福建和新疆年均人均实际 GDP 排名都明显高于其年均制造业全员劳动生产率排名,因此,采用 EXPY 指标的测算结果在一定程度上高估了这两个省份的真实制造业出口技术复杂度。由此可见,相比于 EXPY 指标,EXPML 指标能够更加准确地测度经济体的制造业出口技术复杂度。

基于 EXPML 指标的测算结果进一步分析,考察期内制造业出口技术复杂度年均值最高的 3 个省份依次为海南(749342.02 元)、北京(720861.46 元)和天津(718766.97 元),而最低的 3 个省份则依次为青

海(652338.17元)、宁夏(660132.32元)和新疆(669808.57元)。从变化趋势来看,全国30个省份制造业出口技术复杂度均表现为大幅提升,30个省份均值从2002年为213783.89元稳步上升到2019年为1291002.20元,年均增长率高达11.16%<sup>⑧</sup>,其中,青海(12.09%)、甘肃(12.02%)和山西(11.92%)分别为年均增长率最高的3个省份,而广东(10.35%)、天津(10.50%)和福建(10.55%)则为年均增长率最低的3个省份。从“沿海—内陆”和“南方—北方”区域框架视角来看,沿海省份制造业出口技术复杂度均值的年均值(699038.48元)要高于内陆省份(691935.45元),而南方省份(697395.98元)相应年均值高于北方省份(688638.76元),不过,沿海省份制造业出口技术复杂度均值的年均增长率(11.06%)要低于内陆省份(11.20%),而北方省份相应均值的年均增长率(11.23%)要高于南方省份(11.10%)。

## 2. 区域差异及其分解

基于“沿海—内陆”和“南方—北方”两种区域框架,本文运用Dagum基尼系数来测算并分析全国30个省份制造业出口技术复杂度的总体差异、区域内差异、区域间差异和总体差异的来源及其贡献度<sup>⑨</sup>。

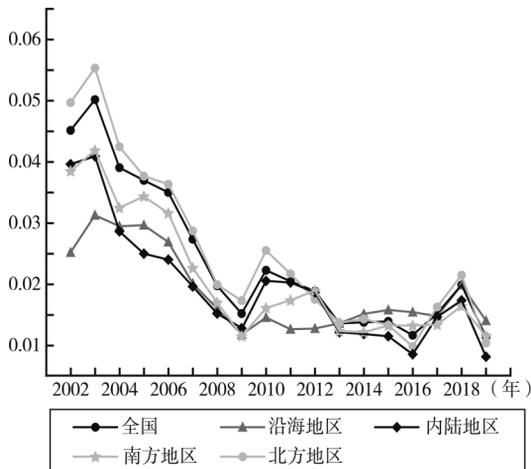
(1) 总体差异分析。2002—2019年全国30个省份制造业出口技术复杂度的总体差异程度不高,总体基尼系数介于0.0112到0.0501之间,均值为0.0239。由图1可知,总体基尼系数在考察期内表现出“下降—波动”的发展态势,具有明显的阶段性特征:在2002—2009年呈明显下降趋势,从0.0451降为0.0152,年均降幅为14.36%;2009—2019年保持小幅波动状态,数值处于0.0112~0.0222之间。

(2) 区域内差异分析。除北方地区外,各地区内省际制造业出口技术复杂度的基尼系数整体上都低于总体基尼系数。沿海地区内的相应基尼系数介于0.0117~0.0312之间,其在考察期内的均值为0.0188,内陆地区内的相应基尼系数介于0.0081~0.0408之间,其均值为0.0194,沿海地区内省际制造

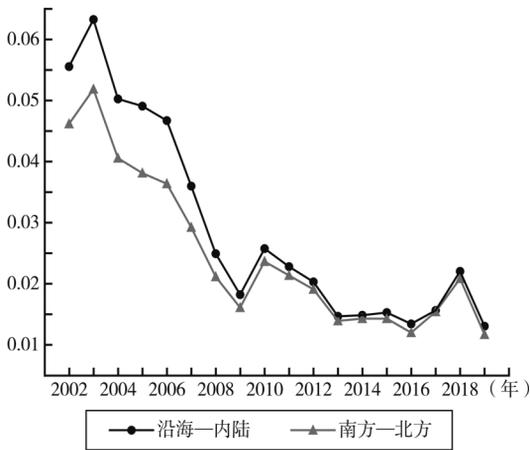
业出口技术复杂度的不平衡程度低于内陆地区。南方地区内的相应基尼系数介于0.0112~0.0419之间,其均值为0.0208,北方地区内的相应基尼系数介于0.0097~0.0552之间,其均值为0.0250,南方地区内的差异程度低于北方地区内。如图1(a)所示,各地区内的相应基尼系数的变化趋势与总体基尼系数相似,但沿海地区内的相应基尼系数在2002—2006年的下降趋势不明显,2009—2017年一直在0.0117~0.0158波动,无明显上升或下降趋势;内陆地区内的相应基尼系数在2002—2009年有更明显的下降趋势;南方地区内的相应基尼系数在2009—2012年表现出更大幅度的上升态势;考察期内北方地区内的相应基尼系数的时序变化与总体基尼系数基本一致。

(3) 区域间差异分析。区域间的相应基尼系数整体上高于区域内基尼系数。其中,沿海与内陆地区间的基尼系数介于0.0131~0.0634之间,其在考察期内的均值为0.0291;北方与南方地区间基尼系数介于0.0116~0.0517之间,其均值为0.0248,北方与南方地区间的差异程度相比沿海与内陆地区间偏低。如图1(b)所示,沿海与内陆地区间基尼系数在2002—2016年呈波动下降趋势,从0.0556降到0.0134,年均降幅为9.66%;2016—2019年则先从0.0134上升到0.0222,再下降到0.0131。南方与北方地区间基尼系数的变化趋势与沿海与内陆地区间相近,但各阶段内的相应测度值都较低。

(4) 总体差异来源及其贡献度分析。在“沿海—内陆”区域框架下,区域内差异、区域间净差异和超变密度对总体差异的贡献度在考察期内的年均值分别为44.20%、44.35%和11.45%,这说明区域间净差异是其总体差异的主要成因。从图2(a)可知,在考察期内,区域内差异的贡献度在缓慢上升,这表明区域内省际制造业出口技术复杂度的相对不平衡程度整体呈现逐渐扩大趋势;区域间净差异的贡献度表现为震荡下降的态势,表明由沿海地区制造业出口技术复杂度测度值较高的省份、内陆地区测度值较低的省份、两个地区间测度值均值的差距所共同引致的区域间差异<sup>⑩</sup>对总体差异的贡献度在降低;超



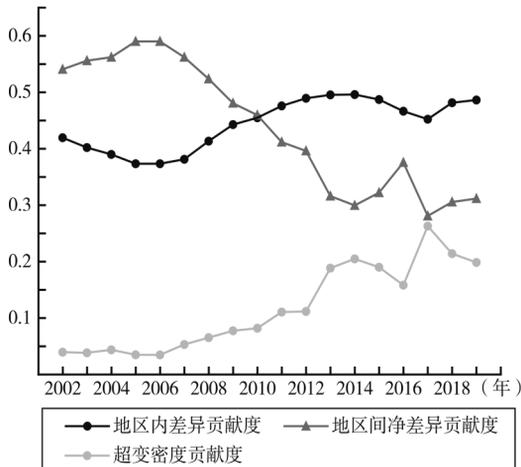
(a) 总体基尼系数与各区域内基尼系数



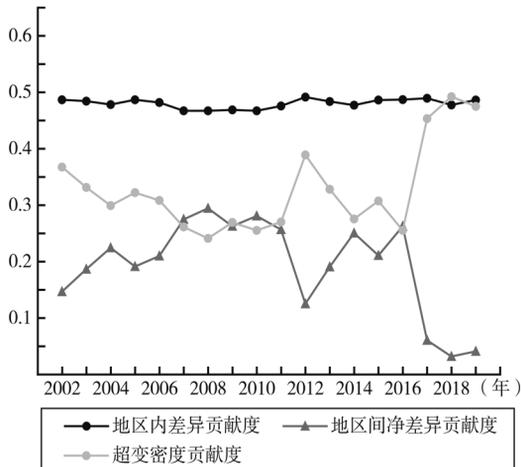
(b) 区域间基尼系数

图1 总体基尼系数、区域内基尼系数和区域间基尼系数

资料来源:根据 $\sigma$ 系数计算结果整理得到。



(a) 沿海—内陆



(b) 南方—北方

图2 中国制造业出口技术复杂度的总体差异来源及其贡献度

资料来源:根据Dagum基尼系数计算结果整理得到。

变密度的贡献度则在波动上升,意味着沿海地区测度值较低的省份与内陆地区测度值较高的省份之间的差异程度<sup>⑩</sup>,相比区域间净差异趋于逐渐增加。在“南方—北方”区域框架下,区域内差异、区域间净差异和超变密度对中国制造业出口技术复杂度总体差异的贡献度的年均值分别为47.95%、19.66%和32.39%,说明区域内差异是导致其总体差异产生的主要来源。从变化趋势角度来分析,区域内差异的贡献度稳定于46.59%~48.97%,超变密度的贡献度呈现震荡上升趋势,而区域间净差异的贡献度则趋于震荡下降。超变密度的贡献度在多数年份中均

保持在30%以上,这说明北方地区制造业出口技术复杂度测度值高的省份与南方地区测度值低的省份之间的差距相对较大。

### 三、中国制造业出口技术复杂度的收敛性分析

#### 1. 莫兰指数I检验

考察期内全国范围的莫兰指数I基本都在10%水平下显著为正,说明总体上各省域制造业出口技术复杂度水平并非随机分布,而是具有显著的空间正自相关性;内陆和北方地区的莫兰指数I基本都在10%的水平下显著为正,同样表现出明显的空间正自相关性;但沿海和南方地区的莫兰指数I在多数年

份均不显著,空间自相关性较弱且不稳定<sup>⑫</sup>。

## 2. $\sigma$ 收敛分析

根据莫兰指数 I 的检验结果可知,考察期内全国、内陆和北方地区内省际制造业出口技术复杂度均具有明显的空间正自相关性,沿海和南方地区内的空间自相关性并不明显,全国和北方地区内式(20)中  $\rho$  估计系数在多数年份至少在 10% 水平下显著,但内陆地区  $\rho$  估计系数皆未通过显著性检验<sup>⑬</sup>。因此,本文选用空间  $\sigma$  系数来检验全国和北方地区内的  $\sigma$  收敛特征,沿用传统  $\sigma$  系数来检验沿海、内陆和南方地区内的  $\sigma$  收敛特征。

据图 3(a) 所示,全国 30 个省份制造业出口技术复杂度的空间  $\sigma$  系数在 2002-2009 年表现出明显的下降趋势,从 2002 年为 0.0649 下降到 2009 年为 0.0256,年均降幅为 12.44%;在 2008-2016 年整体处于波动状态;在 2016-2019 年则从 0.0265 波动上升至 0.0342,年均涨幅为 8.86%;总体上,全国 30 个省份的空间  $\sigma$  系数从 2002 年为 0.0649 至 2019 年降为 0.0342,总体降幅是 47.30%,表现出一定程度的  $\sigma$  收敛。北方地区内的空间  $\sigma$  系数在 2002-2016 年表现出较为稳定的下降趋势,从 2002 年为 0.0415 降至 2016 年为 0.0097,年均降幅为 9.86%;在 2016-2019 年则由 0.0097 升至 0.0195,年均升幅为 26.21%;考察期内北方地区内的空间系数从 2002 年的 0.0415 降到 2019 年的 0.0195,总体下降幅度为 53.01%,表

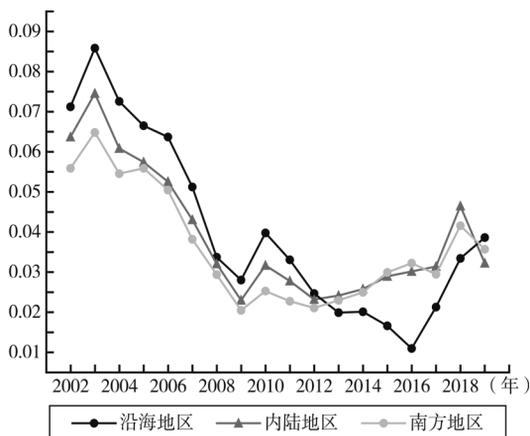
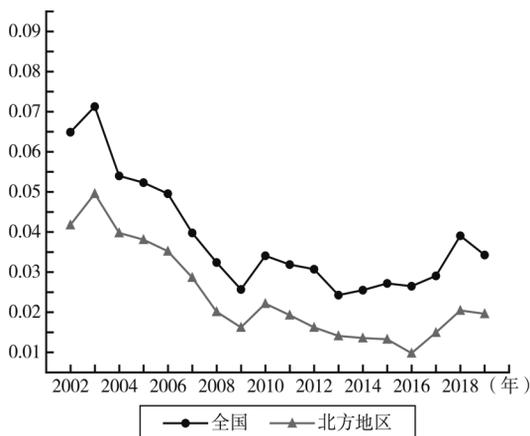
现出较强的  $\sigma$  收敛。

据图 3(b) 所示,沿海地区内的传统  $\sigma$  系数在 2002-2016 年有较大幅度的下降,从 0.0714 降为 0.0111,年均降幅达到 12.46%;在 2016-2019 年却从 0.0111 涨至 0.0388,年均涨幅高达 51.76%;考察期内沿海地区内的传统  $\sigma$  系数总体下降了 45.63%,存在较强的  $\sigma$  收敛。内陆地区和南方地区内的传统  $\sigma$  系数的时序变化基本一致,皆先明显下降(2002-2009 年)、后波动上升(2009-2019 年);在考察期内,内陆地区内的传统  $\sigma$  系数总体降幅为 49.62%,高于南方地区的 36.04%,两者均存在一定程度的  $\sigma$  收敛。

## 3. 绝对 $\beta$ 收敛分析

表 1 为全国及各地区内省际制造业出口技术复杂度的绝对  $\beta$  收敛的检验结果。关于模型选择方面,在全国、内陆和北方地区内,LM-error 和 LM-lag 均在 1% 水平下显著,但 R-LM 检验结果中只有 R-LM-error 通过显著性检验,故选用 SEM 分析全国、内陆和北方地区内的绝对  $\beta$  收敛;在沿海和南方地区内,两个 R-LM 统计量皆未通过显著性检验,故沿用传统收敛模型予以分析。

从收敛检验结果来看,在全国及各地区内,绝对  $\beta$  收敛系数的估计值均在 1% 水平下显著为负,分别为 -0.1648、-0.0565、-0.2640、-0.1379 和 -0.2045,表明全国及各地区内皆存在绝对  $\beta$  收敛。全国及各



China Social Science Database. All rights reserved. <http://www.dlib.cn/>

图 3 全国(30 个省份)及各地区制造业出口技术复杂度的  $\sigma$  系数

资料来源:根据  $\sigma$  基尼系数计算结果整理得到。

表 1 中国制造业出口技术复杂度的绝对  $\beta$  收敛回归结果

区域	全国	沿海地区	内陆地区	南方地区	北方地区
模型类型	双向固定 SEM	随机效应 OLS	双向固定 SEM	双向固定 OLS	双向固定 SEM
$\beta$	-0.1648*** (-8.1163)	-0.0565*** (-7.1503)	-0.2640*** (-8.6945)	-0.1379*** (-4.7740)	-0.2045*** (-6.8524)
$\lambda$	0.2858*** (6.7390)		0.2464*** (4.8456)		0.3247*** (5.8901)
$R^2$	0.9459	0.2171	0.9531	0.9588	0.9479
Hausman	27.1487***	0.4095	52.2712***	7.8173***	25.4986***
LM-error	532.9152***	162.5581***	280.8493***	282.6182***	232.9834***
R-LM-error	4.9020**	0.4324	4.2069**	1.7025	3.2617*
LM-lag	529.2502***	162.1264***	278.5147***	281.0993***	231.0151***
R-LM-lag	1.2370	0.0008	1.8723	0.1836	1.2934
样本量单位	510	187	323	255	255

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著;括号内为 t 值。

地区内的年均收敛速度依次按照内陆地区(30.65%)、北方地区(22.88%)、全国(18.01%)、南方地区(14.84%)和沿海地区(5.82%)的顺序递减。在全国、内陆和北方地区, $\lambda$  分别在 1% 显著性水平下达到 0.2858、0.2646 和 0.3247,说明邻近省份间的空间相关性是加速制造业出口技术复杂度增长的重要因素。

#### 4. 条件 $\beta$ 收敛分析

全国及各地区内省际制造业出口技术复杂度的条件  $\beta$  收敛检验结果如表 2 所示。LM 和 R-LM 检验结果表明,全国及内陆、南方和北方地区的 LM-lag

和 R-LM-lag 均通过显著性检验,但 R-LM-error 均不显著,应选择 SLM 予以检验;在沿海地区内两个 R-LM 统计量均未通过显著性检验,故沿用传统收敛模型对沿海地区进行检验。

全国、沿海、内陆、南方和北方地区内的条件  $\beta$  收敛系数估计值均在 1% 显著水平下为负,即全国和各地区内均存在条件  $\beta$  收敛,其对应的年均收敛速度依次为 23.55%、17.72%、32.30%、2.32% 和 31.25%。全国及各地区内的空间滞后系数均至少在 5% 水平下显著为正,说明各省域间空间相关性的增强会加速其制造业出口技术复杂度增长。

表 2 中国制造业出口技术复杂度的条件  $\beta$  收敛回归结果

区域	全国	沿海地区	内陆地区	南方地区	北方地区
模型类型	双向固定 SLM	双向固定 OLS	双向固定 SLM	随机效应 SLM	双向固定 SLM
$\beta$	-0.2098*** (-8.6044)	-0.1624*** (-3.9406)	-0.2760*** (-8.3157)	-0.0229*** (-3.3818)	-0.2684*** (-7.1690)
lnk	0.0114** (2.1575)	0.0013 (0.1588)	0.0172** (2.0895)	0.0087 (1.8535)	0.0053 (0.7152)

续表 2

区域	全国	沿海地区	内陆地区	南方地区	北方地区
模型类型	双向固定 SLM	双向固定 OLS	双向固定 SLM	随机效应 SLM	双向固定 SLM
lnhc	-0.0382** (-1.9739)	-0.0792** (-2.1642)	-0.0123 (-0.5217)	0.0015 (0.1042)	-0.0499* (-1.8136)
lnrd	-0.0028 (-0.7565)	-0.0028 (-0.3899)	-0.0022 (-0.4884)	-0.0024 (-1.0095)	-0.0056 (-1.1857)
lnopen	-0.0028 (-1.3358)	0.0008 (0.1366)	-0.0037 (-1.6235)	-0.0036** (-2.2887)	-0.0032 (-1.1676)
lngov	0.0201** (2.5453)	0.0080 (0.6119)	0.0203* (1.8606)	0.0084** (2.1629)	0.0244** (2.0719)
lninter	0.0098** (2.8484)	0.0190*** (3.2047)	0.0048 (1.0709)	0.0015 (0.4375)	0.0242*** (4.3120)
$\rho$	0.2667*** (6.4657)		0.2088** (4.2847)	0.8738*** (56.7424)	0.2853*** (5.4322)
$R^2$	0.9534	0.9739	0.9542	0.3252	0.9535
Hausman	93.3377***	14.5123**	71.1987***	10.4502	63.2112***
LM-error	516.7261***	166.1884***	263.0668***	271.0071***	223.0723***
R-LM-error	0.9609	0.0106	0.1742	1.6830	0.1918
LM-lag	520.9492***	167.0343***	271.9672***	280.5762***	229.4641***
R-LM-lag	5.1840**	0.8564	9.0746***	11.2521***	6.5836**
样本量单位	510	187	323	255	255

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著;括号内为 t 值。

控制变量的估计结果不尽相同。第一,人均固定资本存量增加对全国及各地区内制造业出口技术复杂度的增长率具有促进作用,但在沿海和北方地区内这种促进效应并未表现出统计上的显著性。这可能是因为沿海地区对外开放时间较早,人均固定资本存量也相对过剩,在边际报酬递减规律作用下资本扩张难以进一步促进沿海省份制造业企业生产并出口技术含量更高的产品(熊俊和于津平,2012),北方地区整体营商环境有待提升,政府和企业投资行为缺乏连续性,固定资产利用效率较低,导致固定资本增加对增长率的驱动作用未得以充分释放。第二,人力资本平均水平增长对全国及各地区内制造

业出口技术复杂度的增长率并未表现出促进效应,其可能原因是制造业企业员工的平均工资以及工作环境大多劣于服务业企业,导致制造业企业普遍难以吸引高技能人才进入。第三,研发强度在全国及各地区内的估计系数皆不为正。究其原因可能在于:在知识产权保护体系仍有待完善的背景下,企业研发的新技术因易被同业者模仿而会损害企业知识产权及研发所得收益,导致企业降低对新技术研发的积极性或推迟对新技术的商业化(陈明艺等,2021)。增加研发投入对自主创新能力的提升效应具有一定时滞性和非线性特征,短期内难以直接体现。第四,对外开放度对全国及各地区内的相应增长率

均无显著促进作用,其原因可能在于进口贸易带来的边际技术溢出效应会随进口额增加以及进口地区经济发展水平的提升而递减(李小平和朱钟棣,2004)。第五,政府干预程度的估计系数在全国及各地区内皆为正,说明政府部门总体上能够通过调整财政支出、制定合理的产业政策等途径促进制造业升级。第六,提高互联网发展水平有利于全国、沿海和北方地区内各省份制造业出口技术复杂度增长率的提升,但对内陆和南方地区内的促进作用未表现出统计上的显著性。表明互联网的使用能够便利制造业企业的信息交流,使企业研发与生产经营更加高效,提高资源配置效率(王可和李连燕,2018),有效促进制造业企业提升所出口产品的技术含量,但各地区在制造业发展基础条件及与互联网融合等方面存在匹配性差异,使得互联网发展正向促进作用的强弱程度在各地区不尽相同。

#### 四、研究结论与政策建议

基于 Hausmann 等(2005)理论构思,本文以替换初始出口技术复杂指标中的人均实际 GDP 项为制造业全员劳动生产率的方式构建适用于度量制造业部门出口技术复杂度的指标,据此得到 2002-2019 年 30 个省份制造业出口技术复杂度测度值,然后,基于全国 30 个省份、“沿海—内陆”和“南方—北方”区域框架,分别采用 Dagum 基尼系数并对  $\sigma$  收敛模型、 $\beta$  收敛模型予以不同的空间相关性处理,分析中国制造业出口技术复杂度的区域差异和收敛特征。主要研究结论如下:

第一,全国 30 个省份制造业出口技术复杂度在考察期内均呈明显上升趋势,年均增长率介于 10.35%~12.09%;各地区的均值及其增长速度分别呈现出“东高西低、南高北低”和“东慢西快、南慢北快”的空间格局。

第二,全国制造业出口技术复杂度的总体差异、区域内差异和区域间差异程度在考察期内均呈现下降态势,但这种减小趋势在 2009 年后并不明显;沿海和南方地区内的差异程度分别低于内陆和北方地区,沿海与内陆地区之间的不平衡程度大于

南方与北方地区之间;从总体差异的来源来看,在“沿海—内陆”区域框架下,总体差异的来源按贡献由大到小依次为区域间净差异、区域内差异和超变密度,在“南方—北方”区域框架下则依次为区域内差异、超变密度、区域间净差异;从变化趋势来看,在这两种区域框架下区域内差异的贡献度均比较稳定,区域间净差异的贡献度则均呈现波动下降趋势,超变密度的贡献度则都表现出波动上升态势。

第三,全国及各地区内省际制造业出口技术复杂度皆呈现一定程度的  $\sigma$  收敛;全国及各地区内均存在绝对  $\beta$  收敛,年均收敛速度按照内陆地区、北方地区、全国、南方地区和沿海地区顺序依次递减;全国及各地区内均存在条件  $\beta$  收敛,年均收敛速度由快到慢分别为内陆地区、北方地区、全国、沿海地区和南方地区;人均固定资本存量、政府干预程度、互联网发展水平是促进各省域制造业出口技术复杂度增长率提高的重要因素,而提升人力资本平均水平、研发强度、对外开放度在统计上并未表现出显著促进作用。

基于上述结论,本文提出以下政策建议:一是以“加速制造业转型升级”助推“加快构建新发展格局”。国际国内形势出现的新变化凸显中国加速制造业转型升级的紧迫性与重要性,应在提升创新能力、补齐技术“短板”基础上加快新一代信息技术与先进制造技术融合水平,探讨企业为主、政府扶持的 5G 技术与工业互联网一体化发展模式,协同促进包括高端工业机器人研发与运用在内的智能制造、精密制造、绿色制造融合发展,提升制造业供给水平,满足国内国际市场对中国制造的质量要求与多样化升级需求。二是重视我国制造业出口技术复杂度的区域不平衡问题,促进区域制造业协调发展。首先,应以“一带一路”、长江经济带开发、黄河流域生态保护和高质量发展等战略实施为契机,提高沿(带)线省域加强产业链供应链合作的深度与广度,促进发达与欠发达地区制造业产业链协同升级;其次,欠发达地区应立足于制造业发展的比较优势,积极承接

能充分发挥本地要素禀赋优势的转移产业,引进并消化吸收适配于本地制造业发展、能够提升制造业比较优势的先进技术,以特色化制造业发展战略来缩小其与发达省份间技术差距;最后,要扶持制造业企业组建包括外方企业、欠发达地区企业在内的国际合作联盟,通过采取更高水平的开放举措、更紧密的技术合作方式,提高有关地区(尤其是欠发达地区)制造业企业开拓国际市场的能力水平。三是持续优化营商环境。要以更大力度推进商事制度改革,加快在知识产权保护、市场监管与执法机制等方面改革进度,打通制度“堵点”、补齐“盲点”,实现国内市场与国际市场的制度规则有效衔接,营造更优的外商投资环境和国内企业出口便利化的制度环境;要协同运用固定资产投资、人才保障、技术研发扶持等激励措施,鼓励企业、高校建立跨地区技术研发合作平台,合力攻关共性制造技术,培育制造业企业自主创新和协同创新的内生动力,以更高的制度质量助力提升(尤其是欠发达地区)制造业企业生产技术水平 and 产品的国际竞争力。

注释:

①在“沿海—内陆”区域框架下,沿海地区包括:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;内陆地区为:山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。在“南方—北方”区域框架下,南方地区为:上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州和云南;北方地区包括: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、宁夏和新疆。

②本文选取的制造业细分行业包括 14 个大类:第四类(食品;饮料、酒及醋;烟草及制品)、第六类(化学工业及其相关工业的产品)、第七类(塑料及其制品;橡胶及其制品)、第八类(革、皮革及制品;箱包;肠线制品)、第九类(木及制品;木炭;软木;编结品)、第十类(木浆等;废纸;纸、纸板及其制品)、第十一类(纺织原料及纺织制品)、第十二类(鞋帽伞等;羽毛品;人造花;人发品)、第十三类(矿物材料制品;陶瓷品;玻璃及制品)、第十四类(珠宝、贵金属及制品;仿首饰;硬币)、第十

五类(贱金属及其制品)、第十六类(机电、音像设备及其零件、附件)、第十七类(车辆、航空器、船舶及运输设备)、第十八类(光学、医疗等仪器;钟表;乐器)。

③本文将制造业总产值经工业品出厂价格指数平减至以 2000 年为基期的不变价格。

④平均受教育年限法将各地区就业人员受教育水平划分为小学、初中、高中、大专及以上学历四类,对应的平均受教育年限分别为 6 年、9 年、12 年、16 年,将不同受教育水平的就业人数占比乘以对应的平均受教育年限进行累加即可得到各省人均受教育年限。

⑤限于篇幅,本文未报告根据两种指标测算的各省制造业出口技术复杂度以及排名次序,备索。

⑥括号内“—”前后的数值分别代表该省份在 EXPY 指标和 EXPML 指标下的排名。

⑦根据《2016 年工业发展报告——联合国发布》,本文将第六类(化学工业及其相关工业的产品)、第十六类(机电、音像设备及其零件、附件)、第十七类(车辆、航空器、船舶及运输设备)、第十八类(光学、医疗等仪器;钟表;乐器)制造业行业设为高技术制造业行业。

⑧本文所涉及的年均变化率均由几何平均法计算而来。

⑨限于篇幅,本文未报告 Dagum 基尼系数的测算结果,备索。

⑩由沿海地区与内陆地区间省域制造业出口技术复杂度概率密度函数非重叠部分所引致的差异。

⑪虽然沿海省份的制造业出口技术复杂度整体上高于内陆省份,但部分内陆省份的相应测度值仍要高于一些沿海省份,因此,该差异为由两个地区概率密度函数重叠部分所引致的差异。

⑫限于篇幅,本文未报告莫兰指数 I 的测算结果,备索。

⑬限于篇幅,本文未报告全国、北方和内陆地区式(18)中系数  $\rho$  的估计值结果,备索。

参考文献:

[1] Barro R. J., Sala-i-Martin X., 1991, Convergence Across States and Regions[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 22(1), 107-182.

[2] Clark C., 1940, The Conditions of Economic Progress [M]. London: Macmillan.

[3] Dagum C., 1997, A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio [J]. *Empirical Economics*, 22(4), 515-531.

- [4] Egger P., Pfaffermayr M., 2006, Spatial Convergence [J]. *Papers in Regional Science*, 85(2), 199-215.
- [5] Elhorst J. P., 2003, Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models [J]. *International Regional Science Review*, 26(3), 244-268.
- [6] Hausmann R., Hwang J., Rodrik D., 2005, What You Export Matters [R]. NBER Working Paper No. 11905.
- [7] Hausmann R., Rodrik D., 2003, Economic Development as Self-Discovery [J]. *Journal of Development Economics*, 72(2), 603-633.
- [8] Jarreau J., Poncet S., 2012, Export Sophistication and Economic Growth: Evidence from China [J]. *Journal of Development Economics*, 97(2), 281-292.
- [9] Krugman P., Wells R., 2015, *Macroeconomics* (4th) [M]. New York: Worth Publisher.
- [10] Le Gallo J., Dall'erba S., 2008, Spatial and Sectoral Productivity Convergence between European Regions, 1975-2000 [J]. *Papers in Regional Science*, 87(4), 505-525.
- [11] Poncet S., de Waldemar S. F., 2013, Export Upgrading and Growth: The Prerequisite of Domestic Embeddedness [J]. *World Development*, 51, 104-118.
- [12] Rey S. J., Dev B., 2006,  $\sigma$ -convergence in the Presence of Spatial Effects [J]. *Papers in Regional Science*, 85(2), 217-234.
- [13] Rodrik D., 2006, What's So Special about China's Exports? [J]. *China & World Economy*, 14(5), 1-19.
- [14] Sala-i-Martin X., 1996, The Classical Approach to Convergence Analysis [J]. *The Economic Journal*, 106(437), 1019-1036.
- [15] Su X., Anwar S., Zhou Y., Tang X., 2020, Services Trade Restrictiveness and Manufacturing Export Sophistication [J]. *North American Journal of Economics and Finance*, 51(C), 101058.
- [16] Syverson C., 2011, What Determines Productivity? [J]. *Journal of Economic Literature*, 49(2), 326-365.
- [17] Theil H., 1967, *Economics and Information Theory* [M]. Amsterdam: North-Holland Publishing, Inc.
- [18] Zhu S., Fu X., 2013, Drivers of Export Upgrading [J]. *World Development*, 51, 221-233.
- [19] 陈明艺、庞保庆、王璐璐:《减税效应、技术创新与产业转型升级——来自长三角上市公司的经验证据》[J].《上海经济研究》2021年第1期。
- [20] 陈维涛、王永进、毛劲松:《出口技术复杂度、劳动力市场分割与中国的人力资本投资》[J].《管理世界》2014年第2期。
- [21] 陈晓华、黄先海、刘慧:《中国出口技术结构演进的机理与实证研究》[J].《管理世界》2011年第3期。
- [22] 戴翔、金碚:《产品内分工、制度质量与出口技术复杂度》[J].《经济研究》2014年第7期。
- [23] 李小平、周记顺、王树柏:《中国制造业出口复杂度的提升和制造业增长》[J].《世界经济》2015年第2期。
- [24] 李小平、朱钟棣:《国际贸易的技术溢出门槛效应——基于中国各地区面板数据的分析》[J].《统计研究》2004年第10期。
- [25] 李永友、严岑:《服务业“营改增”能带动制造业升级吗?》[J].《经济研究》2018年第4期。
- [26] 林光平、龙志和、吴梅:《中国地区经济 $\sigma$ -收敛的空间计量实证分析》[J].《数量经济技术经济研究》2006年第4期。
- [27] 刘明、王思文:《 $\beta$ 收敛、空间依赖与中国制造业发展》[J].《数量经济技术经济研究》2018年第2期。
- [28] 刘胜:《要素市场扭曲、出口技术复杂度与地区环境污染——基于中国省际面板数据的实证研究》[J].《经济问题探索》2015年第9期。
- [29] 卢福财、金环:《互联网是否促进了制造业产品升级——基于技术复杂度的分析》[J].《财贸经济》2020年第5期。
- [30] 邱斌、叶龙凤、孙少勤:《参与全球生产网络对我国制造业价值链提升影响的实证研究——基于出口复杂度的分析》[J].《中国工业经济》2012年第1期。
- [31] 盛斌、毛其淋:《进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度》[J].《世界经济》2017年第12期。
- [32] 宋培、陈喆、宋典:《绿色技术创新能否推动中国制造业GVC攀升——基于WIOD数据的实证检验》[J].《财经论丛》2021年第5期。
- [33] 孙畅、吴芬:《中国高端服务业与先进制造业匹配发展的空间分异及收敛性》[J].《数量经济技术经济研究》2020年第12期。
- [34] 王可、李连燕:《“互联网+”对中国制造业发展影响的实证研究》[J].《数量经济技术经济研究》2018年第6期。
- [35] 王思语、郑乐凯:《全球价值链嵌入特征对出口技术复杂度差异化的影响》[J].《数量经济技术经济研究》2019年

第5期.

[36]熊俊、于津平:《资本积累、贸易规模与出口商品技术含量》[J].《世界经济与政治论坛》2012年第4期.

[37]杨翔、李小平、周大川:《中国制造业碳生产率的差异与收敛性研究》[J].《数量经济技术经济研究》2015年第12期.

[38]杨以文、周勤、毛春梅、李卫红:《中国制造业全球价值链位置的行业异质性及收敛性测度》[J].《科技进步与对策》2020年第12期.

[39]姚洋、章林峰:《中国本土企业出口竞争优势和技术

变迁分析》[J].《世界经济》2008年第3期.

[40]余泳泽、宣烨、沈扬扬:《金融集聚对工业效率提升的空间外溢效应》[J].《世界经济》2013年第2期.

[41]赵玉林、谷军健:《中美制造业发展质量的测度与比较研究》[J].《数量经济技术经济研究》2018年第12期.

[42]郑展鹏、王洋东:《国际技术溢出、人力资本与出口技术复杂度》[J].《经济学家》2017年第1期.

[43]卓乘风、邓峰:《基础设施投资与制造业贸易强国建设——基于出口规模和出口技术复杂度的双重视角》[J].《国际贸易问题》2018年第11期.

## Study on Regional Differences and Convergence of Manufacturing Export Technical Sophistication in China

Li Fuzhu      Cao Youbin      Li Kunze

**Abstract:** Research Objectives: To explore the trends, regional differences and convergence of manufacturing export technical sophistication in China's 30 provinces. Research Methods: An improved index is used to measure manufacturing export technical sophistication in 30 provinces from 2002 to 2019. Dagum Gini coefficient is utilized to analyze its regional differences and the components of differences. Spatial dependence elimination  $\sigma$  coefficient and spatial  $\beta$  convergence models are employed to analyze its  $\sigma$  convergence and  $\beta$  convergence respectively. Research Findings: From 2002 to 2019, manufacturing export technical sophistication in China's 30 provinces all shows great growth trends. Under both "Coast-Inland" and "South-North" regional structures, overall differences, intra-regional differences and inter-regional differences all have downtrends, and inter-regional net differences and intraregional differences are main components of overall differences under these two regional structures respectively. There exists  $\sigma$  convergence, absolute  $\beta$  convergence and conditional  $\beta$  convergence in the whole country and every region. Research Innovations: Substituting real GDP per capita in export sophistication index created by Hausmann et al. (2005) with manufacturing labor productivity to enhance this index's applicability for manufacturing export technical sophistication measurement. Studying regional differences and convergence of manufacturing export technical sophistication in 30 provinces. Meanwhile, both in  $\sigma$  convergence model and  $\beta$  convergence models employed, estimation errors from spatial dependence are corrected. Research Value: Providing theoretical and factual references to evaluate the level and trend of manufacturing export technical sophistication in China's 30 provinces and four regions. Supplying decision-making support for policymakers to develop policies to promote coordinated development of regional manufacturing in China.

**Key words:** export technical sophistication; manufacturing; regional differences; convergence