

政府引导基金、地方财政差异和区域创新水平的作用机制研究

逢雯婷 王振宇 陈奕诺

(辽宁大学,沈阳 110036)

内容提要:本文以 2009 年—2019 年 30 个省(市、自治区)数据为基础,以双固定面板模型为基准回归,利用调节效应模型和门槛效应模型,对政府引导基金、地方财政差异和区域创新水平三者之间的作用机制进行探讨和实证检验。研究发现:(1)总体上政府引导基金有效提高了区域创新水平且地方财政差异在政府引导基金对区域创新水平的影响中具有正向调节效应,随着地方财政自给能力或政府创新偏好的增强,政府引导基金提升区域创新水平的力度也会增强;(2)该正向调节效应存在区域异质性,财政自给能力的调节效应在东中部不显著,在西部显著,政府创新偏好在东部显著,在中西部不显著;(3)该正向调节效应具有非线性特征,地方财政自给能力和政府创新偏好各自存在单门槛效应,只有二者达到一定水平时,才能充分发挥政府引导基金的区域创新推动作用。同时,还发现位于引导基金高创新效用区间的省份大都集中在东部,少数在中部,政府引导基金没有改善区域创新极化发展现状。对此,本文提出要因地制宜发挥政府引导基金的区域创新推动作用、完善财政科技支出转移支付及加强财政与其他部门的协同性等政策建议。

关键词:政府引导基金 财政自给能力 政府创新偏好 区域创新

中图分类号:F812.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-9544(2021)08-0075-11

一、引言与文献综述

党的十九届五中全会表明要坚持创新在我国现代化建设中的核心地位,凸显了创新在我国现阶段发展的紧迫性和重要性。根据历年《全球创新指数》公布数据来看,我国创新排名从 2014 年第 29 位上升至 2020 年第 14 位,国家综合创新能力得到显著提升,但就国内情况而言,创新资源发展不均

导致地区之间的创新能力差距较大且呈扩大化趋势^[1],这与高质量发展战略不符,如何在缓解区域极化发展的同时令创新资源得到公平有效的配置成为我国政府面对的难题。面对新时代、新使命,政府的职能在不断转变,其干预资源配置的方式也越来越注重与市场相融合,政府引导基金(以下简称“引导基金”)就是财政治理现代化改革下财政投入方式转变的典型代表。引导基金是指由政府出资发

[收稿日期]2021-06-24

[作者简介]逢雯婷,经济学院财政学硕士研究生,研究方向为财政理论与政策;王振宇(通讯作者),地方财政研究院教授,博士生导师,研究方向为财政体制;陈奕诺,新华国际商学院,研究方向为财政理论与政策等。

[基金项目]辽宁省科技软科学计划资助项目“创新辽宁财政科技资金投入和管理方式研究”阶段性成果。

起,以股权或债权等方式吸引各类社会资本参与设立,通过市场化管理运作的政策性基金^[2]。据清科私募通数据,我国引导基金占比最大的为产业基金和创业基金,数量及规模合计占比分别达89.07%、75.82%,产业基金旨在引导战略新兴产业和创新发展,需以重大技术突破为基础^[3],创业基金则主要投向高新技术企业为主的中小企业,不难发现,推动创新发展是引导基金实现政策目标的核心要义。另外,政府出资部分一般来自当地整合的专项资金或财政结余资金,导致其投资带有较强的地域属性,因此可以说,引导基金实际目的在于推动地区创新水平的提高。“政府引导、市场运作”的特殊模式,使引导基金可以兼顾政府配置资源的公平性与市场配置资源的效率性,在地方财政收支矛盾突出与发展需求旺盛的背景下,引导基金为各级政府助力创新发展提供了新的方式选择。

对我国引导基金创新效应进行研究的文献,大体可分为两种:一是研究引导基金能否让创新资本流向创新主体。创新活动市场失灵的主要表现为社会资本不能自发流向创新主体,因此引导基金对资本的引导能力是其推动创新的基础。杨敏利等(2015)^[4]、董建卫等(2017)^[5]研究证明引导基金可以成功引导社会资本进入创投领域,施国平等(2016)^[6]则发现引导基金只能引导非国有背景的创投机构投向早期企业,但不能引导其投向高科技企业。二是研究引导基金是否提高了创新主体的创新能力。企业是创新主体的核心,陈旭东等(2020)^[7]研究发现引导基金可以通过缓解融资约束提升企业创新能力,同时还会使创新资源向资本密集型和技术密集型行业集聚;邓晓兰和孙长鹏(2019)^[8]证明了企业创新与产业升级密切相关,存在引导基金通过提高企业创新推动产业升级的作用机制;黄嵩等(2020)^[9]则认为相对于其他基金,政府引导基金在促进科技型初创企业技术创新时表现更优秀。

国内学者对引导基金与创新的研究大多聚焦于微观企业,虽然企业是创新的主体,但政府支持企业创新活动是为了获得创新活动的社会整体收益,而不是单个企业创新效率的提升,微观割裂式的研究方法缺乏系统性思维,忽视了企业创新的外部性和

对区域创新的带动作用^[10],因此从宏观角度研究能更好判断引导基金对区域整体的创新推动效果。

地方政府作为宏观调控的主体,可为创新系统协调运作提供有力支撑^[11],地方政府的财政自给能力及创新偏好是影响引导基金作用区域创新的重要因素,但地区之间的财政情况不尽相同,在引导基金能影响区域创新水平的假设前提下,这种财政差异是否会通过引导基金影响区域创新极化发展的程度,作用机制如何,本文试图对此作出解释,基于此,本文将从地方财政差异视角出发,研究引导基金对区域创新水平的影响。与以往文献相比,本文可能的创新点在于:一是基于区域创新系统理论,研究宏观而非微观视角下,引导基金对区域创新水平的影响。二是将地方财政差异纳入引导基金与区域创新的分析框架内,陈少强等(2017)^[12]从地方政府财力、财权、事权的匹配及风险防范等角度定性论述了引导基金的发展过程、问题和建议,本文则重点关注地方财政自给能力与政府创新偏好的影响,并将对政府引导基金、地方财政差异和区域创新水平三者之间的关系进行实证检验。

二、作用机制与研究假说

(一)政府引导基金与区域创新水平的关系

区域创新是一个系统性概念,指通过生产企业、科研机构、教育机构、政府及金融机构等创新主体协作,对该地区的创新资源进行合理配置,提升企业技术研发和新产品创造能力并将知识价值转化为技术和产品生产^[13]。虽然企业是区域创新的主体力量,但引导基金不仅仅只对企业产生节点影响,政府出资的政策目标为最大化企业在产业和区域创新网络中的知识与技术溢出^[10],由点及面,带动整个区域创新系统水平提升,具体作用机制如下:

1.引导基金加强了区域内创新主体之间的链式协作。一是政府与金融机构的协作。政府隐性信誉担保有助于风险投资机构树立经营稳健的形象,党兴华等(2015)^[13]发现有政治关联的风投比没有建立政治关联的风投融资次数更多、规模更大。引导基金通过发挥财政资金杠杆作用撬动社会资本,推动创业投资机构发展,实现区域金融资源的集聚,杨

大楷和李丹丹(2012)^[14]发现设立了引导基金的区域相对于未设立区域,其私募股权投资项目数更多。二是金融机构与企业的协作。引导基金以创投机构为支点,除了为企业带来创新资本注入,也提供高水平管理、战略规划等增值服务,有助于企业形成科学完备的组织架构,推动区域创新主体力量增强。三是企业与研发机构的协作。企业通过创投机构获得创新资金后,除了内部研发,也会积极从外部组织获取创新知识以弥补内部资源的不足,研发机构是企业获取新知识的重要来源,张文红等(2014)^[15]研究证明外部研发机构能够通过增强技术知识和市场知识的跨界搜索增强企业创新。因此,引导基金可间接加强企业与研发机构之间的协作性。综上,引导基金通过强化创新主体之间的有机联系,使之产生“1+1>2”的作用效果,进而提升区域创新水平。

2.引导基金推动了区域内更有效的创新资源配置。创新资源是指创新活动中所需的资本、人力、环境等要素。就创新资本而言,企业作为区域创新主体的核心力量,对创新资本的需求最大,引导基金一方面通过促进创投机构发展,进一步放大自身规模,提高区域创新发展的资本供给水平;另一方面借助专业化基金,更容易发现并筛选出创新潜力高、产出能力强的企业,增强创新资金靶向性,提高区域创新成效。就创新人才而言,得到注资的企业通过创新活动提高生产效率从而获得超额剩余价值,出于对利润的追逐,会激发同产业/企业竞争甚至带动研发机构对高技能劳动力的需求,供求机制作用下,教育机构会加大创新人才的培养力度,最终实现区域更高层次的人才供求平衡。再者,由于引导基金投资领域与国家战略目标相符且有助于实现地区经济增长动能转换,地方政府会积极出台配套扶持政策并优化创新服务,如高新企业税收优惠、搭建创新平台等,以改善当地创新环境。综上,引导基金通过对创新资源优化配置,提升了区域创新要素生产率,进而提高区域创新水平。

根据上述分析,提出假说1:政府引导基金会提升区域创新水平。

(二)基于调节效应的分析

受要素禀赋和发展水平等因素的影响,我国各

地区的财政情况不一,而财政支出是政府支持区域创新活动最基本的方式^[16],即使在引导基金投资规模相同的条件下,由于不同地区的财政情况存在差异,引导基金对当地创新水平的提升力度也可能不同。本文所指的地方财政差异主要从两方面体现,一是地方财政自给能力差异,二是地方政府创新偏好差异,地方财政自给能力不仅体现了其自主收支的对应情况,更反映单位自有财力实际上能支持地方政府完成多少事权支出责任^[16],决定了地方政府对创新的需求是否为有效需求,政府创新偏好则可以直接体现地区政府对创新活动的支持水平。

地方财政自给能力用该地区一般公共预算收入占一般公共预算支出的比重来表示,该比例越高,说明地方财政对上级转移支付的依赖程度越低,当地政府对财政资源自由裁量的空间越大,可以根据实际发展需要调配财政资金进入创新领域,设立引导基金的可能性或出资额度增加,财政“四两拨千斤”的杠杆基数随之加大,且财政自给能力强的地区经济水平、市场化程度以及对外开放等要素条件也相对优越,能吸引各层级的社会资本加入,使引导基金的杠杆效应得到更加有效的发挥。地方政府创新偏好用财政科技支出占一般公共预算支出的比重来表示,科技支出占比越高,说明从支出结构来看,地方政府在有限的预算内更偏向将财政资源投向区域创新系统建设,虽然其支出方式和效率一直备受争议,但不能否认财政科技支出在基础研究、搭建创新平台等方面的不可替代性与积极作用,财政投向基础研究可以与企业投向应用研究互补,良好的创新环境也有助于吸引创新主体集聚。基于上述分析,提出如下假说:

假说2:财政自给能力对引导基金提升区域创新水平有正向调节作用。

假说3:政府创新偏好对引导基金提升区域创新水平有正向调节作用。

三、模型设定与变量选取

(一)模型设定

为了检验政府引导基金对区域创新水平的影响,构建模型(1):

$$RIC_{it}=\beta_0+\beta_1GVC_{it}+\beta_2D_{it}+\sum_{j=3}^{j=9}\beta_jControl_{it}+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

基于调节效应的分析,构建模型(2):

$$RIC_{it}=\beta_0+\beta_1GVC_{it}+\beta_2D_{it}+\beta_3D_{it}*GVC_{it}+\sum_{j=4}^{j=10}\beta_jControl_{it}+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(1)(2)中; i 表示地区, t 表示年份, RIC_{it} 表示区域创新水平, GVC_{it} 表示有政府引导基金参与的投资额, D_{it} 为地方财政差异的两个调节变量,分别为财政自给能力 FSS_{it} 、地方政府创新偏好 GIP_{it} , $Control_{it}$ 表示控制变量集合,包括地区开放水平(ROL)、人力资本水平(AE)、基建水平(IL)、经济发展水平(PG)、城镇化水平(UL)、市场化水平(MAR)和金融效率(FE), μ_i 表示不随时间变化的个体效应, ε_{it} 表示随机扰动项。若模型(2)交乘项系数显著,则说明调节变量的调节效应存在。

为了进一步研究地方财政差异的非线性调节效应,借鉴 Hansen(1999)门槛回归模型,构建单门槛模型(3):

$$RIC_{it}=\beta_0+\beta_1GVC_{it}I(D_{it}\leq\gamma)+\beta_2GVC_{it}I(D_{it}>\gamma)+\beta_3D_{it}+\sum_{j=4}^{j=10}\beta_jControl_{it}+\mu_i+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型(3)中, γ 为门槛值; I 为示性函数,当符合

示性函数中的条件时,示性函数取值为1,否则为0,其他符号含义与模型(1)(2)同。若为多门槛效应模型,则在(3)的基础上拓展即可。

(二)变量选取和数据说明

本文选择2009年-2019年30个省、直辖市和自治区(不含西藏)的数据进行研究,核心解释变量数据来源为清科私募通数据库,考虑到引导基金存在极值的情况,实证检验时将0替换为0.01。被解释变量和控制变量数据来源为各年度《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》、中国人民银行网站,个别缺失数据用插值法进行填补。本文使用 stata14.0 进行实证分析。

1.被解释变量

区域创新水平(RIC):引导基金主要通过推动企业创新来带动其他创新主体,实现区域系统创新水平的提升,本文参考《中国区域创新水平检测报告2019》等主流评价体系,综合考虑企业在协同创新、技术创造、推动产业和社会发展等方面的能力,选择如下指标(如表1所示)利用熵值法,测度各地区区域创新水平。

表1 区域创新水平指标框架

| 一级指标 | 二级指标 | 三级指标 |
|--------|---------|-------------------------|
| 区域创新水平 | 协同创新能力 | 高校和科研院所 R&D 来自企业的资金(亿元) |
| | 技术创造能力 | 企业发明专利申请量(件) |
| | 创新驱动能力 | 新产品销售收入(亿元) |
| | | 注册商标量(件) |
| | 知识创造成果 | 技术市场交易额(亿元) |
| | | 专利授权数(件) |
| | 产业发展水平 | 高新技术产业主营业务收入(亿元) |
| | 社会发展推动力 | 高新技术产业就业人数(万人) |

2.核心解释变量

政府引导基金(GVC):采用各省(市、自治区)有政府引导基金参与的投资金额的对数来表示。相关研究通常以引导基金设立规模作为测度指标(邓晓兰和孙长鹏,2019;陈旭东等,2020)^[7,8],且删减国家

级引导基金或者仅保留创业基金、产业基金,考虑到引导基金“投不出去”的现实问题,相对于设立规模,用有引导基金参与的投资额来测度更能真实反映引导基金的创新作用。另外,考虑到数据库中的投资额是以被投公司所在地划分的,可以反映引导

基金对被投资地区的创新推动性,本文没有删除国家级引导基金。再者,除了创业基金和产业基金外,未删除 PPP 基金,本文认为 PPP 基金会改善区域内基础设施建设、提高当地公共服务水平,有利于吸引创新人才,间接改善区域创新要素禀赋,因此本文不对引导基金级别和类别作筛选。最后,删除投资阶段缺失、投资金额不全或估计的数据。

3.调节变量

地方财政自给能力(FSS):用一般公共预算收入占一般公共预算支出的比重来表示。地方政府创新偏好(GIP):用财政科技支出占一般公共预算支出的比重来表示。

4.控制变量

基于宏观角度,区域创新水平还受内外部其他因素的影响。(1)地区开放水平(ROL):用外商直接投资占国民生产总值的比值来表示。外资投入是地区创新能力提升的源泉之一,罗军(2016)^[17]认为外商直接投资会通过竞争、示范、人力资本流动和关联四种效应对东道国的自主创新能力产生影响。其

中外商直接投资额按中国人民银行公布的当年各月平均汇率的平均值折合为人民币计算。(2)人力资本水平(AE):受高等教育人口占就业人口比重。具体包括专职(包括中等职业教育、高等职业教育和大学专科)、大学本科和研究生占就业人口比重。该比重越高,说明当地创新人才储备越丰富。(3)基建水平(IL):用固定资产投资额的对数表示。柳卸林和杨博旭(2020)^[18]认为投资通过技术转移和溢出对区域创新产生影响。(4)经济发展水平(PG):用人均地区生产总值的对数表示。一般认为,经济基础越好,区域创新水平越高。(5)城镇化水平(UL):城市人口占总人口的比重。程开明(2009)^[19]发现区域创新投入集中于城市,城镇化有利于创新的产生和扩散。(6)市场化水平(MAR):借鉴刘佳鑫和李莎(2021)^[20]作法,用国有单位在岗职工人数占地区总人数的比重来表示。(7)金融效率(FE):金融机构存贷款余额之比。冉光和等(2013)^[21]实证发现金融发展的效率对区域创新能力产生促进作用。表2为变量描述性统计。

表2 变量描述性统计

| Variable | Obs | Mean | Std.Dev. | Min | Max |
|----------|-----|--------|----------|-------|--------|
| RIL | 330 | 0.073 | 0.113 | 0.001 | 0.891 |
| GVC | 330 | 2.329 | 2.915 | 0.01 | 9.996 |
| ROL | 330 | 0.370 | 0.398 | 0.047 | 3.73 |
| AE | 330 | 19.545 | 11.340 | 3.24 | 65.387 |
| IL | 330 | 9.368 | 0.846 | 6.682 | 10.986 |
| PG | 330 | 1.489 | 0.501 | 0.101 | 2.799 |
| UL | 330 | 0.562 | 0.127 | 0.299 | 0.896 |
| MAR | 330 | 0.048 | 0.014 | 0.025 | 0.092 |
| FE | 330 | 1.364 | 0.265 | 0.874 | 2.448 |
| FSS | 330 | 0.502 | 0.192 | 0.148 | 0.931 |
| GIP | 330 | 0.203 | 0.015 | 0.004 | 0.072 |

四、实证结果与分析

(一) 政府引导基金与区域创新水平关系的实证结果

由于豪斯曼检验无法拒绝固定效应比随机效应更有效的原假设,本文选择固定效应作为基准回

归,同时为了排除随时间、个体变化的影响,控制时间和个体效应。表3报告了模型(1)的回归结果,基于全样本下,列1未加入调节变量,引导基金系数为0.0034且在1%水平下显著,说明引导基金能显著提升区域创新水平,列2、3、4将我国30个省(市、自治区)分为东中西部进行分组回归,由表可

知,不同地区之间虽然在显著性水平上存在些许差异,但引导基金系数均为正,进一步地,列 5 列 6 分别加入地方财政自给能力与政府创新偏好变量,引

导基金系数正向性稳定且显著,说明引导基金能提升区域创新水平的结论稳健,假说 1 成立。

表 3 基准模型回归结果

| 变量 | 全样本 | 东部 | 中部 | 西部 | D=Fss | D=Gip |
|----------------|---------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|--------------------|
| | 全样本 | | | | 全样本 | 全样本 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Gvc | 0.0034*** (2.89) | 0.0023 (1.34) | 0.0025** (2.57) | 0.0014* (2.57) | 0.0034*** (3.06) | 0.0026** (2.30) |
| D | | | | | -0.1689 (-1.33) | 4.8166** (2.16) |
| Constant | -0.1856 (-1.52) | -0.7258** (-2.75) | -0.2979*** (-5.73) | -0.2961*** (-5.48) | -0.1397 (-1.32) | 0.0610 (0.40) |
| Control | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Robust | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| R ² | 0.4930 | 0.6891 | 0.8387 | 0.6274 | 0.5005 | 0.6529 |
| N | 330 | 99 | 110 | 110 | 330 | 330 |

注:***、** 和 * 分别表示该变量在 1%、5%和 10%水平上显著,括号内为 t 值(下同)。

(二)政府引导基金、地方财政差异和区域创新水平关系的实证结果

由表 3 可知引导基金提升区域创新水平的效果存在区域异质性,这种差异是否与地方财政有关,即地方财政自给能力和创新偏好的调节效应是否存在,由模型(2)进行检验,表 4 报告了引入引导基金与调节变量交乘项的结果,列 1 及列 5 全样本下交乘项(Gvc*D)系数显著为正,说明调节效应存在且为正向调节,即地方财政自给能力或政府创新偏好性越强,引导基金提升区域创新水平的效果越好,假说 2 和假说 3 成立。

分地区讨论后,表 4 显示调节效应同样存在区域异质性。一是地方财政自给能力对引导基金与区域创新的正调节效应仅在西部显著,在东中部不显著。诚然,相对于西部,东中部具备设立引导基金较早、基础设施完善、投融资市场发达等优势,引导基金得到了良好的发展,政府可以利用较少的财政资金发挥较强的杠杆作用以实现创新资本的集聚。发展至今,该地区引导基金已有较大存量,政府定位也由资本供给为主转为方向引导为主,因此财政自

给能力的提高对东中部地区引导基金的创新推动作用没有显著影响。成丹(2017)^[22]认为丰富且具有潜在增值能力的企业和项目资源及专业的基金管理机构是引导基金发展的前提,而西部地区受制于创新服务不完善、创新制度不先进等软约束,企业高增值项目储备不足,对社会资本的吸引力不强,进而也无法吸引到专业管理机构,引导基金的发展及创新环境的建设仍需政府大力投入,因此西部地区财政自给能力的强弱直接决定了引导基金提高区域创新水平的强弱。

政府创新偏好变量则不同,其调节效应仅在东部显著,在中西部不显著。主要原因在于东部地区经济实力雄厚,财政资源丰富,财政科技支出无论是总量还是相对量都要比中西部地区大,其支出管理、绩效评价体系也较为完善,使得科技支出与引导基金形成良好的耦合性,因此科技支出占比越高,引导基金对区域创新的推动力越强,而中部地区由于承接了不少从发达地区转移的低端产业,使财政科技支出的实质性创新驱动效果受限,且该地区政府为避免“中部塌陷”,比起高风险的实质性创

表 4 调节效应分区域的实证结果

| 变量 | D=Fss; Gvc*D=Gvc*Fss | | | | D=Gip; Gvc*D=Gvc*Gip | | | |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|--------------------|
| | 全样本 | 东部 | 中部 | 西部 | 全样本 | 东部 | 中部 | 西部 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| Gvc | 0.0028*** (2.83) | 0.0027 (1.21) | 0.0025** (2.56) | 0.0010 (1.88) | 0.0016 (1.50) | 0.0035 (1.45) | 0.0019* (2.06) | 0.0010 (1.04) |
| D | -0.1389 (-1.11) | -0.0293 (-0.18) | -0.0203 (-0.26) | 0.0262 (0.28) | 3.9213** (2.20) | 8.2255*** (6.99) | 0.5781 (1.84) | 0.7968 (0.81) |
| Gvc*D | 0.0193* (1.86) | 0.0060 (0.53) | 0.0063 (1.07) | 0.0108* (1.83) | 0.3494** (2.49) | 0.2522** (2.43) | 0.043 (0.89) | 0.4944 (1.79) |
| Constant | -0.1441 (-1.53) | -0.7270** (-2.79) | -0.3017** (-5.61) | -0.2321* (-2.02) | -0.0071 (-0.06) | -0.0750 (-0.27) | -0.2444** (-4.52) | -0.1039 (-1.06) |
| Control | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Robust | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| R ² | 0.5193 | 0.6865 | 0.8397 | 0.6404 | 0.6983 | 0.8944 | 0.8539 | 0.7003 |
| N | 330 | 99 | 110 | 121 | 330 | 99 | 110 | 121 |

新活动,对“短平快”的投资项目更为关注,科技支出的创新效果不强^[23],因此即使增加科技支出比重,对引导基金提升区域创新水平的影响也不显著。再看西部,虽然西部地区的财政科技支出调节系数达0.4944,边际贡献较高,但内部财政收支矛盾凸显,对上级转移支付依赖性较强,而转移支付的大部分资金通常已被上级锁定用途,政府无法自由调配财政资金投入创新领域,科技支出不能满足区域创新的建设需求,导致其在西部地区的调节效应不显著。

(三)稳健性检验

为了保证前文结果的可靠性,本文尝试以下两种稳健性检验:(1)缩尾处理。为了消除极端值对估计结果的影响,对样本数据进行1%和99%的替换缩尾处理,表5列1、2、3显示基准回归下引导基金系数均为正且分别通过1%、1%、5%的显著性水平,列4、5显示调节效应模型下调节变量与引导基金的交乘项显著为正,说明引导基金能显著提升区域创新水平及地方财政差异显著正向调节引导基金与区域创新水平的结论稳健。(2)差分GMM。考虑到区域创新水平的提升存在一定的持续性,即当期区域创新水平提升依赖于前期的区域创新水平,在

模型(2)的基础上引入区域创新水平的滞后一期项(Ril_{t-1}),利用差分GMM进行估计,列6、7显示模型通过AR(2)和Hansen检验,模型整体有效,区域创新滞后一期项以及交乘项系数均显著为正,说明地方财政自给能力与政府创新偏好正向调节引导基金提升区域创新水平的结论可靠。

(四)非线性调节效应检验

设定模型(2)时实际需要满足两个假定:一是满足线性交互作用(LIE)假定,即财政能力每变动1个单位,引导基金对区域创新的边际效应在定义域内均为 β_3 。但实际来看,LIE假定并不能被轻易满足,引导基金的边际效应可能是非单调的,例如在财政自给能力较低时,引导基金的创新边际效应可能较小;在财政自给能力较高时,引导基金的创新边际效用会较大。二是共同支持假定,本文面板数据仅有330个,不能充分满足该假定下大样本量的需求。为了直观说明模型(2)是否满足假定条件,本文采用能展示数据完整曲线的核估计量进行判定,如果拟合线为直线,说明满足LIE假定;如果拟合线为曲线,则说明不能满足LIE假定。如图1所示,左、右图分别代入财政自给能力和政府创新偏好变量,可以看到拟合线波动较大,证明交互项与被解释变

表 5 稳健性检验

| 变量 | 基准回归 | | | 调节效应 | | | |
|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|-----------------------|---------------------|
| | 缩尾处理 | | | 缩尾处理 | | DIF-GMM | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| | | D=Fss | D=Gip | D=Fss | D=Gip | D=Fss | D=Gip |
| Ril_{it-1} | | | | | | 1.3446*** (5.14) | 0.8052*** (4.15) |
| Gvc | 0.0033*** (3.15) | 0.0033*** (3.36) | 0.0028** (2.72) | 0.0029*** (2.83) | 0.0017 (1.50) | -0.0006 (-0.40) | -0.0015 (-1.01) |
| D | | -0.1593 (-1.38) | 3.1026** (2.72) | -0.1389 (-1.11) | 3.9213** (2.20) | -0.3946*** (-3.81) | 1.2579 (1.48) |
| Gvc*D | | | | 0.0193* (1.86) | 0.3494** (2.49) | 0.0196* (1.94) | 0.3094* (1.96) |
| Constant | -0.0871 (-0.56) | -0.1794 (-1.68) | -0.0530 (-0.49) | -0.1441 (-1.53) | -0.0071 (-0.06) | 0.1143 (1.57) | 0.0601 (0.95) |
| Control | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Robust | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| AR(2) | | | | | | 0.548 | 0.342 |
| Hansen | | | | | | 0.206 | 0.367 |
| R ² or F | 0.6115 | 0.6201 | 0.7094 | 0.5193 | 0.6983 | 27.86 | 32.08 |
| N | 330 | 330 | 330 | 330 | 330 | 240 | 240 |

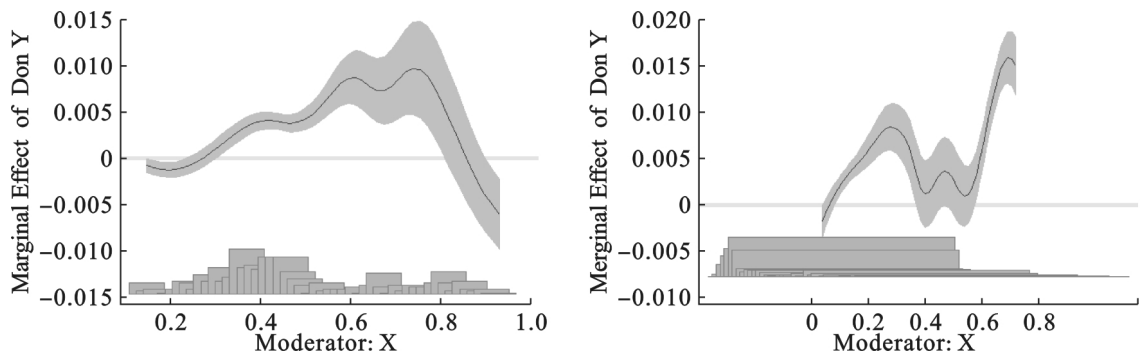


图 1 核估计量诊断图

量并非简单的线性关系,存在非线性调节效应。

(五)门槛效应分析

借鉴 Hansen(1999)^[24]非线性门槛回归模型,具体测定调节变量的门槛个数及门槛值,如表 6 所示,地方财政自给能力与政府创新偏好均在 1% 的显著性水平下通过单门槛检验而未通过双门槛检验,因此本文将以模型(3)进行回归分析。具体来说,如表 7 所示,当地方财政自给能力小于 0.6909 时,引导基金系数为 0.0009;当财政自给能力大于 0.6909 时,该系数为 0.0124;当财政科技支出占比

小于 0.0309 时,引导基金系数为 0.0013;财政科技支出占比大于 0.0309 时,该系数为 0.007,说明只有当地方财政自给能力或政府创新偏好达到某临界点时,才能在一定程度上充分发挥引导基金对区域创新水平的提升作用,地区开放水平、经济发展水平等控制变量基本显著,说明引导基金在推动区域创新时会受到内外部地区宏观因素的影响。

若地方财政自给能力或政府创新偏好处于低区间,如前文所述,一方面,在有限的财政资源条件下,政府会优先考虑保障基本民生供给,而非投资

表 6 门槛效应检验与门槛值估计结果

| 门槛变量 (BS=300) | 单门槛检验 | | 双门槛检验 | | 门槛估计值 | |
|------------------|-------|--------|-------|--------|--------|------------------|
| | F 统计量 | P 值 | F 统计量 | P 值 | 估计值 | 置信区间 |
| Fss | 68.18 | 0.0167 | 15.52 | 0.1800 | 0.6909 | [0.6869, 0.7001] |
| Gip | 25.57 | 0.01 | 3.00 | 0.7467 | 0.0309 | [0.0304, 0.0314] |

表 7 面板门槛回归结果

| 变量 | D=Fss | | D=Gip | |
|----------|------------|-------|-----------|-------|
| | 系数 | t 值 | 系数 | t 值 |
| Gvc(D≤γ) | 0.0009 | 1.21 | 0.0013* | 1.81 |
| Gvc(D>γ) | 0.0124*** | 9.16 | 0.0070*** | 6.41 |
| D | -0.1881*** | -4.25 | 2.4950*** | 7.44 |
| ROL | 0.0288*** | 2.68 | 0.0371*** | 3.91 |
| AE | -0.0002 | -0.38 | 0.0015*** | 3.60 |
| IL | 0.0134* | 1.71 | -0.0013 | -0.18 |
| PG | 0.0433*** | 2.65 | 0.0337** | 2.24 |
| UL | 0.0579 | 0.55 | -0.0633 | -0.64 |
| MAR | 0.6646* | 1.67 | 0.1424 | 0.38 |
| FE | 0.0228 | 1.38 | 0.0394** | 2.57 |
| Constant | -0.1401* | -1.86 | -0.0933 | -1.32 |
| F 值 | 42.80*** | | 62.15*** | |

表 8 各省财政自给能力门槛通过情况

| 门槛区间 | 参数估计 | 省份(时段) | 地区 | 2009 | 2014 | 2019 |
|------------|-----------|--|----|------|------|------|
| Fss>0.6909 | 0.0124*** | 京、沪、苏、浙、粤(2009-2019);津(2009-2017); 闽(2014);鲁(2014) | 东部 | 6 | 8 | 5 |
| | | | 中部 | 0 | 0 | 0 |
| | | | 西部 | 0 | 0 | 0 |
| Gip>0.0309 | 0.0070*** | 京、沪、浙、粤(2009-2019);津(2010-2019); 苏(2011-2019);皖(2016-2019);鄂(2017-2019) | 东部 | 4 | 6 | 6 |
| | | | 中部 | 0 | 2 | 2 |
| | | | 西部 | 0 | 0 | 0 |

周期长、风险高的引导基金,政府出资比例不高,引导基金设立的“硬投入”不足;另一方面,财政科技投入相对较少,创新公共服务供给不能与创新主体需求相匹配,使得引导基金提升区域创新水平的效率大打折扣;再者,财政自给力较弱的地区通常设置引导基金的返投比例高、退出让利少,无法吸引到高水平的管理团队和相关企业,导致引导基金投资管理不善,与地区产业的耦合度不高,造成“引”“导”不力的现象,与初始设立目标相悖。由表 8 可

知,跨过门槛值的重合地区有京、津、沪、苏、浙、粤,均集中在东部,共性特征为引导基金的设立时期早、规模大且管理先进,例如广东深圳规定对引导基金返投比例按市场规律动态调整,由初期的 2 倍降为后期的 1.5 倍,切实缓解了企业与基金管理机构压力,同时通过让利机制激励基金管理人投本地项目、投早期企业、投重点产业,使引导基金与地区发展水平相适应,最大化发挥出引导基金的杠杆效应与引导效应,进而提升区域创新水平。

另外,由表 8 分时段分地区可知,跨过门槛值的省份在样本观察期变化不大,东部京、沪等表现稳定,中部鄂、皖后者居上,西部省份零突破,说明在地区财政差异的调节下,引导基金虽然推动了区域创新,但没有缓解“马太效应”下区域创新极化发展现象,现阶段仍处于东部强者恒强,西部弱者恒弱,中部居中的态势,再结合上文表 4 列 8 的回归结果,引导基金每增加一个单位,西部创新水平可整体提升 $0.4954(0.0001+0.4944)$ 个点,说明西部若持续增大科技支出投入比重,使其调节效应达到显著界点,引导基金对西部创新水平有极大拉动作用,进而改善区域创新发展不平衡的问题。

五、研究结论和政策启示

政府引导基金是政府现代化体制机制改革的制度创新之策,为政府助力创新提供了新的选择。本文以 2009 年-2019 年中国 30 个省(市、自治区)的面板数据为样本,将政府引导基金、地方财政差异和区域创新水平纳入统一的分析框架,分别以地方财政自给能力和政府创新偏好作为地方财政差异的代理变量,以双固定面板模型为基准回归,考察了三者之间的作用机制,得到结论如下:首先,全样本下,政府引导基金对区域创新水平呈显著正向影响。其次,地方财政差异在引导基金对区域创新水平的影响路径中具有正向调节效应,该调节效应存在一定的地区差异,具体来说,财政自给能力的正调节效应在东中部不显著,在西部显著;政府创新偏好的正调节效应在东部显著,在中西部不显著。进一步地,通过核检验证明该调节效应为非线性,门槛模型也证明财政自给能力和政府创新偏好均存在单门槛,跨过门槛值之后,引导基金系数显著提高。另外,跨过门槛值的地区大都集中在东部,少数在中部,西部没有省(市、自治区)上榜,说明东部引导基金区域创新驱动效应最好,中部次之,西部不明显。就目前结果来看,引导基金没有缓解区域创新发展不平衡的态势,但若提高财政科技支出比重,引导基金会极大提升各地区创新水平,特别是对西部地区的提升力度最大。

基于本文研究结论,得到如下政策启示:

一是积极发挥政府引导基金对区域创新的推动作用。一方面,政府要加强顶层设计,根据引导基金发展阶段和市场需求对其存量与增量实现动态调整,简单来说,东部地区引导基金较为成熟,下一步应存量出清、提质增效,重在发展天使基金,投“早”投“小”;中部地区应立足地区产业现状,合理配置现存引导基金资源,着力提升创新主体的创新效率,实现产业联动与升级;西部地区则要充分借鉴引导基金发达地区经验,放宽返投比例、提高退出让利幅度,同时尽量提高政府出资比例,吸引社会资本投资,重点培育当地具有高创新潜力的企业与产业。另一方面,创新融资活动早期多为权益性融资,政府要积极搭建与金融机构的信息共享平台,完善科技保险、专利质押等相关服务,让资本“有地可投、有地敢投”。

二是完善财政科技转移支付制度,缩小区域创新差距。纵向来看,中央要提高对中西部地区财政科技支出的转移支付力度,特别是西部地区的财政自给能力相对较弱,财政科技支出强烈依赖于上级转移支付,若增加对其科技支出的转移支付力度,可充分发挥出政府引导基金的创新推动效应,破解地区创新“马太效应”的难题。横向来看,还可尝试建立对口帮扶机制,实施“科技援建”工程,区域创新发达的省份定向支持欠发达地区,用创新带动该地区快速发展。

三是加强政府引导基金与其他部门的协同性,聚力施策。政府引导基金区域创新推动作用的充分发挥与当地创新环境密不可分,发展引导基金的同时也要重视人才培养、地区开放、金融发展等方面,实现区域创新系统整体优化。

参考文献:

- [1] 魏守华,吴贵生,吕新雷.区域创新能力的影响因素——兼评我国创新能力的地区差距[J].中国软科学,2010(9): 76-85.
- [2] 陈少强,郭骊,郑紫卉.政府引导基金演变的逻辑[J].中央财经大学学报,2017,(2):3-13.
- [3] 肖兴志,姜晓婧.战略性新兴产业政府创新基金投向:传统转型企业还是新生企业[J].中国工业经济,2013(1): 128-140.

- [4] 杨敏利,王晗,董建卫.政府引导基金能引导社会资金进入创投市场吗[J].中国科技论坛,2015(11):107-111.
- [5] 董建卫,王晗,郭立宏.引导还是挤出?——引导基金投资对私人创投投资的影响[J].西北大学学报(哲学社会科学版),2017,47(3):87-97.
- [6] 施国平,党兴华,董建卫.引导基金能引导创投机构投向早期和高科技企业吗?——基于双重差分模型的实证评估[J].科学学研究,2016,34(6):822-832.
- [7] 陈旭东,杨硕,周煜皓.政府引导基金与区域企业创新——基于“政府+市场”模式的有效性分析[J].山西财经大学学报,2020,42(11):30-41.
- [8] 邓晓兰,孙长鹏.企业创新、产业升级与政府引导基金的作用机制[J].山西财经大学学报,2019,41(5):54-67.
- [9] 黄嵩,倪宣明,张俊超,等.政府引导基金能促进技术创新吗?——基于我国科技型初创企业的实证研究[J].管理评论,2020,32(3):110-121.
- [10] 李政,杨思莹.创新活动中的政府支持悖论:理论分析与实证检验[J].经济科学,2018,(2):88-100.
- [11] 张爱琴,薛碧薇,张海超.中国省域创新生态系统耦合协调及空间分布分析[J].经济问题,2021(6):98-105.
- [12] 赵婷婷.中国产业集群对区域创新能力的影响研究[D].吉林大学,2020.
- [13] 党兴华,施国平,仵永恒.政治关联与风险资本筹集[J].预测,2015,34(6):45-50.
- [14] 杨大楷,李丹丹.中国引导基金政策对私募股权投资的影响研究[J].现代管理科学,2012,(4):24-26.
- [15] 张文红,赵亚普,陈爱玲.外部研发机构联系能否提升企业创新?——跨界搜索的中介作用[J].科学学研究,2014,32(2):289-296.
- [16] 刘树鑫,杨森平,刘佳纯.地方财政自给能否提升公共产品供给效率[J].财贸研究,2021,32(3):52-68.
- [17] 罗军.FDI影响区域创新能力的人力资本门槛效应研究[J].国际商务(对外经济贸易大学学报),2016,(6):108-116.
- [18] 柳卸林,杨博旭.多元化还是专业化?产业集聚对区域创新绩效的影响机制研究[J].中国软科学,2020(9):141-161.
- [19] 程开明.城市化、技术创新与经济增长——基于创新中介效应的实证研究[J].统计研究,2009,26(5):40-46.
- [20] 刘佳鑫,李莎.“双循环”背景下数字金融发展与区域创新水平提升[J].经济问题,2021,(6):24-32.
- [21] 冉光和,徐鲲,鲁钊阳.金融发展、FDI对区域创新能力的影响[J].科研管理,2013,34(7):45-52.
- [22] 成丹.地方政府引导基金治理机制及辽宁运行实践[J].地方财政研究,2017(3):24-29+36.
- [23] 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.
- [24] Bruce E Hansen.Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J].Journal of Econometrics, 1999(93):345-368.

【责任编辑 成丹】

(上接第57页)

- [6] 王晋林.论抗战时期陕甘宁边区的农业政策与实施[J].社科纵横,2003(05):63-64.
- [7] 中央档案馆.解放战争时期土地改革文件选编[M].中共中央党校出版社,1981.第2页.
- [8] 中央档案馆.中共中央文件选集.第十六册:1946-1947[M].中共中央党校出版社,1992.第548页.
- [9] 中华人民共和国土地改革法[J].山东政报,1950(06):6-11.
- [10] 周恩来.中央人民政府政务院关于实行粮食计划收购和计划供应的命令[J].山西政报,1953(24).
- [11] 中国农村财经研究会课题组,王树勤,李军国,宗宇翔.中国财政支农政策与体系的演变历程[J].当代农村财经,2016(3):9-23.
- [12] 国务院.中共中央关于加快农业发展若干问题的决定:一九七九年九月二十八日党的十一届四中全会通过[M].人民出版社,1979.
- [13] 罗东,矫健.国家财政支农资金对农民收入影响实证研究[J].农业经济问题,2014,35(12):48-53.
- [14] 苏明.国家财政“三农”支持政策的回顾与展望[J].中国流通经济,2009,23(1):43-47.
- [15] 岑乾明.胡锦涛“两个趋向”论断及其政策实践[J].吉首大学学报(社会科学版),2011,32(6):121-125.
- [16] 刘积斌.关于废止《中华人民共和国农业税条例》议案的说明——2005年12月24日在第十届全国人民代表大会常务委员会第十九次会议上[J].中华人民共和国全国人民代表大会常务委员会公报,2006,000(1):20-22.
- [17] 刘伟.政策变革与差序政府信任再生产——取消农业税的政治效应分析[J].复旦学报(社会科学版),2015,57(3):157-164.
- [18] 中共中央国务院关于促进农民增加收入若干政策的意见[N].人民日报,2004-02-09.
- [19] 郑力文,孔祥智.新世纪十个中央一号文件与财政支农体系的建立[J].学习论坛,2013(10):28-33.
- [20] 黄汉权,蓝海涛,王为农,等.我国农业补贴政策改革思路研究[J].宏观经济研究,2016(8):3-11.
- [21] 朱珍.改革开放40年财政支农政策嬗变的政治经济学分析[J].财经问题研究,2019(8):87-95.

【责任编辑 寇明风】