专栏:黄河流域高质量发展

# 黄河流域制造业高质量发展的空间格局演化、地区差异及收敛性分析

马中东1,2,周桐桐1,宋丽丽1,高建刚1

(1.聊城大学 商学院,山东 聊城 252000;2.青岛大学 经济学院,山东 青岛 266071)

摘 要:基于 2010—2020 年黄河流域 73 个地市面板数据,通过 AHP-熵值法测算各地市制造业高质量发展水平,综合运用标准差椭圆、Dagum 基尼系数及  $\beta$  收敛模型考察流域内制造业高质量发展的空间格局演化、地区差异及其空间收敛特征.研究结果表明:1)黄河流域制造业高质量发展水平呈波动上升趋势,但存在显著的空间非均衡性,始终保持"下强上弱"的空间分布格局.2)制造业高质量发展的重心向西南方向偏移,并表现为东-西向集聚、南-北向扩散趋势.3)制造业高质量发展的总体差异略有增加,组间差异是总体差异的主要来源.4)流域整体及上、下游地区支持条件  $\beta$  收敛和绝对  $\beta$  收敛机制,但不同地区的收敛速度和影响因素存在差异.基于实证结果,从提升黄河流域制造业高质量发展水平、缩小地区差距、促进区域差异化发展等方面提出建议.

关键词:制造业高质量发展;空间格局演化;地区差异;空间收敛特征;黄河流域

中图分类号:F426

文献标志码:A

文章编号:1000-2367(2024)04-0011-11

黄河流域横贯我国东、中、西部,在经济社会发展和生态安全方面占据重要地位.改革开放 40 余年来,黄河流域制造业取得了突出成就,已经建成门类齐全、独立完整的产业体系,成为我国重要的制造业基地.然而,流域内多数省(区)属于中西部欠发达地区,制造业产业层次较低、产业结构偏重,给黄河流域带来能源消耗过度、局部污染严重、生态环境失调等问题.推动黄河流域制造业高质量发展,不仅能够促进流域内传统制造业优化升级、增强竞争优势,且对于实现区域协调发展、提高我国制造业总体水平具有重要意义.在此背景下,推动黄河流域制造业高质量发展需要对制造业高质量发展的现状和基本特征有全面认知,为此,本文对黄河流域制造业高质量发展进行综合评价,系统分析制造业高质量发展的空间格局演化、地区差异及空间收敛特征,以期为黄河流域制造业高质量发展提供参考.

目前,国内外学者围绕制造业高质量发展的内涵、评价体系及区域差异开展了相关研究.第一,制造业高质量发展的内涵.制造业高质量发展意味着以"增量"为导向的发展模式转向以"提质"为目标的集约型发展路径[1],既表现为要素投入的转变[2],又表现为投入产出效率的提升[3],这不仅要求制造业生产、制造、销售全过程实现生产要素投入低、资源配置效率高、品质提升实力强、生态环境质量优、经济社会效益好的高水平

收稿日期:2023-02-21;修回日期:2023-11-18.

基金项目:国家社科基金(20BJY074).

作者简介:马中东(1968一),男,山东聊城人,聊城大学教授,主要从事产业经济研究,E-mail;mazhongdong@lcu.edu.cn.

通信作者:周桐桐(1996-),E-mail:18854880717@163.com.

引用本文: 马中东,周桐桐,宋丽丽,等.黄河流域制造业高质量发展的空间格局演化、地区差异及收敛性分析[J].河南师范大学学报(自然科学版),2024,52(4):11-21.(Ma Zhongdong, Zhou Tongtong, Song Lili, et al. Spatial pattern evolution, regional difference and convergence analysis of high-quality development of manufacturing industry in the Yellow River Basin[J]. Journal of Henan Normal University(Natural Science Edition),2024,52(4):11-21. DOI:10.16366/j.cnki,1000-2367,2023,02.21,0001,)

可持续发展<sup>[4]</sup>,还要求制造业的技术水平、生态效应、能源资源消耗程度及国际价值链中的地位等达到一定的门槛水平<sup>[5]</sup>.第二,制造业高质量发展的指标体系构建.现有研究主要通过中间变量替代法和综合评价法刻画制造业高质量发展水平,其中,中间变量替代法主要指通过全要素生产率<sup>[6]</sup>、绿色全要素生产率<sup>[7]</sup>、制造业人均产值<sup>[8]</sup>、产业增加值率<sup>[9]</sup>等单一指标衡量制造业高质量发展水平,但这一做法稍显片面;为克服中间变量替代法的局限性,文献[10-12]构建了制造业高质量发展的综合评价指标体系,分别运用德尔菲法、主成分分析法、熵值法对各项指标进行赋权.第三,制造业高质量发展的区域差异.受发展基础、地理区位、资源条件等因素的影响,我国制造业高质量发展水平存在显著的区域差异,文献[13-14]通过 Dagum 基尼系数计算指出,区域间差异是我国制造业高质量发展总体差异的主要来源.

随着黄河流域生态保护和高质量发展上升为国家战略,学术界就加快黄河流域制造业发展进行了探讨与研究,陈富良等[15]从理论分析层面探讨了黄河流域制造业高质量发展的动力系统与实现路径,韩海燕等[16]、王海杰等[17]、晋晓琴等[18]分别对黄河流域制造业竞争力、制造业绿色全要素生产率、制造业高质量发展的生态位值进行了测度与评价.已有研究成果为本文探究黄河流域制造业高质量发展提供了理论基础及方法借鉴,但仍存在进一步补充和完善的空间:1)在研究尺度上,多数学者使用省级面板数据开展相关研究,基于黄河流域城市尺度分析制造业高质量发展的文献有待丰富.2)在测度方法上,现有研究多通过主观赋权法或客观赋权法对制造业高质量发展的各项指标进行赋权,而将主、客观赋权法相结合的文献不多.3)在研究内容上,少有文献聚焦于黄河流域考察制造业高质量发展的地区差异及收敛性规律.

鉴于此,本文以黄河流域 73 个地级市为研究对象,基于 2010—2020 年面板数据,首先,通过 AHP-熵值 法综合测度制造业高质量发展水平;其次,运用标准差椭圆分析制造业高质量发展的空间格局演化趋势;再次,采用 Dagum 基尼系数考察制造业高质量发展的地区差异及其来源;随后,利用空间  $\beta$  收敛模型探讨流域整体及各地区制造业高质量发展的空间收敛特征;最后,基于实证分析结果提出建议.

## 1 研究设计

#### 1.1 研究区概况及数据来源

参照黄河自然流域范围,进一步考虑各地级市与黄河流域的经济关联,本文选取 73 个地级市作为研究 对象,并将所选地级市划分为上、中、下游,具体如图 1 所示.本文所涉及的数据来源于《中国城市统计年鉴》、EPS数据平台、中国研究数据服务平台,缺失数值采用平均增长率法和插值法填补.



注:该图基于国家测绘地理信息局标准地图服务网站的标准地图(审图号为6S(2022)4309号)绘制,底图边界无修改.图3、图4同.

图1 研究区域界定

Fig. 1 Research area definition

#### 1.2 制造业高质量发展评价指标体系构建

结合现有研究成果,本文认为构建制造业高质量发展的评价指标体系应基于"十四五"规划和 2035 年远

景目标纲要,认真贯彻新发展理念,充分考虑《中国制造 2025》提出的战略任务和重点.以经济效益为基本目标、以创新驱动为长期动力、以绿色发展为重点内容、以对外开放为有效途径、以成果共享为价值导向、以各类资源为保障支撑,综合考虑现阶段黄河流域制造业发展所面临的实际问题,遵循科学性、系统性、层次性、可得性原则,围绕经济效益、创新驱动、绿色发展、对外开放、成果共享和保障支撑 6 个维度构建黄河流域制造业高质量发展的评价指标体系,具体如表 1 所示.

#### 表 1 黄河流域制造业高质量发展评价指标体系

Tab. 1 Evaluation index system of high-quality development of manufacturing industry in the Yellow River Basin

| 子目标层          | 准则层            | 指标层                      | 单位               | 属性 |
|---------------|----------------|--------------------------|------------------|----|
| 经济效益(0.196 2) | 从业人员(0.085 9)  | 制造业从业人员数                 | 万人               | +  |
|               | 收入水平(0.0679)   | 规模以上工业企业主营业务收入           | 亿元               | +  |
|               | 利润水平(0.0424)   | 规模以上工业企业利润总额             | 万元               | +  |
| 创新驱动(0.316 4) | 人员投入(0.130 1)  | 科学研究、技术服务从业人员数           | 万人               | +  |
|               | 经费投入(0.106 6)  | 政府科技经费支出/一般公共预算支出        | 万元               | +  |
|               | 专利授权(0.0797)   | 三大专利申请授权数                | 件                | +  |
| 绿色生态(0.120 3) | 绿色环境(0.0137)   | 建成区绿化覆盖率                 | %                | +  |
|               | 经济耗能(0.086 8)  | 工业用电量                    | 万 kW•h           | _  |
|               | 污染排放(0.0198)   | 工业 SO <sub>2</sub> 排放量   | t                | _  |
| 对外开放(0.169 4) | 外商投资(0.040 4)  | 当年实际使用外资金额               | 万元               | +  |
|               | 进出口水平(0.0723)  | 货物进出口总额                  | 万元               | +  |
|               | 外资企业占比(0.0567) | 规模以上工业企业海峡两岸暨香港澳门和外资企业占比 | %                | +  |
| 成果共享(0.0463)  | 工资水平(0.025 5)  | 全社会在岗职工平均工资              | 元                | +  |
|               | 产出水平(0.015 5)  | 第二产业产值/地区生产总值            | %                | +  |
|               | 就业水平(0.005 3)  | 年末城镇登记失业人员数              | 人                | _  |
| 保障支撑(0.151 6) | 基础建设(0.0697)   | 年末实有道路面积                 | 万 m <sup>2</sup> | +  |
|               | 教育支出(0.029 5)  | 教育支出/地方一般公共预算支出          | %                | +  |
|               | 社会保障(0.052 4)  | 城镇基本医疗保险参保人数             | 万人               | +  |

#### 1.3 研究方法

#### 1.3.1 AHP-熵值法

由于主观赋权法过于依赖经验判断,客观赋权法又无法反映参与决策者对不同指标的重视程度,采用单一赋权法测度制造业高质量发展水平可能会导致评价结果稍有偏颇.为克服单一赋权法的局限性,本文将主、客观赋权法相结合,采用 AHP-熵值法计算出合理、客观的指标权重,其公式如(1)~(3)所示:

$$\begin{cases}
\min F = \sum_{j=1}^{n} W_{j} (\ln V_{j} - \ln V_{1j}) + \sum_{j=1}^{n} W_{n} (\ln V_{j} - \ln V_{2j}), \\
\text{s.t. } \sum_{j=1}^{n} V_{j} = 1; V_{j} > 0.
\end{cases} \tag{1}$$

$$V_{j} = \sqrt{V_{1j}V_{2j}} / \sum_{j=1}^{n} \sqrt{V_{1j}V_{2j}}, \qquad (2)$$

$$m_i = \sum_{i=1}^{n} V_i Y_{ij} , \qquad (3)$$

式中: $V_{1j}$ 是基于 AHP 计算得出的指标权重; $V_{2j}$ 为基于熵值法计算得出的指标权重; $m_i$  表示 i 地市制造业高质量发展水平; $Y_{ij}$ 为标准化处理后的值.

#### 1.3.2 标准差椭圆

鉴于黄河流域制造业高质量发展水平存在空间差异,本文采用标准差椭圆法,通过平均重心、方位角、长 短轴标准差揭示制造业高质量发展重心迁移规律及方向性特征,计算公式如下:

$$(X,Y) = \left(\sum_{i=1}^{n} W_{i} X_{i} / \sum_{i=1}^{n} W_{i}, \sum_{i=1}^{n} W_{i} Y_{i} / \sum_{i=1}^{n} W_{i}\right), \tag{4}$$

$$\tan \theta = \frac{(\sum_{i=1}^{n} W_{i}^{2} \overline{X}_{i}^{2} - \sum_{i=1}^{n} W_{i}^{2} \overline{Y}_{i}^{2}) + \sqrt{(\sum_{i=1}^{n} W_{i}^{2} \overline{X}_{i}^{2} - \sum_{i=1}^{n} W_{i}^{2} \overline{Y}_{i}^{2}) + 4(\sum_{i=1}^{n} W_{i}^{2} \overline{X}_{i}^{2} \overline{Y}_{i}^{2})}}{2\sum_{i=1}^{n} W_{i}^{2} \overline{X}_{i}^{2} \overline{Y}_{i}^{2}}, \quad (5)$$

$$\delta_{x} = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} (W_{i} \overline{X}_{I}^{2} \cos \theta - W_{i} \overline{Y}_{i}^{2} \sin \theta)^{2} / \sum_{i=1}^{n} W_{i}^{2}}, \qquad (6)$$

$$\delta_{y} = \sqrt{\sum_{i=1}^{n} (W_{i}\overline{X}_{I}\sin\theta - W_{i}\overline{Y}_{i}\cos\theta)^{2}/\sum_{i=1}^{n} W_{i}^{2}}, \qquad (7)$$

式中:(X,Y) 为椭圆重心坐标; $(X_i,Y_i)$  表示地市 i 的空间坐标; $W_i$  为对应权重; $\theta$  为椭圆方位角; $(\overline{X}_i,\overline{Y}_i)$  表示地市 i 与椭圆重心的相对坐标; $\delta_x$  表示沿 x 轴的标准差; $\delta_y$  表示沿 y 轴的标准差.

#### 1.3.3 Dagum 基尼系数

为有效解决分组样本数据的交叉重叠问题,DAGUM<sup>[19]</sup>于 1997 年提出系数分解法,将总体差异分解为组内差异、组间差异与超变密度.因此,本文采用 Dagum 基尼系数考察黄河流域制造业高质量发展的地区差异及其来源,基尼系数G、组内差异G<sub>w</sub>、组间差异G<sub>w</sub>及超变密度G,的计算公式如式(8)~(11):

$$G = \frac{\sum_{j=1}^{k} \sum_{h=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_j} \sum_{r=1}^{n_h} ||m_{ji} - m_{hr}||}{2n^2 \overline{m}} = G_w + G_{nb} + G_t,$$
 (8)

$$G_{w} = \sum_{i=1}^{k} G_{ij} p_{j} s_{j}, \qquad (9)$$

$$G_{nb} = \sum_{j=2}^{k} \sum_{h=1}^{j=1} G_{jh} (p_{j} s_{h} + p_{h} s_{j}) D_{jh}, \qquad (10)$$

$$G_{t} = \sum_{j=2}^{k} \sum_{h=1}^{j=1} G_{jh} (p_{j} s_{h} + p_{h} s_{j}) (1 - D_{jh}),$$
(11)

式中: k 为区域数量,本文为 3;n 为总地市数量,本文为 73; $n_j$ , $n_h$  分别表示区域j,h 内的地市数量;i,r 分别表示区域内的地市序号;m 为制造业高质量发展水平;m 为制造业高质量发展平均水平; $G_{jj}$  为区域j 的基尼系数; $G_{jh}$  表示j 和h 两区域间的基尼系数; $D_{jh}$  表示区域j 和h 间制造业高质量发展的相对影响; $p_j = n_j/n$ ;  $s_j = s_j m_j/(nm)$ .

### 1.3.4 空间β收敛

β 收敛包括绝对 β 收敛和条件 β 收敛两种.绝对 β 收敛表示黄河流域制造业高质量发展水平较低的地市比发展水平高的地市拥有更快的增长率.考虑到黄河流域制造业高质量发展可能存在空间关联,本文基于邻接权重矩阵,采用 Moran's I 指数、Geary's C 指数展开全局自相关检验,并在此基础上构建空间杜宾模型考察黄河流域制造业高质量发展的绝对 β 收敛特征,矩阵设置规则、Moran's I( $I_{\rm M}$ )指数计算公式、Geary's C ( $C_{\rm G}$ )指数计算公式以及绝对 β 收敛模型如下:

$$\omega_{ij} = \begin{cases}
1, i = j & \text{相邻,} \\
0, i = j & \text{不相邻或 } i = j.
\end{cases}$$
(12)

$$I_{M} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{ij} (m_{i} - \overline{m}) (m_{j} - \overline{m})}{S^{2} \sum_{i=1}^{n} (m_{i} - \overline{m})^{2}},$$
(13)

$$C_{G} = \frac{(n-1)\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}w_{ij}(m_{i}-\overline{m})^{2}}{2(\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}w_{ij})\left[\sum_{i=1}^{n}(m_{i}-\overline{m})^{2}\right]},$$
(14)

$$\ln(\frac{m_{i,t}}{m_{i,t-1}}) = \alpha + \beta \ln m_{i,t-1} + \rho_0 \sum_{i=1}^{n} w_{ij} \ln(\frac{m_{i,t}}{m_{i,t-1}}) + \rho_1 \sum_{i=1}^{n} w_{ij} \ln m_{i,t-1} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (15)$$

式中:  $\ln(\frac{m_{i,t}}{m_{i,t-1}})$  表示黄河流域制造业高质量发展增长率; $\alpha$  表示常数项; $\beta$  表示收敛系数; $\rho$  为空间相关系数; $\omega_{ij}$  为空间权重矩阵; $\mu_i$  为个体效应; $\eta_t$  为时间效应; $\varepsilon_{i,t}$  为随机误差项.

条件  $\beta$  收敛表示黄河流域制造业高质量发展水平随时间推移向各自稳定状态趋近.条件  $\beta$  收敛模型在绝对  $\beta$  收敛模型的基础上引入相关控制变量,条件  $\beta$  收敛模型如下:

15

$$\ln(\frac{m_{i,t}}{m_{i,t-1}}) = \alpha + \beta \ln m_{i,t-1} + \lambda X_{i,t} + \rho_0 \sum_{i=1}^{n} w_{ij} \ln(\frac{m_{j,t}}{m_{j,t-1}}) + \rho_1 \sum_{i=1}^{n} w_{ij} \ln m_{j,t-1} + \rho_2 \sum_{i=1}^{n} w_{ij} X_{j,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t},$$
(16)

式中:  $X_{i,t}$  为控制变量; $\lambda$  为待估参数.

另外,通过制造业高质量发展的收敛系数可计算其收敛速度,具体计算公式如下:

$$v = -\ln(1 - |\beta|)/T,$$
 (17)

式中:v表示收敛速度;T为时间跨度.

# 2 黄河流域制造业高质量发展分析

#### 2.1 制造业高质量发展测度

运用 AHP-熵值法测算黄河流域 73 地市制造业高质量发展水平,准则层及子目标层权重如表 1 所示.图 2 刻画了黄河流域制造业高质量发展的平均水平及各子目标层指数,结果显示,制造业高质量发展呈波动上升趋势,但其均值仅有 0.210 4,仍存在较大的提升空间;经济效益、创新驱动、绿色生态、对外开放以及成果共享均表现出波动上升趋势,其中,创新驱动、经济效益、绿色生态与保障支撑的均值分别为 0.047 1、0.040 4、0.040 3、0.039 9,在制造业高质量发展中发挥的作用

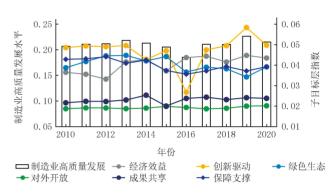


图2 2010-2020年黄河流域制造业高质量发展水平

Fig. 2 High-quality development level of manufacturing industry in the Yellow River Basin from 2010 to 2020

较为重要,成果共享与对外开放的均值分别为 0.023 0、0.019 2,对制造业高质量发展的影响较小.

#### 2.2 制造业高质量发展的空间格局演化

#### 2.2.1 空间非均衡特征分析

为进一步分析黄河流域制造业高质量发展的空间差异,本文借助 ArcGIS 10.8 软件进行可视化处理,并运用自然间断点分级法将其划分为低值区( $m \le 0.118$  3)、中低值区(0.118 3 $< m \le 0.181$  8)、中值区(0.181 8 $< m \le 0.275$  2)、中高值区(0.275 2 $< m \le 0.438$  8)和高值区(m > 0.438 8)5 个梯度,图 3 即为 2010 年与 2020 年制造业高质量发展的空间分布图.

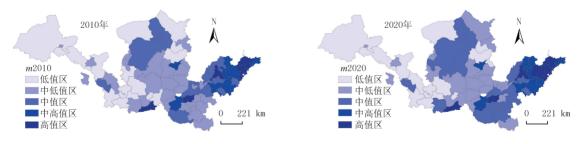


图3 制造业高质量发展的空间分布图

Fig. 3 Spatial distribution of high-quality development of manufacturing industry

从地级市层面来看,2020年中值区、中高值区及高值区的地级市数量明显增加.其中,青岛、西安、郑州、烟台、济南的制造业发展较好,始终处于高值区;乌兰察布、滨州、漯河、周口、吴忠制造业高质量发展水平表现出大幅度增长;但阳泉、安阳、白银、临汾的制造业高质量发展水平却呈现出下滑趋势.从省域层面来看,制造业高质量发展水平存在显著差异,山东、河南、陕西的发展水平明显高于其他省区,宁夏、河南、陕西表现为大幅度上涨态势,而山西、青海、山东、内蒙古的制造业高质量发展水平却稍有下滑.从流域层面来看,尽管上、中、下游制造业高质量发展水平皆呈波动上升趋势,其涨幅依次为6.2321%、0.0561%、5.7392%,但"下强上弱"这一非均衡分布格局并未得到改善.

#### 2.2.2 空间格局演化分析

为准确揭示黄河流域制造业高质量 发展的空间布局状态及变迁特征,本文绘 制出制造业高质量发展的重心转移轨迹 及标准差椭圆(图 4),并计算出相关参数 (表 2).结合图 4 与表 2 展开具体分析可 知:1)空间重心转移.样本观测期内,制造 业高质量发展呈现"东高西低"的空间分 布态势,其重心始终处于地理重心的东 侧,在山西省长治市内朝西偏南方向迁 移,移动距离为 46.177 7 km,这表明中、 上游制造业高质量发展的提升速度快于 下游地区.2)方位角变化.椭圆方位角呈波 动变 化 趋 势,由 90.562 6°增加至

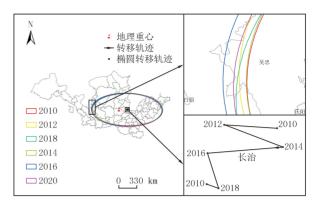


图4 制造业高质量发展的重心转移轨迹及标准差椭圆

Fig. 4 The center of gravity transfer trajectory and standard deviation ellipse of high-quality development of manufacturing industry

91.326 6°,变化幅度不大,表明东-西向始终是该流域制造业高质量发展的主力.3)空间分布范围变化. 2010-2020 年间,椭圆长半轴由 323.482 1 km 下降至 323.163 0 km,短半轴由 150.254 6 km 增大至 152.128 4 km,椭圆面积也从 61.072 0 万 km² 扩张至 61.772 8 万 km²,说明制造业高质量发展在东-西方向上表现出集聚态势,在南-北方向上表现出扩散态势,且椭圆外部地市具有较强的增长潜力.4)空间分布形状变化.椭圆的形状指数呈波动上升态势,由 2010 年的 0.464 5 上升至 2020 年的 0.470 7,这表明制造业高质量发展仍存在较为明显的地区差距.

表 2 制造业高质量发展的标准差椭圆参数

Tab. 2 Standard deviation ellipse parameters of high-quality development of manufacturing industry

| 年份 · | 重心坐标      | 坐标       | - 移动距离/km | 方位角/(°)  | 长半轴/km    | 短半轴/km     | 面积/万 km² | 形状指数    |
|------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|------------|----------|---------|
| 平份   | 东经/(°)    | 北纬/(°)   | · 移幼起码/KM | 万世用/()   | 大十神/Km    | □ 一 抽 / KM | 画你/刀 km² | 少仏伯奴    |
| 2010 | 113.346 2 | 36.498 8 | _         | 90.562 6 | 323.482 1 | 150.254 6  | 61.072 0 | 0.464 5 |
| 2012 | 113.229 0 | 36.517 1 | 13.179 9  | 91.282 7 | 322.209 3 | 152.882 9  | 61.896 0 | 0.474 5 |
| 2014 | 113.351 2 | 36.465 2 | 14.751 5  | 91.170 6 | 324.365 6 | 150.934 5  | 61.515 9 | 0.465 3 |
| 2016 | 113.184 3 | 36.467 5 | 18.546 0  | 91.324 9 | 328.350 1 | 152.530 8  | 62.930 1 | 0.464 5 |
| 2018 | 113.207 6 | 36.404 5 | 7.463 3   | 90.123 3 | 323.038 8 | 151.579 7  | 61.526 3 | 0.469 2 |
| 2020 | 113.176 8 | 36.415 2 | 3.622 8   | 91.326 6 | 323.163 0 | 152.128 4  | 61.772 8 | 0.470 7 |

# 3 黄河流域制造业高质量发展的地区差异

将黄河流域划分为上游、中游、下游 3 个子群,通过 Dagum 基尼系数测算出 2010-2020 年制造业高质量发展的地区差异及其来源,其结果如表 3、表 4 所示.

表 3 列 2 报告了黄河流域制造业高质量发展的总体差异.整体来看,制造业高质量发展的总体差异呈 "W"型波动增长,由 0.258 1 增至 0.281 4,增幅为 9.027 5%.分阶段来看,2010—2012 年制造业高质量发展的总体差异有所减小,由 0.258 1 降至 0.231 3,降幅为 10.383 6%;随后,总体差异稳步递增,由 2012 年的 0.231 3升至 2014 年的 0.257 9,增幅为 11.500 2%;2015 年总体差异降至最低水平;2015—2020 年,总体差异水平再次上升,并于 2019 年达到最大值.

表 3 列 3~5 报告了黄河流域制造业高质量发展的组内差异.样本观测期内,上、下游组内差异的走势基本相同,均呈"N"型波动下降趋势,中游表现为"W"型波动上升趋势.从演变趋势来看,2010-2016 年,上游的组内差异最大、中游次之、下游最小.2016 年后,中游地区的组内差异超过上游,表现为"中游大于上游、上游大于下游"的阶梯分布.这说明下游制造业高质量发展相对均衡,上游制造业高质量发展的不平衡态势有

所缓解,而中游因横跨甘肃、山西、陕西和河南4省,各地市的经济发展、人才优势、工业基础等因素存在显著 异质性,这使得各地市间的不平衡态势日趋严重,制造业高质量发展的组内差异逐步扩大.

#### 表 3 制造业高质量发展的基尼系数及其分解

| Tab. 3  | Gini coefficient and i | ts decomposition | of high-quality | development of   | f manufacturing industry |
|---------|------------------------|------------------|-----------------|------------------|--------------------------|
| I ab. 5 | Omi cocmicient and i   | is accomposition | or mign quanty  | uc relopinent of | manufacturing maustry    |

| /= //\ | <b>丛丛</b> ** • • |         | 组内差异    | 且内差异    |         |         | 组间差异    |  |  |
|--------|------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|--|--|
| 年份     | 总体差异 -           | 上游      | 中游      | 下游      | 上-中     | 上-下     | 中-下     |  |  |
| 2010   | 0.258 1          | 0.246 4 | 0.208 9 | 0.160 9 | 0.276 8 | 0.323 9 | 0.209 0 |  |  |
| 2011   | 0.245 4          | 0.230 0 | 0.195 1 | 0.154 6 | 0.257 9 | 0.315 9 | 0.208 3 |  |  |
| 2012   | 0.231 3          | 0.225 6 | 0.171 0 | 0.145 8 | 0.241 5 | 0.303 0 | 0.190 4 |  |  |
| 2013   | 0.256 7          | 0.235 6 | 0.195 3 | 0.157 2 | 0.274 4 | 0.338 6 | 0.207 3 |  |  |
| 2014   | 0.257 9          | 0.225 1 | 0.211 3 | 0.136 8 | 0.280 3 | 0.343 1 | 0.206 0 |  |  |
| 2015   | 0.203 9          | 0.188 9 | 0.169 6 | 0.094 3 | 0.230 3 | 0.262 0 | 0.152 7 |  |  |
| 2016   | 0.265 4          | 0.239 1 | 0.233 3 | 0.153 3 | 0.302 9 | 0.318 8 | 0.207 0 |  |  |
| 2017   | 0.285 3          | 0.236 1 | 0.258 8 | 0.159 3 | 0.313 0 | 0.363 8 | 0.242 0 |  |  |
| 2018   | 0.284 5          | 0.238 4 | 0.274 5 | 0.163 7 | 0.311 3 | 0.348 2 | 0.247 6 |  |  |
| 2019   | 0.297 1          | 0.254 0 | 0.283 8 | 0.188 2 | 0.326 1 | 0.354 4 | 0.259 6 |  |  |
| 2020   | 0.281 4          | 0.234 5 | 0.271 4 | 0.148 0 | 0.325 5 | 0.335 8 | 0.227 3 |  |  |
| 均值     | 0.260 6          | 0.232 2 | 0.224 8 | 0.151 1 | 0.285 5 | 0.328 0 | 0.214 3 |  |  |

表 3 列 6~8 报告了黄河流域制造业高质量发展的组间差异.观察可知,上-下游、上-中游、中-下游的组间差异均呈波浪式增长,年均值分别为 0.328 0、0.285 5、0.214 3,始终呈"上-下游大于上-中游、上-中游大于中-下游"的分布格局,该结果表明黄河流域制造业高质量发展的区域不平衡问题依旧突出,导致这一结果的原因可能是:上游地区传统制造业产业占比稍高,不利于制造业高质量发展水平的提升;中下游地区依托优越的地理位置、良好的工业基础和较为完善的政策环境,大力发展先进制造业,有力推动了制造业高质量发展水平的提升.

表 4 制造业高质量发展的区域差异来源及其贡献

Tab. 4 Sources and contributions of regional differences in high-quality development of manufacturing industry

| /T: //\ | 组       | 且内       | 到       | 且间       | 超变密度    |          |  |
|---------|---------|----------|---------|----------|---------|----------|--|
| 年份 -    | 贡献值     | 贡献率/%    | 贡献值     | 贡献率/%    | 贡献值     | 贡献率/%    |  |
| 2010    | 0.079 7 | 30.878 0 | 0.134 1 | 51.937 9 | 0.044 4 | 17.184 1 |  |
| 2011    | 0.074 5 | 30.340 4 | 0.129 3 | 52.696 8 | 0.041 6 | 16.962 8 |  |
| 2012    | 0.070 4 | 30.442 4 | 0.124 8 | 53.965 3 | 0.036 1 | 15.592 3 |  |
| 2013    | 0.076 3 | 29.728 7 | 0.144 4 | 56.253 6 | 0.036 0 | 14.017 7 |  |
| 2014    | 0.075 1 | 29.105 9 | 0.148 7 | 57.661 9 | 0.034 1 | 13.232 2 |  |
| 2015    | 0.060 0 | 29.436 3 | 0.113 5 | 55.628 8 | 0.030 5 | 14.934 9 |  |
| 2016    | 0.080 4 | 30.298 3 | 0.138 6 | 52.216 8 | 0.046 4 | 17.484 9 |  |
| 2017    | 0.083 5 | 29.277 4 | 0.155 5 | 54.525 9 | 0.046 2 | 16.196 7 |  |
| 2018    | 0.085 6 | 30.093 6 | 0.146 0 | 51.326 4 | 0.052 9 | 18.580 0 |  |
| 2019    | 0.090 8 | 30.567 6 | 0.147 6 | 49.680 0 | 0.058 7 | 19.752 4 |  |
| 2020    | 0.083 4 | 29.648 1 | 0.147 7 | 52.470 4 | 0.050 3 | 17.881 4 |  |
| 均值      | 0.078 2 | 29.983 3 | 0.139 1 | 53.487 6 | 0.043 4 | 16.529 0 |  |

表 4 梳理了黄河流域制造业高质量发展的差异来源及其贡献.通过分析可知,组间差异对总体差异的贡献度最大,其均值为 0.139 1,年贡献率为 53.487 6%;组内差异次之,其均值为 0.078 2,年均贡献率为 29.983 3%;超变密度最小,其均值为 0.043 4,年均贡献率为 16.529 0%.从变化趋势分析,组内差异的贡献率

略有降低,降幅为3.9831%;而组间差异与超变密度的贡献率略有上升,增幅分别为1.0253%、4.0578%; 值得注意的是,超变密度贡献率的增幅高于组间差异贡献率的增幅,这一结果表明,解决黄河流域制造业高 质量发展不均衡问题时,应着力缩小组间差异,同时也要关注子群间交叉重叠问题.

#### 黄河流域制造业高质量发展的空间收敛性分析 4

由前文分析可知,黄河流域制造业高质量发展水平逐年攀升,但地区间仍存在显著的"梯度差异",为此, 本部分运用空间 β 收敛模型,进一步考察流域整体及各地区制造业高质量发展是否趋向于稳态水平.

#### 空间相关性分析

为检验黄河流域制造业高质量发展是否存在空间关联特征,本文基于邻接权重矩阵测算 2010-2020 年 黄河流域制造业高质量发展的 Moran's I 指数与 Geary's C 指数,如表 5 所示.结果显示,制造业高质量发展 的 Moran's I 指数与 Geary's C 指数均通过了 1%的显著性检验,表明黄河流域制造业高质量发展在地域空 间上的关联性较强,因此,有必要基于空间视角对流域整体及上、中、下游地区制造业高质量发展的  $\beta$  收敛特 征展开研究.

Tab, 5 Moran's I index and Geary's C index of high-quality development of manufacturing industry

| 年份   | Moran's I     | z 值   | Geary's C     | z 值   | 年份   | Moran's I     | z 值  | Geary's C     | z 值   |
|------|---------------|-------|---------------|-------|------|---------------|------|---------------|-------|
| 2010 | 0.258 0 * * * | 10.21 | 0.670 0 * * * | -8.17 | 2016 | 0.214 0 * * * | 8.66 | 0.723 0 * * * | -6.38 |
| 2011 | 0.254 0 * * * | 10.08 | 0.678 0 * * * | -7.95 | 2017 | 0.242 0 * * * | 9.68 | 0.695 0 * * * | -7.15 |
| 2012 | 0.261 0 * * * | 10.34 | 0.677 0 * * * | -7.94 | 2018 | 0.216 0 * * * | 8.74 | 0.721 0 * * * | -6.40 |
| 2013 | 0.268 0 * * * | 10.62 | 0.666 0 * * * | -8.15 | 2019 | 0.208 0 * * * | 8.41 | 0.737 0 * * * | -6.17 |
| 2014 | 0.274 0 * * * | 10.80 | 0.665 0 * * * | -8.36 | 2020 | 0.199 0 * * * | 8.09 | 0.756 0 * * * | -5.63 |
| 2015 | 0.246 0 * * * | 9.81  | 0.689 0 * * * | -7.40 |      |               |      |               |       |

表 5 制造业高质量发展 Moran's I 指数、Geary's C 指数

注: \*、\* \*、\* \* \* 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著.表 6、表 7 同.

#### 4.2 绝对 β 收敛

通过 Hausman 检验、Wald 检验、LM 检验及 LR 检验可知,构建空间杜宾模型展开分析更为合适.表 6 汇总了黄河流域制造业高质量发展的绝对  $\beta$  收敛结果.从收敛系数来看,流域整体及上、下游地区的  $\beta$  收敛 系数均显著为负,这一结果表明流域整体及上、下游地区存在绝对 $\beta$ 收敛特征;中游地区的 $\beta$ 收敛系数虽为 负,但并未通过显著性检验,这说明中游地区的制造业高质量发展水平并不会随着时间的推移收敛至稳态水 平.从收敛速度来看,上游最快、下游次之、中游最慢,这一结果表明上游地区的制造业拥有"后发赶超优势".

表 6 制造业高质量发展的绝对 β 收敛回归结果

| 变量                    | 流域整体                   | 上游                     | 中游                   | 下游                     |
|-----------------------|------------------------|------------------------|----------------------|------------------------|
| $m_{it-1}$            | -0.036 0 * * * (-3.65) | -0.091 5 * * * (-3.33) | -0.0117(-0.99)       | -0.023 2**(-2.21)      |
| $W \times_{m_{it-1}}$ | 0.036 0*(1.82)         | 0.042 5(0.59)          | $-0.082\ 2(-0.59)$   | $-0.046\ 6(-1.22)$     |
| ρ                     | 0.169 1* (1.65)        | -0.613 5 * * * (-3.14) | -0.688 4 * * (-2.21) | -1.287 5 * * * (-3.40) |
| Log-L                 | 580.314 8              | 88.480 6               | 257.587 6            | 374.914 7              |
| v                     | 0.003 7                | 0.009 6                | 0.001 2              | 0.002 3                |
| N                     | 730                    | 190                    | 250                  | 290                    |

Tab. 6 Absolute  $\beta$  convergence regression results of high-quality development of manufacturing industry

注:括号内为z值.表7同.

#### 4.3 条件 β 收敛

鉴于绝对 β 收敛并未考虑社会经济发展的异质性特征,其结论的可靠程度有待加强,为此,本文引入相 关控制变量,继续分析黄河流域制造业高质量发展的条件  $\beta$  收敛特征,现有研究指出,在制造业发展成长过 程中,经济发展较好的地区能够驱动制造业发挥创新驱动效应从而推动制造业高质量发展[20];金融规模的

290

扩张能够有效缓解融资约束,为制造业新技术的研发与应用提供重要支撑<sup>[21]</sup>;消费水平较高的地区能够从需求侧倒逼制造业高质量发展,以消费能力反映的市场需求对制造业高质量发展具有重要引导作用<sup>[7]</sup>;人力资本能从效率提升和技术进步两方面推动制造业高质量发展<sup>[22]</sup>.因此,本文将经济发展水平( $\ln P_G$ ,采用人均地区生产总值衡量)、金融发展水平( $\ln f$ ,采用年末金融机构各项贷款余额占地区生产总值的比重衡量)、社会消费水平( $\ln s$ ,采用社会消费品零售总额占地区生产总值的比重衡量)和人力资本水平( $\ln h$ ,采用普通本专科及以上人口数占全市常住人口比重衡量)设定为控制变量。

表7汇总了黄河流域制造业高质量发展的条件 β 收敛结果.从收敛系数来看,流域整体及上、下游地区的收敛系数仍显著为负,表明流域整体及上、下游地区具备条件 β 收敛特征,即随着时间的推移,流域整体及上、下游地区的制造业朝着各自稳态水平发展;中游地区的收敛系数虽为负值但并未通过显著性检验,表明中游地区不存在条件 β 收敛趋势,这一结果与绝对 β 收敛模型得到的结论相同.从收敛速度来看,依旧呈现"上游快于下游、下游快于中游"收敛状态,但在考虑了一系列经济社会因素后,收敛速度有所提升.从控制变量的估计系数来看,经济发展水平、人力资本水平对全流域及上游地区制造业高质量发展具有显著的正向影响,其原因可能是,流域整体及上游地区的经济发展水平与人力资本水平不高,经济发展和人力资本积累能够显著提升制造业高质量发展水平;金融发展水平和社会消费水平仅对下游地区产生显著正向影响,其原因可能是下游地区的金融发展水平和社会消费水平位对下游地区产生显著正向影响,其原因可能是下游地区的金融发展水平和社会消费水平位对下游地区提供了充足资金,加快新技术的研发与应用,而且对制造业高质量发展起到较好的引导作用.

The conditional  $\beta$  convergence regression results of high-quality development of manufacturing industry 变量 流域整体 上游 中游 下游 -0.1057\*\*\*(-6.00)-0.3438\*\*\*(-7.10)-0.0927\*\*\*(-4.55)-0.0303(-1.24) $m_{it-1}$ 0.146 1 \* \* \* (2.61) 0.524 7 \* \* \* (3.03)  $W \times m_{it-1}$ -0.0689(-0.28)0.026 1(1.29) 0.204 5 \* \* (2.02) -1.3543\*\*\*(-3.49)-0.3963\*\*(-2.08)-0.8551\*\*(-2.58)ρ  $\ln P_{\rm G}$ 0.048 5 \* \* \* (3.36) 0.134 0 \* \* \* (3.99) 0.005 1(0.22) 0.026 1(1.29) 0.010 5(1.01) 0.042 3 \* \* (2.03) 0.0113(0.27)-0.0016(-0.11) $\ln f$ ln s 0.004 6(0.25) 0.047 6(1.04) -0.0104(-0.37)0.065 2 \* \* (2.45)  $\ln h$ 0.015 8 \* \* (2.47) 0.039 6 \* \* (2.05) 0.011 4(1.25) 0.004 9(0.57) 593.130 6 108.5036 Log-L 261,407 5 387,538 6 0.011 2 0.042 1 0.003 1 0.009 7 7)

250

190

表 7 制造业高质量发展的条件 β 收敛回归结果

N

5

结论与建议

730

基于制造业高质量发展的理论逻辑,文章围绕经济效益、创新驱动、绿色生态、对外开放、成果共享及保障支撑6个维度构建制造业高质量发展的评价指标体系,采用 AHP-熵值法测算 2010—2020 年黄河流域73 个地级市的制造业高质量发展水平,并从地市层面、省级层面和流域层面对制造业高质量发展的现状展开分析,进一步运用标准差椭圆探讨制造业高质量发展的空间布局状态及变迁特征,通过 Dagum 基尼系数与β收敛模型考察制造业高质量发展的地区差异与空间收敛特征,得出以下结论:第一,黄河流域制造业高质量发展水平有所提升,但始终呈"下游高于中游、中游高于上游"的阶梯分布;随着时间的推移,制造业高质量发展的椭圆重心朝着西南方向偏移,且在东-西方向上呈现出集聚态势,在南-北方向上呈现出扩散态势.第二,从区域差异及其分解结果来看,黄河流域制造业高质量发展的总体差异略有增加,导致这一差异的主要来源是组间差异.第三,从收敛特征来看,流域整体及上、下游表现出β收敛规律,且考虑了经济发展水平、金融发展水平、社会消费水平以及人力资本水平这四大因素后,上、下游趋近各自稳态水平的速度得到提升,但上游的收敛速度始终快于下游.

基于上述结论,本文提出:第一,稳步提升黄河流域制造业高质量发展水平.流域整体的制造业高质量发

展水平虽有所提高,但提升速度较慢,整体水平依旧不高,存在较大的优化空间.在黄河流域国家战略深入实施的大背景下,制造业应在转变增长方式、强化科技支撑、探索发展模式等方面进行切换和突围,助力高质量发展.另外,也应积极打破行政壁垒,建立健全联席会议制度,为制造业高质量发展提供完备有效的合作机制.第二,高度重视黄河流域制造业高质量发展的地区差异问题.要着力缩小区域间发展差异,尤其是缩小上游与中下游的差异.一是给予上游地区适当的政策倾斜,合理规划制造业发展的产业布局,保障上游地区拥有平等的发展机会;二是要充分发挥中下游的辐射带动效应,引导中下游地区的人才、资金、技术等要素向上游地区转移,实现对口援助.第三,基于各区域收敛情况,坚持因地制宜、分区施策,促进区域差异化发展.中上游地区应以5G、大数据、工业互联网等新技术手段作为催化剂,着力推动传统制造业转型升级,提高能源利用效率,构建绿色制造业体系;同时,地方政府通过制定一系列人才引进政策鼓励高层次人才落户,集聚人才.下游地区既要加快新旧动能转换的步伐,大力发展先进制造业,力争在原有基础上实现局部革新,向国际水平看齐;又要持续整合优质金融资源、培育中高端消费市场,为制造业高质量发展提供保障.

#### 参考文献

- [1] 段国蕊,于靓.制造业高质量发展评价体系构建与测度:以山东省为例[J].统计与决策,2021,37(18):99-102.

  DUAN G R,YU L.Construction and measurement of evaluation system for high quality development of manufacturing industry:taking Shandong Province as an example[J].Statistics & Decision,2021,37(18):99-102.
- [2] 罗文.突出主业 引领创新 推动国家级新区制造业高质量发展走在全国前头[J].宏观经济管理,2019(8):5-10. LUO W.Keep the high-quality development of the manufacturing industry in the national-level new area ahead of the whole country by highlighting main business and leading innovation[J].Macroeconomic Management,2019(8):5-10.
- [3] 吕铁,刘丹.制造业高质量发展:差距、问题与举措[J].学习与探索,2019(1):111-117.

  LYU T,LIU D.High-quality development of manufacturing industry:gap, problems and measures[J].Study & Exploration, 2019(1): 111-117.
- [4] 余东华.制造业高质量发展的内涵、路径与动力机制[J].产业经济评论,2020(1):13-32.
  YU D H.Research on the connotation, path and dynamic mechanism of high quality development of manufacturing industry[J].Review of Industrial Economics,2020(1):13-32.
- [5] 汪芳,石鑫.中国制造业高质量发展水平的测度及影响因素研究[J].中国软科学,2022(2):22-31.
  WANG F,SHI X.Measurement of high-quality development level of China's manufacturing and its influencing factors[J]. China Soft Science,2022(2):22-31.
- [6] 张诚,赵刚.对外直接投资与中国制造业升级[J].经济与管理研究,2018,39(6):52-65.

  ZHANG C,ZHAO G.Outward foreign direct investment and manufacturing industry upgrade[J].Research on Economics and Management,2018,39(6):52-65.
- [7] 惠宁,杨昕.数字经济驱动与中国制造业高质量发展[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2022,51(1):133-147.

  HUI N,YANG X.Study on the relation between the digital economy driving high-quality and the development of manufacturing industry in China[J].Journal of Shaanxi Normal University(Philosophy and Social Sciences Edition),2022,51(1):133-147.
- [8] 邓峰,任转转.互联网对制造业高质量发展的影响研究[J].首都经济贸易大学学报,2020,22(3):57-67.

  DENG F,REN Z Z.Study on the influence of Internet on the high-quality development of manufacturing industry[J].Journal of Capital University of Economics and Business,2020,22(3):57-67.
- [9] 高丽娜,宋慧勇.创新驱动、人口结构变动与制造业高质量发展[J].经济经纬,2020,37(4):81-88.
  GAO L N,SONG H Y.Innovation drive, demographic transition and high-quality development of manufacturing in China[J]. Economic Survey,2020,37(4):81-88.
- [10] 曲立,王璐,季桓永.中国区域制造业高质量发展测度分析[J].数量经济技术经济研究,2021,38(9):45-61.

  QU L,WANG L,JI H Y.Research on evaluating high-quality industrial development at regional level in China[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics,2021,38(9):45-61.
- [11] 许冰,聂云霞.制造业高质量发展指标体系构建与评价研究[J].技术经济与管理研究,2021(9):119-123.

  XU B,NIE Y X.Research on the construction of evaluation index system of manufacturing industry high quality development[J].Journal of Technical Economics & Management,2021(9):119-123.
- [12] WANG H Y, LI B Z. Environmental regulations, capacity utilization, and high-quality development of manufacturing; an analysis based on Chinese provincial panel data[J]. Scientific Reports, 2021, 11:19566.
- [13] 王梅娟,余东华.制造业高质量发展的区域差异测度、动态演进及来源分解[J].统计与决策,2022,38(18):5-9.
  WANG MJ,YUDH.Regional difference measurement, dynamic evolution and source decomposition of high-quality development in man-

- ufacturing industry[J]. Statistics & Decision, 2022, 38(18):5-9.
- [14] 郑耀群,邓羽洁.中国制造业高质量发展的测度与区域差距分析[J].现代管理科学,2022(2):3-12.

  ZHENG Y Q,DENG Y J.Measurement of high-quality development of manufacturing industry in China and regional gap analysis[J].

  Modern Management Science, 2022(2):3-12.
- [15] 陈富良,田刚元.黄河流域制造业高质量发展的动力与路径[J].人民黄河,2021,43(9):20-24.

  CHEN F L, TIAN G Y.Power and path of the Yellow River Basin manufacturing high-quality development[J]. Yellow River, 2021, 43(9):20-24.
- [16] 韩海燕,任保平.黄河流域高质量发展中制造业发展及竞争力评价研究[J].经济问题,2020(8):1-9.

  HAN H Y,REN B P.Study on the high-quality development and competitiveness of manufacturing industry of the Yellow River Basin[J].

  On Economic Problems, 2020(8):1-9.
- [17] 王海杰,李捷,张小波.黄河流域制造业绿色全要素生产率测评及影响因素研究[J].福建论坛(人文社会科学版),2021(10):127-139. WANG H J,LI J,ZHANG X B.Evaluation of green total factor productivity of manufacturing industry in the Yellow River Basin and its influencing factors[J].Fujian Tribune(The Humanities & Social Sciences Monthly),2021(10):127-139.
- [18] 晋晓琴,郭燕燕,黄毅敏.黄河流域制造业高质量发展生态位测度研究[J].生态经济,2020,36(4):50-55.

  JIN X Q,GUO Y Y,HUANG Y M.Research on the high-quality development of Yellow River Basin manufacturing industry based on niche assessment[J].Ecological Economy,2020,36(4):50-55.
- [19] DAGUM C.A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio[J]. Empirical Economics, 1997, 22(4):515-531.
- [20] 王瑞荣,陈晓华.数字经济助推制造业高质量发展的动力机制与实证检验:来自浙江的考察[J].系统工程,2022,40(1):1-13. WANG R R,CHEN X H.The dynamic mechanism and empirical test of digital economy promoting the high-quality development of manufacturing industry: based on the investigation of Zhejiang[J].Systems Engineering,2022,40(1):1-13.
- [21] 王泽宇,王焱熙,赵莉,等.中国制造业全要素生产率时空演变及影响因素[J].地理学报,2021,76(12):3061-3075.
  WANG ZY,WANG YX,ZHAO L, et al. Spatio-temporal evolution and influencing factors of total factor productivity in China's manufacturing industry[J]. Acta Geographica Sinica, 2021,76(12):3061-3075.
- [22] 上官绪明.物流业集聚与制造业高质量发展:基于效率提升和技术进步的门槛效应研究[J].中国流通经济,2021,35(9):11-21. SHANGGUAN X M.Logistics agglomeration and the high-quality development of the manufacturing industry: the threshold effect analysis based on efficiency improvement and technological progress[J]. China Business and Market, 2021, 35(9):11-21.

# Spatial pattern evolution, regional difference and convergence analysis of high-quality development of manufacturing industry in the Yellow River Basin

Ma Zhongdong<sup>1,2</sup>, Zhou Tongtong<sup>1</sup>, Song Lili<sup>1</sup>, Gao Jiangang<sup>1</sup>

- (1. Business School, Liaocheng University, Liaocheng 252000, China;
- 2. School of Economics, Qingdao University, Qingdao 266071, China)

Abstract: Based on the panel data of 73 cities in the Yellow River Basin from 2010 to 2020, the high-quality development level of manufacturing industry in each city was estimated by AHP-entropy method. The spatial pattern evolution, regional differences and spatial convergence characteristics of high-quality development of manufacturing industry in the basin were investigated by using standard deviation ellipse, Dagum Gini coefficient and  $\beta$  convergence model. The results show that: (1) The high-quality development level of manufacturing industry in the Yellow River Basin fluctuates and increases, but there is a significant spatial disequilibrium, and the spatial distribution pattern of "strong at the bottom and weak at the top" is always maintained. (2) The center of gravity of high-quality development of manufacturing industry shifted to the southwest, and showed a trend of east-west agglomeration and south-north diffusion. (3) The overall difference of high-quality development of manufacturing industry increased slightly, and the inter-group difference was the main source of the overall difference. (4) Conditional  $\beta$  convergence and absolute  $\beta$  convergence mechanism are supported in the whole basin, upper and lower reaches, but the convergence speed and influencing factors are different in different regions. Based on the empirical results, this paper puts forward suggestions on improving the high-quality development level of manufacturing industry in the Yellow River Basin, narrowing the regional gap and promoting regional differentiated development.

**Keywords:** high-quality development of manufacturing industry; spatial pattern evolution; regional differences; spatial convergence characteristics; Yellow River Basin