

创新要素流动与黄河流域高质量发展

——基于地级市面板数据的空间计量研究

海本禄,常鹏宇,张秀峰

(河南师范大学 商学院,河南 新乡 453007)

摘要:使用熵权 TOPSIS 法,从创新、协调、绿色、开放和共享 5 个维度构建了黄河流域高质量发展评价指标体系,运用空间杜宾模型,深入探索了创新要素流动影响城市高质量发展的内在机理.实证研究的结果表明,黄河流域高质量发展总体水平呈上升趋势,且存在正向的空间溢出效应.创新要素流动对城市高质量发展水平具有显著的正向影响,且技术创新效应与产业结构升级效应是其主要途径.进一步研究显示,创新要素流动对城市高质量发展的影响具有显著的异质性.

关键词:创新要素;黄河流域;高质量发展;溢出效应

中图分类号:F127

文献标志码:A

黄河流域在我国经济社会发展和生态安全方面具有十分重要的战略地位.新中国成立以来,在党中央的坚强领导下,黄河沿岸建设者在水沙治理、生态环境保护、城市群建设等方面取得了巨大成就,却也依然面临着生态环境脆弱、水资源利用粗放以及发展不均衡等诸多问题.2019年9月,习近平总书记在对黄河流域进行考察后,提出了黄河流域生态保护和高质量发展的国家战略.在此背景下,积极探索黄河流域高质量的发展模式,推动黄河流域沿岸城市在经济数量上实现追赶,经济质量上得到提升,已成为亟待解决的重大现实问题.

围绕黄河流域高质量发展问题,现有研究从生态保护^[1]、时空格局^[2]、协同创新^[3]、环境规制^[4-5]等方面进行了考察.创新是区域发展的重要基石和有力支撑.推动黄河流域的高质量发展,必须积极配置创新要素,引导创新要素和传统要素形成新组合,为经济持续发展提供源源不断的内生动力.创新要素作为创新资源的重要载体,携带了大量的创新知识与创新技术.然而,关于创新要素流动对区域高质量发展的影响作用,现有研究还存在较大争议.一方面,创新要素流动的“溢出效应”协调优化了创新资源的空间配置,充分调动各方的创新积极性,加强区域间协同创新合作机制的形成,在加快攻克制约产业链发展的关键技术,加速技术成果转化,促进产业结构优化升级等方面发挥着重要作用^[6].另一方面,长期大规模的创新要素流动也会冲击人们的就业保障感与获得稳定收益的安全感,进而削弱二者对于经济增长正向的贡献^[7].创新要素流动对黄河流域高质量发展影响如何?这是本研究关注的核心问题.

本研究运用空间计量的方法,对黄河流域 60 个地级市高质量发展水平进行了测度,通过实证研究探讨了不同创新要素流动影响黄河流域高质量发展水平的相关关系,基于技术创新效应、产业结构升级效应两个方面构建创新要素流动与高质量发展的理论机制分析框架.实证研究的结果表明,黄河流域高质量发展总体水平呈上升趋势,且存在正向的空间溢出效应.创新要素流动对城市高质量发展水平具有显著的正向影响.进一步的研究结果显示,创新要素流动对高质量发展水平的影响作用受到区域分布和城市规模的影响.本研究的相关结论为促进黄河流域创新要素有序自由流动,加快培育黄河流域高质量发展新优势,提供了重要的

收稿日期:2021-09-28;**修回日期:**2021-11-13.

基金项目:国家社科基金重大项目(21ZDA066);河南省高校哲学社会科学创新团队(2022-CXTD-03);河南省重大科技专项(201300311700).

作者简介(通信作者):海本禄(1982—),男,河南封丘人,河南师范大学教授,博士,研究方向为科技政策与创新管理,E-mail:gh81721@163.com.

理论启示和决策依据,具有重要的理论意义和实践价值。

1 理论分析与研究假设

1.1 创新要素流动与高质量发展

已有研究从创新要素的流动性模型^[8-9]、区域发展水平差异^[10]等多个角度探索了创新要素的流动规律。由于人才、资本等生产要素的稀缺性以及不同城市间的政策差异,创新要素会自发流向边际收益更高的地区,这种在市场信号指导下的自由流动可以使资源达到最优配置。发展水平高的城市通过创新要素流动将新知识、新技术所形成的新发展模式传递到周边地区。一方面,对于流入地而言,新流入的创新要素往往包含有较高的创新水平和管理技术,有利于提高创新要素的边际生产率,同时,新流入的创新资本与创新人员相结合,通过学习效应提升创新能力和创新水平,白俊红等^[11]发现,创新要素流动通过知识的空间溢出效应对区域创新绩效具有促进作用。另一方面,对于创新要素的流出地来说,创新要素流出后,剩余创新要素的边际生产率得到提高^[12],同时其他要素会向边际生产率提高的部门转移,有利于更好发挥创新资本和创新人员的发展潜力。总体而言,创新要素的流动使得流入地和流出地创新要素的边际生产率均得到提高,从而提升区域技术创新效率,推动区域整体高质量发展水平的提升。因此,本文提出假设1:创新要素流动对区域高质量发展具有显著的促进作用。

1.2 技术创新的中介作用

作为新知识、新技术的重要载体,创新要素的跨区域流动可以产生积极的扩散效应,通过将分散的创新知识和比较优势系统化,推动区域间相互融合与协同发展。一方面,创新要素跨区域流动带来的知识溢出效应促进了创新知识的扩散,加速了新知识特别是隐性知识的产生与传播^[13],催生了新产品产生以及新技术、新工艺的广泛使用,提升区域的创新能力与创新水平^[14]。另一方面,创新要素流动能够推进区域间的协同创新,加快区域间创新合作网络的形成,进而通过知识链、产业链和价值链的分工与合作加速创新科技成果向现实生产力的转化,促进生产效率的提升^[15]。此外,创新要素流动通过区域间协同创新、产学研协同创新等机制,建立了基于要素禀赋配置的战略合作,进而有效避免区域竞争的负面效应和资源空间错配引发的效率损失^[16],从而实现区域之间的互利互惠和合作共赢。创新驱动是高质量发展的战略基点,创新要素的跨区域流动过程也是重塑经济地理实现高质量一体化发展的过程。创新要素的流动加快了区域间创新合作网络的形成,提升了区域整体的创新能力与创新水平。创新要素流动产生的技术创新效应有效推动了高质量发展的加速落实。因此,本文提出假设2:创新要素流动通过技术创新效应推动黄河流域高质量发展。

1.3 产业结构升级的中介作用

创新要素流动通过驱动产业结构升级促进经济高质量发展。一是创新要素流动有助于新兴产业的形成与发展^[17]。创新资本和创新人员的跨区域流动有助于实现创新要素新的组合,推动突破性创新甚至颠覆性创新的实现并转化为现实的生产力,通过产业融合和集聚推动技术密集型产业发展^[18],实现地区高质量发展水平的提升;二是创新要素的跨区域流动有助于传统产业的转型升级^[19-20]。创新要素跨区域流动有助于企业在技术模仿与自主创新过程中提升技术吸收能力,降低技术研发成本,提高技术创新收益,促使传统产业由低生产率向高生产率环节转变,缓解结构红利衰减导致的要素配置效率下降,满足以高附加值产业为主导的后工业化阶段发展需求,实现传统产业的转型升级。创新要素流动所带来的新知识,新技术有效推动了新兴产业的涌现与发展,带动了传统产业的转型升级。产业结构升级通过优化要素资源配置,促进生产要素向高附加值部门流动,实现劳动、资本等生产要素在各部门之间均衡分配,提高社会整体资源配置效率^[21],从而推动区域经济的健康发展。因此,本文提出假设3:创新要素流动通过产业结构升级效应推动区域高质量发展。

2 研究设计

2.1 模型设定

区域创新要素流动与高质量发展水平存在较强的空间依赖性。对于黄河流域城市而言,邻近城市的创新

要素流动与高质量发展水平的提高,具有显著的示范效应和溢出效应.因此,本文建立如下空间计量模型:

$$h_{it} = \theta_0 + \rho \mathbf{W}_{ij} h_{it} + \theta_1 f_{1it} + \varphi_1 \mathbf{W}_{ij} f_{1it} + \sum_{n=1}^4 \theta_n \ln c_{it} + \sum_{\varphi=1}^4 \varphi_n \mathbf{W}_{ij} \ln c_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

$$h_{it} = \theta_0 + \rho \mathbf{W}_{ij} h_{it} + \theta_1 f_{2it} + \varphi_1 \mathbf{W}_{ij} f_{2it} + \sum_{n=1}^4 \theta_n \ln c_{it} + \sum_{\varphi=1}^4 \varphi_n \mathbf{W}_{ij} \ln c_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

方程(1)、(2)分别检验了创新人员流动(f_{1it})与创新资本流动(f_{2it})对城市高质量发展的影响, h_{it} 表示*i*城市*t*年的高质量发展水平; \mathbf{W} 为空间权重矩阵, ρ 为空间自回归系数; $\ln c_{it}$ 为控制变量.根据理论机制分析,本文认为技术创新(p_{it})与结构升级(s_{it})在创新要素流动与高质量发展水平中具有中介作用,分别构建如下方程:

$$h_{it} = \theta_0 + \rho \mathbf{W}_{ij} h_{it} + \theta_1 f_{1it} + \varphi_1 \mathbf{W}_{ij} f_{1it} + \theta_2 p_{it} + \varphi_2 \mathbf{W}_{ij} p_{it} + \sum_{n=1}^4 \theta_n \ln c_{it} + \sum_{n=1}^4 \varphi_n \mathbf{W}_{ij} \ln c_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

$$h_{it} = \theta_0 + \rho \mathbf{W}_{ij} h_{it} + \theta_1 f_{1it} + \varphi_1 \mathbf{W}_{ij} f_{1it} + \theta_2 s_{it} + \varphi_2 \mathbf{W}_{ij} s_{it} + \sum_{n=1}^4 \theta_n \ln c_{it} + \sum_{n=1}^4 \varphi_n \mathbf{W}_{ij} \ln c_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

$$h_{it} = \theta_0 + \rho \mathbf{W}_{ij} h_{it} + \theta_1 f_{2it} + \varphi_1 \mathbf{W}_{ij} f_{2it} + \theta_2 p_{it} + \varphi_2 \mathbf{W}_{ij} p_{it} + \sum_{n=1}^4 \theta_n \ln c_{it} + \sum_{n=1}^4 \varphi_n \mathbf{W}_{ij} \ln c_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

$$h_{it} = \theta_0 + \rho \mathbf{W}_{ij} h_{it} + \theta_1 f_{2it} + \varphi_1 \mathbf{W}_{ij} f_{2it} + \theta_2 s_{it} + \varphi_2 \mathbf{W}_{ij} s_{it} + \sum_{n=1}^4 \theta_n \ln c_{it} + \sum_{n=1}^4 \varphi_n \mathbf{W}_{ij} \ln c_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (6)$$

2.2 变量选取及数据说明

2.2.1 被解释变量

高质量发展(h).为消除人为主观因素的影响,本文借鉴魏敏等^[22]与金碚^[23]的做法,采用熵权 TOPSIS法从创新、协调、绿色、开放、共享5个维度和21个基础指标中构建高质量发展指标体系,如表1所示.其中创新维度的3个基础指标来自北京大学开放研究数据平台张晓波教授的中国区域创新创业指数.具体评价步骤如下.

(1)设原始数据有*i*个评价对象*j*个测度指标,在本文中*i*等于60,即黄河流域内60个样本城市;*j*等于21,即测算高质量发展水平时使用的21个基础指标. x_{ij} 表示第*i*个城市第*j*个测度指标的数值, \mathbf{X}_j ($j=1, 2, \dots, n$)表示*j*指标全部城市的列向量,可得原始矩阵如下:

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1j} \\ x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2j} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ x_{i1} & x_{i2} & \cdots & x_{ij} \end{bmatrix} = (\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2, \dots, \mathbf{X}_j).$$

采用极差标准化对原始指标 x_{ij} 进行无量纲化处理得到 y_{ij} ,以消除不同量纲和数量级差异对结果的影响,公式如下:

$$Y_{ij} = \begin{cases} \frac{x_{ij} - \min(x_{ij})}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})}, & x_{ij} \text{ 为正向指标,} \\ \frac{\max(x_{ij}) - x_{ij}}{\max(x_{ij}) - \min(x_{ij})}, & x_{ij} \text{ 为负向指标.} \end{cases}$$

(2)测算 y_{ij} 的信息熵 E_j 以及 y_{ij} 各指标的权重矩阵 \mathbf{W}_j ,公式如下:

$$E_j = \ln \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{y_{ij}}{\sum_{i=1}^n y_{ij}} \right) \ln \left(\frac{y_{ij}}{\sum_{i=1}^n y_{ij}} \right) \right], \mathbf{W}_j = (1 - E_j) / \sum_{j=1}^m (1 - E_j).$$

(3)确定最优方案(Q_j^+)、最劣方案(Q_j^-),并计算各方案与最优、最劣方案的欧氏距离 d_i^+ 和 d_i^- ,公式如下:

$$\begin{cases} Q_j^+ = (\max r_{i1}, \max r_{i2}, \dots, \max r_{in}), \\ Q_j^- = (\min r_{i1}, \min r_{i2}, \dots, \min r_{in}), \end{cases}$$

$$d_i^+ = \sqrt{\sum_{j=1}^n (Q_j^+ - r_{ij})^2}, d_i^- = \sqrt{\sum_{j=1}^n (Q_j^- - r_{ij})^2}, r_{ij} = \mathbf{W}_j \times y_{ij}.$$

(4)计算各测度方案与理想方案的接近度 C_i ($0 < C_i < 1$) 其中 C_i 越接近于 1 表示越理想,反之亦然,公式如下:

$$C_i = \frac{d_i^-}{d_i^+ + d_i^-}$$

表 1 黄河流域城市高质量发展指标体系

Tab. 1 The high-quality development index system of cities in the Yellow River Basin

维度	基础指标	正向 指标	负向 指标	权重 系数	维度	基础指标	正向 指标	负向 指标	权重 系数
创新	创新创业总维度总量指数得分	✓		5.01%	开放	建成区绿化覆盖率		✓	0.84%
	创新创业总维度人均得分	✓		4.16%		社会商品零售总额/GDP		✓	1.04%
	创新创业总维度单位面积得分	✓		6.47%		进出口总额/GDP	✓		16.48%
协调	各市实际 GDP/各省实际 GDP	✓		10.79%	共享	教育经费占财政支出比重	✓		1.21%
	第三产业产值/GDP	✓		6.83%		公路里程	✓		3.58%
	城镇居民人均收入/农村居民人均收入		✓	1.40%		人均拥有图书馆藏书量	✓		7.78%
绿色	工业废水排放量		✓	0.85%		人均医院床位数	✓		2.86%
	工业二氧化硫排放量		✓	0.69%	全市城镇职工基本养老保险参保人数	✓		13.87%	
	工业烟(粉)尘排放量		✓	0.49%	全市城镇职工基本医疗保险参保人数	✓		11.16%	
	污水处理厂集中处理率	✓		0.47%	城镇年底登记失业率		✓	3.28%	
	生活垃圾无害化处理率	✓		0.75%					

2.2.2 解释变量

创新要素流动.本文借鉴白俊红等^[11]的研究方法,采用引力模型对黄河流域城市间创新要素的流动量进行测度,其表达式如下:

$$F_{ij} = E \times N_i^\alpha \times N_j^\alpha \times R_{ij}^{-b}$$

其中 F_{ij} 为 i 单元到 j 单元的要素流动量; E 为 i 与 j 单元间的引力系数,一般取 1; N_i 与 N_j 分别是不同经济变量的测度; α 为引力系数,一般取 1; R_{ij} 为 i 与 j 单元间的地理距离; b 为距离衰减指数,一般取 2.

参照上述表达式,本文分别构建了创新人员流动(f_1)与创新资本流动(f_2)两个变量.受到地级市层面数据的限制,在王钺等^[24]对创新要素流动进行测度的基础上,本文采用科研技术服务人员对研发人员进行替换,采用财政支出中科学事业经费支出对研发活动全时当量进行替换^[25].本市对其他城市创新人员、创新资本的吸引力模型分别如下:

$$f_{1ij} = \ln p_i \times \ln \omega_j \times R_{ij}^{-2}, f_{2ij} = \ln c_i \times \ln r_j \times R_{ij}^{-2}$$

f_{1ij} 为 i 市到 j 市的创新人员流动量; p_i 为 i 市科研技术服务人员数量; ω_j 为 j 市人均工资; f_{2ij} 为 i 市到 j 市的创新资本流动量; c_i 为 i 市财政支出中科学事业经费支出比例; r_j 为 j 市规模以上企业利润水平; R_{ij} 为 i, j 两市间的距离, n 等于黄河流域内 60 个样本城市. i 市创新人员与创新资本流入到其他城市的总流动量 f_{1i} 与 f_{2i} 分别如下:

$$f_{1i} = \sqrt{\sum_{j=1}^n f_{1ij}}, f_{2i} = \sqrt{\sum_{j=1}^n f_{2ij}}$$

2.2.3 中介变量

本文的中介变量包括:技术创新(p)和结构升级(s).其中技术创新(p)采用技术专利申请量的自然对数测度^[26-27];结构升级(s)选择第三产业产值占第二产业产值比重测度^[28].

2.2.4 控制变量

参照已有研究^[29],本文设定如下控制变量:工业化程度(i):采用第二产业产值占 GDP 比重测度;信息化水平(c):采用邮电业务总量测度;政府规模(g)采用政府财政支出占 GDP 的比重测度;城镇化率(u).以上样本跨度为 2010—2019 年,数据来源于《中国城市统计年鉴》或各市地区发展公报.表 2 汇总了本文所使

用变量的描述性统计结果。

表 2 描述性统计

Tab. 2 Summary of descriptive statistics

variable	N	mean	sd	min	max	variable	N	mean	sd	min	max
<i>h</i>	600	0.199	0.0840	0.0810	0.499	<i>i</i>	600	49.06	11.75	13.57	73.71
<i>f</i> ₁	600	1.384	0.072	1.132	1.604	<i>c</i>	600	3.309	0.927	0.850	7.294
<i>f</i> ₂	600	2.238	0.065	2.092	2.463	<i>g</i>	600	0.252	0.169	0.0600	97.76
<i>p</i>	600	6.612	1.502	2.485	10.55	<i>u</i>	600	53.23	15.36	19.70	95.20
<i>s</i>	600	0.964	0.573	0.256	5.248						

3 探索性空间数据分析

为了测度黄河流域城市创新要素流动性与高质量发展水平在地理空间上的集聚程度,本文采用探索性空间数据分析方法(ESDA),运用空间自相关 Moran 指数探索创新要素流动与高质量发展在空间上是否存在集聚现象,样本涵盖了黄河流域内 9 省,共计 60 个城市 2010—2019 年的数据,相关原始数据主要来源于各期《中国城市统计年鉴》。

本文采用 ESDA 中的全局和局部空间相关性指数进行检验,其中全局空间自相关性通过 Moran's I 和 Geary's C 指数进行检验,其表达式如下:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{j=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, C = \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - x_j)^2}{2 \left(\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \right) \left[\sum_{i=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})^2 \right]}$$

其中: $n=60$,表示黄河流域内 60 各地级市; x_i 表示第 i 个单元的创新要素流动; \bar{x} 表示 60 个地级市创新要素流动的均值; w_{ij} 表示空间权重,采用 Z 统计量进行检验公式如下:

$$Z(I_t) = \frac{I_t - \bar{I}_t}{\sqrt{\text{Var}(I_t)}}; Z(C_t) = \frac{C_t - \bar{C}_t}{\sqrt{\text{Var}(C_t)}}$$

运用 ArcGIS 空间统计模块计算黄河流域 2010—2019 年创新要素流动及高质量发展水平的全局空间自相关指数,其时间序列如表 3 所示。

表 3 2010—2019 年黄河流域高质量发展的 Moran 指数表

Tab. 3 2010—2019 Moran Index of the Yellow River Basins high-quality development

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Moran's I	0.081***	0.08***	0.072***	0.07***	0.058***	0.046***	0.043***	0.049***	0.061***	0.081***
Z 值	5.227	5.202	4.738	4.673	3.981	3.364	3.184	3.540	4.173	5.227
Geary's C	0.849***	0.853***	0.869***	0.875***	0.890***	0.907***	0.915***	0.909***	0.899***	0.881***
Z 值	-5.032	-4.942	-4.537	-4.312	-3.859	-3.236	-3.021	-3.103	-3.460	-4.183

注:***,**和*分别表示回归结果在 1%,5%和 10%置信水平下通过显著性检验。

可以看出,基于全局 Moran's I 指数和 Geary's C 指数分析 2010—2019 年黄河流域高质量发展水平的空间相关性,均在 1%的显著水平下通过检验,取值在 0~1 之间,这表明黄河流域高质量发展水平存在显著的空间正相关关系,即相邻区域的高质量发展水平越接近,并呈现出“U”型趋势,表现为高质量发展的空间正相关性由 2010 年的 0.081 下降至 2016 年并达到最低值 0.043 空间聚集性减弱,城市间高质量发展水平差距缩小,继而呈现回升态势,区域间差距被进一步拉开。

考虑到全局空间相关性检验,容易忽略局部地区非典型性特征本文借鉴文献[30]的做法,通过局部空间关联指数揭示不同空间位置上的高值簇与低值簇的空间分布规律,采用 Local Moran's I 统计量来反映测度单元相邻区域空间要素的空间关联性与异质性,其计算公式为:

$$I_i = \frac{n^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}} \times \frac{(x_j - \bar{x}) \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{j=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = z_i \sum_{j=1}^n \omega_{ij} z_j,$$

其中: I_i 为 i 城市局部 Moran 指数,表示 i 城市与邻近城市的关联程度; z_i, z_j 分别表示研究城市 i, j 的属性值; ω_{ij} 同上为空间权重矩阵。借鉴文献[31]使用的时空跃迁测度法,将高质量发展水平的动态跃迁类型归纳为以下 4 种,如表 4 所示:第 1 种类型是相关空间邻近城市的跃迁,具体表现为由 HH 象限与 HL 象限以及 LH 象限与 LL 象限之间的相互迁移,发生此种变迁的代表性城市分别为乌兰察布市、长治市、晋中市、忻州市、洛阳市、开封市、安阳市,普遍分布于黄河中上游地区。第 2 种类型是某城市及其邻近城市均跃迁到其他不同类型的城市,具体表现为由 HH 象限与 LL 以及 LH 象限与 HL 象限之间的相互迁移,样本城市在观测年份均未出现此类迁移。第 3 种类型是某城市相对位移的跃迁,具体表现为由 HH 象限与 LH 象限以及 HL 象限与 LL 象限之间的相互迁移,发生此类变迁的代表城市有焦作市、鄂尔多斯市、石嘴山市、武威市、巴彦淖尔市、呼和浩特市。第 4 种类型是城市及其邻居保持相同水平,即在整个考察期内保持不变。在 2010—2019 年期间,属于第三类变迁的城市有 47 个,占总体的 78.3%,说明我国城市高质量发展存在高度的空间稳定性。

表 4 高质量发展水平 Moran 散点的空间跃迁

Tab. 4 Spatial transition of Moran scatter points of high-quality development level

类型	变迁路径	代表城市	类型	变迁路径	代表城市
相关空间邻近城市的迁移	LH→LL	乌兰察布市、长治市、晋中市、忻州市	相对位移的城市迁移	HH→LH	焦作市
	HL→HH	洛阳市		HL→LL	鄂尔多斯市、石嘴山市
	LL→LH	开封市、安阳市		LL→HL	武威市、巴彦淖尔市、呼和浩特市
某城市及其邻近城市跃迁		无	城市极其邻近城市保持相同水平		其余 47 个城市

4 实证结果与分析

4.1 回归结果

为了检验创新要素流动与高质量发展水平之间的空间关系,本文分别采用空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)、空间杜宾模型(SDM)进行分析。参考文献[32]在选择模型前本文首先进行了 LM 检验、Wald 检验、LR 检验与 Hausman 检验,如表 5 所示。通过空间依赖性存在形式检验发现,LM error 的值为 144.962 且在 1%的水平下显著,LM lag 的值为 8.211 且在 1%的水平下显著,因此选择 SDM 模型。Wald 检验、LR 检验结果均在 1%的显著水平上拒绝了 SDM 模型可以退化为 SAR 或 SEM 模型的原假设。此外, Hausman 检验的结果支持本文选择时间与地区的双固定空间杜宾模型。

表 5 模型检验结果

Tab. 5 Model test results

检验指标	检验方法	统计值	p 值	检验指标	检验方法	统计值	p 值
LM 检验	Robust LM no test Spatial error:	144.962	0.000	LR 检验	SAR nested in SDM	23.18	0.000 0
	Robust LM no test Spatial lag:	8.211	0.004		SEM nested in SDM	21.38	0.000 0
Wald 检验	Test for SAR	23.71	0.000 0	Hausman 检验	Hausman test	330.70	0.000 0
	Test for SEM	21.93	0.000 0				

为进一步比较和检验各变量,参数估计的稳健性,表 6 同时汇总了 SAR 模型、SEM 模型、SDM 模型的回归结果,其中模型(1,3,5)用于检验方程(1),模型(2,4,6)用于检验方程(2)。从回归结果来看,在 6 个模型中黄河流域创新人员流动和创新资本流动均对城市高质量发展水平的提升具有促进作用。其中 SDM 模型中创新人员流动、创新资本流动对于高质量发展水平的回归系数均在 1%的水平下显著促进了地区高质量发展水平的提升。此外,高质量发展的空间滞后项系数在 1%的水平显著为正,表明高质量发展存在空间溢出效

应.就控制变量而言,信息化程度与城镇化率在 1%的水平下显著为正,较高的信息化程度和城镇化率往往意味着更加完善的基础设施,从而为区域高质量发展提供更加优越的生产和生活保障,对高质量发展水平具有明显的促进作用.工业化程度在 1%的水平下显著为负,意味着第二产业比例过高对高质量发展水平具有一定的反作用,原因可能在于,黄河流域长期以来的能源消耗严重威胁着黄河流域城市的生态环境同时制约了城市高质量发展水平的提升.

表 6 全样本回归结果
Tab. 6 Regression results

	SAR		SEM		SDM	
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
f_1	0.494*** (12.34)		0.404*** (10.88)		0.492*** (12.12)	
f_2		0.673*** (16.27)		0.671*** (15.92)		0.629*** (16.15)
i	-0.001*** (-3.12)	-0.001*** (-5.95)	-0.001*** (-4.81)	-0.001*** (-6.14)	-0.001*** (-3.04)	-0.001*** (-6.27)
c	0.027*** (9.17)	0.024*** (9.03)	0.028*** (10.27)	0.025*** (9.11)	0.024*** (7.97)	0.019*** (7.53)
g	0.003 9 (0.21)	0.023 (1.27)	0.008 (0.42)	0.007 (0.41)	0.026 (1.27)	0.007 (0.40)
u	0.002*** (10.84)	0.002*** (12.41)	0.002*** (12.68)	0.001*** (12.01)	0.002*** (11.62)	0.002*** (13.21)
$w \times f_1$					1.365*** (3.93)	
$w \times f_2$						3.100*** (8.50)
$w \times i$					0.005*** (2.68)	0.009*** (5.62)
$w \times c$					-0.097*** (-3.70)	-0.175*** (-7.85)
$w \times g$					-0.336*** (-2.76)	0.124 (1.09)
$w \times u$					-0.006*** (-5.45)	-0.006*** (-7.19)
ρ/λ	2.752*** (27.56)	0.470*** (3.20)	0.757*** (11.73)	0.312*** (2.97)	0.705*** (8.27)	0.824*** (7.35)
σ^2	0.002*** (17.15)	0.002*** (17.30)	0.002*** (17.28)	0.002*** (17.23)	0.002*** (17.12)	0.001*** (17.30)
个体效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
时间效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
样本量	600	600	600	600	600	600
组内拟合优度	0.221	0.240	0.199	0.235	0.134	0.126
组间拟合优度	0.785	0.831	0.754	0.831	0.810	0.878
总体拟合优度	0.280	0.647	0.646	0.722	0.212	0.503

注:括号中是 t 值,***、**和* 分别表示回归结果在 1%、5%和 10%置信水平下通过显著性检验.

由于 SDM 模型中的回归系数并不直接反映真实的偏回归值,本文将 SDM 模型进一步分解为直接效应、间接效应和总效应.其中,直接效应是创新要素流动对本地区高质量发展水平的影响,间接效应为创新要素流动对邻近地区高质量发展水平的影响,总效应是创新要素流动对高质量发展水平的总体影响.实证结果如表 7 所示,可以看出,无论是直接效应、间接效应还是总效应,创新人员与创新资本的流动对于高质量发展

水平均具有显著的促进作用.实证研究的结果显示,对于黄河流域各城市而言,城市间创新人员与创新资本的交流及合作,对于黄河流域高质量发展水平具有重要的推动作用.

表 7 SDM 模型的直接效应、间接效应、总效应

Tab. 7 Direct effects, indirect effects and total effects of the SDM model

	直接效应		间接效应		总效应	
f_1	0.592*** (9.56)		6.607** (2.18)		7.199** (2.34)	
f_2		0.612*** (16.57)		2.435*** (5.27)		3.047*** (6.67)
i	-0.001* (-1.75)	-0.001*** (-7.45)	0.017 6 (1.65)	0.008*** (3.90)	0.017 (1.59)	0.007*** (3.26)
c	0.019*** (5.24)	0.020*** (8.61)	-0.316** (-2.24)	-0.151*** (-5.32)	-0.297** (-2.07)	-0.131*** (-4.56)
g	0.007 6 (0.36)	0.007 (0.39)	-1.231** (-2.09)	0.095 (0.92)	-1.223** (-2.06)	0.102 (1.03)
u	0.001 7*** (8.28)	0.002*** (12.20)	-0.017*** (-2.63)	-0.006*** (-5.32)	-0.015** (-2.33)	-0.004*** (-3.67)

注:括号中是 t 值,***, ** 和 * 分别表示回归结果在 1%, 5% 和 10% 置信水平下通过显著性检验.

4.2 异质性分析

4.2.1 区域异质性分析

本文依据水利部黄河水利委员会对黄河流域上、中、下游的界定将 60 样本城市进行区分,进一步考察不同区域创新要素流动对高质量发展的影响,回归结果如表 8 所示.

由模型(7)、(8)的回归结果可以看出,对于黄河上游地区而言,创新人员流动对于黄河上游地区高质量发展水平提升的促进作用在 1% 的水平下显著,而创新资本流动对高质量发展水平的促进作用不显著.原因可能在于下游地区包含了较多的经济发达城市,较为优越的创新环境和完善的资本市场体系对创新资本具有较大的吸引力.与之相反,上游地区处于我国西部,经济基础较为薄弱,创新环境和资本市场体系建设还有待完善,难以为创新资本流动提供保障,从而削弱了创新资本流动对区域高质量发展水平的影响.模型(9)、(10)报告的结果可知,对于黄河中游地区而言,创新人员流动与创新资本流动对高质量发展水平的正向促进作用均在 1% 的水平下显著.模型(11)、(12)得出黄河下游地区的回归结果与上文全样本回归结果一致,即创新人员流动与创新资本流动对区域高质量发展水平的提升具有促进作用.

4.2.2 城市规模异质性分析

城市作为人口和产业高度聚集的空间载体,各城市间人才政策、资源禀赋、基础设施完善水平存在较大差异,使得不同城市规模下创新要素流动对高质量发展水平的影响可能存在区域差异性.本文根据 2019 年国务院印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》中对城市规模等级的划分,选用城区常住人口作为替代指标.城区常住人口大于 100 万的城市为大城市,小于 50 万的为小城市,介于二者之间的为中等城市.从而将黄河流域 60 个样本城市进行分组.

由表 8 模型(13)~(16)的回归结果可以看出,创新资本流动对中、小型城市高质量发展水平的促进作用在 1% 的水平上显著.而创新人员流动对于中、小型城市的回归结果并不显著.可能原因在于,首先,现阶段我国各区域间就业信息共享还比较滞后,使得创新人员难以及时掌握和自有技能相关的信息,从而使其在区域间的流动存在盲目和滞后性;其次,地方政府官员在“晋升锦标赛”的压力下,通过为本区域创新人员提供优厚待遇,使本区域创新人员的流动具有更高的隐性成本和心理成本,从而降低其流动意愿.基于以上两个方面,可能使得创新人员流动对区域高质量发展的促进作用难以完全发挥出来.中、小型城市,无论是就业市场的完善程度还是地方政府可能给予创新人员的待遇上,相较于大城市均难以发挥优势.此外,中、小型城市基础设施建设底子相对薄弱,即使吸引大量创新人员流入也容易面临研发配套设施使用拥挤的困境.模型(17)、(18)对于大型城市的回归结果与上文全样本回归结果一致,即创新人员流动与创新资本流动对区域高

质量发展水平的提升具有促进作用,且在空间上存在正向溢出效应.

表 8 异质性分析

Tab. 8 Analysis of heterogeneity

	区域异质性						规模异质性					
	上游地区		中游地区		下游地区		小型城市		中型城市		大型城市	
	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)	模型(11)	模型(12)	模型(13)	模型(14)	模型(15)	模型(16)	模型(17)	模型(18)
f_1	2.469*** (7.25)		2.151*** (12.06)		2.286*** (4.76)		-0.024 (-0.28)		0.514 (1.11)		1.621*** (4.90)	
f_2		0.383 (0.62)		1.908*** (7.49)		2.276*** (7.83)		0.253*** (3.29)		1.534*** (2.83)		2.089*** (7.65)
控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
个体固定	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
时间固定	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
样本量	200	200	290	290	110	110	120	120	190	190	290	290
组内拟合优度	0.172	0.058	0.145	0.111	0.125	0.446	0.105	0.113	0.221	0.220	0.299	0.100
组间拟合优度	0.857	0.834	0.945	0.909	0.963	0.963	0.636	0.650	0.600	0.552	0.873	0.894
总体拟合优度	0.768	0.732	0.534	0.458	0.691	0.689	0.512	0.493	0.001	0.001	0.278	0.727

注:括号中是 t 值,***,**和* 分别表示回归结果在 1%,5%和 10%置信水平下通过显著性检验.

4.3 作用机制检验

以上研究表明,创新要素流动与黄河流域城市高质量发展水平的提升存在正相关关系,但对其作用路径还有待挖掘.为进一步理清创新要素流动与黄河流域高质量发展水平之间的内在联系,本文借助中介效应模型对其作用机制进行进一步探讨.如表 9 所示:为检验方程(3)、(5),本文构建中介效应回归模型(19)~(22).其中,创新人员与创新资本流动通过提高区域技术创新水平助推黄河流域城市高质量发展水平的提升.具体来看,模型(19)、(20)中创新人员流动与创新资流动对于技术创新的回归系数均在 1%的水平下显著为正.模型(21)、(22)中技术创新对于黄河流域高质量发展水平的回归系数在 1%的水平下显著为正,且创新人员流动与创新资本流动的回归系数相较于全样本回归结果中有所下降.为检验方程(4)、(6),本文构建中介效应回归模型(23)~(26).其中,创新要素流动通过推动区域产业结构升级进而助推黄河流域城市高质量发展水平的提升.具体来看,模型(23)、(24)中创新人员流动对区域结构升级的回归系数并不显著,而创新资流动对于结构升级的回归系数在 1%的水平下显著为正.模型(25)、(26)中结构升级对于黄河流域高质量发展水平的回归系数在 1%的水平下显著为正.据此表明,创新要素流动通过在区域间形成技术创新效应与结构升级效应促进了黄河流域城市高质量发展水平的提升.

5 主要结论及政策启示

本文以 2010—2019 黄河流域 60 个地级市面板数据为样本,运用熵权 TOPSIS 法从创新、协调、绿色、开放、共享 5 个维度构建了黄河流域高质量发展水平评价指标体系并对其空间溢出效应进行了验证.通过构建空间杜宾模型对创新要素流动与黄河流域高质量发展水平的内在关系进行实证研究,进一步的运用中介效应模型探索创新要素流动影响高质量发展水平的作用机制.研究表明:(1)样本区间内我国黄河流域城市高质量发展水平整体呈上升趋势,且区域间存在显著的正向空间溢出效应.(2)创新人员与创新资本的流动对本地区高质量发展水平的提高具有促进作用,且对邻近地区的高质量发展水平产生显著的正向溢出效应.(3)从区域异质性来看,黄河中下游城市创新资本流动正向影响其高质量发展水平,上游城市创新资本流动对高质量发展水平影响并不显著.(4)从规模异质性上看,创新人员流动对大城市高质量发展具有显著的正向影响,但这种影响对于中小城市并不显著.(5)创新要素流动产生的技术创新效应与产业结构升级效应是影响高质量发展的主要路径,黄河流域创新人员和创新资本的流动有效推动了区域创新能力的提升与产业结构的转型升级,助力实现黄河流域的高质量发展.

表 9 作用机制检验
Tab. 9 Mediation effect test

	技术创新效应				结构升级效应			
	ρ 模型(19)	ρ 模型(20)	h 模型(21)	h 模型(22)	s 模型(23)	s 模型(24)	h 模型(25)	h 模型(26)
f_1	8.231*** (12.61)		0.248*** (6.49)		-0.520 (-1.24)		0.014 (0.45)	
f_2		9.849*** (15.04)		0.392*** (9.52)		0.887** (2.17)		0.185*** (5.88)
ρ			0.028*** (12.67)	0.024*** (10.97)				
s							0.027*** (8.14)	0.024*** (7.77)
控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
个体固定	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
时间固定	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
样本量	600	600	600	600	600	600	600	600
组内拟合优度	0.240	0.257	0.189	0.017	0.605	0.581	0.144	0.223
组间拟合优度	0.855	0.897	0.896	0.899	0.617	0.702	0.143	0.203
总体拟合优度	0.262	0.217	0.740	0.758	0.612	0.635	0.064	0.140

注:括号中是 t 值,***,**和* 分别表示回归结果在 1%,5%和 10%置信水平下通过显著性检验。

上述研究结论对科学引导创新要素流动,提升区域技术创新水平、推动产业结构升级,进而促进区域高质量发展水平的提高具有重要的启示意义:(1)进一步完善我国金融体系和资本市场建设,积极消除区域地方保护主义所形成的障碍,保障创新资本在区域间的流动性自由.通过有效发挥市场在创新要素资源配置中的作用,促进区域高质量发展水平的提高.此外,由于创新活动自身的高风险性、长周期性以及收益不确定性等基本特征,创新要素的跨区域流动无疑又加剧了此类风险,因此金融机构应对创新资本跨区域流动的风险性与专用性进行指导和监督,提供多渠道的金融支持.(2)从创新要素的空间特征来看,创新人员流动不仅对流入地有利,还可以通过创新知识、创新技术正向的空间溢出效应带动区域整体高质量发展.因此,深化户籍制度改革,构建跨区域人才市场信息体系,借此加速创新知识、创新技术在区域间的传播交流尤为重要.特别是对于制造业等劳动密集型产业,通过科技创新、数字化建设,积极引导产业智能化升级推动生产效率的提高与可持续发展.此外,对于创新人员流入量较大的地区应相应加强基础设施建设以及研发资源投资力度,防止研发等创新资源“拥挤”情况的发生.(3)创新要素流动是推动区域高质量发展的重要动力,地方政府应大力开展创新要素的供给侧结构性改革,构建跨区域创新要素市场,完善创新要素价格的市场形成机制,充分发挥市场对创新要素的资源配置功能,充分释放创新要素流动对空间知识溢出的促进作用,提升区域高质量发展水平。

参 考 文 献

- [1] 任保平,付雅梅.黄河流域生态保护和高质量发展统计监测预警体系的构建[J].山东社会科学,2021(9):131-137.
REN B P,FU Y M.The ecological environmental protection in the Yellow River Basin and the construction of statistical,monitoring,and early warning system for high-quality development[J].Shandong Social Sciences,2021(9):131-137.
- [2] 黄贤金,陈逸,赵雲泰,等.黄河流域国土空间开发格局优化研究:基于国土开发强度视角[J].地理研究,2021,40(6):1554-1564.
HUANG X J,CHEN Y,ZHAO Y T,et al.Optimization on land spatial development pattern in the Yellow River Basin:From the perspective of land development intensity[J].Geographical Research,2021,40(6):1554-1564.
- [3] 任保平,杜宇翔.黄河流域经济增长-产业发展-生态环境的耦合协同关系[J].中国人口·资源与环境,2021,31(2):119-129.
REN B P,DU Y X.Coupling coordination of economic growth,industrial development and ecology in the Yellow River Basin[J].China Population,Resources and Environment,2021,31(2):119-129.
- [4] 赵帅,何爱平,彭硕毅.黄河流域环境规制、区域污染转移与技术创新的空間效应[J].经济经纬,2021,38(5):12-21.

- ZHAO S, HE A P, PENG S Y. Spatial effects of environmental regulation, regional pollution transfer and technological innovation in the Yellow River Basin[J]. *Economic Survey*, 2021, 38(5): 12-21.
- [5] 周清香, 何爱平. 环境规制能否助推黄河流域高质量发展[J]. *财经科学*, 2020(6): 89-104.
ZHOU Q X, HE A P. Can environmental regulation promote the high-quality development of the Yellow River Basin? [J]. *Finance & Economics*, 2020(6): 89-104.
- [6] 陈强远, 林思彤, 张醒. 中国技术创新激励政策: 激励了数量还是质量[J]. *中国工业经济*, 2020(4): 79-96.
CHEN Q Y, LIN S T, ZHANG X. The effect of China's incentive policies for technological innovation: incentivizing quantity or quality[J]. *China Industrial Economics*, 2020(4): 79-96.
- [7] AUER P, BERG J, COULIBALY I. Is a stable workforce good for productivity? [J]. *International Labour Review*, 2005, 144(3): 319-343.
- [8] MARINELLI E. Sub-national graduate mobility and knowledge flows: an exploratory analysis of onward and return migrants in Italy[J]. *Regional Studies*, 2013, 47(10): 1618-1633.
- [9] FOSTER C L. Managing the flow of talent through organizations: a boundary-less model[J]. *Development and Learning in Organizations: an International Journal*, 2015, 29(1): 15-19.
- [10] FAN F, DU D B, WANG X Z. The measure and characteristics of spatial-temporal evolution of China's science and technology resource allocation efficiency[J]. *Journal of Geographical Sciences*, 2014, 24(3): 492-508.
- [11] 白俊红, 蒋伏心. 协同创新、空间关联与区域创新绩效[J]. *经济研究*, 2015, 50(7): 174-187.
BAI J H, JIANG F X. Synergy innovation, spatial correlation and regional innovation performance[J]. *Economic Research Journal*, 2015, 50(7): 174-187.
- [12] 龚六堂, 谢丹阳. 我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析[J]. *经济研究*, 2004, 39(1): 45-53.
GONG L T, XIE D Y. Factor mobility and dispersion in marginal products: a case on China[J]. *Economic Research Journal*, 2004, 39(1): 45-53.
- [13] 缪小明, 李刚. 基于不同介质的产业集群知识溢出途径分析[J]. *科研管理*, 2006, 27(4): 44-47, 52.
MIAO X M, LI G. A study on the tracks of knowledge spillover based on different mediums in industrial clusters[J]. *Science Research Management*, 2006, 27(4): 44-47, 52.
- [14] 卞元超, 吴利华, 白俊红. 高铁开通是否促进了区域创新? [J]. *金融研究*, 2019(6): 132-149.
BIAN Y C, WU L H, BAI J H. Does high-speed rail improve regional innovation in China? [J]. *Journal of Financial Research*, 2019(6): 132-149.
- [15] BROEKEL T, GRAF H. Structural properties of cooperation networks in Germany: From basic to applied research[J]. *Jena Economic Research Papers*, 2010, 2010: 078.
- [16] 白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. *中国工业经济*, 2018(1): 60-78.
BAI J H, LIU Y Y. Outward Foreign Direct Investment Improve the Resource Misallocation of China[J]. *China Industrial Economics*, 2018(1): 60-78.
- [17] 干春晖, 郑若谷. 改革开放以来产业结构演进与生产率增长研究: 对中国 1978—2007 年“结构红利假说”的检验[J]. *中国工业经济*, 2009(2): 55-65.
GAN C H, ZHENG R G. An empirical study on change of industrial structure and productivity growth since the reform and opening-up—A test for the structure-bonus hypotheses from 1978 to 2007 in China[J]. *China Industrial Economics*, 2009(2): 55-65.
- [18] 卓乘风, 邓峰. 创新要素区际流动与产业结构升级[J]. *经济问题探索*, 2018(5): 70-79.
ZHUO C F, DENG F. Interregional flow of innovative elements and upgrading of industrial structure[J]. *Inquiry into Economic Issues*, 2018(5): 70-79.
- [19] 刘秉镰, 朱俊丰, 周玉龙. 中国区域经济理论演进与未来展望[J]. *管理世界*, 2020, 36(2): 182-194.
LIU B L, ZHU J F, ZHOU Y L. The Evolution of China's Regional Economic Theory and Its Future Prospects[J]. *Management World*, 2020, 36(2): 182-194.
- [20] 陆善勇, 李国英. 生产要素流动、区域外贸增长与转型升级: 基于 PVAR 的实证分析[J]. *经济管理*, 2015, 37(12): 31-38.
LU S Y, LI G Y. Flow of Production Factors, Region Foreign Trade Growth and Transformation and Upgrading—Empirical Analysis on PVAR Model[J]. *Economic Management Journal*, 2015, 37(12): 31-38.
- [21] 黄先海, 金泽成, 余林徽. 要素流动与全要素生产率增长: 来自国有部门改革的经验证据[J]. *经济研究*, 2017, 52(12): 62-75.
HUANG X H, JIN Z C, YU L H. Factor Flow and TFP Growth: Evidence from China's SOE Reform[J]. *Economic Research Journal*, 2017, 52(12): 62-75.
- [22] 魏敏, 李书昊. 新时代中国经济高质量发展水平的测度研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2018, 35(11): 3-20.
WEI M, LI S H. Study on the measurement of economic high-quality development level in China in the new era[J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2018, 35(11): 3-20.
- [23] 金碚. 关于“高质量发展”的经济学研究[J]. *中国工业经济*, 2018(4): 5-18.

- JIN B. Study on the “High-Quality Development” Economics[J]. *China Industrial Economics*, 2018(4): 5-18.
- [24] 王钺,刘秉镰. 创新要素的流动为何如此重要?: 基于全要素生产率的视角[J]. *中国软科学*, 2017(8): 91-101.
WANG Y, LIU B L. Why is the flow of R & D elements so important: perspective of total factor productivity[J]. *China Soft Science*, 2017(8): 91-101.
- [25] 李琳,刘瑞. 创新要素流动对城市群协同创新的影响: 基于长三角城市群与长江中游城市群的实证[J]. *科技进步与对策*, 2020, 37(16): 56-63.
LI L, LIU R. Research on the impact of innovation factor flow on synergetic innovation of urban agglomeration: empirical analysis of urban agglomeration in the Yangtze River Delta and the middle reaches of the Yangtze River[J]. *Science & Technology Progress and Policy*, 2020, 37(16): 56-63.
- [26] 肖文,林高榜. 政府支持、研发管理与技术创新效率: 基于中国工业行业的实证分析[J]. *管理世界*, 2014(4): 71-80.
XIAO W, LIN G B. Government Support, R&D Management and Technological Innovation Efficiency-Based on Empirical Analysis of China's Industrial Industries[J]. *Management World*, 2014(4): 71-80.
- [27] 温军,冯根福. 异质机构、企业性质与自主创新[J]. *经济研究*, 2012, 47(3): 53-64.
WEN J, FENG G F. Heterogeneous institutional investor, nature of firm and independent innovation[J]. *Economic Research Journal*, 2012, 47(3): 53-64.
- [28] 赵可,张安录,徐卫涛. 中国城市建设用地扩张驱动力的时空差异分析[J]. *资源科学*, 2011, 33(5): 935-941.
ZHAO K, ZHANG A L, XU W T. Driving forces of urban construction land expansion: an empirical analysis based on provincial panel data[J]. *Resources Science*, 2011, 33(5): 935-941.
- [29] 周清香,何爱平. 环境规制对长江经济带高质量发展的影响研究[J]. *经济问题探索*, 2021(1): 13-24.
ZHOU Q X, HE A P. Impact of environmental regulation on high quality development of Yangtze River economic belt[J]. *Inquiry into Economic Issues*, 2021(1): 13-24.
- [30] ANSELIN L. Local indicators of spatial association: LISA[J]. *Geographical Analysis*, 1995, 27(2): 93-115.
- [31] REY S J. Spatial empirics for economic growth and convergence[J]. *Geographical Analysis*, 2001, 33(3): 195-214.
- [32] ANSELIN L. Exploring Spatial Data with GeoDaTM: A 6 Workbook[EB/OL]. [2021-09-12]. https://www.researchgate.net/publication/284698901_Exploring_Spatial_Data_with_GeoDa_A_Workbook.

The flow of innovative elements and the high-quality development of the Yellow River Basin

——Spatial Econometrics research on panel data of prefecture-level cities

Hai Benlu, Chang Pengyu, Zhang Xiufeng

(School of Business, Henan Normal University, Xinxiang 453007, China)

Abstract: This paper uses the entropy TOPSIS method to construct an evaluation index system for the high-quality development of the Yellow River Basin from the five dimensions: innovation, coordination, green, openness and sharing. Using the SDM method to deeply explore the mechanism of the flow of innovative elements affecting the high-quality development. The results of the empirical study show that the overall level of high-quality development in the Yellow River Basin is on the rise, and there exists a positive spatial spillover effect. The flow of innovative elements significantly has a positive impact on the level of high-quality development through technological innovation effect and industrial structure upgrading effect. The results of sub-group regression show that the impact of the flow of innovative elements on the high-quality development has significant heterogeneity.

Keywords: innovation element; Yellow River Basin; high-quality development; spillover effects

[责任编辑 陈留院 赵晓华]