

数字化能否改善创新要素错配？

——基于创新要素区际流动视角

王宏鸣¹ 陈永昌¹ 杨晨²

(1.南开大学经济学院, 天津 300071; 2.南京财经大学江苏产业发展研究院, 江苏 南京 210003)

摘要: 在当前建设“数字中国”与创新型国家的背景下, 本文利用2005—2019年中国30个省份的面板数据, 从创新要素区际流动视角实证考察了数字化对创新要素错配的影响及其作用机制。结果显示, 数字化能够显著降低创新要素错配水平。进一步研究发现, 数字化通过促进研发资本流动来缓解创新要素错配, 但基于研发人员流动的中介效应并不显著; 数字化对于创新要素错配的改善效果存在区域异质性, 其有效缓解了东部地区和配置过度地区的错配程度, 而对中西部地区和配置不足地区的作用尚未充分展现。本文结论为新发展格局下以数字化为抓手促进我国创新资源合理配置、加快建设创新型国家提供了有益借鉴。

关键词: 数字化; 创新要素错配; 创新要素流动; 数字经济

Abstract: In the context of building a “digital China” and an innovative country, this paper uses the panel data of 30 provinces in China from 2005 to 2019 to empirically examine the impact of digitalization on innovation resource misallocation and its mechanism from the perspective of inter-regional flow of innovation resources. The results show that digitalization can significantly reduce the misallocation level of innovation resources. Further research finds that digitalization alleviates innovation resource misallocation by promoting R&D capital flow, but the mediation effect based on R&D personnel flow is not significant; there is regional heterogeneity in the improvement effect of digitalization on innovation resource misallocation, which significantly alleviates the misallocation degree of the eastern region and the over-allocation regions, but the effect on the central and western regions and the under-allocation regions has not been fully demonstrated. The conclusion provides a useful reference for promoting the rational allocation of China’s innovation resources and accelerating the construction of an innovative country with digitalization as the starting point under the new development framework.

Key words: digitalization, innovation resource misallocation, flow of innovation resources, digital economy

作者简介: 王宏鸣(通讯作者), 南开大学经济学院博士生, 研究方向: 产业经济、数字经济。陈永昌, 南开大学经济学院博士生, 研究方向: 产业经济。杨晨, 经济学博士, 南京财经大学江苏产业发展研究院讲师, 研究方向: 创新经济学。

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A

一、引言

当前, 中国面临日趋激烈的“贸易战”和“技术战”。在“卡脖子”的创新困境下, 党的十九届五中全会确立了自主创新在国家现代化全局中的战略支撑地位, 意味着经济发展亟需由追求高增速的粗放型模式向

追求高质量创新驱动模式转变。这一转型的根本落脚点在于实现资源的优化配置(蔡昉, 2021)^[16]。其中, 创新要素¹是直接关乎国家创新体系整体效能的重要战略资源, 在重视投入规模的同时如何推进其合理化配置, 成为学者和各界共同关注的焦点议题。随着人工智能、区块链、云计算、大数据等“ABCD”数字技术与我国

新发展格局下转变经济发展方式形成历史性交汇，数字化发展下的新应用和新业态迸发，数字经济已是中国经济增长的大势所趋(许宪春等，2021)^[35]。数字化在为经济高质量发展奠定坚实基础的同时，也为我国加快创新型国家建设提供了重大机遇。那么，在数字化背景下，创新要素的配置是否得到了优化？如果答案是肯定的，数字化如何改善创新要素错配？以上问题的探讨立足于创新驱动和数字经济这两大趋势，对研究以数字化为抓手的中国创新要素错配问题具有重要理论及现实意义。

从现有研究看，诸多学者已经关注到中国转型经济体内的资源错配现象，并就错配程度的测算(Hsieh and Klenow, 2009; 陈永伟和胡伟民, 2011)^{[7][20]}、成因(Brandt et al., 2013; 宋马林和金培振, 2016)^{[3][30]}、对经济的影响效应(袁志刚和解栋栋, 2011; 李俊青和苗二森, 2020)^{[37][26]}以及改善错配的具体因素(白俊红和刘宇英, 2018; 季书涵和朱英明, 2019)^{[13][24]}展开了一系列研究。然而，现有的多数研究重点考察的是传统生产要素错配，普遍忽视了创新要素的错配。鉴于此，也有学者主要围绕以下三方面展开研究：一是创新要素配置水平的测度。靳来群等(2019)^[25]通过构建部门间资源错配程度测算模型，利用工业数据测算了创新资源的区域结构性错配；陶长琪和徐莱(2021)^[31]在创新要素的指标体系中引入了数据要素，基于熵值法测算了创新要素配置水平。二是影响创新要素配置的因素。主要涵盖：主体内部因素，如技术创新的要素偏向水平以及研发投入之间的替代弹性(Löfsten, 2016)^[10]和外部环境因素，如政策干预(董直庆等, 2020)^[21]、金融市场和交通基础设施(Li et al., 2017)^[8]。三是创新要素配置对创新效率或能力的影响。刘冬冬等(2020)^[28]发现研发资本价格扭曲抑制了制造业创新效率，而研发劳动力价格扭曲则起到促进作用。从创新主体看，产学研三大主体的创新资源错配对省域创新效率的影响同样存在异质性(陈怀超等, 2021)^[18]。

随着近年来中国数字经济方兴未艾，学者们开始从信息化、数字化的视角对要素错配问题进行较为深入的分析，且集中于研究对要素错配的直接影响。如张永恒和王家庭(2020)^[39]发现数字经济发展能明显改善省际层

面的资本错配水平，但对劳动力错配的影响不显著。韩长根和张力(2019)^[22]发现互联网对要素错配的影响具有门槛效应，只有当互联网普及率超过一定水平时才能促进资本或劳动力错配的改善。此外，还有不少学者将资源配置视作信息化或数字化影响其他因素的重要内在机制。李宗显和杨千帆(2021)^[27]通过构建数字经济指数，发现要素配置效率是数字经济影响经济高质量发展的中介渠道。Li and Du(2021)^[9]从微观企业层面的研究表明，互联网发展可以通过缓解资源错配来提高中国企业的能源效率，从而实现节能效果。

综上所述，现有文献对于数字化对要素错配的影响并没有得到一致结论，对创新要素错配的影响研究更为缺乏。另外，鲜有研究探讨数字化对创新要素错配的内在影响机理。因此，与既有文献相比，本文可能的边际贡献主要有两点：第一，相较于已有研究聚焦于劳动力、资本等传统生产要素错配，本文将研究的焦点定位于创新要素错配，并以数字化浪潮为切入点，分析其对创新要素错配的影响；第二，目前关于要素错配的研究大多基于静态角度，而忽略了要素在区际之间流动所带来的资源再配置效应，故本文从创新要素流动视角出发，将创新要素流动和创新要素错配纳入一个统一的分析框架。创新要素流动的过程即体现了再配置的过程，因此本文进一步从创新要素再配置是否实现了配置的优化来深入揭示数字化对创新要素错配的内在影响机理，从而为我国在新发展格局下以数字化为抓手促进国家创新体系整体效能提升的路径选择与优化提供了有益参考。

二、理论分析与研究假设

“要素错配”即是资源配置未达到最优状态(陈永伟和胡伟民, 2011)^[20]。造成要素错配现象的原因主要有两类：一是信息不对称，二是市场分割因素(张永恒和王家庭, 2020)^[39]。二者的存在均难以促使要素自由流向利用效率更高的行业或区域。考虑到近年来数字化与经济社会的全方位融合不断深化，区域创新系统的现有技术格局和创新模式也必然发生转变。一方面，随着创新活动的数字化进程加快，数字技术的渗透、数据要素的替代以及产业数字化和数字产业化的协同演进都会

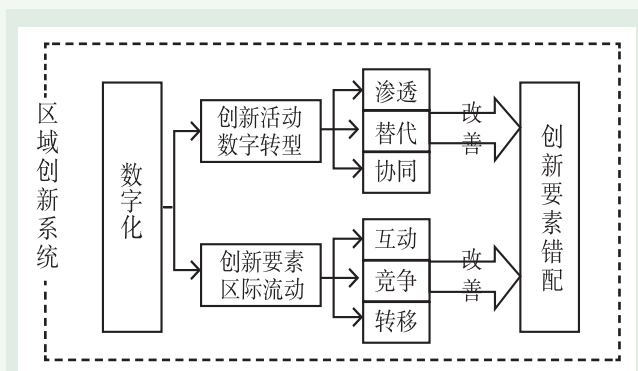


图1 数字化对创新要素错配的影响

直接影响创新要素的使用和配置效果；另一方面，数字化减少了要素的流动障碍，通过创新要素区际流动来实现创新生产的互动、竞争和转移，以此间接作用于创新要素配置。数字化对创新要素错配的影响途径如图1所示。

(一)数字化与创新要素错配

随着生产活动数字化转型加快，数字化对要素配置效率的影响具有渗透效应、替代效应和协同效应(蔡跃洲, 2018)^[17]。渗透效应是指数字技术能够嵌入到既有生产要素，借助芯片等载体实现要素信息的具体化、动态化，并利用互联网技术在云端实时共享，充分释放“信息势能”，进而有效削减行业与企业之间创新资源的流动壁垒，这必然会直接影响研发要素的使用和配置效果。替代效应是指数字化创造了新要素替代传统要素，或者通过改变要素的利用方式来使生产效率提升。数据在价值创造过程中担当着愈加重要的角色，并凭借非竞争性、客观性等特征，迅速成为数字时代的核心生产要素(肖旭和戚聿东, 2021)^[34]。基于数据要素的价值周期属性²，数据反馈最显著的特征是高效、动态，对于科学决策具有重要指导意义。例如，设备运行中的在线实时数据，可以成为产品性能改进、精准定位长尾客户群体潜在需求的重要数据来源，并通过机器学习、应用、持续反馈与持续更新以优化既有要素的组合方式，引导创新要素的合理化配置。协同效应则是指产业数字化和数字产业化协同演进，在这过程中更多的研发人员和研发资本由于新业态、新模式和新产品的不断涌现，进入了生产更加高效的数字化产业领域，进而区域创新要素配置效率得到提升。

然而，值得重视的是，随着数字化向纵深发展，数字技术对传统行业渗透的加深必然推动市场趋向于形成高度集中的市场结构，出现数字平台垄断势力(Subramaniam et al., 2019)^[12]。一些科技巨头往往会利用知识产权、大数据、算法和网络效应等构建竞争壁垒，寻求垄断租金，其他创新性企业很难进入市场并与其有效竞争，这有可能损害市场竞争和创新行为，甚至导致创新资源不断向少数的大企业集中，加剧创新要素错配。基于以上分析，本文提出如下竞争性假设：

H1a：数字化对改善创新要素错配存在直接促进作用。

H1b：由于垄断势力的出现，数字化可能对改善创新要素错配不存在显著作用。

(二)数字化、创新要素区际流动与创新要素错配

改革开放以来，中国凭借社会主义市场经济制度的确立取得了巨大的经济成就。然而，地方保护主义和“诸侯经济”的遗留，导致省际之间出现相互分割的市场，规模经济的产生与发展严重滞后。数字化背景下，网络空间产业生态的形成和发展突破了“斯密定理”³对物理空间市场规模的限制，无限扩展了资源配置的范围。也就是说，互联网的公平性和实时交互性可以使要素的供需双方在获取信息时不再受到时空的束缚，有助于打破市场分割、缓解信息不对称以及降低要素的搜寻成本，进而促进要素在区际间的流动——资本自由流向利用效率更高的地区，人员及时获取与自身技能和薪资要求匹配的招聘信息。因此，空间上相互分散的经济活动就可以通过要素的区际流动组合成一个大的整体，使某些利用效率低下的要素进入高效的经济活动过程。

实际上创新生产也是各种研发要素之间组合的互动过程(白俊红和王钺, 2015)^[15]。首先，某个地区研发要素的流出可以与流入地闲置的研发要素相结合，使闲置的资源，如研发基础设施等，也投入到创新生产中，从而提高研发要素的利用效率，实现创新资源的优化配置。其次，研发要素的区际流动意味着在各个地区的创新生产活动中引进了竞争机制。创新竞赛(innovation contests)将促使各个区域持续优化创新环境，提升创新能力，进而使研发资源能够得到最大限度利用，达到帕累托有效配置(Che and Gale, 2003; Boudreau et al.,

2011)^{[4][2]}。通常而言,要素的流动往往还伴随着产业转移的发生。某个地区研发要素的流出也可能会加速研发要素从已经失去比较优势的 innovation 活动向具有更大研发价值的 innovation 活动集聚,实现研发资源的合理配置。基于以上分析,在假设H1a成立的前提下,本文提出如下假设:

H2: 数字化可以促进创新要素区际流动来改善创新要素错配。

三、研究设计

(一)模型设定

为探究数字化对地区创新要素错配的影响,本文建立如下面板模型:

$$\tau_{Kit} = \alpha_0 + \alpha_1 dig_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\tau_{Lit} = \alpha_0 + \alpha_1 dig_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i 代表地区, t 代表时间。 τ_{Kit} 和 τ_{Lit} 分别为地区的研发资本错配指数和研发人员错配指数; dig_{it} 为数字化水平; X_{it} 为控制变量。 μ_i 代表个体效应, λ_t 代表时间效应, ε_{it} 为随机误差项。

进一步,为检验创新要素区际流动的中介效应是否存在,本文参考温忠麟等(2004)^[33]的研究,设定如下模型:

$$cfl_{it} = \beta_0 + \beta_1 dig_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\tau_{Kit} = \gamma_0 + \gamma_1 dig_{it} + \gamma_2 cfl_{it} + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$pfl_{it} = \beta_0 + \beta_1 dig_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\tau_{Lit} = \gamma_0 + \gamma_1 dig_{it} + \gamma_2 pfl_{it} + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(3)、式(5)中, cfl_{it} 和 pfl_{it} 为中介变量,分别表示研发资本和研发人员区际流动量。根据温忠麟等(2004)^[33]的检验步骤,式(1)和式(2)中的 α_1 显著是中介效应检验的前提,说明数字化对创新要素错配存在影响。接下来,如果系数 β_1 和 γ_2 显著,说明中介效应存在;但是,如果 β_1 和 γ_2 至少有一个不显著,则需进行Sobel检验,若拒绝原假设,说明中介效应存在,反之不存在。

(二)变量测度与说明

1. 创新要素错配程度

借鉴陈永伟和胡伟民(2011)^[20]、Akoi(2012)^[11]的研究,本文对表示地区创新要素错配程度的研发资本错配指数 τ_{Kit} 和研发人员错配指数 τ_{Lit} 分别进行衡量,具

体如下:

$$\gamma_{Ki} = \frac{1}{1 + \tau_{Ki}}, \gamma_{Li} = \frac{1}{1 + \tau_{Li}} \quad (7)$$

式(7)中, γ_{Ki} 和 γ_{Li} 为研发要素价格绝对扭曲系数,一般用价格相对扭曲系数来替代:

$$\hat{\gamma}_{Ki} = \left(\frac{K_i}{K}\right)^{\beta_{Ki}} \left(\frac{s_i \beta_{Ki}}{\beta_K}\right), \hat{\gamma}_{Li} = \left(\frac{L_i}{L}\right)^{\beta_{Li}} \left(\frac{s_i \beta_{Li}}{\beta_L}\right) \quad (8)$$

式(8)中, s_i 为地区 i 的创新产出的份额, β_{Ki} 和 β_{Li} 分别为地区 i 的研发资本和人员的产出弹性。式(8)反映了各地区创新要素实际分配与理想情况的比值,即地区 i 的创新要素错配程度,若该比值大于1($\tau < 0$),表明该地区创新要素配置过度;反之,若该比值小于1($\tau > 0$),表明该地区创新要素配置不足。为避免符号方向不一致对回归产生干扰,本文沿用季书涵等(2016)^[23]对 τ 取绝对值的做法,数值越大即错配越严重。接下来,为估算产出弹性 β ,本文借鉴赵志耘等(2006)^[41]相关研究,假定创新生产函数为规模收益不变的C-D生产函数,即:

$$Y = AK_{it}^{\beta_{Ki}} L_{it}^{1 - \beta_{Ki}} \quad (9)$$

式(9)中, Y 为创新产出,通常而言专利数量可以作为创新产出水平的代理变量(Cheung and Lin, 2004)^[5],故本文借鉴靳来群等(2019)^[25],使用专利申请数⁴作为创新产出; K_{it} 为研发资本投入,用各地区的R&D资本存量⁵衡量; L_{it} 为研发人员投入,用研发人员全时当量⁶衡量。

2. 数字化发展水平

目前,对数字化的研究多数还位于理论层面,仅少量文献对数字化发展水平进行了量化,且评估标准尚未统一。Habibi and Zabardast(2020)^[6]使用单一的互联网指标来衡量;赵涛等(2020)^[40]构建了数字经济指数来表征;周青等(2020)^[42]从数字化接入、装备、平台、应用

表1 数字化发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标
数字化发展水平	数字基础设施	长途光缆线路密度
		互联网宽带接入端口数比率
	数字生活应用	人均电信业务量
		每百人互联网用户数
		每百人移动电话用户数
	数字产业发展	信息产业增加值占GDP比重
		信息产业研发经费占GDP比重
		信息产业从业人员占比

注:由于数据可得性,信息产业以计算机、通信和其他电子设备制造业来代替。

四个视角分别对数字化水平进行评价。结合数字化对各产业的渗透和普及事实看,依靠基础设施的不断完善,数字应用和数字产业实现了蓬勃发展。故本文参考庞瑞芝等(2021)^[29]的做法,从数字基础设施、数字生活应用、数字产业发展等三个维度构建数字化发展水平评价指标体系,这三个维度分别体现了一个地区数字化的硬件条件、融合程度以及发展支撑,能够合理反映数字化推动经济社会结构演变的复杂过程。在表1所示的指标体系下,本文采用主成分分析法得到数字化发展水平的综合指数,并对其进行标准化处理,标准化后各地区的数字化发展水平介于0~1之间。标准化公式如下:

$$dig_u = \frac{ordig_u - ordig_{\min}}{ordig_{\max} - ordig_{\min}} \quad (10)$$

式(10)中, $ordig_{it}$ 表示由主成分分析法直接得到的数字化发展水平, $ordig_{\max}$ 和 $ordig_{\min}$ 为所有年份和地区数字化发展水平的最大值和最小值, dig_{it} 即标准化之后的数字化综合发展指数。

3.创新要素区际流动量

借鉴白俊红等(2017)^[14]的研究,本文采用引力模型来测量区域间创新要素流动情况。其中,R&D资本流动的表达式如下:

$$cfl_{ij} = \ln K_i \ln K_j R_{ij}^{-2} \quad (11)$$

式(11)中, cfl_{ij} 表示地区*i*流动到地区*j*的R&D资本流动量, K_i 和 K_j 分别为地区*i*和地区*j*的R&D资本存量, R_{ij} 为地区*i*和地区*j*之间的地理距离,基于两区域中心的经纬度测得。因此,地区*i*的R&D资本总流动量表示为:

$$cfl_i = \sum_{j=1}^n cfl_{ij} \quad (12)$$

与资本流动不同,R&D人员流动会更容易受到经济环境、就业环境、居住环境、创新环境等社会环境因素的影响,故本文在引力模型的基础上选取人均GDP、城镇单位就业人员平均工资、商品房平均销售价格⁷、研发机构数量分别表征上述因素来体现地区吸引力。因此,R&D人员流动的表达式如下:

$$pfl_{ij} = \ln N_i \ln G_j \ln S_j \ln I_j / \ln P_j R_{ij}^{-2} \quad (13)$$

式(13)中, pfl_{ij} 表示地区*i*流动到地区*j*的R&D人员流动量, N_i 为地区*i*的R&D人员, G_j 为地区*j*的人均GDP, S_j 为地区*j*的平均工资, P_j 为地区*j*的平均房价, I_j 为地区*j*的研发机构数量。 R_{ij} 为地区*i*和地区*j*之间的地理距离,同样基

于两区域中心的经纬度测得。因此,地区*i*的R&D人员总流动量表示为:

$$pfl_i = \sum_{j=1}^n pfl_{ij} \quad (14)$$

由于测算所得的R&D资本流动量和R&D人员流动量具有典型的右偏性特征,故本文将其进行对数化处理。

4.控制变量

为最大程度克服遗漏变量引致的偏误,本文在参照已有相关文献的基础上,引入如下一系列可能影响创新要素配置的控制变量:产业结构(*indus*),以第三产业产值占地区生产总值的比重来反映;市场化程度(*marki*),采用王小鲁等(2019)^[32]测算的中国分省份市场化指数⁸;政府干预(*govern*),用政府财政支出占地区生产总值的比重来反映;金融发展水平(*fina*),以金融机构贷款余额占地区生产总值的比重来衡量;外商直接投资(*fdi*),以外商直接投资占地区生产总值比重来反映,美元按照每年人民币汇率中间价折算;对外开放程度(*open*),以进出口贸易总额占地区生产总值的比重来衡量,美元处理同上。

(三)数据来源和描述性统计

本文选取2005—2019年中国30个省、市、自治区的平衡面板数据(缺西藏)作为研究样本,基础数据均来源于历年《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》、各省份统计年鉴和国家统计局公布的相关数据。表2是主要变量的描述性统计结果。可以看出,研发资本错配指数的均值为1.1817,最大值为6.9497,标准差为1.1387,表明不同地区间创新要素错配程度的差异较大;研发人员错配指数也呈现相同特征,这与靳来群等(2019)^[25]的发现相近。数字

表2 主要变量的描述性统计结果

类型	名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	τ_K	450	1.1817	1.1387	0.0012	6.9497
	τ_L	450	1.2781	0.8726	0.0009	4.5012
解释变量	<i>dig</i>	450	0.2856	0.2093	0.0000	1.0000
中介变量	<i>cfl</i>	450	5.1087	0.9395	1.7750	6.8869
	<i>pfl</i>	450	3.6179	0.8226	0.5366	5.0771
控制变量	<i>indus</i>	450	0.4550	0.0927	0.2970	0.8350
	<i>marki</i>	450	6.6005	1.9388	2.3300	11.7100
	<i>govern</i>	450	0.2366	0.1085	0.0919	0.7583
	<i>fina</i>	450	1.2947	0.4462	0.5886	2.5772
	<i>fdi</i>	450	0.0243	0.0208	0.0001	0.1261
	<i>open</i>	450	0.3123	0.3611	0.0129	1.6766

化发展指数的均值较小,类似于赵涛等(2020)^[40]的测算结果,表明目前我国的数字化发展普遍不充分。从其他变量看,不同区间创新要素流动量、市场化程度、金融发展水平以及对外开放程度等方面也存在明显差异。

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

本文依据Hausman检验的结果,采用面板固定效应模型分别对式(1)和式(2)进行估计。表3报告了数字化发展影响创新要素错配的估计结果。其中,在列(1)和列(2)中,核心解释变量数字化发展水平的系数为负,且至少通过了5%水平的显著性检验;列(3)和列(4)中进一步纳入了控制变量,由于创新要素错配的相关不可观测影响被吸收,数字化发展水平系数的绝对值有所减小,但依然在5%水平下保持负向显著。上述回归结果均表明,数字化能够有效改善省际层面的研发资本错配和研发人员错配,假设H1a得以验证。

从控制变量看,产业结构升级的系数值为负且通过1%水平的显著性检验,一定程度上说明第三产业比重越高越有利于研发资本和人员错配的改善。市场化程度

对创新要素错配的影响显著为负,这与白俊红和刘宇英(2018)^[13]的研究结果一致,表明市场化程度越高,价格机制的引导作用越明显,进而缓解创新要素的错配。政府干预、外商直接投资的系数均至少在10%水平下显著为正,意味着政府过多干涉经济、过度依赖外来投资都会加剧创新要素的错配程度。金融发展水平的系数在1%水平下显著为正,说明金融发展水平提高并未有效缓解区域创新要素错配。究其原因,可能是我国很多地区的金融市场存在诸多乱象,市场服务效率低下,甚至抑制了地区产业结构升级,从而对创新要素配置产生负面影响。对外开放程度对研发人员错配的影响显著为正,但对研发资本错配的影响却不显著,表明当前我国进出口贸易加剧了研发人员错配,但对研发资本错配的影响具有不确定性。

(二)内生性讨论

基准回归结果表明,数字化有助于降低创新要素错配程度,二者存在显著负相关关系。然而,模型中存在内生性问题会导致估计结果有误。考虑到科技创新是数字化发展的重要推动力,而创新要素错配程度直接影响了科技创新水平的高低,因此创新要素错配对数字化可能存在反向因果。选取适当的工具变量,是处理内生性问题的常用策略,本文借鉴赵涛等(2020)^[40],构造各地区

表3 数字化影响创新要素错配的基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE	FE	FE	FE
	τ_K	τ_L	τ_K	τ_L
<i>dig</i>	-2.7095*** (0.8585)	-1.4312** (0.5674)	-2.0324** (0.8367)	-1.1801** (0.4796)
<i>indus</i>			-3.7254*** (0.9661)	-2.8568*** (0.5882)
<i>marki</i>			-0.1186* (0.0637)	-0.1670*** (0.0371)
<i>govern</i>			3.8686*** (1.1620)	0.4913*** (0.1689)
<i>fin</i>			1.2878*** (0.2566)	0.8735*** (0.1527)
<i>fdi</i>			8.8259*** (2.6121)	2.8144* (1.6170)
<i>open</i>			0.3862 (0.2840)	0.4567*** (0.1667)
截距项	1.3121*** (0.1383)	1.3354*** (0.0914)	0.5990 (0.6511)	0.0655 (0.3862)
时间效应	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制
样本量	450	450	450	450
R^2	0.0935	0.1601	0.1995	0.3388

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平下显著,括号内数字为标准误。下表同。

表4 工具变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	τ_K	τ_L	τ_K	τ_L
<i>dig</i>	-3.5813** (1.5965)	-1.7212** (0.7859)	-2.8469*** (0.7147)	-1.4261** (0.6308)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk LM	35.259 [0.0000]	35.259 [0.0000]	59.597 [0.0000]	59.597 [0.0000]
Kleibergen-Paap rk Wald F	21.394 {16.38}	21.394 {16.38}	228.472 {16.38}	228.472 {16.38}
样本量	450	450	420	420
R^2	0.2074	0.3366	0.2068	0.3595
第一阶段回归结果				
IV1	7.86e-05*** (1.70e-05)	7.86e-05*** (1.70e-05)		
IV2			0.8892*** (0.0588)	0.8892*** (0.0588)
控制变量	控制	控制	控制	控制

注:()内数字为标准误, []内数字为p值, { }内数字为Stock-Yogo弱识别检验10%水平的临界值。

1984年每百人固定电话数与上一年全国互联网用户数⁹的交互项作为数字化发展指数的工具变量。为避免工具变量选取中存在偏误所导致结果的偶然性,本文还使用数字化发展水平的滞后一期作为工具变量进行估计,结果见表4。

表4第(1)(2)列是选取历史固定电话数和上一年全国互联网用户数的交互项作为工具变量的回归结果,第(3)(4)列是选取数字化发展水平的滞后一期作为工具变量的回归结果。结果显示,考虑内生性问题后,数字化发展水平的系数仍然显著为负,这与表3的基准回归结果保持一致,进一步印证了数字化有利于改善创新要素错配。

(三)稳健性检验

1. 更换变量测度方法

为排除变量测度方法给估计结果带来的干扰,本文从以下两方面进行稳健性检验:第一,更换核心解释变量。将数字化发展指数的合成方式由主成分分析法调整为熵值法,回归结果见表5第(1)(2)列;第二,更换被解释变量。一是在测度创新要素错配指数的过程中使用发明专利申请数¹⁰来衡量创新产出,回归结果见表5第(3)(4)列;二是考虑到从创新要素投入到产出可能需要经过一定的时间和周期,因此对式(9)中的创新投入进行滞后一期处理,即创新产出采用当期数据,研发人员和研发资本投入采用上期数据,回归结果见表5第(5)(6)列。结果显示,核心解释变量数字化发展水平的回归系数均至少在10%水平下显著为负,表明样本期间我国数字化发展显著促进了省际创新要素错配的改善,由此验证了结论的稳健性。

2. 使用动态面板估计

上述估计结果均成立在静态面板回归的基础上。如

表5 稳健性检验 I: 更换变量测度方法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	τ_K	τ_L	τ_K	τ_L	τ_K	τ_L
<i>dig</i>	-1.9260* (1.1075)	-1.1967* (0.6388)	-1.7288** (0.7764)	-3.4118*** (0.9884)	-1.8767** (0.8815)	-1.0276* (0.6009)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	450	450	450	450	450	450
R^2	0.2154	0.3477	0.2317	0.8381	0.0425	0.0544

果要素错配具有一定的路径依赖性(袁志刚, 2013)^[38],结果的稳健性则可能受到影响。对此,本文进一步加入被解释变量的一阶滞后项,建立动态面板模型进行估计。表6中,第(1)(2)列是差分GMM的估计结果,第(3)(4)列是系统GMM的估计结果。结果显示,在考虑模型的动态效应后,数字化发展水平对创新要素错配的影响仍然保持负向显著。

五、进一步研究

(一)创新要素区际流动机制检验

理论分析表明,数字化可以促进创新要素的区际流动来改善创新要素错配。为验证该作用机制假设,本文拟采用式(3)~(6)的中介效应模型进行检验,结果如表7所示。列(1)和(3)中数字化对研发资本流动和研发人员流动的回归系数为正,且均通过1%水平的显著性检验,表明数字化能够显著促进创新要素在区际间的流动。列(2)加

表6 稳健性检验 II: 使用动态面板估计

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	差分 GMM	差分 GMM	系统 GMM	系统 GMM
	τ_K	τ_L	τ_K	τ_L
L1. τ	0.6305*** (0.0190)	0.7459*** (0.0280)	0.8713*** (0.0044)	0.9114*** (0.0086)
<i>dig</i>	-0.3034** (0.1418)	-0.3152*** (0.0628)	-0.3512*** (0.0758)	-0.2304*** (0.0798)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	390	390	420	420
AR(2)	0.3690	0.5027	0.5249	0.5173
Sargan 值	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

注: AR(2) 和 Sargan 值为检验的 p 值。

表7 创新要素区际流动的中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>cfl</i>	τ_K	<i>pfl</i>	τ_L
<i>dig</i>	0.3624*** (0.0743)	-1.7279** (0.8456)	0.3185*** (0.0661)	-0.9438** (0.4759)
<i>cfl</i>		-1.0386* (0.5533)		
<i>pfl</i>				0.2395 (0.3499)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制
样本量	450	450	450	450
R^2	0.9615	0.2290	0.8706	0.2562
Soble 检验值		-2.0810**		0.3294

入了中介变量研发资本流动，数字化发展水平和研发资本流动的系数均显著为负，且数字化发展水平系数的绝对值相比表3中列(3)有所减小，说明研发资本的区际流动是数字化缓解研发资本错配程度的作用机制。列(4)加入了中介变量研发人员流动，研发人员流动对研发人员错配的影响不显著；进一步通过Sobel检验也无法显著拒绝不存在中介效应的假设，说明研发人员的区际流动并非数字化缓解研发人员错配的作用机制。因此，假设H2仅部分成立。

可能的原因是相较于流动性强、流动成本低的资本而言，人员流动更容易受到政策或主观意愿的影响。例如，随着地方政府“人才争夺战”的白热化，不少三、四线城市也加入其中，相比于北京、上海、广州、深圳等一线城市，零落户门槛和低住房价格吸引到较多的创新人才流入；然而，多数三、四线城市的创新活动研发价值不高，这在一定程度上也致使创新人才不能自由转移到回报率更高的地区。面临这一窘境，三、四线城市应加快产业转型升级，重视创新发展，不盲目倚靠优惠政策“抢人”，真正精准定位当前地区发展迫切需求的专业型人才。此外，即便一些经济实力优越的地区吸引到了大量的创新人才，有限的研发设备使用拥挤也可能会扭曲研发人员的合理配置(白俊红和王钺，2015)^[15]。

(二)区域异质性分析

改革开放40多年来，我国经济突飞猛进，但区域间发展水平失衡的问题也日益凸显。步入数字时代后，区域“数字鸿沟”同样成为不可回避的问题。那么，数字化对创新要素错配的改善效果是否存在区域差异？

一般而言，东部发达地区的数字化进程较快，对创新要素错配的改善作用相比于中西部地区可能更加明

显。当然，中西部地区数字化发展水平虽然较低，但“后发优势”带来的边际贡献也可能大于东部地区(陈小辉等，2020)^[19]。鉴于此，本文将总体样本划分为东部和中西部¹¹两个子样本，以考察数字化对创新要素错配影响的地区差异。此外，地区的创新要素配置存在过度($\tau < 0$)和不足($\tau > 0$)两种情形，不同情形下，数字化对创新要素错配的影响可能不同，于是，本文进一步将总体样本分成“配置过度地区”和“配置不足地区”两个子样本。分地区估计的结果见表8。

从表8第(1)~(4)列可以看出，东部地区数字化发展水平的系数均显著为负，而中西部地区均不显著，表明数字化对创新要素错配的影响存在着地区差异。与经济发展水平类似，我国数字化在规模持续增加的同时也具有地区发展不均衡的特点，表现为由东向西呈阶梯状逐级减弱。据《中国区域数字化发展指数报告(2020)》显示，数字化发展水平排名前六位的均为东部省份，排名末十二位的全部为中西部省份。同时，东部地区由于市场化进程较早，具备相对完善的要素市场和良好的竞争环境，这有利于减少数字化影响创新要素配置时所受到的约束，进而有效缓解其错配程度。而中西部地区可能受到市场机制不完善以及要素流动障碍等一系列制约，使数字化对创新要素错配的改善效果没有得到充分展现。

表8第(5)~(8)列为地区的创新要素配置存在过度和不足两种情况下，数字化对创新要素错配的影响。结果显示，对于创新要素配置过度地区，数字化均能显著降低研发资本和研发人员错配水平。原因在于数字技术衍生出更多的新应用、新模式和新产业，驱动过多的研发人员和研发资本流向效率更高的数字产业领域，提高了创新要素配置效率。对于创新要素配置不足地区，数字

表8 分地区估计结果

变量	东部地区		中西部地区		配置过度地区		配置不足地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>dig</i>	-2.6379*** (0.7727)	-1.3398** (0.6391)	-2.1111 (1.7440)	1.0863 (0.9711)	-0.3291* (0.1754)	-1.7478** (0.7651)	-3.8776** (1.8398)	-1.0094 (0.9390)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	180	180	270	270	138	346	312	104
R^2	0.2306	0.3537	0.2816	0.4462	0.6232	0.3918	0.2468	0.4084

化显著改善了研发资本错配，但对研发人员错配的改善效果却不明显。上文机制检验表明，数字化可以促进研发资本的区际流动，使研发资本从配置过度地区流向配置不足地区，但相比于资本，人员的流动性较差，流动成本较高，更容易受到政策或主观意愿的影响。观察到样本期内研发人员配置不足的地区多为南方发达省市，如上海、江苏、浙江、广东等，对研发人员的需求量较大。然而，现行的户籍制度和这些地区的高生活成本在一定程度上也阻碍了研发人员的自由流动，使之不能自由转移到回报率更高的地区，导致研发人员的合理配置发生扭曲。综上，数字化对于创新要素错配的改善效果存在着区域异质性。

六、结论与启示

本文在数字化改善创新要素错配的理论分析基础上，测算了2005—2019年中国30个省份的创新要素错配指数和数字化发展水平，并对内在的作用机制进行了实证检验。结果表明：(1)数字化能够显著改善研发资本和研发人员错配，在处理内生性问题、更换变量的测度方法以及使用动态面板估计后，这一结论仍然成立；(2)数字化可以通过促进研发资本的区际流动来改善其错配程度，而研发人员的区际流动则没有起到中介效应，这是因为相较于流动性强、流动成本低的资本而言，人员流动更容易受到政策或主观意愿的影响；(3)数字化对于创新要素错配的改善效果存在地区差异，其显著缓解了东部地区创新要素的错配程度，但对中西部地区的作用却并不明显。此外，地区间创新要素错配方向的不

同也会对估计结果产生影响，对于创新要素配置过度地区，数字化均能显著降低研发资本和研发人员错配水平；而对于创新要素配置不足地区，数字化仅显著改善了研发资本错配，对研发人员错配的改善效果则不明显。

以上研究为数字化背景下我国创新型国家建设提出了一些建议与启示：一是孕育形成以数字化为代表的新动能。各地政府应顺数字化之势而为，将其作为推进经济高质量发展的全局之举和“牛鼻子”工程，在培育壮大数字产业的同时，借助数字技术全领域、全方位、全链条赋能传统产业，以硬件设施升级为重点、软件服务优化为抓手，切实推动创新要素的高效化配置。二是实施柔性人才引进战略。在研发人员引进的过程中出台具体的政策措施，打破户籍制度和人事关系的限制，采取聘用、合作、学术研讨、技术指导咨询等多样化形式，塑造自由流动的、全面开放的人才环境，同时还需要为人才提供优厚的待遇补贴，落实“按贡献分配”的原则。三是完善创新要素市场转移转化体系。过程中应成立一批高度专业化、服务化的国家技术转移机构，并利用数字技术加快资本、人才等创新资源的技术转移网络建设，从而提高创新要素的开放性和流动性。此外，还需加快建设科教密集、创新成果多的省会城市成为具有区域影响力的创新中心，借助数字化发展强化创新中心城市辐射作用，推动重点领域项目、资金、人才一体化配置。 ■

【基金项目：国家社会科学基金一般项目“供给侧结构性改革下生产性服务业发展动能转换研究”（项目编号：17BJL081）】

注释

1. 包括研发资本和研发人员。
2. 数据价值周期被描述为从数据化到数据分析和决策的一系列阶段，这个过程不是一条线性的价值链，而是涉及价值创造过程中多阶段反馈的价值循环。
3. “斯密定理”指劳动分工受到市场规模限制。
4. 这里使用专利申请数而非授权数，是因为专利数量从申请到授权的过程中还面临着很多不确定因素。
5. 借鉴余泳泽(2015)^[36]修正后的永续盘存法来测算。关于初始R&D资本存量的确定，采用余泳泽(2015)^[36]以1998年为基期计算得到的省际R&D资本存量。
6. 研发人员全时当量是全时人员与非全时人员依据实际工时折算成全时人员之后的和，比直接用研发人员数量更具客观性。

7. 由于住房价格越高越会阻碍人才流入，故这里将房价视为负向指标处理。
8. 其中2017—2019年的市场化指数根据年均增长率予以推算。
9. “上一年全国互联网用户数”是随时间变化的指标，避免了不随时间变化的工具变量在面板模型中的运用(Nunn and Qian, 2014)^[11]。
10. 专利包括三种形式：发明专利、实用新型专利和外观设计专利，其中最能体现创新产出的当属发明专利。
11. 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南；中西部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古。

参考文献:

- [1] Aoki S. A simple accounting framework for the effect of resource misallocation on aggregate productivity[J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2012, 26(4): 473-494.
- [2] Boudreau K J, Lacetera N, Lakhani K R. Incentives and problem uncertainty in innovation contests: an empirical analysis[J]. *Management science*, 2011, 57(5): 843-863.
- [3] Brandt L, Tombe T, Zhu X. Factor market distortions across time, space and sectors in China[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2013, 16(1): 39-58.
- [4] Che Y K, Gale I. Optimal design of research contests[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(3): 646-671.
- [5] Cheung K, Lin P. Spillover effects of FDI on innovation in China: evidence from the provincial data[J]. *China Economic Review*, 2004, 15(1): 25-44.
- [6] Habibi F, Zabardast M A. Digitalization, education and economic growth: a comparative analysis of Middle East and OECD countries[J]. *Technology in Society*, 2020, 63(4): 291-300.
- [7] Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [8] Li H C, Lee W C, Ko B T. What determines misallocation in innovation? a study of regional innovation in China[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2017, 100(52): 221-237.
- [9] Li M, Du W. Can Internet development improve the energy efficiency of firms: empirical evidence from China[J]. *Energy*, 2021, 237: 121590. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.121590>.
- [10] Löfsten H. Business and innovation resources: determinants for the survival of new technology-based firms[J]. *Management Decision*, 2016, 54(1): 88-106.
- [11] Nunn N, Qian N. US food aid and civil conflict[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(6): 1630-66.
- [12] Subramaniam M, Iyer B, Venkatraman V. Competing in digital ecosystems[J]. *Business Horizons*, 2019, 62(1): 83-94.
- [13] 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.
- [14] 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, (7): 109-123.
- [15] 白俊红, 王钺. 研发要素的区际流动是否促进了创新效率的提升[J]. *中国科技论坛*, 2015, (12): 27-32.
- [16] 蔡昉. 生产率、新动能与制造业——中国经济如何提高资源重新配置效率[J]. *中国工业经济*, 2021, (5): 5-18.
- [17] 蔡跃洲. 数字经济的增加值及贡献度测算: 历史沿革, 理论基础与方法框架[J]. *求是学刊*, 2018, (5): 65-71.
- [18] 陈怀超, 张晶, 马靖. 产学研创新资源错配对省域创新效率的影响——基于要素扭曲测度模型与超效率SBM-DEA模型[J]. *科技进步与对策*, 2021, (10): 46-55.
- [19] 陈小辉, 张红伟, 吴永超. 数字经济如何影响产业结构水平[J]. *证券市场导报*, 2020, (7): 20-29.
- [20] 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): 1401-1422.
- [21] 董直庆, 胡晟明, 王林辉. 创新要素错配: 空间溢出视角的对比检验[J]. *浙江学刊*, 2020, (2): 136-145.
- [22] 韩长根, 张力. 互联网是否改善了中国的资源错配——基于动态空间杜宾模型与门槛模型的检验[J]. *经济问题探索*, 2019, (12): 43-55.
- [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] 季书涵, 朱英明. 产业集聚、环境污染与资源错配研究[J]. *经济学家*, 2019, (6): 33-43.
- [25] 靳来群, 胡善成, 张伯超. 中国创新资源结构性错配程度研究[J]. *科学学研究*, 2019, (3): 545-555.
- [26] 李俊青, 苗二森. 资源错配、企业进入退出与全要素生产率增长[J]. *产业经济研究*, 2020, (1): 1-14+56.
- [27] 李宗显, 杨千帆. 数字经济如何影响中国经济高质量发展[J]. *现代经济探讨*, 2021, (7): 10-19.
- [28] 刘冬冬, 黄凌云, 董景荣. 研发要素价格扭曲如何影响制造业创新效率——基于全球价值链视角[J]. *国际贸易问题*, 2020, (10): 112-127.
- [29] 鹿瑞芝, 张帅, 王群勇. 数字化能提升环境治理绩效吗?——来自省际面板数据的经验证据[J]. *西安交通大学学报(社会科学版)*, 2021, 41(5): 1-10.
- [30] 宋马林, 金培振. 地方保护, 资源错配与环境福利绩效[J]. *经济研究*, 2016, (12): 47-61.
- [31] 陶长琪, 徐茉. 经济高质量发展视阈下中国创新要素配置水平的测度[J]. *数量经济技术经济研究*, 2021, 38(3): 3-22.
- [32] 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [33] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004, (5): 614-620.
- [34] 肖旭, 戚聿东. 数据要素的价值属性[J]. *经济与管理研究*, 2021, 42(7): 66-75.
- [35] 许宪春, 张美慧, 张钟文. 数字化转型与经济社会统计的挑战和创新[J]. *统计研究*, 2021, 38(1): 15-26.
- [36] 余泳泽. 中国区域创新活动的“协同效应”与“挤占效应”——基于创新价值链视角的研究[J]. *中国工业经济*, 2015, (10): 37-52.
- [37] 袁志刚, 解栋栋. 中国劳动力错配对TFP的影响分析[J]. *经济研究*, 2011, (7): 4-17.
- [38] 袁志刚. 深化要素市场改革创新对外开放模式[J]. *经济研究*, 2013, (2): 19-20.
- [39] 张永恒, 王家庭. 数字经济发展是否降低了中国要素错配水平[J]. *统计与信息论坛*, 2020, (9): 62-71.
- [40] 赵涛, 张智, 梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. *管理世界*, 2020, (10): 65-76.
- [41] 赵志耘, 刘晓路, 吕冰洋. 中国要素产出弹性估计[J]. *经济理论与经济管理*, 2006, (6): 5-11.
- [42] 周青, 王燕灵, 杨伟. 数字化水平对创新绩效影响的实证研究——基于浙江省73个县(区、市)的面板数据[J]. *科研管理*, 2020, (7): 120-129.

(责任编辑: 吴林祥)