

人力资本错配对经济高质量发展的影响及作用机制

常建新,刘欢,张伟伟

(陕西科技大学 经济与管理学院,陕西 西安,710021)

[摘要] 利用2000—2020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人力资本错配对经济高质量发展的影响,研究表明:经济高质量发展在空间上表现出较强的正相关性特征,在时间维度上表现出明显的路径依赖特征;人力资本错配不仅直接降低了经济高质量发展水平,还通过抑制科技创新和阻碍产业升级的中介效应间接降低了经济高质量发展水平。应统筹全国各地区的人力资本情况,出台相应的政策提高全国人力资本的配置水平,促进经济高质量发展。

[关键词] 人力资本错配;科技创新;产业升级;经济高质量发展

[中图分类号] F249.2 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2096-3300(2022)01-0033-07

目前,我国人力资本在数量上已经达到足够规模,质量上也有了很大提升,但作为供给侧结构性改革的重要动力因素,庞大的人力资本规模并没有形成人力资本比较优势的动态演进过程,其重要原因就是人力资本错配^[1],通过人力资本优化配置以释放人力资本潜力的潜在空间仍然较大^[2]。由中国社会科学院牵头的中国经济增长前沿课题组^[3]研究认为,在我国经济发展进入新常态、经济增长速度逐步放缓的情况下,在投资增长动力和劳动增长动力消失以及“干中学”效应逐渐减弱的压力下,提高人力资本配置效率、释放人力资本潜力是保持经济持续增长的核心途径。通过人力资本的优化配置,使其成为推动我国经济高质量发展的关键因素,是摆在我国学者面前的一个具有重要理论价值和政策参考意义的课题。

一、文献综述与研究假设

学术界对我国社会主义市场经济发展过程中要素错配这一重要特征进行了广泛而深入的研究,但大多数学者把注意力放在分析物质资本和劳动力这

两种传统生产要素的错配上,对人力资本这种非传统生产要素的错配问题关注较少,与劳动力错配从劳动力存量的角度衡量错配不同的是,人力资本错配则反映的是劳动力质量配置的扭曲程度^[4]。现有研究主要集中在人力资本错配的成因、影响及其改善机制三个方面。其中,人力资本的成因方面,研究发现,行政垄断、公共部门低效、经济集聚以及国有产权等因素均可以导致人力资本错配^[5-7];人力资本错配的影响方面,研究发现,人力资本错配导致了产业动态比较优势演进迟滞、经济稳定增长动力不足、技术进步阻碍、科技创新抑制并最终阻碍产业结构升级,以及具有降低工业部门TFP等负面效应^[8-11];人力资本错配的改善机制方面,研究发现,深化市场化导向的制度变革、提高高技术产业的投资回报、提升人力资本定价的市场化程度以及混合所有制改革等机制均有助于缓解人力资本的错配程度^[12]。随着“人口红利”对我国经济增长的带动作用逐渐减弱,应更加关注人力资本的配置问题,将人力资本错配作为研究要素错配问题的重要

收稿日期:2021-06-16

基金项目:陕西省社会科学基金项目“数字经济驱动陕西经济高质量发展的机制研究”(2020D016)。

作者简介:常建新(1986-),男,山西怀仁人,讲师,博士,研究方向:要素配置与区域经济发展。

组成部分。那么,人力资本错配是否也如物质资本和劳动力这两种传统生产要素错配一样降低了经济高质量发展水平便成为一个亟待检验的问题,因此,提出假设:

H1:人力资本错配降低了经济高质量发展水平。

改革开放以来,我国人力资本规模的快速扩张对提升科技创新水平起到了良好的促进作用,是“经济增长奇迹”的重要原因。然而,人力资本对科技创新的促进作用不仅与其规模有关,还与其配置状态有关。在薪酬激励和员工福利等因素的影响下,大量具有创新潜力、拥有科学和工程技术学位的毕业生选择到高收入、高福利的公共服务行业和经济实力雄厚的垄断性行业就职,特别是分布在科教文卫等非市场化、以国有企业为主的事业单位和高度管制的电信、金融、交通业等公共服务行业。这些行业往往都是非生产型、非科技创新型的行业,而那些科技创新型的行业由于缺少更高质量和更多数量的科技人力资本注入,创新效率低下、要素报酬下降,从而进一步恶化了高人力资本向科技创新型行业的聚集,阻碍了自主创新的实现。因此,提出假设:

H2:人力错配通过抑制科技创新降低了经济高质量发展水平。

随着我国经济发展进入新常态,大规模的工业化阶段已经结束,产业结构开始二次转型升级,以劳动、资本密集型产业为主导的产业结构将升级为以知识、技术密集型为主导的产业结构。然而,现有的人力资本与新型产业结构之间难以达到完美的匹配状态。我国的人力资本虽然在数量上已经初具规模,但非生产、非科技创新行业与知识、技术密集型的创新型行业之间存在人力资本竞争,在固有的薪酬激励和员工福利政策环境下,高素质劳动者积压在低技能行业,社会整体人力资本水平提升受到抑制,不利于产业的优化升级。因此,提出假设:

H3:人力资本错配通过阻碍产业升级降低了经济高质量发展水平。

二、研究设计

(一) 计量模型设定

1. 基准回归模型设定

参考 Lesage^[13]等的做法,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,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:

$$TFP_{it} = \sigma_1 TFP_{it-1} + \rho \sum_j \omega_{ij} TFP_{jt} + \sigma_2 Mis_{it} + \pi_1 \sum_j \omega_{ij} Mis_{jt} + \sigma_3 Con_{it} + \pi_2 \sum_j \omega_{ij} Con_{jt} + \mu_{1i} + v_{1t} + \varepsilon_{1it} \quad (1)$$

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 为人力资本错配指数,Con 为一组控制变量; ρ 为空间自回归系数; ω 为空间权重矩阵,使用人均 GDP 平均值之差的绝对值的倒数构建经济距离权重矩阵,并选取邻接权重矩阵和地理距离权重矩阵来对经济距离权重矩阵的估计结果进行稳健性检验; μ_1 和 v_1 分别为省份固定效应和年份固定效应, ε_1 为随机干扰项。

2. 中介回归模型设定

参考 Baron^[14]等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:

$$Med_{it} = \theta_1 Med_{it-1} + \rho \sum_j \omega_{ij} Med_{jt} + \theta_2 Mis_{it} + \phi_1 \sum_j \omega_{ij} Mis_{jt} + \theta_3 Con_{it} + \phi_2 \sum_j \omega_{ij} Con_{jt} + \mu_{2i} + v_{2t} + \varepsilon_{2it} \quad (2)$$

$$TFP_{it} = \tau_1 TFP_{it-1} + \rho \sum_j \omega_{ij} TFP_{jt} + \tau_2 Mis_{it} + \varphi_1 \sum_j \omega_{ij} Mis_{jt} + \tau_3 Med_{it} + \varphi_2 \sum_j \omega_{ij} Med_{jt} + \tau_4 Con_{it} + \varphi_3 \sum_j \omega_{ij} Con_{jt} + \mu_{3i} + v_{3t} + \varepsilon_{3it} \quad (3)$$

其中,Med 为表示科技创新和产业升级的中介变量。如果系数 θ_2 和 τ_3 均显著,说明中介效应存在;如果 τ_2 不显著,说明存在完全中介效应;如果系数 τ_2 和 τ_3 均显著,说明存在部分中介效应,中介效应所占比重为 $[(\theta_2 \tau_3) / (\tau_2 + \theta_2 \tau_3)]$ 。

(二) 研究变量

1. 被解释变量——经济高质量发展水平(TFP)

通过增加劳动、资本、自然资源投入实现的增长被称作“粗放式增长”,通过提高全要素生产率(Total Factor Productivity,简称 TFP)实现的增长被称为“集约式增长”。当前,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,推动实现高质量发展、转变经济增长方式是重点,意味着我国必须从“粗放式增长”转向“集约式增长”。因此,参考刘思明^[15]等的做法,通过测度 TFP 来衡量经济高质量发

展水平。

2. 核心解释变量——人力资本错配指数 (Mis)

参考陈永伟^[16]等的研究,定义*i*省份*t*时期人力资本的相对错配指数为:

$$\lambda_{Lit} = \frac{L_{it}/L_t}{s_{it}\beta_{it}/\beta_t} \quad (4)$$

其中, $s_{it} = Y_{it}/Y_t$, 为*i*省份*t*时期的产出占*t*时期国家总产出的份额; β_{it} 为*i*省份*t*时期的人力资本产出弹性; β_t 为*t*时期所有省份人力资本投入对于国家总产出的 Domar 加权贡献值。因此,分子为*i*省份*t*时期配置的人力资本占国家人力资本总投入的实际比例;分母则度量了人力资本不存在错配时,*i*省份*t*时期应该配置的人力资本占国家资本总投入的理论比例。因此有:(1)当 $\lambda_{Lit}-1=0$,*i*省份*t*时期的人力资本使用成本等于国家平均水平,实际配置的人力资本等于有效配置时的理论水平;(2)当 $\lambda_{Lit}-1>0$ (<0),*i*省份*t*时期的人力资本使用成本低于(高于)国家平均水平,实际配置的人力资本多于(少于)有效配置时的理论水平,人力资本配置过度(不足)。

由于存在 $\lambda_{Lit}-1>0$ 和 $\lambda_{Lit}-1<0$ 两种情况,为使回归方向一致,对 $\lambda_{Lit}-1$ 做绝对值处理,构建*i*省份*t*时期的人力资本错配指数为:

$$\text{Mis}_{it} = |\lambda_{Lit} - 1| \quad (5)$$

其中, Mis 值越大,人力资本的错配程度越高; Mis 值越小,人力资本的错配程度越低。

3. 中介效应变量

(1) 科技创新水平 (Inn)。从创新投入和创新产出两个角度来衡量各省份的科技创新水平,其中,创新投入 (Inn₁) 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 (Inn₂) 采用万人发明专利申请量来表示。

(2) 产业升级水平 (Upg)。从产业结构高级化和产业结构合理化两个维度来考察产业升级,其中,产业结构高级化 (Upg₁) 选取第三产业产值与第二产业产值之比来衡量,产业结构合理化 (Upg₂) 采用泰尔指数的倒数来衡量。

4. 控制变量

综合经济高质量发展影响因素的代表性文献,

选取经济增长水平 (PGDP)、投资水平 (Inv)、消费水平 (Con)、对外开放水平 (Open)、城镇化水平 (Urban) 以及交通基础设施水平 (Inf) 作为控制变量。其中,经济增长水平采用经过平减后的人均 GDP 的对数形式衡量;投资水平和消费水平采用支出法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

选取 2000—2020 年我国 30 个省级行政区 (西藏的相关数据缺失严重故删除,且不包括港澳台,下文将其统称为省份) 的面板数据作为研究样本。所有变量数据来源于 2001—2021 年的《中国统计年鉴》以及各省份的统计年鉴。

三、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 1 所示。2000—2020 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彼此促进。

(二) 基准回归模型估计结果分析

首先对基准回归模型进行 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,对其进行 Wald 检验和 LR 检验,结果显示各检验的 *p* 值均在 1%的水平上显著为 0,并且由于解释变量的空间回归系数显著不为 0,表明 SDM 不能退化为 SAR 和 SEM。因此,最终采用固定效应的 SDM 进行空间计量估计,估计结果见表 2。

表 1 经济高质量发展水平空间相关性检验结果

Tab. 1 Spatial correlation test results of TFP

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
2020	0.256	3.912	0.000	0.213	2.300	0.021	0.159	2.305	0.020

表 2 基准回归模型估计结果

Tab. 2 Estimation results of benchmark regression model

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	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)		0.907*** (46.848)	0.893*** (42.336)	0.892*** (42.885)
Mis	-0.015*** (-2.613)	-0.018*** (-3.104)	-0.018*** (-3.175)	-0.017*** (-2.973)
PGDP	0.102*** (3.739)	0.026** (2.054)	0.026*** (2.193)	0.037*** (2.786)
Inv	-0.033*** (-3.838)	-0.025*** (-3.071)	-0.022** (-2.828)	-0.024*** (-3.033)
Con	0.033*** (2.753)	0.018* (1.931)	0.024** (2.235)	0.023** (2.167)
Open	0.089*** (4.573)	0.047*** (2.987)	0.018** (2.152)	0.016* (1.986)
Urban	0.275*** (6.234)	0.049** (2.391)	0.039* (1.879)	0.049** (2.385)
Inf	0.050*** (4.641)	0.019*** (2.763)	0.019*** (2.903)	0.012** (2.312)
ρ	0.151** (2.074)	0.374*** (6.874)	0.395*** (8.348)	0.359*** (6.523)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.209	0.967	0.967	0.967
Log-likelihood	1 085.482	1 532.949	1 531.082	1 529.531

注：括号内的数值为 z 统计量；*、** 和 *** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

对比第 (1) 列和第 (2) 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的大小和显著性方面，还是在 R^2 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的静态 SDM 的估计结果有一定的偏误，因此，本文以第 (2) 列基于经济距离矩阵的动态 SDM 估计结果进行基准分析。

由第 (2) 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 ρ 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。因此，在提升经济发展质量的过程中，各省应加强沟通协作，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为 0.907，且在 1% 的水平统计显著，表明前一期经济高质量发展水平每增加 1 个单位，将导致下一期经济高质量发展水平继续走高 0.907 个单位，这也意味着我国的经济高质量发展水平在时间维度上表现出明显的惯性特征和路径依赖现象，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。核心解释变量人力资本错配指数的估计系数为 -0.018，且

在1%的水平统计显著,这一结果表明要素错配指数每增加1个单位,将显著降低经济高质量发展水平0.018个单位,假设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,从而降低了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;城镇化水平的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,同时也为消费提供了稳定的空间依托,进而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,推动了经济的高质量发展。最后,经济增长水平的估计系数显著为正,经济增长水平越高省份,其消费水平、对外开放水平、城镇化水平和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(3)列和第(4)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(2)列经济距离矩阵动态SDM估计结果的稳健性。与第(2)列的估计结果相比可以发现,核心解释变量人力资本错配指数的估计系数大小虽然有所变化,但仍然在1%的水平上统计显著,其余各控制变量的系数符号及显著性均没有明显改变,说明了第(2)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

利用经济距离矩阵动态SDM对模型(2)和模型(3)进行估计,以识别人力资本错配降低经济高质量发展水平的中介机制。表3和表4分别给出了科技创新和产业升级的中介效应回归模型估计结果。

由表3第(1)列和第(3)列的估计结果可知,

表3 科技创新的中介效应估计结果

变量	创新投入		创新产出	
	(1) Inn ₁	(2) TFP	(3) Inn ₂	(4) TFP
Inn(-1)	0.791*** (30.355)		1.003*** (54.980)	
TFP(-1)		0.906*** (46.308)		0.897*** (45.321)
Mis	-0.057** (-2.136)	-0.017*** (-3.030)	-0.140*** (-3.336)	-0.018*** (-3.170)
Inn ₁		0.047** (2.132)		
Inn ₂				0.001** (2.065)
ρ	0.177** (2.370)	0.369*** (6.752)	0.517** (8.446)	0.358*** (6.461)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.975	0.971	0.927	0.974
Log-likelihood	3 032.206	1 533.441	874.031	1 535.779
中介效应 (占比)	部分中介效应 (13.613%)		部分中介效应 (0.772%)	

注:括号内的数值为z统计量;*、**和***分别表示估计系数在10%、5%和1%水平上显著。

中介变量创新投入和创新产出的空间自回归系数 ρ 均在5%的水平显著为正,说明科技创新也具有明显的空间溢出效应,空间相关省份科技创新水平的提升显著有利于本省份科技创新水平的改善;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,说明科技创新水平的提升也是一个动态过程,前期的创新能力提升会促使当期的创新能力进一步提升;人力资本错配对创新投入和创新产出的估计系数分别为-0.057和-0.140,且分别在5%和1%的水平显著为负,说明人力资本错配越严重,越不利于科技创新水平的提升,人力资本错配指数每增加1个单位,将显著降低创新投入和创新产出0.057和0.140个单位。由第(2)列和第(4)列的估计结果发现,创新投入和创新产出对经济高质量发展的估计系数分别为0.047和0.001,且均在5%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0.047和0.001个单位。总之,两个中介变量的中

介效应均显著存在，中介效应的检验结论均为部分中介效应，两个中介变量的中介效应占比分别为 13.613% 和 0.772%。这一检验结果表明人力资本错配降低经济高质量发展水平的总效应中，有 14.385% 是通过抑制科技创新的中介效应发挥作用的，假设 2 得到证实。

表 4 产业升级的中介效应估计结果

Tab. 4 Estimated results of the mediation effect of industrial upgrading

变量	产业结构高级化		产业结构合理化	
	(1) Up _{g1}	(2) TFP	(3) Up _{g2}	(4) TFP
Up _g (-1)	0.902*** (52.674)		0.844*** (41.242)	
TFP (-1)		0.901*** (45.705)		0.908*** (46.697)
Mis	-0.046** (-2.209)	-0.017*** (-3.046)	-0.003*** (3.488)	-0.018*** (-3.126)
Up _{g1}		0.007** (-2.466)		
Up _{g2}				0.009** (-2.538)
ρ	0.238*** (3.577)	0.372*** (6.826)	0.158** (2.365)	0.372*** (6.814)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.963	0.974	0.975	0.970
Log-likelihood	794.256	1 534.373	1 432.646	1 533.239
中介效应 (占比)	部分中介效应 (1.859%)		部分中介效应 (0.150%)	

注：括号内的数值为 z 统计量；*、** 和 *** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

由表 4 第 (1) 列和第 (3) 列的估计结果可知，中介变量产业结构高级化和合理化的空间自回归系数 ρ 分别在 1% 和 5% 的水平上显著为正，说明产业升级也具有明显的空间溢出效应，空间相关省份的产业升级显著有利于本省份的产业升级；产业结构高级化和合理化滞后一期的估计系数均在 1% 的水平上显著为正，说明产业升级也是一个动态过程，前期的产业升级将推动当期的产业进一步升级；人力资本错配对产业结构高级化和合理化的估计系数分别为 -0.046 和 -0.003，且分别在 5% 和 1% 的水平上显著为负，说明人力资本错配越严重，越不利

于产业结构高级化和合理化，人力资本错配指数每增加 1 个单位，将显著降低产业结构高级化和合理化 0.046 和 0.003 个单位。由第 (2) 列和第 (4) 列的估计结果发现，产业结构高级化和合理化对经济高质量发展的估计系数分别为 0.007 和 0.009，且均在 5% 的水平上显著为正，产业结构高级化和合理化每增加一个单位，将分别显著提升经济高质量发展水平 0.007 和 0.009 个单位。总之，两个中介变量的中介效应均显著存在，中介效应的检验结论均为部分中介效应，两个中介变量的中介效应占比分别为 1.859% 和 0.150%。这一检验结果表明人力资本错配降低经济高质量发展水平的总效应中，有 2.009% 是通过阻碍产业升级的中介效应发挥作用的，假设 3 得到证实。

四、研究结论与政策启示

利用 2000—2020 年我国 30 个省级行政区的面板数据，通过动态 SDM 和中介效应模型考察了人力资本错配对经济高质量发展的影响，研究表明：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，在时间维度上表现出明显的路径依赖特征；人力资本错配不仅直接降低了经济高质量发展水平，还通过抑制科技创新和阻碍产业升级的中介效应间接降低了经济高质量发展水平，两种中介效应所占比重分别为 14.385% 和 2.009%；以增加投资这种粗放型的经济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。

人力资本配置是优化经济结构、激发创新活力的关键。在经济增速下行期，要重点防止劳动力过度向效率低下的部门转移。应完善市场淘汰机制，加快低效部门退出市场，释放低效部门的资源，转移到更高效的部门，增加产出，激发创新，推动经济高质量发展。同时，地方政府要始终明确人力资本水平的储备和错配情况，适当完善劳动力市场机制，适度出台劳动力转移政策，适当调整产业结构，使得当地的人力资本储备水平更好地匹配当地的产业结构，从而在优化人力资本配置的同时促进产业结构的优化升级，进而促进经济高质量发展。

参考文献:

- [1] 李静, 楠玉. 为何中国“人力资本红利”释放受阻? ——人力资本错配视角[J]. 经济体制改革, 2017(2): 31-35.
- [2] 马颖, 何清, 李静. 行业间人力资本错配及其对产出的影响[J]. 中国工业经济, 2018(11): 5-23.
- [3] 中国经济增长前沿课题组. 中国经济增长的低效率冲击与减速治理[J]. 经济研究, 2014(12): 4-17, 32.
- [4] 卓玛草. 中国要素配置与人力资本错配效应的分行业测算分析[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2021, 23(4): 113-123.
- [5] 葛晶, 李勇. 中国人力资本错配的测算及成因研究——基于行政垄断的视角[J]. 产业经济研究, 2019(1): 62-74.
- [6] 李静, 楠玉. 人才为何流向公共部门——减速期经济稳增长困境及人力资本错配含义[J]. 财贸经济, 2019, 40(2): 20-33.
- [7] 黄宝敏. 我国经济集聚与人力资本错配: 理论与经验研究[J]. 商业研究, 2020(11): 125-135.
- [8] 李勇, 马芬芬. 人力资本错配如何扭曲了产业结构升级[J]. 经济经纬, 2021, 38(2): 82-90.
- [9] 李静. 人力资本错配: 产业比较优势演进受阻及其解释[J]. 统计与信息论坛, 2017, 32(10): 95-101.
- [10] 李静, 楠玉, 刘霞辉. 中国经济稳增长难题: 人力资本错配及其解决途径[J]. 经济研究, 2017, 52(3): 18-31.
- [11] 李静, 楠玉. 人力资本错配下的决策: 优先创新驱动还是优先产业升级? [J]. 经济研究, 2019, 54(8): 152-166.
- [12] 李勇, 葛晶, 李桥鸽. 国有产权、人力资本错配和全要素生产率损失[J]. 中国经济问题, 2021(1): 35-51.
- [13] LESAGE J, PACE R K. Introduction to spatial econometrics [M]. New York: CRC Press, 2009.
- [14] BARON B M, KENNY D A. The moderator - mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. Journal of Personality & Social Psychology, 1986(6): 1173-1182.
- [15] 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, 36(4): 3-23.
- [16] 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, 10(4): 1404-1422.

The Influence and Mechanism of Human Capital Misallocation on High-Quality Economic Development

CHANG Jianxin, LIU Huan, ZHANG Weiwei

(School of Economics and Management, Shaanxi University of Science and Technology, Xi'an 710021, China)

Abstract: Based on the panel data of 30 provinces in China from 2000 to 2020, this paper investigates the impact of human capital misallocation on high-quality economic development through dynamic SDM and mediation effect model. The results show that: high-quality economic development shows a strong positive correlation in space and obvious path dependence in time dimension; human capital misallocation not only directly reduces the level of high-quality economic development but also indirectly reduces the level of high-quality economic development by inhibiting innovation and hindering industrial upgrading. The government should coordinate the human capital in all regions of the country, issue corresponding policies, improve the allocation level of human capital in the country, and promote high-quality economic development.

Key words: human capital misallocation; innovation; industrial upgrading; high-quality economic development

(责任编辑: 杨成平)