

# 黄河流域创新发展的分布动态、 空间差异及收敛性研究<sup>①</sup>

钟顺昌 邵佳辉

(山西财经大学资源型经济转型发展研究院)

**研究目标：**揭示黄河流域创新发展的分布动态、空间差异及收敛性。**研究方法：**运用探索性数据分析、标准差椭圆分析、Kernel 密度估计及 Markov 链等方法揭示黄河流域创新发展的空间分布及演进特征；利用 Dagum 基尼系数分析黄河流域创新发展的空间差异及其来源；采用变异系数及空间杜宾模型检验黄河流域创新发展的收敛性。**研究发现：**黄河流域创新发展在空间上具有明显的方向性、依赖性和集聚性。重心迁移呈现“先东偏南，后西南”的过程，邻域创新环境直接影响黄河流域城市创新发展的空间分布格局，创新发展存在一定的路径依赖，但整体来看，创新发展水平较低等级的城市，跨期 3~5 年能够实现等级向上跳跃式跨越发展，空间依赖性随着时间的推移而有所降低；创新发展在中下游呈现“极化→收敛”的周期性特征，而在上游呈现“极化→收敛”的演化态势。黄河流域创新发展的总体差异及其中游和下游内部差异均呈现向右上方倾斜的“M”形变化特征，且内部差异在 2009 年后呈现“中游>上游>下游”的格局；中游内部创新发展差异是总体创新发展差异的缩影；创新发展的上中下游间差异是总体差异的主要来源，并呈现倒“U”形变化；仅上游呈  $\sigma$  收敛，流域整体及上中下游均存在条件  $\beta$  和绝对  $\beta$  收敛，收敛速度整体呈现“上游>中游>下游”的特征。**研究创新：**揭示黄河流域创新发展时空分布特征，研究其创新发展差异的来源与贡献，检验其收敛性。**研究价值：**对缩小黄河流域创新发展差异，实现协同创新与高质量发展具有重要意义。

**关键词** 黄河流域 创新发展 分布动态 空间差异 收敛性

**中图分类号** F061.5     **文献标识码** A

## 引言

黄河流域横跨我国东中西部，是践行区域协调发展和实现生态安全的关键性、战略性地带（张可云和张颖，2020）。推动黄河流域生态保护与高质量发展，是和京津冀协同发展、长江经济带、粤港澳大湾区建设和长三角一体化发展一样，具有空间属性的国家重大发展战略。

<sup>①</sup> 本文获得国家自然科学基金青年项目“城市群城市规模等级结构扁平化：格局、机理与效应”（71804099）、教育部人文社会科学基金青年项目“城市群内经济发展不平衡的格局、机理与效应研究”（18YJC790236）和山西省高等学校人文社会科学重点研究项目“黄河流域高质量发展背景下山西资源型经济转型的新动能与因应之策”（20200125）的支持。

略。但其经济发展相对滞后、生态承载力弱、环境污染严重以及资源利用效率低下等问题是该流域长期面临的困难与挑战（刘传明和马青山，2020；张可云和张颖，2020）。从空间分布来看，受行政等级和区位条件的影响，黄河流域高质量发展呈现明显的“核心—边缘”格局（马海涛和徐煊钫，2020），严重制约了黄河流域整体的高质量发展水平。创新是引领发展的第一动力，实施城市间协同创新发展战略是推动黄河流域高质量发展的关键举措。因此，加强黄河流域创新发展空间分布研究，全面认识该流域创新能力空间差距及其分布动态演进，将为推动黄河流域生态保护与高质量发展提供重要的理论支撑。

近年来，有文献围绕创新发展的空间分布开展了相关研究。在我国，基于数据的可获得性和研究的侧重点，研究的地理尺度经历了由“全国→城市群→重点城市”的演进。在全国层面，一是有学者基于专利申请或者授权数据，讨论了创新发展在31个省级行政区域的时空分布规律，发现创新发展水平呈自东向西逐步递减的分布特征，且存在明显的空间集聚、空间自相关和路径锁定（张玉明和李凯，2007；魏守华等，2011；李国平和王春杨，2012；王春杨和张超，2013；王庆喜和张朱益，2013；肖刚等，2016；叶静怡和刘雯，2018）。

二是随着近年来地级市尺度专利数据的可获得性提高，考察了创新发展在中国280余座城市的空间分布，发现创新活动高度向少数沿海城市集聚，且呈现明显的空间自相关性，并识别了影响中国城市创新产出的驱动因素（王春杨和张超，2014；何舜辉等，2017；马静等，2018；李红雨和赵坚，2020；范柏乃等，2020）；此外，吕拉昌（2010、2015）讨论了中国70余座地级市的创新空间体系和50余座城市的创新联系，发现中国创新城市体系空间格局形成以上海、北京为首的五级塔形等级体系，城市创新联系呈东强西弱的格局。在城市群层面，主要围绕长三角（姜磊，2011；王承云和孙飞翔，2017）、长江经济带（武晓静等，2017）、长江中游（肖刚等，2016）以及粤港澳大湾区（程风雨，2020）等展开，其创新发展空间分布呈现由集中到相对分散的结构演进，群内创新发展差距不断降低。此外，杨明海等（2017）综合考察了长三角、珠三角、京津冀、长江中游、成渝、中原和哈长七大城市群创新发展格局，发现七大城市群总体差距呈下降趋势，区域间差距是总体差距的主要来源，而就群内来看，京津冀内部差距最大，而中原城市群最小。在重点城市层面，有学者关注了上海和北京（段德忠等，2015）以及杭州（王纪武等，2020）等城市内部创新发展的空间分布特征，发现均由单中心集聚向多中心协同集聚演进。

在研究方法—目标上，上述文献较多采用基于非参数估计的区位基尼（Gini）系数、泰尔（Theil）指数、变异系数（CV）、集中度（ $CR_n$ ）指数、赫芬达尔指数（HHI）以及莫兰指数（Moran's I）等，而少量文献采用参数估计的齐普夫（Zipf）指数测算了创新发展的空间分布集聚或空间差异特征；与此同时，为了进一步分析创新发展空间差异来源，一部分学者采用Theil指数分解方法进行识别（魏守华等，2011；王春杨和张超，2013；马茹和王宏伟，2017；马静等，2018）。相比较而言，Dagum基尼系数（Dagum，1997）可以将总体差距分解为地区内差距、地区间差距以及超变密度，从而能更精确地反映差异的具体来源（刘华军等，2013），近年来有学者开始使用Dagum基尼系数考察创新发展的空间差异（杨明海等，2017；程风雨，2020）。此外，有学者一方面采用（空间）马尔可夫链考察了创新发展状态的时空转移概率（肖刚等，2016；杨明海等，2017）；另一方面采用Kernel密度估计方法考察了创新能力的分布动态（杨明海等，2017）。随着黄河流域被纳入重大战略区域，有学者开始关注黄河流域的创新能力空间分布问题，如罗巍等（2020）基于黄河流域省级数据，借助集中度和极化模型研究发现，该流域的科技创新极化水平极低，并表现出持

续下降趋势，科技创新较强的省份对其相对较弱的省份形成“涓滴”效应，刘建华和王明照（2020）研究发现，2010年以来黄河流域下游城市群创新发展呈现“东强西弱”与“多中心协同”并存的格局。

总的来讲，关于区域创新发展空间分布的研究成果较为丰硕，但还存在以下不足：第一，现有研究主要集中在我国创新能力较强的城市群，而黄河流域作为国家重要的空间战略区，其创新发展的空间分布等相关研究还很缺乏。第二，有关黄河流域创新发展空间分布的研究尚处于起步阶段，整体研究还较为粗糙。一方面，以黄河流域省域单元为研究对象，其尺度较大，事实上在特定区域内，城市是创新活动的主要空间主体，研究区域城市创新的空间分布，更能揭示城市间的相互作用关系；另一方面，有文献讨论了黄河下游城市群的创新发展，而缺乏黄河流域整体及上中下游的比较研究。第三，既有研究大多采用 Kernel 密度估计方法来揭示研究对象的动态演进特征，鲜有通过标准差椭圆方法进行分析，标准差椭圆及重心迁移分析可以直观地揭示创新活动在空间上的多方面特征，可与 Kernel 密度估计方法及 Dagum 基尼系数分解方法相互补充。第四，现有研究，更多关注了创新活动的空间分布本身，而缺乏诸如其时空转移概率以及时空分布的收敛机制分析。

基于此，本文以黄河流域创新发展为研究对象，并以中华人民共和国国家知识产权局（SIPPO）“中国专利数据库”发布的发明专利申请量衡量创新发展水平，在此基础上利用 ArcGIS10.2 软件进行空间可视化及标准差椭圆分析，结合 Kernel 密度估计方法揭示黄河流域创新发展的空间分布动态，并采用空间马尔可夫矩阵考察创新发展的时空转移概率特征；进一步采用 Dagum 基尼系数及其分解方法对黄河流域创新发展的差异进行测度，分析其创新发展差异的空间来源；最后，对黄河流域创新发展的收敛机制进行检验。

## 一、研究设计

### 1. 样本选取

参考李敏纳等（2011）的研究，遵循“以自然黄河流域为基础、尽可能保持地区及行政级单元的完整性和考虑地区经济发展与黄河的关联性”的原则，将黄河流域涉及的山东、河南、山西、陕西、内蒙古、宁夏、甘肃、青海及四川 9 个省份的 70 个地级市（州、盟）作为研究单元，并将其划分为上、中、下游三个区域（张可云和张颖，2020）。

### 2. 研究方法

（1）全局空间自相关分析：是对研究对象属性值在整个区域空间关联特征的描述，常用 Moran's I 测度。本文借助 Moran's I 判断黄河流域城市创新发展水平的空间相关性。

$$Moran's\ I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

式中： $x_i$ 、 $x_j$  分别为城市  $i$  和  $j$  的创新发展水平； $\bar{x}$  为创新发展水平平均值； $W_{ij}$  为邻接空间权重矩阵，即元素  $w_{ij}$  在空间单元  $i$  和  $j$  相邻时取值为 1，否则为 0。 $n$  为样本城市个数。Moran's I 的值域为  $[-1, 1]$ ，其绝对值越接近 1，则空间相关性越强；其值越趋于 0，则呈随机空间分布。

（2）热点分析：是一种基于零假设（即研究对象属性值空间分布完全随机）的推论统计，用于识别不同空间位置的高值集聚区（热点）与低值集聚区（冷点），其判别工具为

Getis-Ord  $G_i^*$  统计返回的 Z 值。本文利用热点分析识别创新发展高值集聚区和低值集聚区的空间位置，计算公式如式（2）和式（3）所示。

$$G_i^*(d) = \frac{\sum_{j=1}^n W_{ij}(d)x_j}{\sum_{i=1}^n x_i} \quad (2)$$

$$Z(G_i^*) = \frac{G_i^* - E(G_i^*)}{\sqrt{Var(G_i^*)}} \quad (3)$$

式中： $G_i^*$  为 Getis-Ord  $G_i^*$  统计量； $Z(G_i^*)$  为统计检验值； $E(G_i^*)$ 、 $Var(G_i^*)$  分别为  $G_i^*$  的期望值和方差； $n$  同上，为样本城市个数。 $Z(G_i^*)$  显著为正，表示高值聚类，是热点区域； $Z(G_i^*)$  显著为负，表示低值聚类，是冷点区域。 $W_{ij}(d)$  也同上，为邻接空间权重。

(3) 标准差椭圆 (SDE) 分析：是通过长轴、短轴、重心和旋转角等基本参数定量描述研究对象属性值空间分布的形状、方位、展布范围等特征 (Lefever, 1926)。涉及的主要参数的计算公式如下：

$$\overline{X}_w = \frac{\sum_{i=1}^n w_i x_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad \overline{Y}_w = \frac{\sum_{i=1}^n w_i y_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad (4)$$

$$\tan \theta = \frac{\left( \sum_{i=1}^n w_i^2 \Delta x_i^2 - \sum_{i=1}^n w_i^2 \Delta y_i^2 \right) + \sqrt{\left( \sum_{i=1}^n w_i^2 \Delta x_i^2 - \sum_{i=1}^n w_i^2 \Delta y_i^2 \right)^2 + 4 \sum_{i=1}^n w_i^2 \Delta x_i^2 \Delta y_i^2}}{2 \sum_{i=1}^n w_i^2 \Delta x_i \Delta y_i} \quad (5)$$

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (w_i \Delta x_i \cos \theta - w_i \Delta y_i \sin \theta)^2}{\sum_{i=1}^n w_i^2}} \quad \sigma_y = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (w_i \Delta x_i \sin \theta - w_i \Delta y_i \cos \theta)^2}{\sum_{i=1}^n w_i^2}} \quad (6)$$

$$S = \pi \sigma_x \sigma_y \quad (7)$$

式中： $(x_i, y_i)$  在本研究中为包含 70 个城市的黄河流域内城市  $i$  的地理坐标， $w_i$  表示权重，本研究更多关注创新产出规模，而不考虑其强度或密度问题，因此其取值为 1。 $(\overline{X}_w, \overline{Y}_w)$  表示黄河流域的加权平均地理中心坐标； $\theta$  为椭圆方位角， $(\Delta x_i, \Delta y_i)$  则表示黄河流域内  $i$  城市的地理位置到黄河流域加权平均地理中心坐标之偏差； $\sigma_x, \sigma_y$  分别表示沿  $x$  轴和  $y$  轴的标准差， $S$  为椭圆的面积。

(4) Kernel 密度估计：通过分布位置与形态、延展性和极化趋势来反映研究对象属性值的动态演进特征。假设  $f(x)$  为黄河流域创新发展水平  $x$  的密度函数：

$$f(x) = \frac{1}{Nh} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{X_i - x}{h}\right) \quad (8)$$

其中， $X_1, X_2, X_3, \dots, X_N$  为独立同分布的观测值， $x$  为样本均值， $h$  为带宽， $K$  为

核密度函数，本文运用高斯核密度函数对黄河流域创新发展的分布进行估计，具体公式为：

$$K(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) \quad (9)$$

(5) 空间马尔可夫链 (Markov) 与状态转移矩阵：描述研究对象属性值随着时间的演进，从 A 状态转移到 B 状态的概率。为了清晰探析黄河流域城市创新发展的空间演变过程，运用马尔可夫链分析法来构造马尔可夫转移概率矩阵，刻画各城市之间创新发展时空分异演变格局。首先将连续的城市年平均创新发展水平离散化为  $k$  种类型，然后计算相应类型的概率分布及其年际变化，近似逼近黄河流域城市创新发展演变的整个过程。如果将  $T$  年份城市年平均创新发展水平类型的概率分布表示为一个  $1 \times k$  的状态概率向量  $F_T$ ，记为  $F_T = [F_{1T}, F_{2T}, \dots, F_{kT}]$ ，而不同年份城市年平均创新发展水平类型之间的转移可以用一个  $k \times k$  的马尔可夫转移概率矩阵  $M$  表示（见表 1）。

表 1

马尔可夫转移概率矩阵 ( $k=4$ )

$T_i/T_i+t$	1	2	3	4
1	$m_{11}$	$m_{12}$	$m_{13}$	$m_{14}$
2	$m_{21}$	$m_{22}$	$m_{23}$	$m_{24}$
3	$m_{31}$	$m_{32}$	$m_{33}$	$m_{34}$
4	$m_{41}$	$m_{42}$	$m_{43}$	$m_{44}$

表中，元素  $m_{ij}$  表示  $T$  年份属于类型  $i$  的城市在  $T+t$  年份转移到  $j$  类型的概率，计算方法如式 (10) 所示。

$$m_{ij} = \frac{n_{ij}}{n_i} \quad (10)$$

式中， $n_{ij}$  表示在整个研究期间内，由  $T$  年份属于  $i$  类型的城市在  $T+t$  年份转移为  $j$  类型的城市数量之和， $n_i$  是所有年份中属于类型  $i$  的城市数量之和。如果某个城市的年均创新发展水平类型在初始年份为  $i$ ，在下一年份仍保持不变，则定义该城市创新发展水平类型转移为平稳；如果年均创新发展水平类型有所提升，则定义该区域向上转移；否则，为向下转移。

为了充分考虑创新发展的空间滞后和时间滞后效应，弥补时间加权马尔可夫链忽视地理邻近对城市创新之间的空间相互作用，从而引入空间滞后效应到马尔可夫链，得到空间马尔科夫链。根据城市  $i$  在初始年里的空间滞后类型，可以把传统的  $k \times k$  马尔可夫矩阵分解成  $k$  个  $k \times k$  条件转移概率矩阵。其中，空间滞后值是城市周边区域创新水平的空间加权，所涉及的空间权重矩阵  $W_{ij}$  即为上文提到的邻接空间权重矩阵。

(6) Dagum 基尼系数及其分解：按子群分解的方法，将总体基尼系数分解为区内差异贡献、区间净值差异贡献和超变密度贡献 (Dagum, 1997)。这一方法充分考虑子样本的分布状况，有效解决了样本数据间交叉重叠的问题以及区域差异来源问题，克服了传统基尼系数和泰尔指数的局限 (刘华军和杜广杰, 2017)。本文将借助该方法考察黄河流域创新发展整体差异及来源与上中下游内部及之间的差异。

(7) 收敛分析：描述研究对象属性值随着时间的演进，在空间上的差距是否存在缩小的趋势，本文重点讨论  $\sigma$  收敛和  $\beta$  收敛。

$\sigma$ 收敛：表示离差随时间推移呈下降的趋势。本文采用变异系数衡量黄河流域及不同区域创新发展水平的 $\sigma$ 收敛，计算方法如式(11)所示。式中， $j$ 为子区域类型( $j=1, 2, 3, \dots$ )， $i$ 为子区域内的城市数量( $i=1, 2, 3, \dots$ )， $n_j$ 为各子群内的城市数量， $\overline{patent_{jt}}$ 为子群 $j$ 在 $t$ 时期的平均创新发展水平。若 $\sigma$ 值变小，即该子区域内的各城市创新发展水平的离散程度随时间推移不断下降，说明不同子区域之间的创新发展水平差异不断缩小，具有 $\sigma$ 收敛现象。

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_i^{n_j} (patent_{jt} - \overline{patent_{jt}})^2 / n_j}{\overline{patent_{jt}}}} \quad (11)$$

$\beta$ 收敛：表示相对落后的地区因具有更快的增长率会逐渐赶上发达地区，达到以同样增长率发展的收敛状态。 $\beta$ 收敛分为绝对 $\beta$ 收敛和条件 $\beta$ 收敛(Barro 和 Sala-Martin, 1992)，其中绝对 $\beta$ 收敛指在其他因素不变的条件下，随着时间的推移各城市的创新发展水平逐渐收敛到同一水平，即创新发展水平较低的城市相比创新发展水平较高的城市有更快的增长速度，且创新发展水平的增长率与其初始水平呈负相关；条件 $\beta$ 收敛是指在控制了其他影响因素后，各城市的创新发展水平最终会收敛到各自的稳态水平。考虑到城市间的互动性及创新资源要素跨区域流动性不断增强，在对黄河流域创新发展收敛性进行分析时，有必要纳入空间效应。因此，构建绝对 $\beta$ 收敛的空间杜宾模型(SDM)：

$$\ln\left(\frac{patent_{i,t+1}}{patent_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(patent_{i,t}) + \rho W_{ij} \ln\left(\frac{patent_{i,t+1}}{patent_{i,t}}\right) + \theta W_{ij} \ln(patent_{i,t}) + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \quad (12)$$

本文进一步选取经济发展水平(*lngdp*)、科教投入(*tec*)、外商直接投资(*FDI*)、制造业集聚(*zzym*)和环境规制(*er*)作为控制变量，构建条件 $\beta$ 收敛的空间杜宾模型(SDM)：

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{patent_{i,t+1}}{patent_{i,t}}\right) = & \alpha + \beta \ln(patent_{i,t}) + \rho W_{ij} \ln\left(\frac{patent_{i,t+1}}{patent_{i,t}}\right) \\ & + \theta W_{ij} \ln(patent_{i,t}) + \sum_{k=1}^m \phi_k X_{kit} + \mu_i + v_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

在式(12)和式(13)中， $patent_{i,t}$ 和 $patent_{i,t+1}$ 分别表示第*i*个地级市(州、盟)在*t*和*t+1*期的创新发展水平， $\rho$ 为空间自回归系数， $\theta$ 为空间外溢系数， $W_{ij}$ 为同上的空间邻接权重矩阵， $\mu$ 为空间个体固定效应， $v_t$ 为时间效应， $\epsilon$ 为误差项， $X_k$ 为影响创新发展收敛的*k*个控制变量。 $\beta$ 为收敛系数，若 $\beta<0$ 且通过显著性检验，说明黄河流域全域及上中下游内部创新发展存在 $\beta$ 收敛趋势，反之表示呈发散趋势。

### 3. 数据说明

(1) 黄河流域创新发展水平。基于文献，本文将采用发明专利申请量来表征城市创新发展水平，该数据来源于中华人民共和国国家知识产权局(SIPO)的“中国专利数据库”，利用该数据考察黄河流域创新发展的空间分布、标准差椭圆(SDE)、Kernel密度、Markov链转移概率矩阵以及Dagum基尼系数和 $\sigma$ 收敛等，其研究区间为2000~2018年。

(2) 黄河流域经济社会特征变量。在进行黄河流域创新发展的条件 $\beta$ 收敛机制分析时，所控制的经济社会变量，主要包括：①经济发展水平(*lngdp*)，根据累计循环因果理论，经济增长和创新能力提升存在因果循环机制，经济发展水平的提高，将增强创新能力

(魏守华等, 2011; 范柏乃等, 2020), 该变量采用平减后的城市人均实际 GDP 的对数值表征。②科教支出 ( $tec$ ), 源于内生增长理论, 新思想和新技术的重要来源之一是 R&D 活动的投入(魏守华等, 2011), 由于数据的可获得性, 该变量用政府教育支出和科学技术支出之和与 GDP 的比值表示。③外商直接投资 ( $FDI$ ),  $FDI$  存在技术溢出效应, 在一定程度上对提高创新能力具有积极影响(陈劲, 2007; 魏守华等, 2011), 本文基于外汇汇率, 转化为本币的外商直接投资与 GDP 的比值表示。④制造业集聚 ( $zzygm$ ), 基于集聚经济之共享、匹配和学习机制, 在马歇尔外部性或雅各布斯外部性的作用下, 制造业集聚会引致同行业或异质性行业间的知识溢出与技术扩散, 进而对创新发展产生积极影响(原毅军和郭然, 2018), 基于此本文用区位熵反映黄河流域制造业的专业化程度, 并借助制造业从业人员与非农产业从业人员数据计算得到。⑤环境规制 ( $er$ ), “波特假说”认为适度的环境规制可刺激技术创新, 进而提高生产力, 产生“创新补偿效应”(张成等, 2011), 本文选取工业固体废物综合利用率、污水集中处理率和生活垃圾无害化处理率三个指标, 采用熵值法计算得出三个指标的综合评价值来表征。由于阿拉善、阿坝州、海西州、海南州、海北州、黄南州、甘南州、临夏州和海东的控制变量缺失较为严重, 考虑到控制变量原始数据的可获得性, 最终以黄河流域 61 个地级市为截面, 选取的时间区间为 2003~2017 年。上述控制变量的原始数据来自历年《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》以及地级市(州或盟)国民经济和社会发展统计公报, 部分缺失值采用插值法补全。变量的基本统计量如表 2 所示。

表 2

变量的基本统计量

变量符号	变量含义	样本量(个)	均值	标准误	最小值	最大值
$lnpatent$	创新发展水平对数	915	6.0567	1.8221	1.0986	10.7575
$lngdp$	经济发展水平	915	14.3345	0.9212	11.6280	16.3856
$tec$	科教支出	915	0.2163	0.3609	0.0107	5.5343
$FDI$	外商直接投资	915	0.0899	0.1868	0.0016	3.9660
$zzygm$	制造业集聚	915	0.8346	0.4739	0.0248	2.3283
$er$	环境规制	915	0.8060	0.0850	0.5376	1.0213

## 二、黄河流域创新发展的空间分布动态

### 1. 空间分布

基于 ArcGis 空间数据可视化之分级统计分析模块, 考察了代表性年份黄河流域创新发展的空间分布特征。结果表明, 2000 年该流域创新发展水平整体偏低, 呈现离散零星分布特征。2006 年创新发展在下游的山东半岛呈现一定的集中连片分布格局, 而在中上游仍呈离散零星分布状态。2012 年下游的山东半岛集中连片创新发展格局进一步加强, 与此同时, 上游和中游的创新发展也较为迅速, 并逐渐形成了以兰州、呼和浩特、太原和西安为中心的创新发展节点城市。2018 年下游仍保持着较好的创新发展势头, 上游和中游部分城市的创新发展水平较 2012 年有所降低(如西宁、中卫、鄂尔多斯和榆林), 创新发展呈现出向西进发的态势。整体来看, 在样本期内, 黄河流域创新发展水平明显提高, 且逐渐由离散零星分布向多极核协同创新网络格局演进, 但由于创新发展要素更倾向于在省会(首府)城市及经济发展水平较高的山东半岛等区域集聚, 进而形成累积循环发展趋势, 流域上游和下游的创新发展水平长期存在较大差距, 导致出现创新发展的“马太效应”, 黄河流域整体创新发展均衡性较低。

借助热点分析，发现2000年黄河流域创新发展高集聚区主要位于下游的山东半岛，低集聚区主要集中于上游的兰州、白银、中卫和海东。与2000年相比，2006年山东半岛的创新发展进一步强化，但整体格局没有发生根本性变化，创新发展存在明显的路径锁定和较为明显的空间黏性。2012年黄河流域创新发展低集聚区明显消失，取而代之的是在中游的运城、三门峡和商洛形成的高集聚区，以及山东半岛的进一步强化。2018年的创新发展格局较以前年份发生明显变化，下游山东半岛创新发展高集聚区域减少，并开始向西南转移，这与上述创新发展的空间分布格局演变分析的结论相吻合。

进一步借助全局空间自相关分析发现（见图1），黄河流域城市创新发展的空间关联呈现“先上升，后下降”的趋势，2006年Moran's I达到最大，其原因是在山东半岛呈现明显的空间自相关特征，之后整体呈现持续的下降趋势，到2018年Moran's I达到最小值，其原因是，山东半岛的创新发展格局呈现明显的空间一体化与均衡化特征。表明黄河流域创新发展的空间集聚现象呈现逐步弱化的态势。（见图1）

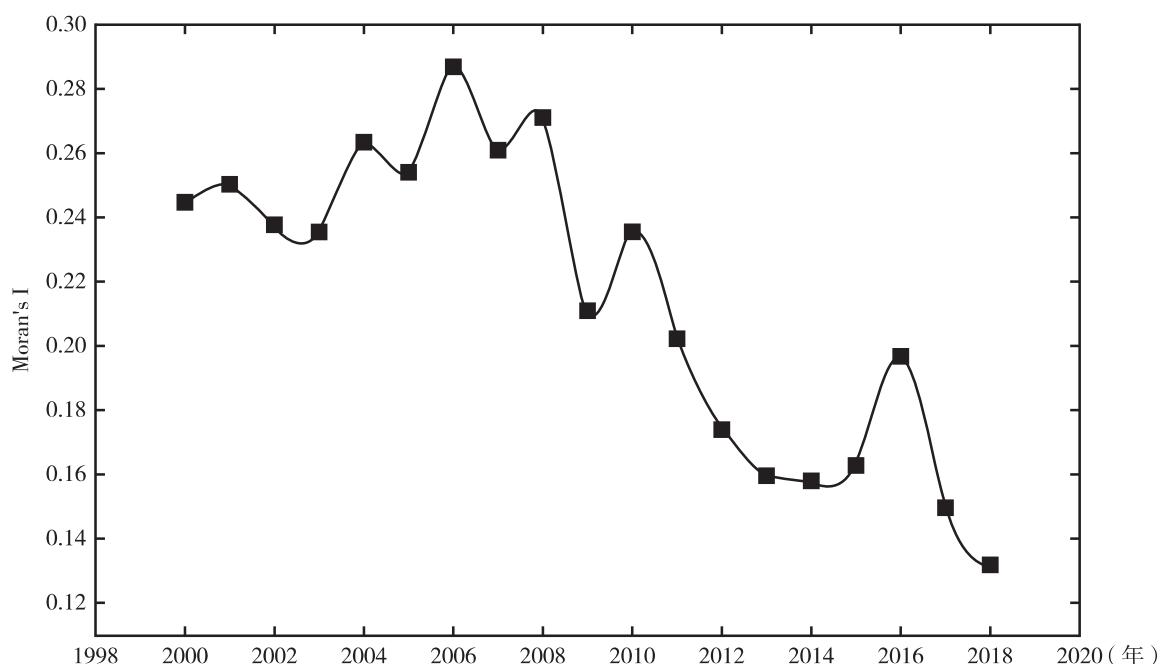


图1 黄河流域创新发展的 Moran 指数

## 2. 标准差椭圆分析

进一步利用ArcGIS10.2软件的标准差椭圆分析工具，选择代表性年份考察了黄河流域城市创新发展的空间分布方向及动态特征，如表3所示。

表3 2000~2018年黄河流域创新发展标准差椭圆参数

年份	长半轴(千米)	短半轴(千米)	椭圆面积(平方千米)	旋转角(度)
2000	140.26	73.05	32183.04	85.21
2003	141.71	66.12	29433.61	80.85
2006	140.56	62.80	27727.75	80.40
2009	139.42	59.77	26173.70	79.36
2012	136.54	60.75	26055.98	77.47
2018	129.95	66.90	27311.25	84.43

结果表明：(1) 标准差椭圆大致位于黄河流域中下游区域，且椭圆面积经历了“先缩小，后增大”的过程：由 2000 年的 32183.04 平方千米波动缩小至 2012 年的 26055.98 平方千米，后又波动增加至 2018 年的 27311.25 平方千米，说明 2000~2012 年椭圆内部城市的创新发展快于椭圆外部城市，2012~2018 年椭圆外部城市的创新发展较椭圆内部城市更快，即样本期内该流域创新发展在中下游区域呈现出“先集聚，后扩张”的空间分布特征。(2) 标准差椭圆的长轴和短轴相差较大，说明黄河流域创新发展的空间分布具有方向性。标准差椭圆大致呈“西南—东北”方向分布，说明西南方向的城市地区（如西安和郑州）和东北方向的城市地区（如山东半岛）的创新发展水平较高。具体来看，长半轴由 2000 年的 140.26 千米波动减少至 2018 年的 129.95 千米，短半轴由 2000 年的 73.05 千米波动减少至 2018 年的 66.90 千米，说明样本期内该流域创新活动在“西南—东北”方向上呈现收缩趋势。(3) 标准差椭圆旋转角度由 2000 年的 85.21° 减小至 2012 年的 77.47°，表现为椭圆小幅地逆时针旋转，即位于西南或东北方向的城市创新发展水平较快；2012~2018 年标准差椭圆旋转角度逐渐增大，表现为椭圆小幅地顺时针旋转，即位于西北或东南方向的城市创新发展水平相对较快。(4) 2000~2018 年黄河流域创新发展的重心移动轨迹大致为：先向东偏南方向移动，后向西南方向移动的趋势；2000~2011 年创新发展重心均位于山西长治境内，2012~2018 年创新发展重心均位于山西晋城境内，说明黄河流域创新发展活动主要在中下游聚集，并且位于西南方向的城市（如西安、咸阳和宝鸡等）具有相对较快的创新发展速度。

### 3. Kernel 密度估计

通过 Kernel 密度估计，黄河流域创新发展的动态演进（见图 2）呈现如下特征。

(1) 就黄河流域整体来看，2000 年创新发展水平对数（下简称创新发展水平）主要集中于 3~5 的附近，其核密度约为 0.25；2005 年核密度图向右移动，创新发展水平集中于 4~6，相比 2000 年，核密度峰值下降到 0.20，带宽增加，说明随着时间的推移，黄河流域内创新发展的不平衡程度不断提高，呈现一定的发散态势；2008 年核密度进一步向右移动，峰值为 0.23，相对于 2005 年有所提高，且带宽有所收缩，黄河流域创新发展整体差距相对缩小，但值得一提的是，除了创新发展水平集中于 5~6 外，核密度图左侧呈现出低创新发展水平密集分布的格局；2015 年，核密度向右移动，核密度峰值为 0.24，相比 2008 年，峰值略有提高，但带宽明显提高，且创新发展的空间分布结构发生质的飞跃，除了创新发展水平集中于 6~8 外，通过核密度右侧可以看出，还由 2008 年低水平集中分布向 2015 年高水平集中分布转变；2018 年核密度略微向左移动，流域整体的创新发展水平有所下降，但核密度峰值达到 0.27，创新发展水平集中在 5~8，带宽降低，创新发展不平衡现象有所改善，高水平集中分布继续维持。从聚类的角度看，核密度的走势可以划分为：2000~2005 年创新极化发展不断形成阶段；2005~2008 年创新极化发展衰退阶段；2008~2015 年创新极化发展强化阶段；2015~2018 年创新极化发展回落阶段。

(2) 在黄河流域上游，代表性年份创新发展的核密度图的整体走势与整个黄河流域有所差别，2000~2008 年，核密度图不断向右移动，但核密度的峰值不断下降，带宽经历了“小→大→小”的演变过程，说明其发展在这一阶段经历空间极化到收敛；2015 年核密度继续向右移动，峰值提高，其带宽相比 2008 年，进一步减小，2018 年核密度呈现弱双峰，略微向左移动，峰值达到最大，带宽相比 2015 年明显降低，说明在黄河流域上游创新发展极化的趋势逐步弱化，呈现收敛的态势。因此，整体来看，黄河流域上游创新发展呈现“极化→收敛”的过程。

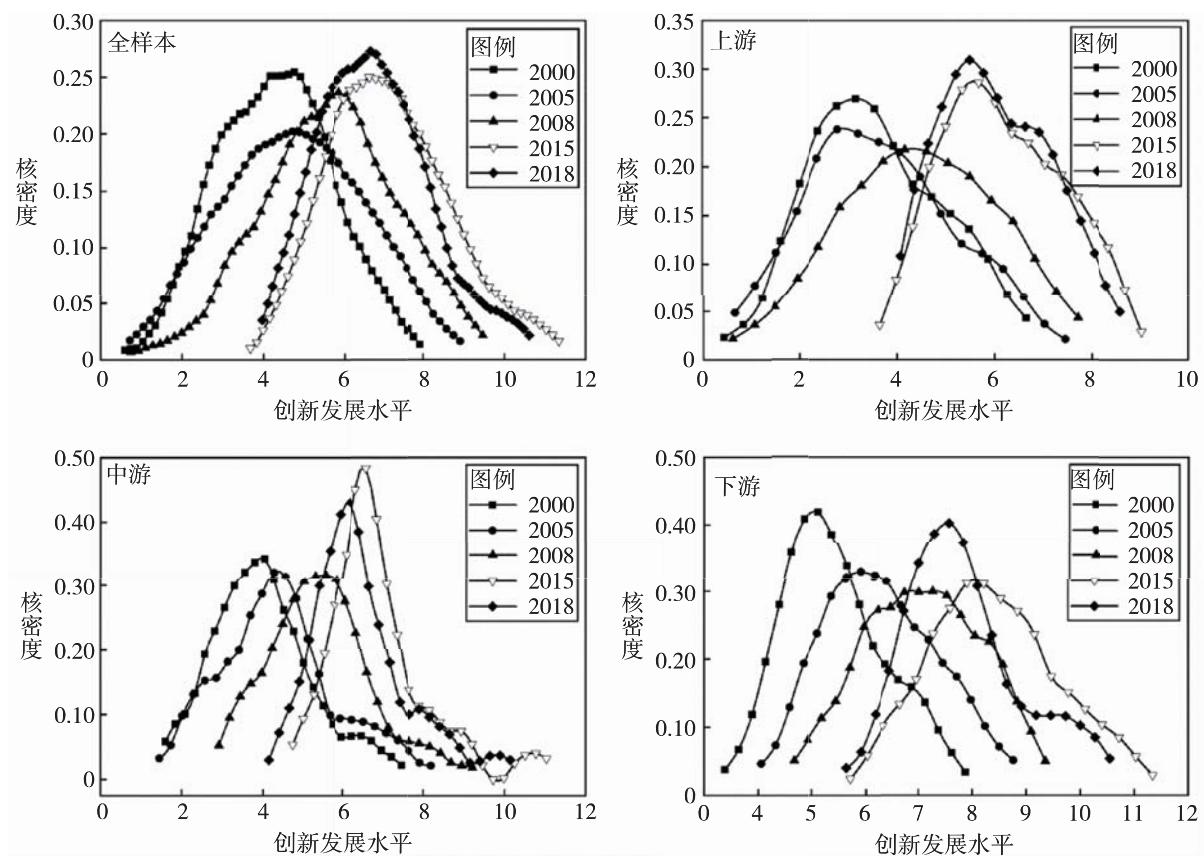


图 2 2000~2018 年黄河流域创新发展动态演进

(3) 在黄河流域中游, 2000 年、2005 年和 2008 年的核密度图不断向右移动, 且其峰值呈现微弱的下降, 而宽度呈现 “小→大→小” 的演变过程, 这与黄河流域上游的发展态势类似; 2015 年和 2018 年的变化态势也同黄河流域上游, 由极化向收敛转变, 但有所不同的是, 2015 年的核密度峰值达到最大, 但其带宽相对 2008 年略大, 2018 年核密度向左移动的幅度更大; 此外, 通过核密度右侧可以看出, 在中游呈现一部分创新发展高水平集中分布的城市, 这是与黄河流域上游所不同的一个重要特征。总体来看, 在黄河流域中游地区, 创新发展呈现了 “极化→收敛→极化→收敛” 的周期性过程。

(4) 在黄河流域下游, 2000 年、2005 年和 2008 年核密度变化态势同中游地区, 不断向右移动, 峰值降低, 其降低幅度相比上游和中游地区要明显。其带宽演变与中游和上游不同, 先变大, 后缩小。同中游地区, 2015 年相比 2008 年带宽明显加大, 而峰值略有提高, 2018 年带宽明显收缩, 峰值显著提高, 但比 2000 年略低。因此, 总体来看, 在黄河流域下游, 创新发展也呈现出 “极化→收敛→极化→收敛” 的周期性过程。

#### 4. 黄河流域创新发展的 Markov 链分析

核密度估计从整体上把握了创新发展的分布动态, 本文将进一步采用 Markov 链分析方法考察黄河流域城市创新发展水平转移的方向及其转移概率, 以期进一步考察黄河流域城市创新发展的动态演进。将黄河流域地级市的创新发展水平分为 4 个等级: 25% 以内为低水平、26%~50% 为中低水平、51%~75% 为中高水平、高于 75% 为高水平, 从而得到 2000~2018 年代表性时间跨度 1 年、3 年、5 年和 7 年的黄河流域城市创新发展水平转移的动态马尔可夫链转移矩阵 (见表 4)。首先, 以跨期 1 年为基准, 可以看出, 对角线元素在数值上均大于非对角线元素, 且对角线上的概率值最低为 0.59, 说明在跨期为 1 年的情况下, 创新发展存在一定的路径依赖和锁定。其次, 随着跨期的不断延长, 对角线上的部分元

素值小于上三角的元素，在跨期为 5 年时，对角线上的元素值完全小于上三角的元素，说明不同创新水平城市之间能够实现等级向上跳跃式跨越发展。最后，不同类别创新城市实现等级向上跨越的时间跨度不同。其中，中低和中高在时间跨期 3 年就实现了等级向上跨越，而低水平创新城市则为 5 年。

表 4 2000~2018 年黄河流域创新发展的传统马尔可夫链转移概率矩阵

时期跨度 $t$ /年	类别	低	中低	中高	高
1	低	0.76	0.24	0	0
	中低	0.13	0.59	0.28	0
	中高	0.01	0.07	0.73	0.19
	高	0	0	0.04	0.96
3	低	0.57	0.35	0.08	0
	中低	0.07	0.35	0.57	0.01
	中高	0	0.03	0.46	0.50
	高	0	0	0.04	0.96
5	低	0.30	0.47	0.22	0.01
	中低	0.06	0.17	0.61	0.16
	中高	0	0.02	0.22	0.76
	高	0	0	0.02	0.98
7	低	0.15	0.41	0.33	0.11
	中低	0.01	0.11	0.41	0.48
	中高	0	0.01	0.08	0.91
	高	0	0	0	1.00

为了更为清晰地揭示不同跨期创新发展转移概率动态，图 3 分别报告了不同跨期各类型创新发展水平保持稳定和向上一等级转移的概率。可以看出，除了高创新发展水平城市外，其余类型城市，随着跨期的提高，其保持稳定的概率呈现边际递减式降低。且总体来看，在时间跨期为 4 年之前，低创新发展水平城市维持“原状”的概率相对较高；跨期为 1~6 年时，中高创新发展水平城市保持稳定的概率高于中低创新发展水平城市，但随着跨期的延长，前者的递减速度高于后者；跨期为 7~10 年时，中低创新发展水平城市保持稳定的概率略高于中高创新发展水平城市；但随着跨期的延长，两者的递减速度趋于一致（见图 3（a））。事实上，不同跨期和不同类型城市保持稳定的概率发生变化，背后反映的是不同跨期各类创新能力向上一等级转移的概率（见图 3（b））。可以看出，低创新发展水平和中低创新发展水平的城市向上一等级转移的概率呈现倒“U”形变化，其中，低和中低创新发展水平城市分别在跨期 6 年和跨期 4 年达到最大，然后降低，即实现等级向上的跳跃式转移。而中高创新发展水平城市随着跨期的延长，其向高创新发展水平城市转移概率呈现倒 U 形左侧方向运动，转移概率提高经历了三个阶段：1~4 年快速提高，4~6 年较快提高，6~10 年缓慢提高。

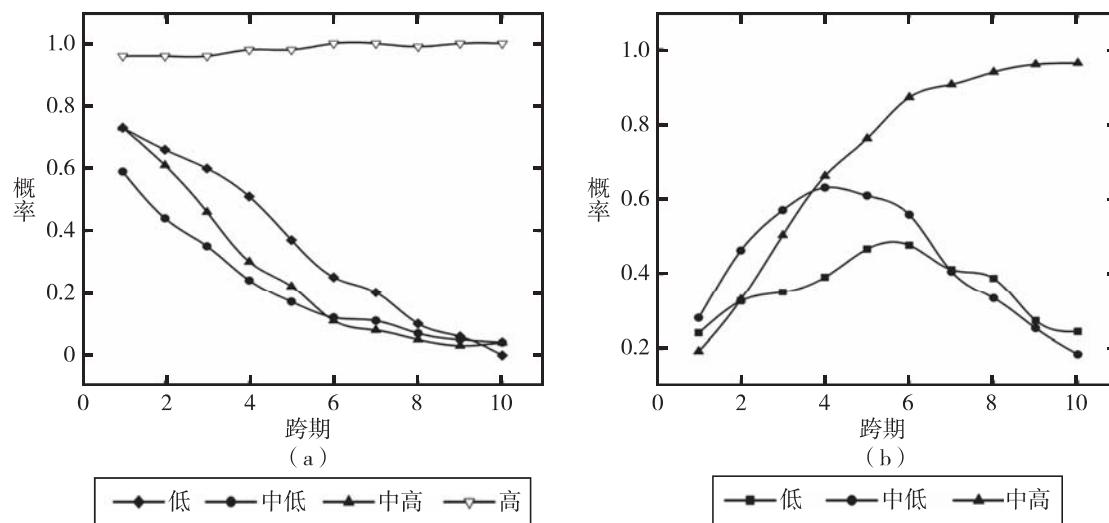


图3 黄河流域各类型创新水平保持稳定和向上一等级转移的概率

上述分析在一定程度上揭示了城市创新转移概率，但忽视了空间关联效应。表5进一步呈现了空间马尔可夫链转移概率矩阵。可以看出：第一，相同跨期而不同创新环境，创新发展水平保持稳定或向上或向下转移的概率在同一类型城市间存在一定的差异，表现出一定的空间依赖性。以低水平创新发展城市为例，在跨期为1年时，其周边创新环境分别处于低水平、中低水平、中高水平和高水平时，其保持稳定的概率分别为0.73、0.82、0.55和0.71，与表4跨期为1年的0.76有所不同，其中在外部环境为中高情况下，呈现明显差异，会通过空间扩散效应改善低创新水平城市现状，而在外部环境为中低水平的情况下，也进一步增强创新发展水平低的城市的路径锁定和“贫困陷阱”。第二，相同跨期，不同外围环境，对不同类别城市的转移概率呈现出不同步性。同样以跨期为1年为例，中低城市在四种外部环境下保持稳定的概率分别是0.60、0.65、0.59和0.08，中高水平则为0.76、0.94、0.77和0.59，就概率方差来看，中低城市最大。第三，同一外部环境，随着跨期的延长，除高水平创新城市外，其余各类别创新城市保持稳定的概率呈逐年下降的趋势，且具有边际递减式递减，相反逐步向高一等级转移的概率呈现边际递减式提高。以低水平外部环境为例，随着时间跨期的延长，低、中低和中高创新发展水平城市保持稳定的概率逐步下降，但下降幅度在不同类型城市间有所差异。整体来看，这与传统的马尔可夫链转移矩阵得到的结论基本一致。

表5 2000~2018年黄河流域创新发展的空间马尔可夫链转移概率矩阵

空间滞后	类别	$t=1$				$t=3$			
		低	中低	中高	高	低	中低	中高	高
低	低	0.73	0.27	0	0	0.60	0.32	0.08	0
	中低	0.23	0.60	0.18	0	0.14	0.32	0.54	0
	中高	0	0.08	0.76	0.16	0	0.13	0.26	0.61
	高	0	0	0.05	0.95	0	0	0.11	0.89
中低	低	0.82	0.18	0	0	0.60	0.34	0.06	0
	中低	0.11	0.65	0.24	0	0.06	0.46	0.47	0.01
	中高	0.02	0.04	0.94	0	0	0	0.68	0.32
	高	0	0	0	1.00	0	0	0	1.00

(续)

空间滞后	类别	$t=1$				$t=3$			
		低	中低	中高	高	低	中低	中高	高
中高	低	0.55	0.45	0	0	0.38	0.50	0.13	0
	中低	0.08	0.59	0.33	0	0.03	0.30	0.64	0.02
	中高	0.01	0.07	0.77	0.14	0	0.03	0.56	0.41
	高	0	0	0.04	0.96	0	0	0	1.00
高	低	0.71	0.29	0	0	0.36	0.50	0.14	0
	中低	0.08	0.08	0.85	0	0	0.17	0.83	0
	中高	0	0.08	0.59	0.33	0	0.02	0.34	0.63
	高	0	0	0.04	0.96	0	0	0.04	0.96
空间滞后	类别	$t=5$				$t=7$			
		低	中低	中高	高	低	中低	中高	高
低	低	0.37	0.40	0.21	0.02	0.20	0.42	0.25	0.13
	中低	0.10	0.16	0.68	0.06	0	0.17	0.50	0.33
	中高	0	0	0.17	0.83	0	0	0.06	0.94
	高	0	0	0	1.00	0	0	0	1.00
中低	低	0.27	0.54	0.19	0	0.12	0.45	0.34	0.09
	中低	0.05	0.33	0.52	0.10	0.02	0.17	0.40	0.42
	中高	0	0.05	0.20	0.76	0	0.03	0.14	0.83
	高	0	0	0	1.00	0	0	0	1.00
中高	低	0.07	0.57	0.36	0	0.08	0.33	0.50	0.08
	中低	0.04	0.08	0.61	0.28	0	0.03	0.36	0.61
	中高	0	0.02	0.29	0.70	0	0.02	0.12	0.87
	高	0	0	0.02	0.98	0	0	0	1.00
高	低	0.21	0.36	0.36	0.07	0.08	0.17	0.67	0.08
	中低	0	0	0.75	0.25	0	0	0.17	0.83
	中高	0	0.01	0.19	0.80	0	0	0.03	0.97
	高	0	0	0.02	0.98	0	0	0	1.00

### 三、黄河流域创新发展的空间差异

根据 Dagum 基尼系数及其子群分解法, 考察了 2000~2018 年黄河流域创新发展的总体差异, 并将黄河流域划分为上游、中游和下游三大子群, 以此来分析差异的具体来源及贡献。

#### 1. 黄河流域创新发展的总体差异及演变趋势

图 4 为 2000~2018 年黄河流域创新发展的总体差异及其演变趋势。可以看出, 样本期内, 其创新发展的总体差异波动较为明显, 大致呈现“上升→下降→又上升→再下降”的向右上方倾斜的“M”形变化特征。具体来看: (1) 2000~2005 年逐渐扩大。这一阶段, 表现为黄河流域内省会(首府)城市创新发展速度快速提高, 形成了省会(首府)城市优先实现创新发展的局面, 导致创新发展差距逐渐扩大。可能的原因是, 该阶段城镇化进程的快速

推进,驱动人口经济活动向中心城市集聚,在“马太效应”的作用下,导致创新发展的“中心—外围”空间结构。(2) 2005~2008年不断缩小。在该阶段,极核城市所拥有的知识、技术等要素逐渐向周边创新发展水平较低的城市扩散,尤其是在中游和下游这种“溢出效应”表现较为明显,进而使得黄河流域整体的创新发展差异缩小。(3) 2008~2015年逐渐扩大。可能的原因是,2008年国家制定出台了《关于支持中小企业技术创新的若干政策》,在政策红利驱动下,中小企业分布较多的城市其创新发展水平得到了进一步提升,导致区域创新差异扩大(蒋天颖,2013)。(4) 2015~2018年呈波动缩小态势。可能的原因是,在2015年的政府报告中,李克强总理提出“大众创业,万众创新”,掀起了新一轮科技创新浪潮,黄河流域不仅形成了山东半岛创新连绵带,还分别形成了以兰州、呼和浩特、太原和西安为重要城市节点的协同创新发展格局,驱动了黄河流域整体创新差异的缩小。

## 2. 黄河流域创新发展的地区差异

(1) 黄河流域上中下游创新发展的地区内差异。图4进一步呈现2000年以来黄河流域上中下游地区创新发展内部差异的演变趋势。可以看出,中游地区内差异与黄河流域整体差异的走势基本一致,在一定程度上说明,中游内部创新发展差异是黄河流域整体创新发展差异的缩影。上游大致呈现向右下方倾斜的“M”形变化趋势,而中游和下游大致呈现向右上方倾斜的“M”形变化趋势,其时间节点差异较大,上游时间节点分别是2005年、2010年和2011年,中游时间节点分别是2003年、2008年和2015年,而下游则为2006年、2010年和2013年,其中上游和中游创新发展的不平衡程度相对下游要高,且以2009年为界,在之前上游内部的创新发展差距要高于中游,在之后发生逆转,其原因是在这一阶段,中游的西安市创新发展速度明显快于中上游其他城市,并不断呈现“一城独大”的趋势。而下游地区在2010年后,创新发展的区内差异在不断扩大,其速度相较于中游和全流域更快,其原因是,这一阶段,青岛、济南、潍坊和郑州等城市开展“创新竞赛”,其创新发展增速明显高于其他城市。

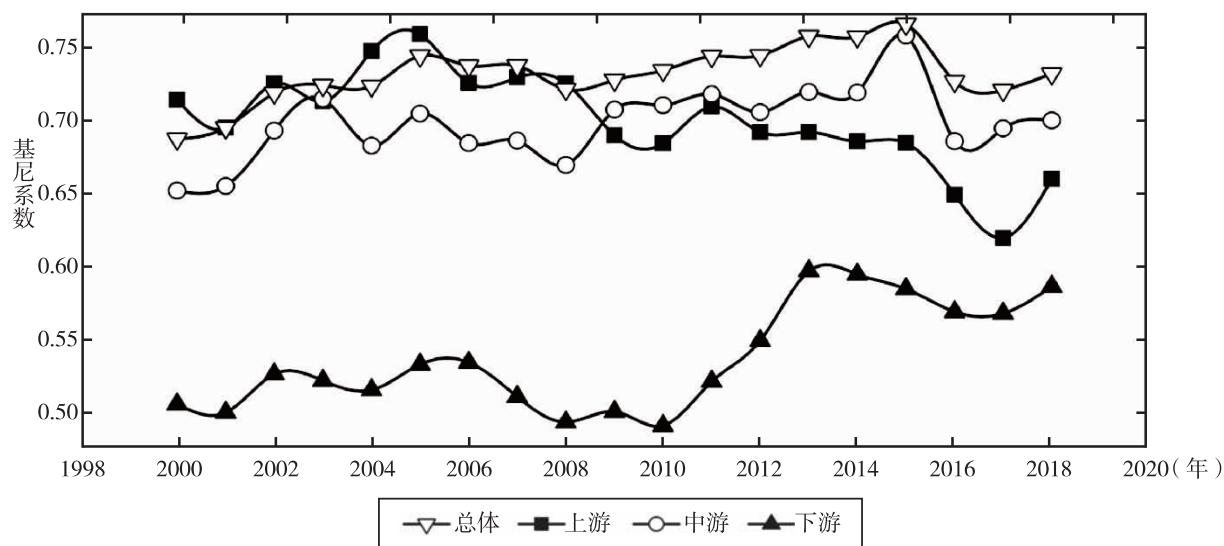


图4 黄河流域创新发展总体差异及地区内差异的演变趋势

(2) 黄河流域上中下游创新发展的地区间差异。图5为2000~2018年黄河流域创新发展地区间差异( $G_{jh}$ )的演变趋势。可以看出,样本期内,创新发展的地区间基尼系数呈现“上下游>中上游>中下游”的格局,事实上,上中下游是对应我国东中西三大地带

的缩影，反映了创新发展的三个梯队。就动态时序变化来看，其地区差异在上下游和中上游均呈现明显的威廉姆逊倒“U”形变化特征，这与前文的 Markov 链分析所得到的结论基本一致，且自 2015 年开始三大子区域间的差距开始缩小，尤其是中上游和中下游的差距逐步趋同。

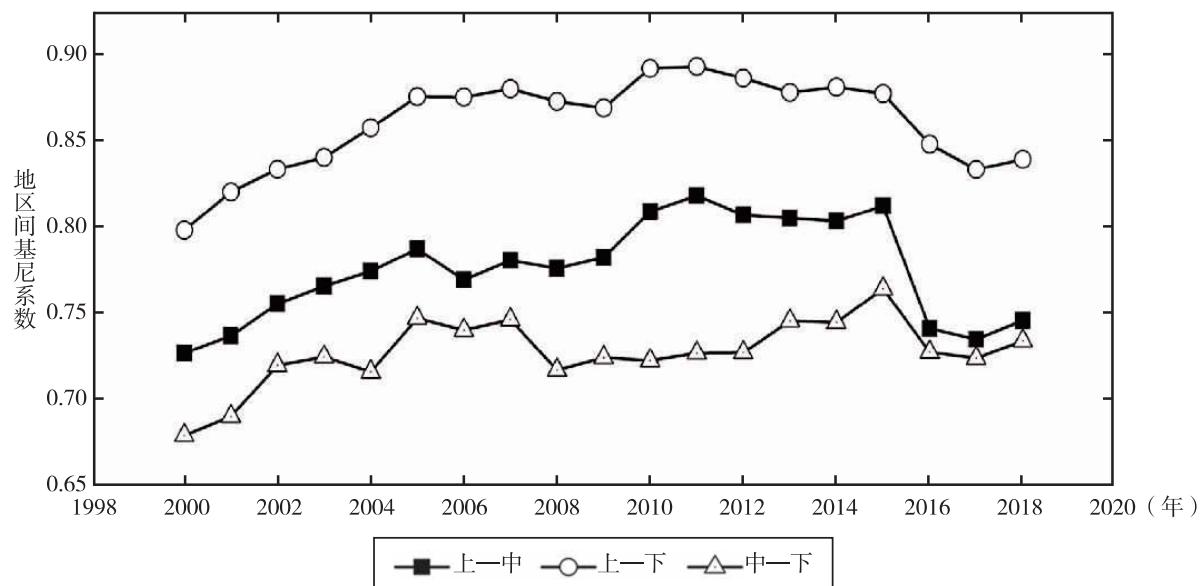


图 5 黄河流域上中下游创新发展地区间差异的演变趋势

(3) 黄河流域创新发展差异来源及贡献率。为了揭示该流域创新发展差异的来源，分别测算了地区内、地区间和超变密度的贡献率，图 6 报告了三种贡献率的演变趋势。可以看出，样本期内地区内、地区间和超变密度的年均贡献率分别为 25.05%、61.47% 和 13.48%，即上中下游地区间差异是黄河流域创新发展差异的最大来源，这揭示了“物以类聚，人以群分”的本质特征。就动态变化趋势来看，地区间差异呈现倒“U”形变化趋势，这进一步揭示了威廉姆逊的倒“U”形理论假说，结合上文，地区间差异主要来自上下游和上中游，但超变密度呈现“U”形变化趋势，2007 年是其拐点，而地区内差异变化较小。

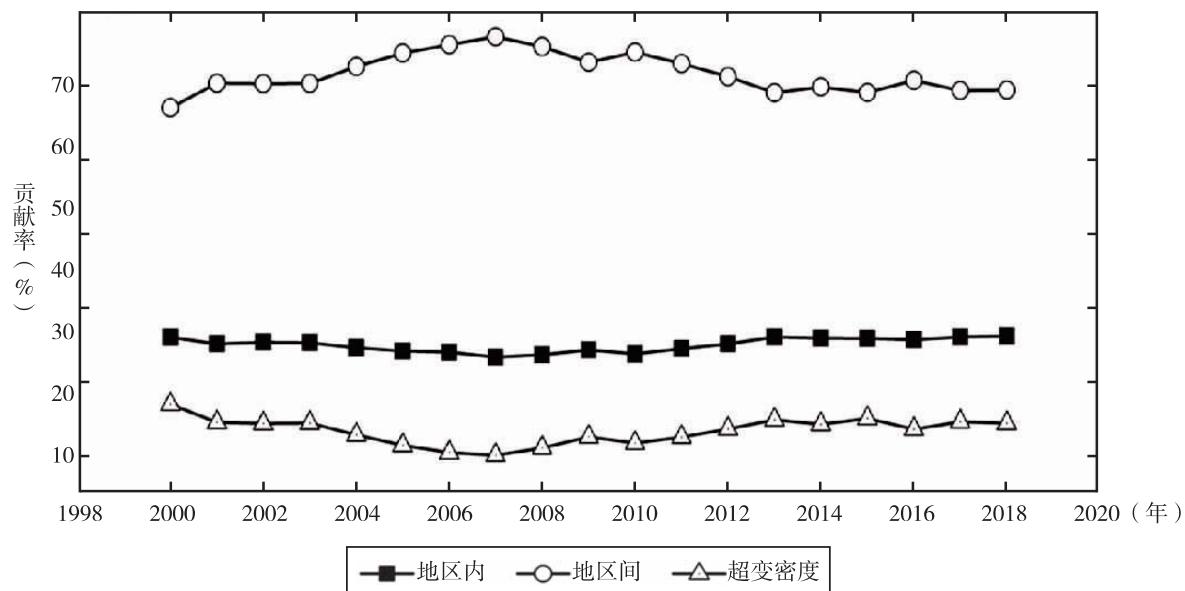


图 6 黄河流域创新发展地区差异贡献率的演变趋势

#### 四、黄河流域创新发展的空间收敛

##### 1. $\sigma$ 收敛检验

图7揭示了黄河流域整体及其上中下游创新发展的 $\sigma$ 收敛结果。可以看出：整体呈现阶段性和周期性的收敛和发散特征，其中2000~2005年为发散；2005~2008年则为收敛，2008~2014年呈现一定的发散，2014年以后收敛为主。黄河流域上游在2000~2005年呈现发散态势，2005年以后呈现明显的收敛趋势。中游与黄河流域整体有着相似的演进规律。下游在2000~2008年主要呈现收敛的趋势；2009~2013年呈现发散趋势，2013年则呈现一定的收敛趋势。比较来看，黄河流域及其各流域段创新发展的 $\sigma$ 收敛性特征与Dagum基尼系数有着相似的演进规律，黄河流域上游的收敛性最强，黄河流域整体的收敛性取决于黄河流域中游地区，下游地区整体波动较小，收敛性较弱。

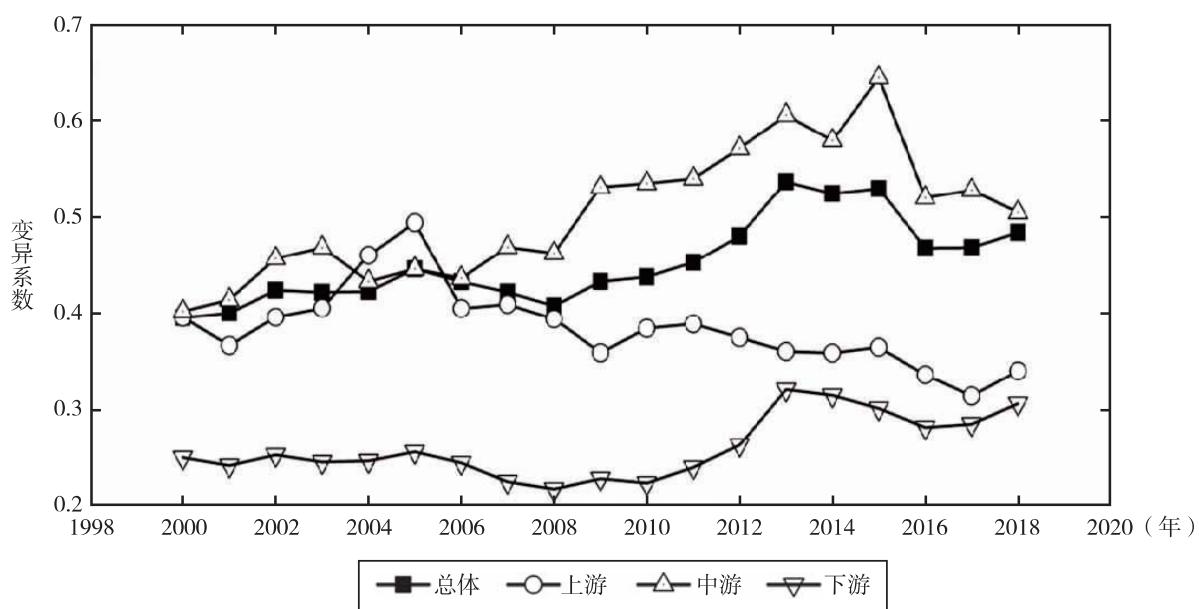


图7 黄河流域创新发展变异系数的演变趋势

##### 2. $\beta$ 收敛检验

对于空间计量模型的选择，基于LR统计量和Wald统计量进行模型筛选。表6结果显示，绝对 $\beta$ 收敛和条件 $\beta$ 收敛的LR检验和Wald检验均至少在1%的水平上拒绝了空间杜宾模型（SDM）可以简化为空间滞后模型（SAR）或空间误差模型（SEM）的原假设，因此，本文选择空间杜宾模型进行 $\beta$ 收敛机制检验。

表6 空间杜宾模型适用性检验

检验	绝对 $\beta$ 收敛		条件 $\beta$ 收敛	
	统计量	P值	统计量	P值
LR 检验 (SEM)	174.16	0.000	132.84	0.000
Wald 检验 (SEM)	12.23	0.000	78.22	0.000
LR 检验 (SAR)	175.15	0.000	135.82	0.000
Wald 检验 (SAR)	36.22	0.000	70.04	0.000

(1) 绝对  $\beta$  收敛。表 7 报告了空间杜宾模型估计下的黄河流域创新发展的绝对  $\beta$  收敛检验结果, 根据 Huasman 检验, 选择时空固定的空间杜宾模型。结果显示: 创新发展 ( $lnpatent$ ) 的收敛系数  $\beta$  均在 1% 的水平上显著为负, 说明不论是黄河流域整体还是其上、中、下游, 其创新发展均存在绝对  $\beta$  收敛趋势, 即创新发展水平相对落后的地区比相对发达的地区具有更快的增长率, 最终会以同样的增长率发展。黄河流域上游收敛系数的绝对值最大, 说明上游的收敛速度在黄河流域三大区域中最快, 一个重要的原因是, 上游的城市创新发展水平整体较低, 中心城市的创新发展后劲不足, 而中游地区创新发展的收敛速度与黄河流域整体的收敛速度较为接近, 下游地区收敛速度最慢, 这与上文  $\sigma$  收敛的分析结论趋于一致。表 8 报告了空间杜宾模型估计下的黄河流域创新发展的绝对  $\beta$  收敛检验的分阶段回归结果, 可以看出: 在两阶段, 无论是黄河流域整体, 还是上中下游地区, 创新发展的收敛系数  $\beta$  均在 1% 的水平上显著为负, 结果表现稳健。而就收敛速度来看, 2003~2010 年, 中游>上游>下游, 2011~2017 年, 上游>中游>下游。呈现这种变化, 与 2010 年以后西安在中游地区“一城独大”的趋势有关, 也因此使得黄河流域整体在 2003~2010 年收敛速度较快。

表 7 黄河流域创新发展的绝对  $\beta$  收敛检验

变量	全样本	上游	中游	下游
$\beta$	-0.351*** (-13.92)	-0.474*** (-9.09)	-0.306*** (-8.16)	-0.207*** (-5.65)
$\rho$	0.105** (2.36)	-0.125 (-1.59)	0.024 (0.31)	0.118 (1.49)
$\theta$	0.106*** (2.70)	0.064 (1.02)	0.038 (0.47)	0.254*** (3.45)
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes
N	915	255	375	285
$R^2$	0.140	0.105	0.154	0.021
Hausman	168.04***	72.26***	55.88***	31.37***

注: 括号内为  $t$  值, \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 水平上显著。

表 8 黄河流域创新发展的绝对  $\beta$  收敛检验: 分阶段

模型 变量	2003~2010 年				2011~2017 年			
	全样本	上游	中游	下游	全样本	上游	中游	下游
$\beta$	-0.581*** (-13.54)	-0.571*** (-6.66)	-0.618*** (-9.03)	-0.303*** (-4.90)	-0.456*** (-11.55)	-0.630*** (-7.01)	-0.485*** (-8.50)	-0.422*** (-6.82)
$\rho$	-0.086 (-1.32)	-0.125 (-1.14)	-0.149 (-1.35)	-0.204* (-1.67)	0.143** (2.18)	-0.099 (-0.86)	0.014 (0.13)	0.184* (1.67)
$\theta$	-0.093 (-1.10)	0.133 (0.97)	-0.324** (-1.99)	-0.095 (-0.77)	0.089 (1.40)	0.009 (0.07)	-0.087 (-0.86)	0.450*** (4.63)

(续)

模型 变量	2003~2010年				2011~2017年			
	全样本	上游	中游	下游	全样本	上游	中游	下游
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	488	136	200	152	427	119	175	133
R <sup>2</sup>	0.039	0.139	0.016	0.042	0.381	0.373	0.437	0.006
Hausman	172.22***	39.47***	76.76***	23.41***	124.98***	42.05***	66.72***	48.14***

注：同表7。

(2) 条件  $\beta$  收敛。为了进一步考察黄河流域城市创新发展是否存在条件  $\beta$  收敛，模型加入其他控制变量，表9报告了条件  $\beta$  收敛检验结果：收敛系数  $\beta$  均在 1% 的水平上显著为负，即不论是黄河流域整体，还是黄河流域上、中、下游，其创新发展均存在条件  $\beta$  收敛趋势。而且，上游的收敛速度依然最高，中游次之，下游最小。整体上，条件  $\beta$  收敛系数的绝对值比绝对  $\beta$  收敛系数的绝对值更大，说明在考虑其他相关影响因素后， $\beta$  收敛系数更快，即创新发展的区域差异以更快的速度缩小。就分阶段来看（见表10），无论是 2003~2010 年，还是 2011~2017 年，也无论是黄河流域整体，还是上中下游地区，城市创新发展均在 1% 的水平上呈现显著的条件  $\beta$  收敛；但就收敛速度来看，在 2003~2010 年，中游>上游>下游，而在 2011~2017 年，上游>下游>中游，其原因同上。值得关注的是，一方面，中游地区条件  $\beta$  收敛速度，在前后阶段存在显著差异。另一方面，在后一阶段，中游地区条件  $\beta$  收敛速度较其绝对  $\beta$  收敛速度，明显降低。综上，进一步说明西安市在中游地区“一城独大”的趋势直接影响了该地区的创新发展的收敛；与此同时，也使得黄河流域整体的收敛速度在 2003~2010 年较快，这与绝对  $\beta$  收敛的结论基本一致。

表 9 黄河流域创新发展的条件  $\beta$  收敛检验

变量	全样本	上游	中游	下游
$\beta$	-0.375*** (-14.73)	-0.494*** (-9.43)	-0.328*** (-8.57)	-0.218*** (-5.73)
$\rho$	0.102** (2.31)	-0.102 (-1.28)	0.021 (0.27)	0.031 (0.37)
$\theta$	0.105*** (2.67)	0.128* (1.78)	-0.001 (-0.01)	0.182** (2.31)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes
N	915	255	375	285
R <sup>2</sup>	0.228	0.163	0.209	0.158
Hausman	486.96***	16.41*	36.11***	-56.13

注：同表7。

表 10

黄河流域创新发展的条件  $\beta$  收敛检验：分阶段

模型 变量	2003~2010 年				2011~2017 年			
	全样本	上游	中游	下游	全样本	上游	中游	下游
$\beta$	-0.579*** (-13.48)	-0.594*** (-6.92)	-0.611*** (-8.97)	-0.326*** (-5.27)	-0.474*** (-11.96)	-0.571*** (-6.92)	-0.144*** (-3.99)	-0.395*** (-6.39)
$\rho$	-0.096 (-1.45)	-0.146 (-1.29)	-0.165 (-1.51)	-0.216* (-1.76)	0.135** (2.03)	0.392*** (4.88)	0.108 (1.03)	0.139 (1.24)
$\theta$	-0.107 (-1.22)	0.057 (0.37)	-0.416*** (-2.59)	-0.117 (-0.85)	0.093 (1.42)	0.479*** (5.02)	0.019 (0.35)	0.329*** (3.02)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	488	136	200	152	427	119	175	133
$R^2$	0.063	0.223	0.021	0.046	0.468	0.650	0.618	0.021
Hausman	126.99***	20.94***	66.12***	39.51***	277.72***	42.31***	23.22***	27.84***

注：同表 7。

## 五、结论与建议

本文以 2000~2018 年黄河流域涉及的山东、河南、山西、陕西、内蒙古、宁夏、甘肃、青海及四川 9 个省份的 70 个地级市（州、盟）为研究对象，采用探索性数据分析、标准差椭圆分析、Kernel 密度估计及 Markov 链等方法对黄河流域创新发展的空间分布及其演进特征进行分析，并进一步利用 Dagum 基尼系数及其分解方法对黄河流域及其上、中、下游创新发展的空间差异进行测度，分析其差异的具体来源与贡献，并采用变异系数及空间杜宾模型进行创新发展的收敛性检验。结果表明：

- (1) 创新发展水平自上游向下游逐步提升，且创新发展具有明显的方向性与地理集聚性，重心迁移轨迹在 2000~2006 年向东偏南方向移动，2006~2018 年向西南方向移动。
- (2) 创新发展具有显著的空间依赖性，但随着时间的推移，空间依赖性降低。(3) 创新发展在黄河流域中游和下游呈现明显的“极化→收敛→极化→收敛”的周期性过程，而在上游呈现“极化→收敛”的发展态势。
- (4) 邻域创新环境直接影响黄河流域城市创新发展的空间分布格局，创新发展存在一定的路径依赖，但整体来看，创新发展水平较低等级的城市，随着跨期的延长，其保持稳定的概率呈现边际递减式降低，跨期 3~5 年能够实现等级向上跳跃式跨越发展。
- (5) 创新发展的总体差异和中游以及下游内部差异均呈现向右上方倾斜的“M”形变化特征，中游内部创新发展差异是黄河流域整体创新发展差异的缩影；2009 年后，内部差异呈现“中游>上游>下游”的基本格局，其原因是西安创新发展呈现明显的“一城独大”特征。
- (6) 上中下游之间的差异是导致黄河流域创新发展差异的主要来源，且服从威廉姆逊的倒“U”形演进趋势，在这其中主要源自上下游和中上游的差异。
- (7) 仅上游具有  $\sigma$  收敛特征，黄河流域整体及上中下游均存在条件  $\beta$  收敛和绝对  $\beta$  收敛特征，收敛速度整体呈现“上游>中游>下游”的特征，在分阶段有差异，突出表现在中游地区。基于

此，提出如下建议：

第一，加大黄河流域上游城市的创新投入与扶持力度，不断缩小与中游和下游的创新发展差距。积极实施人才引进战略，激发城市创新活力；形成科教支出逐年递增机制，强化科技教育投资对创新发展的支撑作用。第二，培育中游地区新的创新增长极，避免该流域创新发展的“马太效应”加剧。国家在制定黄河流域中游地区创新发展战略过程中，需选择创新能力较强和创新发展潜力较大的城市如太原和洛阳，重点加强政策支持，以改善当前西安市创新发展“一城独大”的空间垄断格局。第三，持续优化下游创新发展环境，保持其高水平创新发展势头，进一步完善创新发展的市场导向机制，强化企业创新主体地位，形成产学研用深度融合的创新发展格局；充分发挥下游沿海城市的地理优势，融入“一带一路”倡议，深化对外开放，增强其在创新发展方面的龙头带动地位。第四，建立黄河流域创新发展联合会，加快上中下游城市间的互动、交流与合作，促进创新资源跨区域流动，不断缩小上中下游地区间的创新发展差距。第五，重视流域中心城市的创新扩散溢出效应，因地制宜推进流域城市创新多中心发展战略，由点及面带动周边城市协同创新发展。对于欠发达的上游地区，要防止陷入低水平协同创新发展的陷阱，尊重市场规律，需率先做强省会（首府）城市如西宁、兰州、银川和呼和浩特和非省会城市包头，使其成为流域创新增长极，在此基础上，通过空间溢出效应，形成高水平均衡的多中心协同创新网络，推动黄河流域创新高质量协调发展。

#### 参 考 文 献

- [1] Barro R. J. , Sala-i-Martin X. , 1992, *Convergence* [J], Journal of Political Economy, 100 (2), 223~251.
- [2] Dagum C. , 1997, *A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio* [J], Empirical Economics, 22 (4), 515~531.
- [3] Lefever, D. W. , 1926, *Measuring Geographic Concentration by Means of the Standard Deviational Ellipse* [J], American Journal of Sociology, 32 (1), 88~94.
- [4] 陈劲、陈钰芬、余芳珍：《FDI 对促进我国区域创新能力的影响》 [J]，《科研管理》2007 年第 1 期。
- [5] 程风雨：《粤港澳大湾区都市圈科技创新空间差异及收敛性研究》 [J]，《数量经济技术经济研究》2020 年第 12 期。
- [6] 段德忠、杜德斌、刘承良：《上海和北京城市创新空间结构的时空演化模式》 [J]，《地理学报》2015 年第 12 期。
- [7] 范柏乃、吴晓彤、李旭桦：《城市创新能力的空间分布及其影响因素研究》 [J]，《科学学研究》2020 年第 8 期。
- [8] 何舜辉、杜德斌、焦美琪、林宇：《中国地级以上城市创新能力的时空格局演变及影响因素分析》 [J]，《地理科学》2017 年第 7 期。
- [9] 姜磊、戈冬梅、季民河：《长三角区域创新差异和位序规模体系研究》 [J]，《经济地理》2011 年第 7 期。
- [10] 蒋天颖：《我国区域创新差异时空格局演化及其影响因素分析》 [J]，《经济地理》2013 年第 6 期。
- [11] 李国平、王春杨：《我国省域创新产出的空间特征和时空演化——基于探索性空间数据分析的实证》 [J]，《地理研究》2012 年第 1 期。
- [12] 李红雨、赵坚：《中国技术创新产出的空间分布——来自中国地级以上区域的证据》 [J]，《北京

理工大学学报（社会科学版）》2020年第1期。

- [13] 李敏纳、蔡舒、覃成林：《黄河流域经济空间分异态势分析》[J]，《经济地理》2011年第3期。
- [14] 刘传明、马青山：《黄河流域高质量发展的空间关联网络及驱动因素》[J]，《经济地理》2020年第10期。
- [15] 刘华军、杜广杰：《中国经济发展的地区差距与随机收敛检验——基于2000~2013年DMSP/OLS夜间灯光数据》[J]，《数量经济技术经济研究》2017年第10期。
- [16] 刘华军、赵浩、杨骞：《中国二氧化碳排放分布的极化研究》[J]，《财贸研究》2013年第3期。
- [17] 刘建华、王明照：《黄河下游城市群创新能力的空间演变及其影响因素》[J]，《郑州大学学报（哲学社会科学版）》2020年第2期。
- [18] 罗巍、杨玄酯、杨永芳：《面向高质量发展的黄河流域科技创新空间极化效应演化研究》[J]，《科技进步与对策》2020年第18期。
- [19] 吕拉昌、李勇：《基于城市创新职能的中国创新城市空间体系》[J]，《地理学报》2010年第2期。
- [20] 吕拉昌、梁政骥、黄茹：《中国主要城市间的创新联系研究》[J]，《地理科学》2015年第1期。
- [21] 马海涛、徐煊钫：《黄河流域城市群高质量发展评估与空间格局分异》[J]，《经济地理》2020年第4期。
- [22] 马静、邓宏兵、张红：《空间知识溢出视角下中国城市创新产出空间格局》[J]，《经济地理》2018年第9期。
- [23] 马茹、王宏伟：《中国城市群创新非均衡性》[J]，《技术经济》2017年第3期。
- [24] 王承云、孙飞翔：《长三角城市创新空间的集聚与溢出效应》[J]，《地理研究》2017年第6期。
- [25] 王春杨、张超：《地理集聚与空间依赖——中国区域创新的时空演进模式》[J]，《科学学研究》2013年第5期。
- [26] 王春杨、张超：《中国地级区域创新产出的时空模式研究——基于ESDA的实证》[J]，《地理科学》2014年第12期。
- [27] 王纪武、孙滢、林倪冰：《城市创新活动分布格局的时空演化特征及对策——以杭州市为例》[J]，《城市发展研究》2020年第1期。
- [28] 王庆喜、张朱益：《我国省域创新活动的空间分布及其演化分析》[J]，《经济地理》2013年第10期。
- [29] 魏守华、禚金吉、何嫄：《区域创新能力的空间分布与变化趋势》[J]，《科研管理》2011年第4期。
- [30] 武晓静、杜德斌、肖刚、管明明：《长江经济带城市创新能力差异的时空格局演变》[J]，《长江流域资源与环境》2017年第4期。
- [31] 肖刚、杜德斌、戴其文：《中国区域创新差异的时空格局演变》[J]，《科研管理》2016年第5期。
- [32] 肖刚、杜德斌、李恒、戴其文：《长江中游城市群城市创新差异的时空格局演变》[J]，《长江流域资源与环境》2016年第2期。
- [33] 杨明海、张红霞、孙亚男：《七大城市群创新能力的区域差距及其分布动态演进》[J]，《数量经济技术经济研究》2017年第3期。
- [34] 叶静怡、刘雯：《中国创新活动空间分布及创新增长收敛性分析》[J]，《郑州大学学报（哲学社会科学版）》2018年第1期。
- [35] 原毅军、郭然：《生产性服务业集聚、制造业集聚与技术创新——基于省级面板数据的实证研究》[J]，《经济学家》2018年第5期。
- [36] 张成、陆旸、郭路、于同申：《环境规制强度和生产技术进步》[J]，《经济研究》2011年第2期。
- [37] 张可云、张颖：《不同空间尺度下黄河流域区域经济差异的演变》[J]，《经济地理》2020年第7期。
- [38] 张玉明、李凯：《中国创新产出的空间分布及空间相关性研究——基于1996~2005年省际专利统计数据的空间计量分析》[J]，《中国软科学》2007年第11期。

# Distribution Dynamics, Spatial Difference and Convergence of Innovative Development in the Yellow River Basin

Zhong Shunchang Shao Jiahui

(Institute of Resource-based Economic Transformation Development,  
Shanxi University of Finance and Economics)

**Research Objectives:** This paper reveals the distribution dynamics, spatial differences and convergence of innovative development in the Yellow River Basin since 2000. **Research Methods:** Such as exploratory data analysis, standard deviation ellipse analysis, kernel density estimation and Markov chain method are used to reveal the spatial distribution and evolution characteristics; Dagum Gini coefficient is used to analyze the spatial differences and sources of innovative development; The coefficient of variation and spatial Durbin model are used to test the convergence of innovative development. **Research Findings:** The shift of gravity center presents a process from east to South and then to southwest, the neighborhood innovation environment directly affects the spatial distribution pattern of urban innovative development in the Yellow River Basin, and there is a certain path dependence on innovative development, but the whole, Cities with a lower level of innovative development can achieve a leap-forward development in three to five years, and the spatial dependence decreases with the passage of time. In the middle and lower reaches, innovative development presents a periodic characteristic of “polarization→convergence”, while in the upper reaches, innovative development presents an evolutionary trend of “polarization→convergence”. The overall difference of innovative development in the Yellow River Basin as well as its internal difference in the middle and lower reaches showed an “M” pattern of upward sloping right, and the internal difference showed a pattern of “middle reaches>upper reaches>lower reaches” after 2009. The internal innovative development difference in the middle reaches is the epitome of the overall innovative development difference. The difference between the upper, middle and lower reaches of innovative development is the main source of the overall difference, and presents an inverted u-shaped change. Only the upper reaches of the basin have the characteristics of  $\sigma$  convergence, while conditional  $\beta$  and absolute  $\beta$  converge in the whole basin and the upper, middle and lower reaches of the basin. The convergence rate shows the characteristics of “upper reaches>middle reaches>lower reaches”, which is different in stages. **Research Innovations:** To reveal the temporal and spatial distribution characteristics of innovative development in the Yellow River Basin, to study the sources and contributions of innovative development differences, and to test its convergence characteristics. **Research Value:** It is of great significance to reduce the difference of innovative development and realize collaborative innovation and high-quality development in the Yellow River Basin.

**Key Words:** Yellow River Basin; Innovative Development; Distribution Dynamics; Spatial Difference; Convergence Analysis

**JEL Classification:** R11

(责任编辑：王喜峰)