

# 政府创新偏好、研发要素流动与 区域经济高质量发展\*

赵斌

(中国海洋大学经济学院, 山东 青岛 266000)

**[摘要]** 新时代背景下,创新驱动经济高质量发展战略已成为共识。地方政府在创新中的作用不容忽视,同时研发要素又是保障创新驱动的关键。本文将政府创新偏好、研发要素流动与区域经济高质量发展纳入统一分析之内。引入引力模型测度研发要素流动,测算了中国2007—2019年30个省级区域经济高质量发展指数。在此基础上使用不同计量模型展开政府创新偏好、研发要素流动以及二者交互项对区域经济高质量发展的影响进行实证分析。研究表明:在考虑内生性与稳健性的基础上,政府创新偏好促进区域经济高质量发展,研发资本要素流动与区域经济高质量发展呈负相关关系。二者交互项对区域经济高质量发展具有正向调节作用。在不同分位数处,政府创新偏好、研发资本要素流动以及二者交互项对区域经济高质量发展存在显著的异质性差异。当考虑门槛效应时,以政府创新偏好为门槛时,研发资本要素流动对区域经济高质量发展存在“边际效用”递减的非线性关系。进一步考虑空间效应时,政府创新偏好、研发资本要素流动对区域经济高质量发展具有显著的正向空间溢出效应,而二者交互作用却呈现显著的负向空间溢出效应。以上为理解区域经济高质量发展模式提供一个新的视角,同时也为探寻区域经济高质量发展路径提供对策参考。

**[关键词]** 政府创新偏好 研发要素流动 经济高质量发展指数 区域经济高质量发展

**[中图分类号]** F124 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2096-983X(2022)04-0079-13

## 一、引言

中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,长期依赖高投入、高消耗、高排污、低效率和低回报的粗放型经济发展方式已然变得不可持续<sup>[1]</sup>。随着经济发展步入新时代,中国经济发展模式也正在经历着深刻的变革,亟需从过去的粗放型经济发展模式“换挡”到创新驱

动的高质量发展模式。党的十九大明确将创新驱动发展战略上升为国家战略,为实现经济高质量发展提供了强力支撑<sup>[2]</sup>,然而实现创新驱动发展战略离不开政府的大力支持,政府支持对区域创新活动会产生深刻的影响<sup>[3]</sup>,这体现在与之相关的政府财政科技支出的不断增加。据国家统计局统计,2007年中国地方政府财政科学技术支出为858.44亿元,2019年支出额度

收稿日期:2021-11-09;修回日期:2022-05-19

\*基金项目:国家自然科学基金项目“绿色发展视阈下的海洋经济效率:评估体系、影响因素及驱动政策”(71973131)

作者简介:赵斌,博士研究生,主要从事区域创新与可持续发展研究。

为5954.61亿,年均增长约17.5%,远高于同期经济增速。此外,不容忽视的是,在国家创新驱动发展过程中,研发要素是保障中国创新驱动战略顺利实施,进而推动创新质量提升的重要战略资源<sup>[4]</sup>,其在区际间流动带来的资源优化配置效应和知识溢出效应等能够对区域创新生产活动产生重要影响,进而影响区域经济的可持续发展<sup>[5]</sup>。当下,在创新驱动发展战略下,地方政府一方面加大对创新活动的支持,另一方面创造各种优惠政策吸引研发要素向本地流动,有效推动地区经济高质量发展<sup>[6-7]</sup>。但结合当下中国区域经济高质量发展现状来看,中国区域经济高质量发展任重道远。如何更好地发挥政府支持与研发要素对区域创新的作用,从而助推中国区域经济高质量发展,对于理解当下创新驱动区域经济高质量发展具有重要的现实意义。

## 二、文献综述

有关政府创新偏好、研发要素流动对区域经济高质量发展相关的研究,学者们从不同视角展开了深入探讨。首先,关于政府创新偏好与区域经济高质量发展相关研究,学者认为高质量发展的核心是创新发展,通过创新实现效率变革、质量变革和动力变革,从而促进经济高质量发展<sup>[8]</sup>。然而创新离不开政府支持,政府是区域创新系统建设的重要主体,在提升创新效率、促进创新发展方面具有重要的基础性和导向性作用<sup>[3]</sup>。政府对区域创新活动的影响会通过财政科技投入产生<sup>[9]</sup>,政府支持创新活动的方式主要包括保护创新活动的机制构建、软硬件环境建设以及直接提供资金支持等<sup>[10]</sup>,其中李政和杨思莹、汪辉平和王增涛分别基于省级与城市面板宏观数据得出财政科技支出有利于区域创新水平的提升<sup>[3, 11]</sup>。此外,政府财政科技支出可以直接为具有高效率、高潜能的创新企业注入资金“活力”<sup>[12]</sup>,如车德欣等基于企业微观数据,得出财政科技支出是驱动企业技术创

新活动的重要因素<sup>[2]</sup>。然而还有一些学者研究发现地方政府本身存在自利性偏好,使得对社会的投资呈现“重生产,轻创新”的偏向<sup>[13]</sup>,以及政府创新愿景与企业创新偏好不对称<sup>[14]</sup>,也会影响区域创新水平的提升。

其次,关于研发要素流动对区域经济高质量发展相关研究,学者们更多的基于动态区际间流动视角加以探究。随着户籍制度的放开和信息的快速传播加速了创新要素和技术产品在不同地区间的流动,提高了资源配置效率,增强了区域间创新系统的关联,促进了研发部门之间的交流与合作,加快了区域间协同网络合作的形成<sup>[15]</sup>。研发要素流动在一定程度上使得知识转移,增强知识资源的集成与整合,促进了创新成果的产生<sup>[16]</sup>,对区域经济发展具有明显的空间溢出效应,且这种空间溢出效应对区域经济可持续发展具有显著的促进作用<sup>[5]</sup>。如杜两省等基于省级面板的宏观数据,将技术创新资本流动、制度环境与区域经济发展纳入统一分析框架,并认为随着制度环境的优化,技术创新资本流动对区域经济可持续发展不仅在本地发挥正向作用,而且也具有正向空间溢出效应<sup>[17]</sup>。宛群超等进一步发现研发要素可以促进不同创新主体之间的互动,而且会通过优化研发要素的结构和配置效率,助推区域创新水平的提升,进而促进区域经济高质量发展<sup>[18]</sup>。同时,焦翠红等基于企业层面微观数据研究发现研发要素配置与研发人员流动促进了企业生产效率的提升,从而推动区域全要素生产率的增长<sup>[19]</sup>。但也有学者发现研发要素流动具有“俱乐部集聚”效应,其规模效应对经济增长具有抑制作用<sup>[20]</sup>。卓乘风和邓峰基于中国省级面板数据,研究发现研发要素在区际间的流动对于流入地的创新水平的提升具有促进作用,研发要素流动表现出“极化效应”<sup>[21]</sup>,研发要素的外流抑制区域创新水平的提升,从而不利于区域经济高质量发展<sup>[4]</sup>。

最后,通过梳理相关文献,我们可以发现,以往的研究往往局限探究政府创新偏好与区域

经济高质量发展、研发要素流动与区域经济高质量发展两两之间的关系,对于将政府创新偏好、研发要素流动与区域经济高质量发展纳入统一分析框架进行相关研究的文献很少涉及。因此,在新时代背景下,将政府创新偏好、研发要素流动与区域经济高质量发展纳入统一的分析框架,探究如何更好地发挥政府在区域创新与吸引研发要素到本地区进行相关创新活动,实现区域经济高质量发展,这是本文需要探究的核心问题。因此,本文的研究不仅可以丰富创新、可持续发展等相关理论,还可以更好地理解政府在创新驱动经济高质量发展中的作用。与已有研究相比,本文主要从如下几个方面进行相关扩展:一是为了缓解内生性问题,采用动态面板系统GMM模型进行基准回归,并通过不同的方法进行稳健性检验。二是考虑区域经济高质量发展不平衡不充分,使用面板分位数回归探究政府创新偏好、研发要素

$$HE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GXL_{it} + \alpha_2 YF_{it} + \alpha_3 GXL_{it} * YF_{it} + \sum_{j=4}^n \alpha_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $HE$ 、 $GXL$ 、 $YF$ 与 $GXL*YF$ 分别表示区域经济高质量发展、政府创新偏好、研发要素流动与政府创新偏好与研发要素流动的交互项;  $X$ 表示控制变量;  $i$ 、 $t$ 分别表示本文样本中的省份与年份;  $\alpha_0$ 表示截距项,  $\alpha_1 \cdots \alpha_j$ 表示解释变量的回归系数,  $n$ 为大于4的正整数,  $\varepsilon_{it}$ 表示

$$HE_{it} = \beta_0 + \beta_1 HE_{it-1} + \beta_2 GXL_{it} + \beta_3 YF_{it} + \beta_4 GXL_{it} * YF_{it} + \sum_{j=5}^n \beta_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为了确保变量的平稳性,对模型(2)等式两边均进行对数化处理。 $\beta_0$ 表示截距项,  $\beta_1 \cdots \beta_j$ 表示解释变量的回归系数,  $n$ 为大于5的正整数,  $\varepsilon_{it}$ 表示随机误差项。此外,为了缓解因遗漏变量而产生的内生性问题,在借鉴已有的研究基础上,分别引入城市化发展水平、政府环保支出、对外依存度、地区经济发展水平、市场化水平以及产业结构升级等作为控制变量。

## (二) 变量说明与描述性统计

### 1. 被解释变量

区域经济高质量发展( $HE$ )。有关经济高质量发展水平的测度,目前主流方法分为两类,

流动对区域经济高质量发展的异质性影响。三是通过构建面板门槛模型,以政府创新偏好为门槛,探究研发要素流动对区域经济高质量发展的非线性影响。四是进一步借助空间面板计量经济学研究思路,使用不同空间权重矩阵刻画政府创新偏好、研发要素流动与二者交互项对区域经济高质量发展的影响,有助于更加准确考察空间溢出效应,为政策制定者提供相关政策启示。

## 三、研究设计

### (一) 模型构建

为了探究政府创新偏好、研发要素流动对区域经济高质量发展的影响以及捕捉两变量之间的内在联动对经济高质量发展产生的联动效应,引入二者的交互项以期考察其对经济高质量发展的调节作用。构建如下计量模型:

随机误差项。

传统的静态面板模型可能面临着变量之间的内生性问题,为了消除内生性导致的检验结果出现的偏误,因此在模型(1)的基础上引入被解释变量滞后一期,构建动态面板回归模型,即:

一是全要素生产率的计算,二是综合评价指标体系的构建,前者仅仅从效率这单一维度评价经济增长质量,后者则从多维度进行综合评价,更能客观反映中国经济高质量发展的现状<sup>[22]</sup>,已经得到诸多学者的关注与测算。随着中国经济发展面临的环境资源约束,中国践行“创新、协调、绿色、开放、共享”5大发展理念。鉴于此,本文结合中国经济高质量发展背景下的“5大发展理念”,借鉴程翔等研究方法,并本着科学性、合理性等原则,构建以创新、绿色、协调、开放、共享在内的5个一级指标和万人发明专利拥有量、二氧化硫排放量、城乡收入比例、对外

贸易发展速度、每万人拥有公共交通工具等25个二级指标作为评价区域经济高质量发展的指标体系<sup>[23]</sup>。进一步使用极差法对二级指标的数据进行标准化处理,而后采用离散系数法确定各项指标权重,最后对25个二级指标对应数据进行加权合成得到各省份的经济高质量发展综合指数,作为衡量区域经济高质量发展的指标。

### 2.核心解释变量

政府创新偏好 (*GXL*)。在创新驱动经济高质量发展背景下,政府进一步增加财政科技投入以支持本地区的创新活动,以提高区域创新水平,依托技术进步促进区域经济高质量发展。鉴于此,本文借鉴李政和杨思莹处理方法,选用各地区地方财政科技支出作为衡量政府创新偏好的代理变量<sup>[3]</sup>。

研发要素流动 (*YF*)。通过引力模型对创新要素的流动数量予以测算。引力模型的一般表达式为:

$$W_{ij} = R * H_i^\tau * H_j^\tau * D_{ij}^{-b}$$

其中,  $W_{ij}$  为区域  $i$  流动到区域  $j$  的要素流动量。  $R$  为区域  $i$  和区域  $j$  之间的引力系数,一般取值为1。  $H_i$  和  $H_j$  分别表示  $i$  地区与  $j$  地区的某种经济变量的测度。  $\tau$  表示引力参数,一般取值为1。  $D_{ij}$  为区域  $i$  和区域  $j$  之间的距离。  $b$  为距离衰减指数,一般取值为2。研发资本要素流动从本质上反映其逐利性,其区际间的流动主要受地区利润水平的影响,因此,本文选取各地区规模以上企业利润率作为吸引力变量指标度量研发资本流动程度。借鉴白俊红等(2017)研究做法,构建研发资本流动的测度公式作为研发要素流动的衡量指标<sup>[24]</sup>。

$$YF_{ij} = \ln C_i * \ln(R_j - R_i) * \ln(M_j - M_i) * R_{ij}^{-2}$$

其中,  $YF_{ij}$  表示由地区  $i$  地区到  $j$  地区的R&D

资本流动量,  $C_i$  表示  $i$  地区的R&D资本存量,  $R_i$ 、 $R_j$  表示  $i$  地区与  $j$  地区规模以上工业企业利润率,  $M_i$ 、 $M_j$  表示  $i$  地区与  $j$  地区金融市场化指数。此外,流入  $i$  区域的R&D资本总量可以表示为如下:

$$YF_i = \sum_{j=1}^n YF_{ij}$$

### 3.控制变量

城市化水平 (*UD*)。选用城镇人口占各省份总人口的比重进行衡量。

政府环保支出 (*GE*)。针对日益突出的生态环境问题,中国政府通过环保财政支出通过直接投资环境治理项目、壮大环保队伍建设等途径参与生态环境保护与治理<sup>[25]</sup>,借鉴其研究思路,本文使用财政支出中的环境保护与节能环保支出作为衡量指标。

对外依存度 (*OP*)。开展国际贸易有助于发挥比较优势,通过规模经济、技术进步效应等促进经济高质量发展。本文选取各省份进出口贸易总额与当年各省份GDP之比进行衡量。

经济水平 (*DD*)。本文使用各省份人均GDP作为衡量指标。

市场化水平 (*MAR*)。中国市场化改革为区域经济高质量发展提供了良好的市场环境,借鉴王小鲁等处理方法,选用非国有经济在工业总产值中的比重作为衡量地区市场化程度的代理变量<sup>[26]</sup>。

产业结构升级 (*IND*)。为了全面反映产业结构升级的内涵,本文借鉴汪伟等研究方法,构建产业升级指数作为产业结构升级的衡量指标<sup>[27]</sup>。

本文基于2007—2019年中国大陆30个省级面板数据进行实证分析。<sup>①</sup>对于个别指标缺失现象,使用插值法进行校正,文中具体各个变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量的描述性统计

	变量名称	变量符号	样本数	均值	标准值	最小值	最大值
被解释变量	经济高质量发展	HE	390	23.715	9.990	12.110	70.480

①中国港澳台藏数据相对缺失,未在本文的考察范围之内,其余所有数据来源于2008—2020年《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《工业企业科技活动统计年鉴》、中经网统计数据库、国研网数据库与各个省份统计年鉴。

(续表)

	变量名称	变量符号	样本数	均值	标准值	最小值	最大值
核心解释变量	政府创新偏好	<i>GXL</i>	390	95.725	134.389	2.520	1168.790
	研发资本流动	<i>YF</i>	390	5.704	1.888	1.613	12.072
控制变量	城市化水平	<i>UD</i>	390	55.237	13.294	28.240	89.600
	政府环保支出	<i>GE</i>	390	116.782	92.095	5.324	747.440
	对外依存度	<i>OP</i>	390	0.291	0.344	0.013	1.721
	经济水平	<i>DD</i>	390	46449.150	26653.590	6915.000	164220.000
	市场化水平	<i>MAR</i>	390	0.702	0.108	0.435	0.902
	产业结构升级	<i>IND</i>	390	2.333	0.153	1.995	3.627

## 四、实证分析

### (一) 动态面板模型回归分析

关于动态面板模型,常见的有系统GMM与差分GMM,差分GMM估计容易受到弱工具变量的影响,在有限样本条件下,系统GMM增加了因变量的一阶差分滞后项作为水平方程的工具变量,得到估计结果比差分GMM的偏误更小,故本文采用面板动态系统GMM模型进行估计,以解决静态面板模型中可能存在的内生性以及估计偏误问题。回归结果如表2中第(1)列所示,由AR(1)与AR(2)可知,存在一阶自相关,但不存在二阶序列自相关;由Sargan检验的P值可知,不存在弱工具变量问题,即表明工具变量是有效的。据此,对基准回顾结果进行如下分析。

当区域经济高质量发展水平滞后一期作为解释变量时,其回归系数显著为正,表明经济高质量发展存在显著的惯性特征,区域经济高质量发展会推动区域经济运行步入良性循环。政府创新偏好对区域经济高质量发展具有积极的促进作用。究其原因,在创新驱动发展战略下,具有创新偏好的政府往往通过增加财政科技投入,参与甚至主导区域创新系统建设<sup>[3]</sup>,有效地提升区域创新水平,进而推动区域经济高质量发展。研发资本流动对区域经济高质量发展却起到阻碍作用,研发资本流动本身具有天然的资本逐利性,研发资本要素会向创新效率高的地区流动,同时研发企业资本投入更加注重短

期经济效应,而忽略长期社会环境效应,从而对区域经济高质量提升产生挤压效应。地方政府创新偏好与研发资本流动二者的交互项对区域经济高质量发展具有正向作用,可见政府财政科技支出与研发资本流动之间形成了良好的耦合效应,地方政府为了实现本地区域经济高质量发展,通常为研发要素流动提供良好的创新环境,增加对创新活动的财政支持,改善创新环境,建设创新生态系统,进而提升区域创新能力,促进区域经济高质量发展。

控制变量中,中国城市化进程的加快、政府对环境的治理、对外开放的深化、市场化改革以及产业结构优化升级均有效地促进区域经济高质量发展,一是表明城市化进程有助于发挥其正外部性,通过资源共享、要素匹配、集聚效应等促进经济高质量发展;二是政府加大对环保的投资力度对污染治理与环境保护起到很好的促进作用,促进中国经济绿色转型;三是市场化改革的深入,使得资源配置效率得到提高,促进了区域经济高质量发展;四是外向型经济有助于引进技术、促进生产效率的提升,从而实现经济高质量发展;五是随着产业结构的优化升级,产业结构通过优化要素资源配置,提高社会整体资源配置效率,从而助推经济高质量发展。但经济增长速度与经济高质量发展存在鱼和熊掌不可兼得现象,因此,促进经济高质量发展时,需要从过去以经济快速增长为目标的粗放型发展模式向创新驱动绿色可持续发

展模式转变。

为了检验回归结果的稳健性与可靠性,本文分别使用替换解释变量、剔除四大直辖市、缩短样本时间以及双重差分进行回归分析,回归结果如表2中第(2-5)列所示。具体表述如下:首先,采取替换解释变量进行进一步回归,将区域创新水平(QCX)替换创新资本流动,选取地区专利申请授权数作为衡量区域创新水平的代理变量,结果如表2中第(2)列所示;其次,将文章中所研究的30个全样本中,剔除北京、天津、上海与重庆四大直辖市进行回归分析,回归结果如第(3)列所示;再次,将样本的时间范围缩减至2008—2019年,再进行回归分析,回归结果如第(4)列所示;最后,随着“碳达峰”“碳中和”纳入生态文明建设中,生态文明建设又是实现中国经济高质量发展的重要一

环,早在2011年10月,中国生态环境部出台《碳排放权交易管理暂行条例》,并将北京、天津、上海、重庆、广东、湖北与深圳作为试点地区,鉴于深圳市属于广东省,因此将上述6个省份作为实验组,赋值为1,其他24个省份控制组赋值为0,进一步将实验组依据实验的时间进行分类,2012年以及2012年之后赋值为1,其他均赋值为0,使用二者交互项(ID\*TIME)识别碳排放权交易对区域经济高质量发展的影响,回归结果如第(5)列所示。综上,无论是本文研究的核心变量还是控制变量,均与第(1)列基准回归结果符号与方向保持一致,且AR(2)与Sargan对应的P值可知,动态系统GMM估计结果均不存在二阶序列自相关以及不存在工具变量过度识别的问题,均表明本文的回归结果是可靠、稳健的。

表2 动态面板回归结果与稳健性检验

VARIABLES	被解释变量: lnHE				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>L.lnHE</i>	0.116*** (0.022)	0.371*** (0.040)	0.109*** (0.019)	0.212*** (0.033)	0.080*** (0.021)
<i>lnGXL</i>	0.024*** (0.004)	0.018*** (0.005)	0.013** (0.005)	0.015*** (0.005)	0.027*** (0.004)
<i>lnYF/lnQCX</i>	-0.967*** (0.021)	-0.165*** (0.036)	-1.049*** (0.028)	-0.951*** (0.031)	-0.959*** (0.026)
<i>lnGXL*lnYF/lnGXL*lnQCX</i>	0.309*** (0.007)	0.020*** (0.004)	0.341*** (0.010)	0.302*** (0.011)	0.308*** (0.009)
<i>ID*TIME</i>					0.028*** (0.005)
<i>lnUD</i>	0.335*** (0.025)	0.491*** (0.063)	0.249*** (0.036)	0.320*** (0.021)	0.345*** (0.030)
<i>lnGE</i>	0.030*** (0.003)	0.062*** (0.006)	0.015*** (0.004)	0.019*** (0.003)	0.030*** (0.003)
<i>lnOP</i>	0.030*** (0.004)	0.034*** (0.005)	0.028*** (0.006)	0.022*** (0.004)	0.030*** (0.004)
<i>lnDD</i>	-0.028*** (0.009)	-0.072*** (0.013)	0.006 (0.010)	-0.040*** (0.009)	-0.032*** (0.009)
<i>lnMAR</i>	0.071*** (0.014)	0.086*** (0.015)	0.049*** (0.018)	0.084*** (0.017)	0.074*** (0.013)
<i>lnIND</i>	0.078*** (0.017)	0.228*** (0.080)	0.162*** (0.040)	0.018** (0.007)	0.084*** (0.018)

(续表)

VARIABLES	被解释变量: <i>lnHE</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Constant</i>	1.504*** (0.074)	0.157 (0.163)	1.504*** (0.119)	1.522*** (0.075)	1.577*** (0.071)
AR(1)P值	0.074	0.000	0.457	0.007	0.300
AR(2)P值	0.592	0.410	0.194	0.732	0.709
Sargan(P值)	0.685	0.581	0.829	0.461	0.660
Observations	360	360	312	330	360
Number of id	30	30	26	30	30

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%与1%的显著性水平, 括号内为标准误, 下同。

## (二) 面板分位数回归分析

在进行动态面板模型估计时, 不能全面的反应解释变量对不同分位数上的被解释变量的影响, 故选用面板分位数模型进行回归分析以探究解释变量对被解释变量的异质性影响, 同时还可以在一定程度上消除各变量中的异方差, 回归结果不易受到极端值的影响。因此在借鉴已有研究基础上, 本文分别选择10、25、50、75与90的5个常用的分位数进行相关回归分析, 回归结果如表3所示。首先, 政府创新偏好的系数在区域经济高质量发展的不同分位数均为正数且通过了显著性检验, 但总体上由低分位数到高分位数呈现边际效用递减规律, 这也给政策制定者提供实证经验证据, 即在经济高质量发展较低的地区, 地方政府加大对财政科技投入偏好, 对于促进地区经济高质量发展具有重要的现实意义。其次, 研发资本要素流动的系数在区域经济高质量发展的不同分位数下回归系数均为负数且通过了显著性检验, 但系数总体升呈现“先增加后减小”的倒U型, 研发资本要素流动在区域经济高质量发展属于低分位数时, 对其阻碍作用呈现缩小的作用, 当到达

一个临界点时, 对区域经济高质量发展的阻碍作用最小, 当研发资本要素跨越这一临界点时, 对区域经济高质量发展的阻碍作用又呈现扩大的趋势, 研发资本要素流动产生的拥挤效应, 导致边际成本大于边际收益, 负效应逐步显现。再次, 政府创新偏好与研发资本要素流动的交互项在区域经济高质量发展的不同分位数上均呈现正向的协同效应且通过了显著性检验。从总体趋势看, 二者的协调效果由经济高质量发展的低分位数到高分位数呈现递增的趋势, 表明区域经济高质量发展水平越高的地区, 政府对创新战略强有力的支持可以充分发挥研发资本要素流动的创新效应, 释放创新活力, 从而助推区域经济高质量发展。最后, 为了确保回归结果的稳健性, 借鉴白俊红等研究方法, 通过引力模型计算出研发人员要素流动结果<sup>[24]</sup>, 然后将回归中研发资本要素流动替换为研发人员要素流动, 再进行面板分位数回归, 回归结果如表4所示。通过对比表3与表4的回归结果, 其回归结果均显著, 且回归系数符号方向保持一致, 佐证回归结果的稳健性与可靠性。

表3 面板分位数回归结果

VARIABLES	被解释变量: <i>lnHE</i>				
	q10	q25	q50	q75	q90
<i>lnGXL</i>	0.038*** (0.010)	0.023*** (0.006)	0.025*** (0.006)	0.011* (0.007)	0.016* (0.009)
<i>lnYF</i>	-1.131*** (0.081)	-1.222*** (0.082)	-1.394*** (0.060)	-1.514*** (0.062)	-1.545*** (0.066)

(续表)

VARIABLES	被解释变量: <i>lnHE</i>				
	q10	q25	q50	q75	q90
<i>lnGXL*lnYF</i>	0.395*** (0.029)	0.412*** (0.028)	0.466*** (0.021)	0.496*** (0.021)	0.494*** (0.025)
<i>lnUD</i>	0.163** (0.067)	0.096** (0.037)	0.113*** (0.038)	0.077 (0.050)	0.236** (0.102)
<i>lnGE</i>	-0.013 (0.013)	0.005 (0.007)	0.000 (0.006)	0.007 (0.008)	0.027* (0.016)
<i>lnOP</i>	0.004 (0.021)	0.022** (0.010)	0.012** (0.006)	0.022*** (0.007)	0.020** (0.010)
<i>lnDD</i>	-0.018 (0.026)	0.011 (0.016)	-0.005 (0.016)	-0.010 (0.022)	-0.077** (0.039)
<i>lnMAR</i>	0.049 (0.046)	0.077*** (0.028)	0.041** (0.019)	0.019 (0.019)	0.027 (0.026)
<i>lnIND</i>	-0.080 (0.154)	-0.005 (0.131)	-0.053 (0.100)	0.046 (0.114)	-0.064 (0.114)
<i>Constant</i>	2.398*** (0.162)	2.419*** (0.132)	2.585*** (0.115)	2.802*** (0.116)	2.939*** (0.161)
Observations	390	390	390	390	390

表4 面板分位数回归稳健性检验

VARIABLES	被解释变量: <i>lnHE</i>				
	q10	q25	q50	q75	q90
<i>lnGXL</i>	0.021* (0.012)	0.033*** (0.007)	0.030*** (0.007)	0.021** (0.011)	0.025** (0.010)
<i>lnRY</i>	-1.335*** (0.075)	-1.344*** (0.056)	-1.424*** (0.067)	-1.717*** (0.107)	-1.876*** (0.064)
<i>lnGXL*lnRY</i>	0.480*** (0.028)	0.456*** (0.020)	0.476*** (0.023)	0.546*** (0.039)	0.594*** (0.026)
<i>lnUD</i>	0.238*** (0.053)	0.171*** (0.039)	0.149*** (0.046)	0.132** (0.062)	0.154*** (0.054)
<i>lnGE</i>	0.009 (0.012)	0.008 (0.007)	0.009 (0.008)	0.019* (0.012)	0.027*** (0.008)
<i>lnOP</i>	0.003 (0.017)	0.020* (0.010)	0.022*** (0.006)	0.029*** (0.008)	0.028*** (0.005)
<i>lnDD</i>	-0.039* (0.023)	0.005 (0.018)	0.014 (0.024)	-0.014 (0.028)	-0.048*** (0.016)
<i>lnMAR</i>	0.053 (0.043)	0.090*** (0.030)	0.081*** (0.025)	0.047* (0.027)	0.034* (0.019)
<i>lnIND</i>	0.009 (0.110)	-0.035 (0.123)	-0.040 (0.133)	-0.191** (0.094)	-0.207** (0.092)
<i>Constant</i>	2.164*** (0.122)	2.138*** (0.135)	2.204*** (0.169)	2.823*** (0.177)	3.084*** (0.107)
Observations	390	390	390	390	390



(三) 面板门槛效应分析

为了检验政府创新偏好对研发要素驱动区域经济高质量发展可能存在的门槛效应, 本文借鉴Hansen (1999) 的门槛模型进行分析<sup>[28]</sup>, 有

$$\ln HE_{it} = \sigma_0 + \sigma_1 \ln YF_{it} I(\ln GXL_{it} \leq \gamma) + \sigma_2 \ln YF_{it} I(\ln GXL_{it} \geq \lambda) + \sigma_3 \ln X_{it} + \varepsilon_{it}$$

上式中,  $\ln GXL$  为面板的门槛变量,  $\gamma$  为待估的门槛值,  $I(\cdot)$  为示性函数,  $\sigma$  为相关系数, 其他变量与上文中的保持一致。本文以政府创新偏好为门槛变量, 并进行门槛效应检验, 在进行门槛变量回归之前, 首先将种子值设置为1000,

别于传统的非线性模型, Hansen的门槛模型可以内生决定门槛的数值与门槛的数量, 且能够估计出具体的门槛值<sup>[29]</sup>。将门槛模型设定如下:

确并定门槛数量, 一次设定存在1、2、3个门槛值, 门槛值检验结果如表所示。由表可知, 仅存在单一门槛, 且通过了显著性检验。进一步借助stata计量软件进行门槛结果回归检验, 回归结果如表5所示。

表5 门槛效应检验

检验	门槛估计值	P值	F统计值	95%的置信区间	BS次数
单一门槛检验	5.450	0.000	100.770	[5.379, 5.457]	1000
双重门槛检验	2.658	0.230	18.370	[2.590, 2.697]	1000
三重门槛检验	1.379	0.667	11.840	[1.324, 1.406]	1000

由表6第(1)列所知, 回归结果显示当以政府创新偏好为门槛变量时, 研发要素流动与区域经济高质量发展之间存在门槛效应。即当地方政府对创新的财政投资低于5.450时, 研发资本要素流动对区域经济高质量发展的回归系数为0.142; 当地方政府对创新的财政投资高于5.450时, 研发资本要素流动对区域经济高质量发展的回归系数为0.096。由此可见, 随着地方政府对创新重视的背景下, 研发资本要素流动对区域经济高质量发展呈现“边际效用”递减的非线性现象。即若政府对财政科技投入维持在一个适度的增长速度时, 地方政府财政科技投入与研发资本要素表现出较好的耦合度, 能够使得研发资本要素流动更好地促进区域经济高质量发展, 但当政府对财政科技投入规模过

大时, 在政策法规上可能对技术创新企业造成一定的束缚, 对研发资本要素流动产生一定的挤出效应, 在一定程度上削减了研发资本要素流动对经济高质量发展的促进作用。此外, 为了增加结果的可靠性与稳健性, 依据上文面板分位数回归的研究思路, 将研发人员要素流动要替换研发资本要素流动, 再进行相关门槛回归, 研究依旧发现以地方政府创新偏好为门槛时, 其门槛值依旧是5.450, 研发人员要素流动对区域经济高质量发展依旧呈现“边际效用”递减的非线性关系, 回归结果如第(2)列所示。以上结果再一次表明, 若更好地释放研发要素流动对区域经济高质量发展的拉动作用, 政府对地区创新活动的支持是不可或缺的部分, 但应依照当地实际, 坚持适度原则。

表6 门槛回归结果与稳健性检验

变量	被解释变量: $\ln HE$	
	(1)	(2)
$\ln GXL \leq 5.450$	0.142*** (0.023)	0.791*** (0.129)
$\ln GXL \geq 5.450$	0.096*** (0.015)	0.702*** (0.124)

(续表)

变量	被解释变量: $\ln HE$	
	(1)	(2)
$\ln UD$	0.536*** (0.066)	0.517*** (0.069)
$\ln GE$	0.041*** (0.009)	0.031*** (0.009)
$\ln OP$	0.035*** (0.009)	0.037*** (0.009)
$\ln DD$	0.119*** (0.022)	0.022 (0.024)
$\ln MAR$	0.132*** (0.033)	0.166*** (0.033)
$\ln IND$	0.381*** (0.081)	0.385*** (0.079)
Constant	-0.822*** (0.138)	-0.487*** (0.134)
Observations	390	390
Number of id	30	30
R-squared	0.924	0.925

#### (四) 面板空间效应分析

在创新驱动发展战略下,进一步考虑政府创新偏好、研发要素流动以及二者交互作用对区域经济高质量发展的空间溢出效应是有必要

的。最后结合LeSage和Pace(对于空间杜宾模型估计无偏性的肯定)<sup>[30]</sup>,本文构建如下空间杜宾模型进行空间计量分析:

$$\ln HE_{it} = \chi_0 + \rho W \ln HE_{it} + \chi_1 \ln GXL_{it} + \varphi_2 W \ln GXL_{it} + \chi_3 \ln YF_{it} + \chi_4 W \ln YF_{it} + \chi_5 (\ln GXL_{it} * \ln YF_{it}) + \chi_6 W (\ln GXL_{it} * \ln YF_{it}) + \sum_{j=7}^n \chi_j X_{it} + \varepsilon_{it}$$

其中,  $\rho$  表示空间自回归系数,  $\chi$  表示相关估计系数,  $W$  表示空间权重矩阵。关于空间权重矩阵的设定,地理邻接权重矩阵是最为常见的空间权重矩阵之一,但不能反映相邻地区经济上的相关关系,鉴于本文研究的主题有关区域经济高质量发展,随着区域经济一体化进程的加快,借鉴卞元超等研究做法,通过构建经济空间权重矩阵作为空间计量模型的权重矩阵<sup>[31]</sup>。此外,为了确保空间计量模型结果的可靠性与稳健性,引入经济地理权重矩阵进行相关稳健性检验,以上权重矩阵均进行标准化处理。

在进行实证分析前,需要进行空间相关性检验,本文使用经济空间权重矩阵进行莫兰

检验,通过莫兰检验结果表明存在空间自相关性,表明本地区经济高质量发展水平也会受到邻近地区经济高质量发展水平的影响。根据LeSage和Pace的研究,基于相邻地区之间存在着大量交互信息,若仅仅采用回归系数解释空间回归结果可能存在偏误<sup>[30]</sup>。鉴于此,本文借鉴其研究方法,将政府创新偏好、研发要素流动对区域经济高质量发展的影响分解为直接效应、间接效应与总效应。具体回归结果如表7所示。由表7可知,在单独考虑政府创新偏好与创新资本流动时,政府创新偏好、创新资本流动对区域经济高质量发展的间接效应均为正,表明在创新驱动发展战略下,依托创新驱动经济

高质量发展逐渐得到广泛认可,地方政府通过加大财政科技投入以支持本地区的技术创新活动,提高区域创新水平,对区域经济高质量发展产生正向空间溢出效应。研发资本流动产生的知识溢出效应,对周边地区发挥“示范效应”,周边地区通过“学习效应”缩小地区间的创新差距,从而产生正向的空间溢出效应。政府创

新偏好与研发资本要素流动交互作用对经济高质量发展产生负向空间溢出效应。表明地方政府在财政支出方面可能存在“重生产,轻创新”行为,同时可能存在地方保护主义,地方政府人为的限制技术、知识和信息等研发资本要素的跨区域流动,形成“锁定效应”,客观上不利于发挥创新驱动作用,进而产生负向空间溢出效应。

表7 空间效应分解回归结果

VARIABLES	LR_Direct	LR_Indirect	LR_Total	LR_Direct	LR_Indirect	LR_Total
	经济空间权重矩阵			经济地理权重矩阵		
<i>lnGXL</i>	0.004 (0.006)	0.075*** (0.022)	0.079*** (0.024)	-0.003 (0.006)	0.026* (0.014)	0.023 (0.016)
<i>lnYF</i>	-0.830*** (0.036)	0.714*** (0.132)	-0.116 (0.141)	-0.859*** (0.032)	0.462*** (0.078)	-0.397*** (0.080)
<i>lnGXL*lnYF</i>	0.258*** (0.011)	-0.277*** (0.044)	-0.019 (0.046)	0.275*** (0.010)	-0.167*** (0.022)	0.108*** (0.023)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES

## 五、结论与建议

随着中国经济步入高质量发展阶段,创新驱动发展成为促进经济高质量发展的新动能,各地政府加大对财政科技支出的投入力度,并积极为创新活动创造各种有利条件吸引研发要素向本地区流动,以期释放创新活力,为经济高质量发展提供新动能。研究发现:一是为了缓解内生性问题,采用面板动态系统GMM模型进行基准回归,地方政府参与创新活动有利于助推中国经济高质量发展,研发要素具有趋利性的特征在一定程度上抑制了创新活力的释放,阻碍区域经济高质量发展,地方政府创新偏好与研发要素流动的交互作用对区域经济高质量发展具有很好的正向调节效应,以上通过不同方法进行稳健性检验,结果均稳健可靠。二是地方政府创新偏好、研发要素流动以及二者的交互项对于不同分位数的区域经济高质量发展呈现出明显的异质性特征。三是以政府创新偏好为门槛时,研发要素流动对区域经济高质量发展呈现出“边际效应”递减的非线性变化趋势。四是进一步探究发现,政府创新偏好、研发

要素流动对区域经济高质量发展具有正向的空间溢出效应,但二者的交互后对区域经济高质量发展产生负向空间溢出效应。基于以上分析,提出如下几个方面的政策建议。

第一,中国经济实现高质量发展离不开政府的参与,地方政府始终扮演着至关重要的角色。因此在衡量地方政府绩效考核时,提高创新绩效考核比重,倒逼地方政府摒弃过去唯GDP论的传统观念,提高地方政府对中央创新驱动发展战略的落实,同时给予地方政府一定的自主权,使其能够更好地立足当地实际,发挥信息优势,对必要的创新活动提供重要的经费支持,进而发挥地方政府在区域创新系统建设中的作用,将创新驱动渗透到各个产业链,增强地区自主创新能力,释放科技生产力潜能,最终促进区域经济高质量发展。

第二,在进行研发创新活动时,不仅要关注本地区的创新资源和创新环境,还需加强与周边省份的研发要素的交流与合作,打破地区垄断壁垒,充分发挥市场化改革在资源配置中的作用,打破阻碍研发要素流动的体制机制障碍,为科技成果产业化转化提供良好的市场环境。

此外,积极构建区域创新合作平台,有效整合本地区和其他地区的创新资源,促进研发要素的自由流动,积极发挥其空间知识流动和知识溢出效应。

第三,重视地方政府财政科技投入与研发要素流动的协同发展。政府应进一步破除研发要素流动的阻碍,促进研发要素的区际间的自由流动,激发新知识、新技能的溢出效应,但依旧需要注意避免由于盲目加大对创新的投资力度,对研发要素流动造成的挤出效应。此外,研发要素流动具有用脚投票的属性,要求地方政府适度加大对研发基础设施的投入,逐步实现政府财政科技投入与研发要素流动的融合与对接,促进生产要素、技术等流动,从而提升地区创新动力和能力,助推区域经济高质量发展。

#### 参考文献:

- [1]郑江淮,宋建,张玉昌,郑玉,姜青克.中国经济增长新旧动能转换的进展评估[J].中国工业经济,2018(6):24-42.
- [2]车德欣,吴传清,任晓怡,吴非.财政科技支出如何影响企业技术创新?——异质性特征、宏微观机制与政府激励结构破解[J].中国软科学,2020(3):171-182.
- [3]李政,杨思莹.财政分权、政府创新偏好与区域创新效率[J].管理世界,2018,34(12):29-42,110,193-194.
- [4]刘备,王林辉.创新要素空间流动对区域创新能力的影响:外地吸引与本地依赖[J].求是学刊,2020,47(5):66-75,181.
- [5]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.
- [6]徐现祥,李书娟,王贤彬,毕青苗.中国经济增长目标的选择:以高质量发展终结“崩溃论”[J].世界经济,2018,41(10):3-25.
- [7]王钺.研发要素流动是否促进了区域创新质量的空间收敛——基于城市舒适性的视角[J].北京理工大学学报(社会科学版),2021,23(3):62-70.
- [8]任保平.把创新驱动嵌入高质量发展各个环节[J].红旗文稿,2021(7):34-36.
- [9]Lee B, Kamal S. Intellectual property rights, foreign direct investment, and industrial development[J]. Economic Journal, 2011(555): 1161-1191.
- [10]白俊红,卞元超.政府支持是否促进了产学研协同创新[J].统计研究,2015,32(11):43-50.
- [11]汪辉平,王增涛.财政支出、空间溢出与区域创新[J].经济问题探索,2017(9):78-85.
- [12]Howell, Sabrina, T. Financing innovation: Evidence from R&D Grants[J]. American Economic Review, 2015, 107(4): 1136-1164.
- [13]吴延兵.中国式分权下的偏向性投资[J].经济研究,2017,52(6):137-152.
- [14]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.
- [15]孙大明,原毅军.空间外溢视角下的协同创新与区域产业升级[J].统计研究,2019,36(10):100-114.
- [16]Siemens E, Balasubramanian S, Roth A V. Incentives that induce task-related effort, helping, and knowledge sharing in workgroups[J]. Management Science, 2007, 53(10): 1533-1550.
- [17]杜两省,胡海洋,姚晨.制度环境、技术创新资本流动与区域发展——基于空间集聚视角的研究[J].西南民族大学学报(人文社科版),2020,41(2):142-151.
- [18]宛群超,袁凌,王博林.研发要素流动与高技术产业创新能力[J].中国科技论坛,2021(1):106-116.
- [19]焦翠红,陈钰芬.R&D补贴、寻租与全要素生产率提升[J].统计研究,2018,35(12):80-91.
- [20]白东北,张营营,王珏.产业集聚与中国企业出口:基于创新要素流动视角[J].国际贸易问题,2021(2):63-79.
- [21]卓乘风,邓峰.创新要素流动与区域创新绩效——空间视角下政府调节作用的非线性检验[J].科学学与科学技术管理,2017,38(7):15-26.
- [22]何冬梅,刘鹏.人口老龄化、制造业转型升级与经济高质量发展——基于中介效应模型[J].经济与管理研究,2020,41(1):3-20.
- [23]程翔,杨小娟,张峰.区域经济高质量发展与科技金融政策的协调度研究[J].中国软科学,2020(S1):115-124.
- [24]白俊红,王钺,蒋伏心,李婧.研发要素流动、空间知识溢出与经济增长[J].经济研究,2017,52(7):109-123.
- [25]曹鸿杰,卢洪友,潘星宇.地方政府环境支出行为的空间策略互动研究——传导机制与再检验[J].经济理论与经济管理,2020(1):55-68.
- [26]王小鲁,樊纲,刘鹏.中国经济增长方式转换和

增长可持续性[J]. 经济研究, 2009, 44(1): 4-16.

[27]汪伟, 刘玉飞, 彭冬冬. 人口老龄化的产业结构升级效应研究[J]. 中国工业经济, 2015(11): 47-61.

[28]Hansen. B. E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

[29]李光龙, 范贤贤. 财政支出、科技创新与经济高质量发展——基于长江经济带108个城市的实证检

验[J]. 上海经济研究, 2019(10): 46-60.

[30]LeSage J, Pace R K. Introduction to spatial economics[M]. Boca Raton: CRC Press, 2009.

[31]卞元超, 吴利华, 白俊红. 财政科技支出竞争是否促进了区域创新绩效提升? ——基于研发要素流动的视角[J]. 财政研究, 2020(1): 45-58.

【责任编辑 许鲁光】

## Government Innovation Preference, Research and Development Factor Flow and High Quality Development of Regional Economy

ZHAO Bin

**Abstract:** In the context of the new era, the strategy of innovation-driven high-quality economic development has become a consensus. The role of local governments in innovation cannot be ignored, and R&D is the key to ensuring innovation. This paper incorporates the government's innovation preference, the flow of R&D factors and the high-quality development of the regional economy into a unified analysis. Empirically, this paper measures the high-quality economic development index of 30 provincial-level regions in China from 2007 to 2019, and introduces a gravity model to measure the flow of R&D factors. On this basis, different econometric models are used to carry out an empirical analysis on the impact of government innovation preference, R&D factor flow and their interaction terms on the high-quality development of regional economy. The research shows that: on the basis of considering endogeneity and robustness, government innovation preference promotes high-quality development of regional economy, the flow of R&D capital factors is negatively correlated with the high-quality development of regional economy. At different quantiles, there are significant heterogeneity differences in government innovation preference, flow of R&D capital factors, and their interaction terms for high-quality regional economic development. When considering the threshold effect and taking the government's innovation preference as the threshold, the flow of R&D capital factors has a nonlinear relationship of diminishing “marginal utility” for the high-quality development of the regional economy. When further considering the spatial effect, the government's innovation preference and the flow of R&D capital factors have a significant positive spatial spillover effect on regional high-quality development, while the interaction between the two has a significant negative spatial spillover effect. This paper provides a new perspective for understanding the high-quality development model of the regional economy, and also provides a policy reference for exploring the high-quality development path of the regional economy.

**Keywords:** government innovation preference; R&D factor flow; economic high quality development index; high-quality development of regional economy