

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2021.04.005

# 资本错配对经济高质量发展的影响研究

## ——基于技术创新的中介效应

常建新, 席聪聪, 吕轩安

(陕西科技大学 经济与管理学院, 西安 710021)

**摘要:**优化资本配置是促进技术创新、推动我国经济高质量发展的重要途径。利用2000-2019年我国30个省级行政区的面板数据,通过动态空间杜宾模型和中介效应模型考察了资本错配、技术创新以及经济高质量发展之间的内在联系,研究表明:创新投入和创新产出均能显著促进经济高质量发展,而资本错配不仅直接阻碍了经济高质量发展,还通过抑制创新投入和创新产出的中介效应间接阻碍了经济高质量发展。本文的研究结论为理解我国要素市场改革对当前经济发展方式转变的重要性以及如何推动经济实现高质量发展提供了理论思路。

**关键词:**资本错配;技术创新;经济高质量发展;中介效应

**中图分类号:**F120.3

**文献标志码:**A

**文章编号:**1672-626X(2021)04-0037-09

### 一、引言

党的十九大指出,我国经济正在由高速增长阶段向高质量发展阶段转变,高质量发展同时兼顾经济发展的“质”和“量”,正从关注经济增长的要素投入向关注要素生产率的提高和要素配置优化转变,推动高质量发展的关键在于提高要素配置效率。我国近40年渐进式增量改革的一个显著特征就是要素尤其是资本要素的配置效率并不高,出于种种原因,各级政府普遍控制着资本的分配权、定价权和管制权,并未得到符合市场规律的有效配置,导致资本自由流动受阻和价格刚性、差别化以及被低估等问题,最终造成地区间的资本错配。

高质量发展是满足人民日益增长的美好生活需要的发展,这就要求更高水平、更大规模、更充分的技术创新在高质量发展中起支撑和引领作用,创新驱动已经成为经济高质量发展的助推器,而要加快实施创新驱动战略,就必须发挥市场在资本配置中的决定性作用<sup>[1]</sup>。资本错配限制了创新主体(企业)对创新要素的使用,导致其技术创新减弱,创新效率损失,最终对整个地区的创新都产生了重要影响<sup>[2]</sup>。那么,资本错配是否阻碍了经济高质量发展?资本错配是否通过抑制技术创新进而影响了经济高质量发展?这些问题的研究对当前推动我国经济实现高质量发展具有重要的现实意义。

收稿日期:2021-03-10

基金项目:陕西省社会科学基金项目(2020D016);陕西省教育厅专项科研项目(17JK0075)

作者简介:常建新(1986-),男,山西怀仁人,陕西科技大学经济与管理学院讲师,经济学博士,研究方向为要素配置与区域经济发展。

本文的边际贡献在于:第一,从要素错配的角度分析了我国经济高质量发展面临的障碍,为理解要素市场改革对当前经济发展方式转变的重要性以及如何推动经济实现高质量发展提供了理论思路;第二,基于陈永伟和胡伟民(2011)<sup>[9]</sup>提出的要素错配核算方法,推导出一个能够综合反映一个省份要素错配程度的要素错配指数,并准确刻画出我国转型时期省际间的要素错配程度;第三,采用动态空间杜宾模型和中介效应模型考察了要素错配通过抑制创新能力影响经济高质量发展的中介效应,丰富了要素错配问题的现有研究。

## 二、文献综述与理论假说

“资本错配”是相对于资本的“有效配置”而言的,“有效配置”是指资本可以自由流动、实现帕累托最优、能够使社会总产出最大化的最优配置状态,而“资本错配”即是对这个最优配置状态的偏离<sup>[4]</sup>。自从Hsieh和Klenow(2009)<sup>[5]</sup>、Aoki(2012)<sup>[6]</sup>以及Restuccia和Rogerson(2013)<sup>[7]</sup>分别从微观层面(企业)、中观层面(部门或行业)和宏观层面(国家或地区)的视角提出要素错配测度的理论框架后,国内学者借助他们的理论框架对我国社会主义市场经济发展过程中资本错配这一重要特征进行了广泛而深入的研究,其中也有部分学者注意到资本错配对经济高质量发展的影响,并进行了探索性的研究。周一成和廖信林(2018)研究发现,我国存在明显的资本错配,对经济高质量发展产生显著的抑制作用,如果消除资本错配,我国经济的高质量发展水平每年将提升9.24%<sup>[8]</sup>。高培勇等(2019)研究指出,“政府主导+市场发挥基础性作用”的传统资本配置方式容易导致资本错配,不利于经济高质量发展,转向“服务型政府+市场发挥决定性作用”的资本配置方式才能满足高质量发展对资本配置效率的内在要求<sup>[9]</sup>。谢光华等(2020)研究表明,在传统的经济绩效考核观下,地方官员迫于晋升压力而通过与收益相关的政府补贴刺激企业过度投资,阻碍“僵尸企业”出清,形成路径依赖,导致资本错配加重,对地区经济高质量发展产生了显著的负面影响<sup>[10]</sup>。这些研究均表明我国经济的资本配置效率仍有较大的提升空间,只有改善资本配置效率,降低资本错配程度,才能实现经济高质量发展。因此,本文提出以下假说:

假说1:资本错配阻碍了经济高质量发展。

国内学者就资本错配所产生的一系列经济效应展开广泛而深入探讨的同时,把资本错配与技术创新联系在一起的研究也逐步开始兴起,有少量文献考察了资本错配带来的创新抑制效应。戴魁早和刘友金(2016)<sup>[11]</sup>以及白俊红和卞元超(2016)<sup>[12]</sup>研究发现,资本错配显著抑制了我国创新生产的开展及创新效率的提升。吕承超和王志阁(2019)研究证实,影响企业创新活动的首要因素就是资本错配<sup>[13]</sup>。鉴于创新驱动对当前我国经济发展影响的重要性,国内学者对二者之间的关系展开了深入探讨。刘思明等(2019)通过构造国家创新驱动指数,证明了创新驱动对经济高质量发展的积极作用<sup>[14]</sup>。何兴邦(2019)研究显示,创新有助于显著提高经济增长效率、优化产业结构、提升绿色发展水平、改善社会福利,从而显著提升我国的经济高质量发展水平<sup>[15]</sup>。孙祁祥和周新发(2020)从TFP、高质量产品与服务供给、产业结构升级、消费结构升级、资源与环境、促进社会公平等六个方面,揭示了创新促进经济高质量发展的内在规律<sup>[16]</sup>。刘锴等(2020)研究发现,当平衡充分发展达到一定水平时,创新对高质量发展起到一定的促进作用,随着平衡充分发展水平的进一步提高,创新对高质量发展的促进作用越来越大<sup>[16]</sup>。

综上所述,国内学者就资本错配、技术创新与经济高质量发展两两之间的关系均进行了有益的探索,然而,鲜有文献关注到三者之间的内在联系,也没有文献就资本错配通过抑制技术创新的中介机制影响经济高质量发展进行研究,本文将三者纳入一个统一的分析框架,并提出以下假说:

假说2:资本错配通过抑制技术创新阻碍了经济高质量发展。

### 三、研究设计

#### (一) 计量模型设定

##### 1. 基准回归模型设定

空间杜宾模型(Spatial Durbin Model,下文简称SDM)作为空间计量模型中的一般化模型,可以较好地反映来自被解释变量、解释变量及随机干扰项所致的空间相关性<sup>[17]</sup>,是最常用来研究各类空间溢出效应的标准框架。因此,本文参考Lesage和Pace(2009)<sup>[18]</sup>的做法,采用SDM来设定基准回归模型。此外,考虑到可能存在的内生性问题,本文在模型中引入滞后一期的经济高质量发展作为解释变量,构建动态SDM,模型设定如下:

$$TFP_{it} = \theta_1 TFP_{it-1} + \rho \sum_j \omega_{ij} TFP_{jt} + \theta_2 Mis_{it} + \pi_1 \sum_j \omega_{ij} Mis_{jt} + \theta_3 Con_{it} + \pi_2 \sum_j \omega_{ij} Con_{jt} + \mu_{it} + v_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (1)$$

其中,下标*i*和*t*分别表示省份和年份;被解释变量TFP为经济高质量发展水平,核心解释变量Mis为资本错配指数,Con为一组控制变量; $\rho$ 为空间自回归系数; $\omega$ 为空间权重矩阵,为了更好地拟合省份间的经济发展状况,本文参考林光平等(2005)<sup>[19]</sup>的做法,使用人均GDP平均之差的绝对值的倒数构建经济距离矩阵,此外,本文还选取常见的邻接矩阵和地理距离矩阵用来对经济距离矩阵的估计结果进行稳健性检验; $\mu_{it}$ 和 $v_{it}$ 分别为省份固定效应和年份固定效应, $\varepsilon_{1it}$ 为随机干扰项。

##### 2. 中介效应回归模型设定

本文参考Baron和Kenny(1986)<sup>[20]</sup>提出的中介效应三步检验方法,以基准回归模型(1)为第一步的回归模型,并继续基于动态SDM将第二步和第三步的回归模型设定如下:

$$Inn_{it} = \sigma_1 Inn_{it-1} + \rho \sum_j \omega_{ij} Upg_{jt} + \sigma_2 Mis_{it} + \varphi_1 \sum_j \omega_{ij} Mis_{jt} + \sigma_3 Con_{it} + \varphi_2 \sum_j \omega_{ij} Con_{jt} + \mu_{2it} + v_{2it} + \varepsilon_{2it} \quad (2)$$

$$TFP_{it} = \delta_1 TFP_{it-1} + \rho \sum_j \omega_{ij} TFP_{jt} + \delta_2 Mis_{it} + \tau_1 \sum_j \omega_{ij} Mis_{jt} + \delta_3 Inn_{it} + \tau_2 \sum_j \omega_{ij} Inn_{jt} + \delta_4 Con_{it} + \tau_3 \sum_j \omega_{ij} Con_{jt} + \mu_{3it} + v_{3it} + \varepsilon_{3it} \quad (3)$$

其中,Inn为表示技术创新的中介变量。回归系数 $\theta_2$ 和 $\delta_2$ 分别为资本错配影响经济高质量发展的总效应和直接效应, $\theta_2 \times \delta_3$ 则表示资本错配通过作用于技术创新影响经济高质量发展的中介效应。

本文将按照以下步骤检验中介效应是否显著存在:第一步,回归模型(1),检验 $\theta_2$ 是否显著,如果 $\theta_2$ 显著,说明资本错配影响经济高质量发展的总效应显著,则进行下一步;第二步,回归模型(2),检验 $\sigma_2$ 是否显著,如果 $\sigma_2$ 显著,说明资本错配显著影响技术创新,则进行下一步;第三步,回归模型(3),检验 $\delta_2$ 和 $\delta_3$ 的显著性,如果 $\delta_2$ 不显著而 $\delta_3$ 显著,则说明资本错配影响经济高质量发展的直接效应不显著,对经济高质量发展的影响均是通过技术创新发挥作用的,存在完全中介效应;反之,如果 $\delta_2$ 和 $\delta_3$ 均显著,说明存在部分中介效应。

#### (二) 研究变量

##### 1. 被解释变量——经济高质量发展水平(TFP)

国内学者对于经济高质量发展的内涵界定有狭义和广义之分。广义角度的经济高质量发展是一种规范性的价值判断,包含与经济发展有关的诸多方面<sup>[21]</sup>;狭义角度的经济高质量发展即为TFP<sup>[22]</sup>。持广义角度的学者其研究范式基本都为:选取基础指标—建立评价指标体系—赋予指标权重—构成测度经济高质量发展水平的指数。然而由于指标选取各异,指标赋权法不同,导致经济高质量发展水平指数的测算结果缺乏客观性和精准性。持狭义角度的学者主要通过测算TFP来衡量经济高质量发展水平。TFP是指技术进步对经济增长的贡献,是经济增长的内生源泉。当前供给侧结构性改革的目的是提高要素供给质量,推进结构

调整,矫正要素错配,提高TFP。由此可见,提高供给质量乃至整个经济发展质量,最终都要落实到提高TFP上。因此,本文参考刘思明等(2019)<sup>[13]</sup>的做法,通过测度TFP来衡量经济高质量发展水平。

## 2. 核心解释变量——资本错配指数(Mis)

陈永伟和胡伟民(2011)<sup>[3]</sup>将资本错配测度模型的微观、中观、宏观三层架构简化成两层架构:国家层面和省份层面。本文参考其做法,构建*i*省份*t*时期的资本错配指数为:

$$Mis_{it} = |\lambda_{Kit} - 1| \quad (4)$$

其中, $\lambda_{Kit}-1$ 表示*i*省份*t*时期配置的资本相对于有效配置时的偏离程度,因此存在 $\lambda_{Kit}-1>0$ 和 $\lambda_{Kit}-1<0$ 两种情况,为使回归方向一致,本文参考季书涵等(2016)<sup>[23]</sup>的做法,对 $\lambda_{Kit}-1$ 做绝对值处理,Mis的值越大,资本的错配程度越高;Mis的值越小,资本的错配程度越低。

## 3. 中介变量——技术创新(Inn)

本文将从创新效率的角度来衡量各省份的技术创新,创新效率是指单位创新投入所能实现的创新产出,反映将创新投入转化为创新产出的能力,因而可以用来衡量各省份的技术创新<sup>[24]</sup>。其中,创新投入(Inn<sub>1</sub>)采用R&D经费投入占GDP的比重即R&D经费投入强度来表示,创新产出(Inn<sub>2</sub>)采用万人发明专利申请量来表示。

## 4. 控制变量

综合经济高质量发展影响因素的代表性文献,本文选取了经济增长水平(PGDP)、投资水平(Inv)、消费水平(Con)、对外开放水平(Open)、城镇化水平(Urb)以及交通基础设施水平(Inf)作为控制变量,以尽可能避免因遗漏变量导致的估计偏误。其中,经济增长水平采用经过平减后的人均GDP的对数衡量;投资水平和消费水平采用支出法得到的国内生产总值中的资本形成率和最终消费率衡量;对外开放水平采用进出口总额占GDP的比重衡量;城镇化水平采用城镇总人口占全部人口的比重衡量;交通基础设施水平采用单位国土面积交通基础设施(铁路里程+公路里程+内河航道里程)的密度衡量。

### (三)数据来源与描述性统计

本文选取2000—2019年我国省级层面的面板数据作为研究样本,研究对象为我国4个直辖市、4个自治区及22个省份共30个省级行政区(西藏的相关数据缺失严重故删除;不包括港澳台),下文将其统称为省份。所有变量涉及的数据来源于2001—2020年的《中国统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》以及各省份的统计年鉴。变量的描述性统计如表1所示。

表1 变量的描述性统计

变量属性	变量名称	变量符号	样本量	最小值	最大值	平均值	标准差	
被解释变量	经济高质量发展水平	TFP	600	0.160	1.024	0.383	0.135	
核心解释变量	资本错配指数	Mis	600	0.001	2.116	0.373	0.381	
中介变量	技术创新	创新投入	Inn <sub>1</sub>	600	0.001	0.063	0.014	0.011
		创新产出	Inn <sub>2</sub>	600	0.046	60.320	3.642	6.803
控制变量	经济增长水平	PGDP	600	7.916	11.598	9.862	0.743	
	投资水平	Inv	600	0.309	1.651	0.570	0.176	
	消费水平	Con	600	0.341	0.822	0.524	0.085	
	对外开放水平	Open	600	0.013	1.721	0.305	0.371	
	城镇化水平	Urb	600	0.232	0.896	0.509	0.152	
	交通基础设施水平	Inf	600	0.022	2.540	0.796	0.538	

## 四、实证结果与分析

### (一)空间相关性检验结果分析

采用空间计量模型进行回归的前提是变量存在空间自相关性,通常采用Moran's I指数来判别变量的空间自相关性。本文计算了三种空间权重矩阵下经济高质量发展水平的Moran's I指数,结果如表2所示。由表2可知,2000—2019年三种空间权重矩阵下经济高质量发展水平的Moran's I指数均在1%或5%的水平显著为正,这一结果表明,在空间上各省份的经济高质量发展水平并不是随机分布的,具有较强的正相关性和相似值的空间聚集性,即经济发展质量较高的省份彼此相邻,而经济发展质量较低的省份也彼此相邻,相邻省份之间的经济高质量发展会相互促进。

表2 经济高质量发展水平空间相关性检验结果

年份	经济距离矩阵			邻接矩阵			地理距离矩阵		
	Moran's I值	Z值	P值	Moran's I值	Z值	P值	Moran's I值	Z值	P值
2000	0.384	4.870	0.000	0.368	3.235	0.001	0.329	3.744	0.000
2001	0.448	5.639	0.000	0.355	3.141	0.002	0.303	3.489	0.000
2002	0.373	4.750	0.000	0.306	2.736	0.006	0.282	3.261	0.001
2003	0.450	5.666	0.000	0.341	3.025	0.002	0.276	3.212	0.001
2004	0.420	5.303	0.000	0.347	3.072	0.002	0.306	3.519	0.000
2005	0.426	5.401	0.000	0.323	2.899	0.004	0.269	3.148	0.002
2006	0.424	5.405	0.000	0.326	2.933	0.003	0.255	3.017	0.003
2007	0.424	5.422	0.000	0.328	2.958	0.003	0.240	2.873	0.004
2008	0.426	5.448	0.000	0.325	2.934	0.003	0.244	2.914	0.004
2009	0.414	5.347	0.000	0.311	2.839	0.005	0.223	2.720	0.007
2010	0.391	5.139	0.000	0.316	2.919	0.004	0.221	2.727	0.006
2011	0.362	4.858	0.000	0.305	2.875	0.004	0.212	2.679	0.007
2012	0.330	4.566	0.000	0.270	2.628	0.009	0.186	2.440	0.015
2013	0.302	4.300	0.000	0.270	2.691	0.007	0.192	2.568	0.010
2014	0.318	4.439	0.000	0.271	2.656	0.008	0.193	2.543	0.011
2015	0.301	4.264	0.000	0.250	2.505	0.012	0.190	2.532	0.011
2016	0.279	4.080	0.000	0.231	2.391	0.017	0.167	2.323	0.020
2017	0.269	4.006	0.000	0.233	2.441	0.015	0.173	2.427	0.015
2018	0.260	3.946	0.000	0.216	2.320	0.020	0.163	2.345	0.019
2019	0.251	3.869	0.000	0.210	2.287	0.022	0.156	2.286	0.022

### (二)基准回归模型估计结果分析

本文首先对基准回归模型进行了Hausman检验,结果显示其p值为0.000,拒绝了随机效应的原假设;其次,本文还对其进行了Wald检验和LR检验,结果显示各检验的p值均在5%的水平显著为0,并且由于解释变量的空间回归系数显著不为0,表明动态SDM不能退化为动态SAR(即空间滞后模型)和动态SEM(即空间误差模型)。因此,本文最终采用固定效应的SDM进行空间计量估计,基准回归模型的估计结果见表3。

对比第一列和第二列的估计结果可以发现,静态SDM的估计结果无论是在核心解释变量资本错配指数的符号和显著性方面,还是在R<sup>2</sup>和Log-likelihood值的稳健性方面均不及动态SDM的估计结果。由此可见,不考虑时间滞后效应下静态SDM的估计结果有一定的偏误,因此,本文以第二列基于经济距离矩阵的动态SDM估计结果进行基准分析。

表3 基准回归模型的估计结果

变量	经济距离矩阵 静态SDM	经济距离矩阵 动态SDM	邻接矩阵 动态SDM	地理距离矩阵 动态SDM
TFP(-1)		0.914*** (48.075)	0.894*** (42.613)	0.894*** (43.054)
Mis	-0.002* (-1.825)	-0.007** (-2.447)	-0.004** (-2.197)	-0.003** (-2.023)
PGDP	0.097*** (3.620)	0.025* (2.019)	0.034*** (2.924)	0.046*** (3.552)
Inv	-0.028*** (-2.732)	-0.024*** (-2.506)	-0.021** (-2.486)	-0.024*** (-2.576)
Con	0.051*** (3.118)	0.022** (2.362)	0.011* (1.954)	0.014* (2.014)
Open	0.094*** (4.950)	0.008** (2.279)	0.011** (2.532)	0.011** (2.455)
Urb	0.287*** (6.245)	0.060*** (2.880)	0.049** (2.317)	0.060*** (2.851)
Inf	0.058*** (6.345)	0.007** (2.353)	0.004** (2.183)	0.005** (2.279)
$\rho$	0.300*** (4.510)	0.412*** (7.625)	0.404*** (8.525)	0.359*** (6.493)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	600	600	600	600
R <sup>2</sup>	0.300	0.970	0.960	0.966
Log-likelihood	1070.657	1531.265	1525.829	1526.231

注:括号内的数值为z统计量;\*,\*\*、\*\*\*分别表示估计系数在10%、5%和1%水平下显著,下表同

由第二列的估计结果可知,经济高质量发展水平的空间自回归系数 $\rho$ 在1%的水平显著为正,这说明经济高质量发展具有明显的空间溢出效应,空间相关省份经济发展质量的提升显著有利于本省份经济发展质量的改善。这一结果说明,在提升经济发展质量的过程中,各省份应加强沟通协作,凝聚发展合力,携手推动区域经济高质量发展。经济高质量发展水平滞后一期的估计系数在1%的水平显著为正,说明经济高质量发展水平的变化是一个动态过程,在时间维度上表现出明显的路径依赖特征,若上一期的经济高质量发展水平较高,下一期也会持续提高,这也意味着经济高质量发展的紧迫性,各级政府在追求经济“量”的增长的同时,更要重视经济发展“质”的持续提升。核心解释变量资本错配指数的估计系数为-0.007,且在5%的水平显著,这一结果表明资本错配指数每增加1个单位,将显著降低经济高质量发展水平0.007个单位,假说1得到证实。控制变量方面,投资水平的估计系数显著为负,表明以增加投资这种粗放型的经济增长模式容易产生地区政府性垄断行为,造成资本错配,从而降低经济高质量发展水平。消费水平、对外开放水平、城镇化水平以及交通基础设施水平的估计系数均显著为正,说明增加消费、扩大对外开放、提升城镇化水平以及改善交通基础设施能够促进经济高质量发展水平的提升。扩大对外开放、坚持创新引领、加快新旧动能转换是我国实现高质量发展的重要途径。城镇化水平提升可以有效强化要素集聚能力,吸引更多的劳动力人口、高端人才流入,也能够为当地产业布局的更新提供资源和智力支撑,实现经济良性发展,进而推动经济高质量发展。此外,城镇化水平的提升还为消费提供稳定的空间依托,从而有效推动经济高质量发展。交通基础设施作为经济发展的基底,在我国不断建设和完善的过程中,经济社会趋于稳定,可持续发展能力

提升,推动经济高质量发展。最后,经济增长水平的估计系数显著为正,表明经济增长水平越高的省份,其消费水平、对外开放水平、城镇化水平和交通基础设施水平也往往较高,这些都使得高质量发展优势得到进一步发挥,进而有利于促进经济高质量发展。

此外,第三列和第四列还报告了邻接矩阵动态SDM和地理距离矩阵动态SDM的估计结果,以验证第二列经济距离矩阵动态SDM估计结果的稳健性。与第二列的估计结果相比,资本错配指数的估计系数大小虽然有所变化,但仍然在5%的水平显著,其余各控制变量的系数符号及显著性均没有明显改变,说明第二列经济距离矩阵动态SDM的估计结果是稳健的。

### (三)中介效应回归模型估计结果分析

本文按照上文给出的中介效应检验步骤进行估计,考虑到进行中介效应检验的三个递归模型均以动态SDM的形式构建,本文还就其中第二个模型中的创新投入和创新产出两个中介变量的空间相关性通过分别测度其各年份的Moran's I指数也进行了空间相关性检验,结果发现两个中介变量在空间上均表现出较强的正相关性特征,相似值之间均具有较强的空间聚集性,证明了以动态SDM形式构建中介效应递归模型的合理性。估计结果见表4。

表4 中介效应回归模型的估计结果

变量	TFP	创新投入		创新产出	
		Inn <sub>1</sub>	TFP	Inn <sub>2</sub>	TFP
被解释变量 滞后一期	0.914*** (48.075)	0.792*** (30.817)	0.912*** (47.682)	1.003*** (55.185)	0.907*** (46.640)
Mis	-0.007** (-2.447)	-0.001** (-2.203)	-0.006** (-2.223)	-0.043** (-2.125)	-0.006** (-2.237)
Inn <sub>1</sub>			0.074** (2.210)		
Inn <sub>2</sub>					0.001*** (2.687)
PGDP	0.025* (2.019)	0.001 (1.606)	0.024* (1.919)	1.875** (2.295)	0.021* (1.724)
Inv	-0.024*** (-2.506)	0.001 (1.037)	-0.026** (-2.695)	0.461 (0.773)	-0.019** (-2.138)
Con	0.022** (2.362)	0.001*** (3.555)	0.022* (2.053)	0.533** (2.385)	0.022** (2.076)
Open	0.008** (2.279)	0.001*** (2.982)	0.009** (2.478)	0.653 (1.086)	0.012*** (2.830)
Urb	0.060*** (2.880)	0.001*** (2.856)	0.062*** (2.963)	1.629* (2.178)	0.057*** (2.693)
Inf	0.007** (2.353)	0.002*** (3.848)	0.007** (2.240)	0.535*** (2.613)	0.008** (2.560)
ρ	0.412*** (7.625)	0.175** (2.326)	0.407*** (7.747)	0.515*** (8.397)	0.405*** (7.660)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	600	600	600	600	600
R <sup>2</sup>	0.967	0.976	0.971	0.925	0.973
Log-likelihood	1531.969	3032.338	1531.871	873.688	1532.880

第一列为中介效应递归模型第一步的估计结果,第二列至第五列则分别为两个中介变量对应的中介效应递归模型第二步和第三步的估计结果。如第二列和第四列所示,创新投入和创新产出的空间自回归系数 $\rho$ 分别在5%和1%的水平显著为正,这说明技术创新具有明显的空间溢出效应,空间相关省份技术创新水平的提升显著有利于本省份技术创新水平的改善。这一结果说明,各省份应加强技术创新沟通协作,携手提高区域技术创新水平。创新投入和创新产出滞后一期的估计系数均在1%的水平显著为正,说明技术创新提升也是一个动态过程,前期的技术创新提升会促使当期的技术创新进一步提升。资本错配对创新投入和创新产出的估计系数均在5%的水平显著为负,说明资本错配越严重,越不利于技术创新。资本错配使得企业更倾向于选用廉价资本投入来获取更大的利润,在这些因素的诱惑下,企业更愿意将资本配置到类似于房地产开发等风险低、收益快的生产活动,而不是风险高、收益较慢、周期长的创新活动,从而抑制了创新投入。此外,愿意进行技术创新的企业自然会遇到融资困难,而受益于资本错配的“僵尸企业”往往大行其道,最终损害了公平竞争,抑制了技术创新,导致了创新产出水平整体被拉低。由第三列和第五列则发现,创新投入和创新产出对经济高质量发展的估计系数分别在5%和1%的水平显著为正,创新投入和创新产出每增加一个单位,将分别显著提升经济高质量发展水平0.074和0.001个单位。创新投入可以促使生产要素的重组,直接提高创新相关产业的生产效率,还可以渗透到外围产业,提高各类要素的生产率,进而提高全社会的生产效率,促进经济高质量发展。而创新产出有助于企业改进生产工艺,降低生产过程中的要素投入,减少污染物的排放,甚至能够催生出战略性的新技术,以此丰富产品种类,提升社会福利水平,促进经济高质量发展。

总之,在创新投入和创新产出两个中介变量下,资本错配影响经济高质量发展的总效应和直接效应的估计系数均在5%的水平显著为负,同时,资本错配影响两个中介变量估计系数的符号和显著性以及两个中介变量影响经济高质量发展估计系数的符号和显著性也符合预期,总体估计结果符合中介效应检验的判断标准,说明在资本错配影响经济高质量发展的过程中,创新投入和创新产出均起到了部分中介作用,假说2得到证实。

## 五、研究结论与政策启示

本文利用2000—2019年我国30个省份的面板数据,通过动态SDM和中介效应模型考察了资本错配、技术创新以及经济高质量发展三者之间的内在联系,研究结果表明:(1)地区间的经济高质量发展在空间上表现出较强的正相关性特征;(2)经济高质量发展是一个动态过程,在时间维度上表现出明显的路径依赖特征,若当前的水平较高,下一期也会持续提高;(3)创新投入和创新产出均能显著促进经济高质量发展,而资本错配不仅直接阻碍经济高质量发展,还通过抑制创新投入和创新产出的中介效应间接阻碍经济高质量发展;(4)增加投资这种粗放型的增长模式将不利于经济高质量发展水平的提升,而增加消费、扩大对外开放、提升城镇化水平以及完善交通基础设施能够促进经济高质量发展水平的提升。

基于上述研究结论可以得到以下政策启示:(1)应进一步发挥市场机制与价格机制在资本配置中的关键作用,减少价格管控,消除资本自由流动的障碍,引导资本在行业间和地区间合理有序流动,使资本更多地由低生产率部门流向高生产率部门,提高资本配置效率,进而推动经济高质量发展;(2)各级政府应设置完善的激励机制和创新投入保障机制,让企业充分认识到技术创新对于经济高质量发展的重要性,使得企业愿意创新、敢于创新,努力提高企业的创新收入,同时还要重视创新成果的转化率,使得资本错配程度随着地区配套机制的加强而减弱,进而降低资本错配对技术创新的负面影响。



参考文献:

- [1] 辜胜阻,吴华君,吴沁沁,余贤文.创新驱动与核心技术突破是高质量发展的基石[J].中国软科学,2018,(10):9-18.
- [2] 白俊红,卞元超.要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失[J].中国工业经济,2016,(11):39-55.
- [3] 陈永伟,胡伟民.价格扭曲、要素错配和效率损失:理论和应用[J].经济学(季刊),2011,(4):1404-1422.
- [4] Diego Restuccia, Richard Rogerson. The Causes and Costs of Misallocation[J]. The Journal of Economic Perspectives, 2017, 31(3): 151-174.
- [5] Hsieh Chang-Tai, Peter Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [6] Aoki Shuhei. A Simple Accounting Framework for the Effect of Resource Misallocation on Aggregate Productivity[J]. Journal of the Japanese and International Economics, 2012, 26(4): 473-494.
- [7] Diego Restuccia, Richard Rogerson. Misallocation and Productivity[J]. Review of Economic Dynamics, 2013, 16(1): 1-10.
- [8] 周一成,廖信林.要素市场扭曲与中国经济增长质量:理论与经验证据[J].现代经济探讨,2018,(8): 8-16.
- [9] 高培勇,杜创,刘霞辉,袁富华,汤铎铎.高质量发展背景下的现代化经济体系建设:一个逻辑框架[J].经济研究,2019,(4): 4-17.
- [10] 谢光华,韩丹妮,郝颖,陈恒宇.政府补贴、资本投资与经济增长质量[J].管理科学学报,2020,(5):24-53.
- [11] 戴魁早,刘友金.要素市场扭曲与创新效率[J].经济研究,2016,(7):72-86.
- [12] 吕承超,王志阁.要素资源错配对企业创新的作用机制及实证检验——基于制造业上市公司的经验分析[J].系统工程理论与实践,2019,(5):1137-1153.
- [13] 刘思明,张世瑾,朱惠东.国家创新驱动测度及其经济高质量发展效应研究[J].数量经济技术经济研究,2019,(4):3-23.
- [14] 何兴邦.技术创新与经济增长质量——基于省际面板数据的实证分析[J].中国科技论坛,2019,(10):24-32.
- [15] 孙祁祥,周新发.技术创新与经济高质量发展[J].北京大学学报(哲学社会科学版),2020,(3):140-149.
- [16] 刘锴,周雅慧,王嵩,张耀光.创新驱动下中国区域高质量发展——基于平衡充分发展水平的门槛分析[J].技术经济,2020,(12):1-8.
- [17] Elhorst J. Paul. Spatial Econometrics: from Cross Sectional Data to Spatial Panels[M]. New York: Springer, 2014.
- [18] Lesage James, Pace Robert Kelley. Introduction to Spatial Econometrics[M]. New York: CRC Press, 2009.
- [19] 林光平,龙志和,吴梅.我国地区经济收敛的空间计量实证分析:1978—2002年[J].经济学(季刊),2005,(S1):67-82.
- [20] Reuben M. Baron, David A. Kenny. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations[J]. Journal of Personality & Social Psychology, 1986, (6): 1173-1182.
- [21] 钞小静,任保平.中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析[J].经济研究,2011,(4):26-40.
- [22] 董嘉昌,冯涛,李佳霖.中国地区间要素错配经济发展质量的影响——基于链式多重中介效应模型的实证检验[J].财贸研究,2020,(5):1-12.
- [23] 季书涵,朱英明,张鑫.产业集聚对资源错配的改善效果研究[J].中国工业经济,2016,(6):73-90.
- [24] 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,(12):29-42.

(责任编辑:彭晶晶)