

中国劳动力转移对全要素生产率增长的影响*

张建华 郑冯忆 高达

【摘要】文章选取 2006~2017 年 29 个省份的数据,运用有效结构变化指数刻画劳动力在产业间的转移,并实证分析其对全要素生产率增长的影响和作用机制。研究表明:(1)劳动力转移的有效结构变化对全要素生产率增长存在抑制作用,产业内劳动力异质性的上升是该抑制作用的中介效应。(2)低技能型产业劳动力有效结构变化一直大于高技能型产业,但两者间的差距逐渐下降;低技能型产业劳动力有效结构变化对经济体全要素生产率增长的抑制作用大于高技能型产业。(3)劳动力有效结构变化呈东部地区最强,西部地区次之,中部地区最小的态势;劳动力有效结构变化对全要素生产率增长的抑制作用呈中部地区最强、东部地区次之、西部地区不显著的特征。

【关键词】劳动力转移 有效结构变化 劳动力异质性 全要素生产率增长

【作者】张建华 华中科技大学经济学院院长、教授;郑冯忆 华中科技大学经济学院,博士研究生;高达 华中科技大学经济学院,博士研究生。

一、引言

改革开放以来,中国经济在持续了长达 30 余年的高速增长后开始出现减速,尤其是 2008 年国际金融危机以来,中国全要素生产率增长率一直呈下降趋势(田友春等, 2017)。与此同时,中国经济结构特别是就业结构与产业结构也发生了重大转变。国家统计局数据显示,自 1994 年开始中国第三产业就业占比开始超过第二产业。2013 年中国第二产业产值占比也让位于第三产业,中国产业结构开始从“第二产业、第三产业、第一产业”转换为“第三产业、第二产业、第一产业”模式,现代经济产业结构初步形成,“产业结构服务化”成为新常态下的中国经济新特征。为此,本文尝试厘清:中国劳动力在产业间转移是否抑制了全要素生产率增长?如果抑制作用存在,其传导机制是什么?具体而言,在不同的产业与地区又有何不同效应?

现代经济增长理论表明,劳动力转移所带来的产业结构转型对生产率增长十分重

* 本文为中宣部文化名家暨“四个一批”人才支持计划项目“创新驱动中国经济转型发展研究”的阶段性成果。

要(Lucas, 1993)。由于劳动力从低生产率产业向高生产率产业转移而带来的劳动力配置结构优化,是提升经济体生产率水平的重要途径,这一经济表现又被称为“结构红利假说”(Peneder, 2003)。一些研究支持这一观点。国内研究中,王鹏、尤济红(2015)基于对中国全要素生产率的分解,认为1978~2013年劳动力要素具有显著的“结构红利”效应。蔡跃洲、付一夫(2017)研究发现,2008年之前中国经济增长主要源于各产业内部技术进步的提升,2008年之后源于要素配置结构效应的贡献。许宪春等(2020)从行业层面考察发现,1985~2015年中国全要素生产率增长中来自资源配置效率改善的贡献率为30%,尤其是劳动再配置效率的贡献率为27%。国外一些研究同样发现,产业间劳动力配置结构对地区整体生产率增长具有较大推动作用(Dietrich, 2012)。19世纪以来,巴西制造业增长过程具有明显的“结构红利”现象(Aldrichi等, 2013)。Vu(2017)基于1970~2012年19个亚洲经济体的数据,发现结构变迁对生产率增长具有显著正向影响。但也有研究认为,劳动力转移可能不利于生产率增长。刘伟和张辉(2008)认为劳动力在产业间的转移确实会对经济体生产率的增长有积极影响,但随着时间的推移,这种“结构红利”效应正在逐步减弱。对于此现象,袁富华(2012)提出由产业结构服务化引致的“结构性减速”观点。辛超等(2015)指出,中国劳动力配置结构效应在2017~2023年将明显下降。郝大明(2020)指出,2016年以来中国劳动配置结构效应大幅减弱,并认为这是中国经济“结构性减速”的重要原因。胡亚茹、陈丹丹(2019)基于对中国高技术产业全要素生产率增长率的分解,同样指出要素配置确实存在“结构红利”,但在中国新常态时期转负。国外研究中,McMillan等(2014)发现,1990~2005年拉美和1990~2000年非洲的结构性变化对生产率增长的贡献为负;Erumban等(2019)指出1980~2011年印度生产率增长中,静态结构变化具有积极的推动作用,但动态结构再分配效应无显著影响。此外,刘志彪、凌永辉(2020)研究发现,结构转换对全要素生产率的影响呈“倒U”形,中国尚处在“倒U”形曲线拐点值的左侧,结构转换对全要素生产率的影响表现为促进效应。

纵观已有文献,关于劳动力在产业间转移的相关研究多集中于三次产业之间或某一产业内部,少有文献关注劳动力在更细分的多产业间的配置结构效应,且由于各个样本国家和地区所处的发展阶段不同、研究对象背景不同、测算方法与度量指标有别,学者们关于劳动力转移影响生产率增长的最终结论并不一致。鉴于此,本文利用2006~2017年中国29个省份的面板数据,实证检验中国劳动力转移对全要素生产率增长的影响。

二、劳动力有效结构变化测度与特征事实

(一) 劳动力转移的有效结构变化测度

既有学者衡量劳动力在各产业间的分布对经济增长的贡献,主要有宏观增长核算法(辛超等, 2015)、偏离份额法(刘伟、张辉, 2008)和随机前沿模型分解法(姚战琪, 2009),

也有学者直接对产业结构转型进行估算。如产业结构合理化(干春晖等,2011)、产业结构高度化(刘伟、张辉,2008)及产业结构生态化等(杨丽君、邵军,2018),但这类测算方法无法反映劳动力在各产业间的变动程度与转移趋势。Vu(2017)基于偏离份额法与绝对值范数指数提出有效结构变化指数,不仅刻画了产业层面上的劳动力转移状态,更重要的是挖掘了能够推动经济体劳动生产率增速上升的劳动力转移,排除了降低经济体劳动生产率增速的劳动力转移。因此,本文将借鉴有效结构变化指数,衡量对中国劳动生产率增速有贡献的产业间劳动力转移。

基于偏离份额法(Timmer 等,2009)的劳动生产率增长分解框架为:

$$\frac{\Delta P}{P_{t-k}} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\bar{S}_i \Delta P_i}{P_{t-k}} + \frac{\bar{P}_i \Delta S_i}{P_{t-k}} \right) = \sum_{i=1}^n C_i \quad (1)$$

$$C_i = \frac{\bar{S}_i \Delta P_i}{P_{t-k}} + \frac{\bar{P}_i \Delta S_i}{P_{t-k}} \quad (2)$$

其中,下标 i 和 $t-k$ 分别表示产业与年份; n 为经济中的产业数量; P 表示由增加值与工人数之比计算的劳动生产率水平; S 表示就业份额; Δ 表示变量在时间区间 k 中的变化; \bar{P}_i 与 \bar{S}_i 分别表示产业 i 在时间区间 k 内的平均值。偏离份额法常用于捕捉结构变化对特定经济体中总劳动生产率增长的贡献(McMillan 等,2014),其将多产业经济中的总劳动生产率增长分解为:产业内生产率提高即组内效应 $(\bar{S}_i \Delta P_i)/P_{t-k}$ 和产业间劳动力再分配即组间效应 $(\bar{P}_i \Delta S_i)/P_{t-k}$ 。为放松偏离份额法中影响劳动生产率增长的两种效应独立的不合理假设,可将每个产业的两种效应结合起来,并将这种综合效应视为产业 i 对劳动生产率增长的总贡献 C_i (Timmer 等,2009)。

$$NAV = 0.5 \times \sum_{i=1}^n |S_{i,t} - S_{i,t-k}| \quad (3)$$

式(3)为绝对值范数指数(Dietrich,2012)的计算公式,可以测量劳动力转移的总体程度,但不能对某产业所经历的劳动力再配置能否提高劳动生产率增速进行区分。其中 $S_{i,t-k}$ 和 $S_{i,t}$ 分别表示时间点 $t-k$ 和时间点 t 中产业 i 的就业份额。

$$ESC = 0.5 \times \sum_{i \in X} |S_{i,t} - S_{i,t-k}| \quad (4)$$

$$X = \{i | C_i > 0\} \quad (5)$$

式(4)、式(5)为有效结构变化指数(Vu,2017),该指数结合式(1)偏离份额法和式(3)绝对值范数指数的优点进行构建。其中, X 表示劳动生产率增速上升的产业集合。由式(4)与式(5)可知,有效结构变化指数首先通过偏离份额法对经济体总劳动生产率增速进行分解,根据产业劳动生产率增速是否大于 0 将整个产业体系划分为两部分,仅保留劳动生产率增速增加的产业,排除劳动生产率增速下降的产业,并通过绝对值范

数指数衡量被筛选产业之间的劳动力转移程度。因而有效结构变化指数中只纳入劳动生产率增速增加的产业。

(二) 中国分区域劳动力有效结构变化的测度

本部分沿袭传统经济区域划分方法,将样本省份划分为东部地区、中部地区、西部地区,对比不同地区在 2007~2017 年的劳动力有效结构变化趋势,以揭示中国劳动力在产业间再配置的地域特征。由图可知,中国三大区域的劳动力有效结构变化存在较大波动,不同区域中的有效结构变化大相径庭,有效结构变化呈东部地区最强,西部地区次之,中部地区最小的态势。

(三) 中国分产业劳动力有效结构变化的测度

已有学者将产业按照技能水平高低划分为高技能型产业、中等技能型产业和低技能型产业(Autor 等,2013)。但该方法只适用于中国 1994 年国民经济行业分类中的 14 个门类,不适用于 2002 年以后国民经济行业分类中的 19 个门类。国家统计局划分标准

(2015)将服务业划分为生活性服务业和生产性服务业;余泳泽、潘妍(2019)将服务业划分为高端型服务业与非高端型服务业,但这类划分方法无法涵盖所有 19 个门类。由于第二产业中存在如建筑业等低技能型产业,本文同时借鉴 Autor 等(2013)及高端型服务业与非高端型服务业的划分方法,将第二产业中的制造业与高端型服务业合并为高技能型产业,将第二产业中采矿业,电力、燃气及水的生产和供应业,建筑业与非高端型服务业合并为低技能型产业,从而克服两种方法各自的缺陷^①。

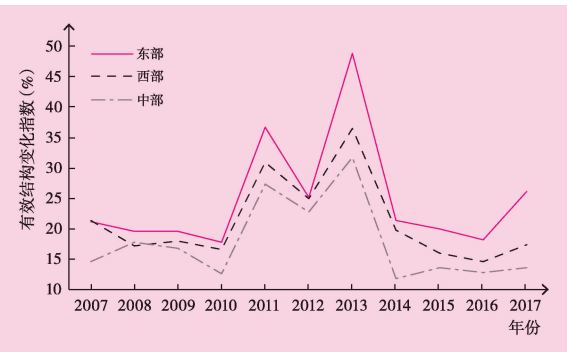


图 2007~2017 年东、中、西部地区劳动力有效结构变化
注:东部、中部、西部有效结构变化指数为区域中各省份有效结构变化指数的加总。

表 1 2007、2012 和 2017 年各产业劳动力有效结构变化

年份	高技能型产业	低技能型产业	差值
2007	16.46	37.08	-20.62
2012	17.07	53.60	-36.53
2017	20.94	35.21	-14.27

本文选择 2007、2012 和 2017 年 3 个年份两类产业劳动力有效结构变化进行分析。由表 1 可知,在 3 个年份中,低技能型产业劳动力有效结构变化均大于高

① 高技能型产业包括:信息传输、计算机服务和软件业,金融业,租赁和商业服务业,科研、技术服务业和地质勘查业,制造业;低技能型产业包括:交通、仓储、邮电业,批发和零售业,住宿和餐饮业,房地产业,水利、环境和公共设施管理业,居民服务、修理和其他服务业,教育,卫生和社会工作,文化、体育和娱乐业,公共管理、社会保障和社会组织,采矿业,电力、燃气及水的生产和供应业,建筑业。

技能型产业。但高技能型产业劳动力有效结构变化逐步上升,且增加幅度逐步变大;低技能型产业劳动力有效结构变化在 2007~2012 年呈上升趋势,但在 2012~2017 年急速下降。二者之间的差距也由 2007~2012 年的小幅度上升变为 2012~2017 年的大幅度下降。这说明对于能够提升经济体劳动生产率增速的劳动力转移在低技能型产业中逐步下降,在高技能型产业中逐步上升。

三、劳动力有效结构变化的生产率效应:研究假说

有效结构变化衡量的是能够提升经济体劳动生产率增速的产业间劳动力转移。然而,各产业内劳动力存在个人能力和素质差异,就业比重的上升可能使该产业全要素生产率增长由于劳动力异质性的提高而下降(Young, 2014; Cubas 等, 2016)。在劳动力转移过程中,进入现产业的劳动力很可能是原产业里较低受教育水平的边缘劳动力,从而导致现产业中劳动力的技能水平差异较大,劳动力异质性上升。即使劳动力在原产业中属于熟练劳动力,一旦转移到现产业后可能成为非熟练劳动力,进一步提高现产业劳动力异质性。劳动力素质与技能水平是推动全要素生产率增长的重要因素,劳动力技能水平与产业需求的不匹配也可能阻碍全要素生产率增长,即劳动力在不同产业间的配置可以提高以劳均产出表示的产业劳动生产率增速,但并不一定充分发挥人力资本对各产业全要素生产率增长的作用,甚至可能对经济质量与技术效率产生抑制作用。据此,本文提出假设 1:现阶段能够提升产业劳动生产率增速的劳动力转移会抑制经济体全要素生产率的增长,产业内“劳动力异质性”的上升是该抑制作用的中介效应。

伴随经济体中不同产业质量的发展和专业化分工水平的变化,各个产业的技术复杂度、知识含量与创新水平均存在差异。由表 1 可知,2007~2017 年,中国以非高端型服务业与建筑业为主的低技能型产业劳动力有效结构变化一直高于高技能型产业。低技能型产业自身劳动生产率提升有限,更高的劳动力有效结构变化主要源于大量劳动力的流入。然而,这类产业技术与创新水平低,流入的劳动力多为技能与受教育水平不高的群体,对经济体全要素生产率增长的提升作用有限,劳动力的加速蔓延甚至会拉低经济体全要素生产率增长。高技能型产业具备更高的技术与管理复杂性,属于高生产率产业与知识密集型产业。但由于“劳动力异质性”的上升,产业内的创新能力与动力不足,劳动力转移也可能不利于全要素生产率增长。然而,近年来高技能型产业劳动力有效结构变化正逐步上升,产业内劳动力转移的抑制作用可能要低于低技能型产业。据此,本文提出假设 2:中国劳动力有效结构变化对全要素生产率增长的抑制效应同时存在于低技能型产业与高技能型产业,但前者的抑制作用大于后者。

结合图可知,中部地区劳动力有效结构变化最低。中部地区经济增长还主要依靠工业,但近年来伴随工业就业人员达到饱和,甚至原有的劳动力逐渐流出,相较于其他地

区,中部地区中劳动力转移可能会对经济体全要素生产率增长产生抑制作用。东部地区经济发展基本处于工业化后期,得益于经济区位优势,易于接触海外丰富的服务业资源与新兴技术,服务业发展迅猛并吸引大量劳动力前往聚集,因而拥有最大的劳动力有效结构变化。然而,当前流入服务业的劳动力主要集中于生活性服务业与非高端型服务业,流入生产性服务业与高端型服务业的劳动力的技能水平和专业素养可能与产业需求不够匹配(王燕武等,2019),因而服务业就业份额的上升在一定程度上会提高产业劳动力异质性,阻碍当地全要素生产率增长。西部地区自然条件与政策环境较差,经济发展落后,工业化进程缓慢,尚处于工业化初期。但近年来的西部大开发政策促使西部地区逐步承接东部发达地区的工业转移,因而工业化初期产业结构调整中的“结构红利”因素不仅使该地区劳动力有效结构变化仅次于东部地区,而且可能使劳动力在产业间的再配置过程未对全要素生产率增长产生抑制作用。据此,本文提出假设3:中国劳动力有效结构变化对全要素生产率增长的抑制作用存在区域差异,中部地区最强、东部地区次之、西部地区最弱。

四、劳动力有效结构变化的生产率效应实证检验

本文基于2006~2017年省级面板数据,考察劳动力有效结构变化与全要素生产率增长的因果联系,通过中介效应模型检验劳动力异质性作用机制,进一步通过异质性分析讨论产业与地区差异。

(一) 指标选取与模型设定

本文参照2015年国家统计局制定的产业分类标准,同时考虑数据可获得性,将产业范围界定在二位数代码。

1. 核心解释变量

本文的核心解释变量为有效结构变化指数。由于缺乏省份层面二位数产业增加值与就业数据,本文借鉴余泳泽、潘妍(2019)的做法,以各省二位数产业城镇从业人数与城镇单位就业人员平均工资的乘积作为城镇增加值的代理变量,以二位数产业城镇单位就业人员平均工资作为劳动生产率的代理变量。借鉴原毅军、谢荣辉(2014)对收入水平的衡量方法,采用城镇单位就业人员平均工资进行刻画。

2. 被解释变量

本文在构建计量模型的过程中选取各省全要素生产率增长率作为被解释变量,参考毛昊等(2018)的研究并结合数据的可得性,采用双向固定效应模型,通过索洛余值法以回归残差表征技术进步,从而估算全要素生产率。为了保持有效结构变化指数与被解释变量的数据口径的统一,测算全要素生产率的产出变量用城镇总产值反映,即本文所计算的各二位数产业城镇增加值总和,劳动力投入和资本投入数据分别用当年各省城

镇单位就业与城镇实际资本存量反映。

本文其他数据均来自国家统计局,为了消除时间跨度带来的价格变动的影响,使用各地区国内生产总值指数、固定资产投资价格指数、居民消费价格指数对相关的数据库平减调整为以基年不变价格核算,从而保证数据的可比性。本文排除了数据缺失量较大的西藏和宁夏,采用 2006~

2017 年中国 29 个省份的面板数据进行研究。相关变量的具体描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量描述性统计

变 量	均值	标准差	最小值	最大值
全要素生产率增长率(%)	0.0855	0.0309	-0.0135	0.1731
地区实际收入水平对数值	9.4907	0.2497	9.0906	10.2505
有效结构变化(%)	1.9506	1.2516	0.7201	10.7679

3. 模型设定

Vu(2017)提供了一类较精简的动态面板模型检测变量间的因果关系。借鉴该方法,各省劳动力有效结构变化影响全要素生产率增长的动态面板模型为:

$$tfp_fe_{i,t}=\beta_0+\beta_1 tfp_fe_{i,t-1}+\beta_2 y_{i,t-1}+\beta_3 ESC_{i,t-1}+\beta_4 \Delta ESC_{i,t}+\mu_i+\omega_t+\varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中, $tfp_fe_{i,t}$ 为地区 i 在第 t 年全要素生产率增长率; $y_{i,t-1}$ 为收入水平的滞后值,反映收敛效应(Barro, 1991)。 μ_i 和 ω_t 分别表示特定地区和时间的固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。借鉴 Vu(2017)的思路,由于 $ESC_{i,t}=ESC_{i,t-1}+\Delta ESC_{i,t}$,因此,变量 ESC 被分解为两类。滞后值 $ESC_{i,t-1}$ 捕获了前一年发生的 $ESC_{i,t}$ 的滞后效应, $\Delta ESC_{i,t}$ 是从第 $t-1$ 年至第 t 年因劳动力结构变化所带来的即期效应,该系数为正表示劳动力有效结构变化对全要素生产率增长的加速效应,为负则表示减速效应。

(二) 基准实证结果分析

表 3 模型 1 给出了劳动力有效结构变化对全要素生产率增长的基准回归结果。由 GMM 模型的结果可知,残差自相关检验 AR(2)统计量和工具过度识别检验 Hansen 统计量都不显著,表明残差与解释变量不存在二阶系列相关,模型的工具变量选择合理有效,不存在过度识别,因此动态面板估计是有效的。劳动力有效结构变化的滞后效应在 10%的水平上显著为负,即期效应在 1%的水平上显著为负,即当前劳动力有效结构变化对全要素生产率增长有显著的抑制作用,本文假说 1 得到部分验证。即期效应系数绝对值大于滞后效应系数绝对值,意味着当期劳动力有效结构变化会立刻为全要素生产率增长创造显著抑制作用。同时全要素生产率增长率的滞后项在 1%的水平上显著为正,即在本模型中,全要素生产率的增长模式是高度持续的。收入水平的滞后值不显著,即对于中国各地区来说,收敛效应对全要素生产率增长无显著影响。

(三) 稳健性检验

为了检验估计结果的稳定性和可靠性,本文通过更换模型估计方法、衡量劳动力转移程度的衡量指标及全要素生产率测算方式进行稳健性分析。(1)首先采用两阶段系统

表 3 劳动力有效结构变化对全要素生产率增长的实证结果

变 量	差分 GMM (模型 1)	系统 GMM (模型 2)	FE (模型 3)	差分 GMM (模型 4)	差分 GMM (模型 5)
全要素生产率增长率(滞后一期)	0.341** (2.16)	0.512*** (4.70)	0.238*** (3.73)	0.173 (1.27)	0.356*** (4.24)
地区实际收入水平对数值	-1.129 (-1.27)	-0.997 (-0.28)	1.151* (1.91)	-0.275 (-0.30)	-1.900 (-0.88)
有效结构变化滞后效应	-0.198* (-1.81)	-0.162* (-1.92)	-0.134** (-2.14)	-0.234** (-2.47)	
有效结构变化即期效应	-0.282*** (-2.90)	-0.332*** (-3.86)	-0.233*** (-3.21)	-0.338** (-2.22)	
有效结构变化					-0.192*** (-3.19)
N	300	270	300	300	300
R ²			0.728		
Hansen	0.963	0.783		0.766	0.901
AR(1)	0.046	0.004		0.094	0.003
AR(2)	0.149	0.169		0.754	0.176

注:括号内数据为 z 值;估计时对变量进行了标准化处理。控制了地区 固定效应和年份固定效应。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

矩估计法(System-GMM)和 FE 固定效应模型进行稳健性检验,回归结果如表 3 模型 2 与模型 3 所示,结果与基准模型一致。(2)由于不同方法下估计的全要素生产率结果会出现偏差,本文选择 DEA-Malmquist 指数测算全要素生产率增长率,回归结果如表 3 模型 4 所示,结果与基准模型一致。(3)在模型中将 $ESC_{i,t}$ 替代核心解释变量 $ESC_{i,t-1}$ 与 $\Delta ESC_{i,t}$ 进行稳健性检验,表 3 模型 5 的实证结果显示劳动力有效结构变化对全要素生产率增长的影响仍显著为负,基准模型稳健。

(四) 作用机制检验

上述估计结果表明,劳动力转移能够推动劳动生产率增速上升,也会抑制全要素生产率增长,这种抑制效应是通过何种机制实现的?为进一步验证假设 1,本文构建中介效应模型:

$$W_{i,t}=\lambda_0+\lambda_1 W_{i,t-1}+\lambda_2 y_{i,t-1}+\lambda_3 ESC_{i,t-1}+\lambda_4 \Delta ESC_{i,t}+\mu_i+\omega_t+\varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$tfp_fe_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 tfp_fe_{i,t-1}+\alpha_2 y_{i,t-1}+\alpha_3 ESC_{i,t-1}+\alpha_4 \Delta ESC_{i,t}+\alpha_5 W_{i,t}+\mu_i+\omega_t+\varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中, $W_{i,t}$ 为中介变量,衡量劳动力异质性,其他变量的定义与前文一致。根据中介效应的检验方法,第一步对式(6)进行回归,检验劳动力有效结构变化的全要素生产率增长抑制效应是否存在,若系数 β_3 与 β_4 显著为负,说明现阶段提升劳动生产率增速的劳动力再配置确实会对全要素生产率增长产生某种负向作用;第二步对式(7)进行估计,考察劳动力有效结构变化与中介变量之间的关系,预期系数估计值 λ_3 与 λ_4 为正;第

三步对式(8)进行估计,在 λ_3 与 λ_4 的值为正, β_3 与 β_4 、 α_3 与 α_4 的值均为负的情况下,若 α_3 大于 β_3 、 α_4 大于 β_4 ,则说明负向中介效应存在。

本文根据2006~2017年各产业中未上过学、小学、初中、高中、大学专科、大学本科和研究生7个受教育程度级别的就业人员占全部就业人员的比重,计算出各产业就业人员平均受教育程度的变异系数。就业数据来自《中国劳动统计年鉴》,但由于该年鉴中各产业就业人员受教育程度的统计是在全国范围内进行的,因此,在计算各省分产业就业人员的受教育程度变异系数时,本文先计算各产业的变异系数,再用各省增加值占全国增加值比重为权重,加权得到各省分产业变异系数。

劳动力有效结构变化抑制全要素生产率增长的中介变量回归结果如表4所示。表4中介变量中劳动力有效结构变化的滞后效应与即期效应系数显著为正,表明能够推动经济体劳动生产率增速上升的劳动力再配置也会提高产业内劳动力异质性。表4全要素生产率增长率中同时加入劳动力有效结构变化与劳动力异质性,劳动力有效结构变化的即期效应显著为负,且系数值(-0.260)大于基准回归结果(表3模型1)中的系数值(-0.282),这印证了劳动异质性水平的提高是劳动力转移抑制全要素生产率增长的一个重要渠道,假设1进一步得到验证。

(五) 产业异质性

为验证假设2,本文通过实证分析,以检验劳动力有效结构变化对全要素生产率增长的抑制作用是否具有产业异质性。这里以差分GMM模型结果为分析基础,如表5所示,目前劳动力有效结构变化对经济体全要素生产率增长的抑制作用在低技能型产业较大,高技能型产业较小,且仅存在于即期效应中,假设2得到验证。结合表1可知,以非高端服务业

表4 劳动力有效结构变化影响全要素生产率增长的机制分析(N=300)

变 量	中介变量	全要素生产率增长率
全要素生产率增长率(滞后一期)	0.869*** (11.37)	0.418*** (6.72)
中介变量		-0.098* (-1.84)
地区实际收入水平对数值	0.222* (1.71)	0.025 (0.36)
有效结构变化滞后效应	0.087*** (2.59)	-0.117 (-1.25)
有效结构变化即期效应	0.120*** (3.31)	-0.260*** (-3.26)
Hansen	0.961	1.000
AR(1)	0.017	0.000
AR(2)	0.709	0.263

注:括号内数据为z值;估计时对变量进行了标准化处理。控制了地区固定效应和年份固定效应。*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

表5 分产业劳动力有效结构变化对全要素生产率增长的影响(N=300)

变 量	高技能型产业	低技能型产业
全要素生产率增长率(滞后一期)	0.360*** (4.72)	0.456*** (5.22)
地区实际收入水平对数值	-0.035 (-1.10)	-0.134 (-0.96)
有效结构变化滞后效应	-0.073 (-1.38)	-0.533* (-1.71)
有效结构变化即期效应	-0.109* (-1.83)	-0.665** (-2.09)
Hansen	0.500	0.600
AR(1)	0.001	0.007
AR(2)	0.605	0.132

注:同表4。

与建筑业为代表的低技能型产业虽然有效结构变化较高,但主要是由于低技能水平与低教育背景劳动力的大量流入,其内部劳动力有效结构变化无法带来创新能力与动力,因此会抑制经济体全要素生产率增长。以制造业与高端服务业为主的高技能型产业虽然属于高劳动生产率产业,但流入的劳动力如果不能满足产业技能需求,会提高产业内部的劳动力异质性,进而抑制经济体全要素生产率增长。因此,在低技能型产业技术效率与劳动生产率水平受限的情况下,中国若继续维持全要素生产率的稳定增长,不能一味追求低技能型产业的高就业比重,更要寻求高技能型产业需求与劳动力技能结构的配置效率。

(六) 区域异质性

为验证假设 3,本文通过实证分析检验劳动力有效结构变化对全要素生产率增长的抑制作用是否具有显著的区域异质性。由于样本被划分为三地区后,各地区的样本量受到限制,因此,这里以 Fe 固定效应模型结果为分析基础,结果如表 6 所示。劳动力有效结构变化对中国全要素生产率增长的抑制作用呈现出较强的区域异质性,即中部地区最强、东部地区次之、西部地区不显著,假设 3 得到验证。结合图的分析结果可知,由于工业就业份额的不断下降,中部地区不仅劳动力有效结构变化低于东部地区与西部地区,有效结构变化对经济体全要素生产率增长的抑制作用也最大。东部地区服务业发展迅猛并吸引大量劳动力流入,地区内有效结构变化最大。然而,流入服务业的劳动力的技能水平和专业素养可能与产业需求不够匹配,因而区域内服务业劳动力异质性也会逐步提高,从而阻碍当地全要素生产率增长。西部地区正处于工业化初期,该地区一方面其对劳动力错配的敏感度较高,另一方面其存在大量不同所有制的经济单位,劳动力在产业

间无法自由流动,反而阻碍产业内劳动力异质性的上升,因而区域内劳动力有效结构变化对全要素生产率增长尚不存在显著抑制作用。

表 6 分区域劳动力有效结构变化对全要素生产率增长的影响			
变 量	东部	中部	西部
全要素生产率增长率(滞后一期)	0.244*(1.84)	0.223**(2.34)	0.173(1.45)
地区实际收入水平对数值	1.052(0.49)	-0.288(-0.67)	0.485(1.30)
有效结构变化滞后效应	-0.200*(-2.09)	-0.257*(-2.15)	-0.017(-0.11)
有效结构变化即期效应	-0.318**(-2.64)	-0.360*(-2.25)	-0.096(-0.80)
N	110	90	100
R ²	0.696	0.763	0.741

注:同表 4。

五、研究结论与政策建议

本文针对劳动力在不同产业之间的转移及其产生的效应给出新的测算与分析,探讨了提升全要素生产率增长潜力的新思路。主要研究结论为:(1)能够提升经济体劳动生产率增速的劳动力转移,也会抑制全要素生产率增长,产业内因劳动力技能水平层次

不齐而导致的劳动力异质性上升,是劳动力有效结构变化抑制经济体全要素生产率增长的中介效应。(2)从产业分布看,低技能型产业劳动力有效结构变化大于高技能型产业,但二者之间的差距逐渐下降;低技能型产业劳动力有效结构变化对经济体全要素生产率增长的抑制作用大于高技能型产业。(3)从区域看,劳动力有效结构变化呈现东部地区最强,西部地区次之,中部地区最小的态势;劳动力有效结构变化对全要素生产率增长的抑制作用中部地区最强、东部地区次之、西部地区不显著。

中国正处于转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期,如果不能实现劳动力技能水平结构与产业需求的合理配置,经济体创新增长将无法持续。基于上述研究结论,若要实现劳动力转移对全要素生产率增长的推动作用,实施创新驱动发展战略,政府需要将政策重心放在缩小各产业劳动力异质性上,并针对不同产业与不同地区采取差别化对策。因此,本文提出以下政策建议:(1)大力提升劳动力素养与技能水平,降低流入产业的劳动力异质性,加速劳动力质量与产业需求的有效匹配,有效助推产业转型升级。在具体政策实施上应注重教育体系和医疗卫生健康体制的改革,促进高层次劳动力的数量积累与质量提升,增加医疗卫生健康等公共服务行业的有效供给,加大适应新技术发展的人才技能培训,提供产业转型升级所需要的高质量人力资本和创新人才。(2)增强产业发展与劳动需求的匹配性。对于低技能型产业,一方面要防止低端劳动力的过度聚集,另一方面需提升产业内人力资源的职业技能水平,推动低技能型劳动力向中高技能型劳动力转变;对于高技能型产业,应主动把握以5G、人工智能等为代表的新一轮科技革命的契机,培育以数字经济为代表的人力资本,推动以现代制造业与高端型服务业为代表的高技能型产业发展。(3)针对处于不同发展阶段的地区注重劳动力要素优化配置,避免在结构转换过程中的“一哄而上”,重点改善中部和东部地区劳动力供给结构与流入产业需求结构的匹配效率。

参考文献:

1. 蔡跃洲、付一夫(2017):《全要素生产率增长中的技术效应与结构效应——基于中国宏观和产业数据的测算及分解》,《经济研究》,第1期。
2. 干春晖等(2011):《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》,《经济研究》,第5期。
3. 郝大明(2020):《中国经济增长中的劳动配置结构效应:1953~2018》,《中国人口科学》,第2期。
4. 胡亚茹、陈丹丹(2019):《中国高技术产业的全要素生产率增长率分解——兼对“结构红利假说”再检验》,《中国工业经济》,第2期。
5. 刘伟、张辉(2008):《中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步》,《经济研究》,第11期。
6. 刘志彪、凌永辉(2020):《结构转换、全要素生产率与高质量发展》,《管理世界》,第7期。
7. 毛昊等(2018):《中国创新能够摆脱“实用新型专利制度使用陷阱”吗》,《中国工业经济》,第3期。
8. 田友春等(2017):《方法、数据与全要素生产率测算差异》,《数量经济技术经济研究》,第12期。

9. 王鹏、尤济红(2015):《产业结构调整中的要素配置效率——兼对“结构红利假说”的再检验》,《经济学动态》,第10期。
10. 王燕武等(2019):《对服务业劳动生产率下降的再解释——TFP还是劳动力异质性》,《经济学动态》,第4期。
11. 辛超等(2015):《资本与劳动力配置结构效应——中国案例与国际比较》,《中国工业经济》,第2期。
12. 许宪春等(2020):《中国分行业全要素生产率估计与经济增长动能分析》,《世界经济》,第2期。
13. 杨丽君、邵军(2018):《中国区域产业结构优化的再估算》,《数量经济技术经济研究》,第10期。
14. 姚战琪(2009):《生产率增长与要素再配置效应:中国的经验研究》,《经济研究》,第11期。
15. 余泳泽、潘妍(2019):《中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释》,《经济研究》,第3期。
16. 袁富华(2012):《长期增长过程的“结构性加速”与“结构性减速”:一种解释》,《经济研究》,第3期。
17. 原毅军、谢荣辉(2014):《环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验》,《中国工业经济》,第8期。
18. Aldrich D., Colistete R.P.(2013), Industrial Growth and Structural Change: Brazil in a Long-run Perspective. Working Papers. Department of Economics, FEA-USP.
19. Autor D.H., Dorn D.(2013), The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market. *American Economic Review*. 103(5):1553-1597.
20. Barro R.J.(1991), Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*. 106(2):407-443.
21. Cubas G., Ravikumar B., Ventura G.(2016), Talent, Labor Quality and Economic Development. *Review of Economic Dynamics*. 21:160-181.
22. Dietrich A.(2012), Does Growth Cause Structural Change, or is It the Other Way Around? A Dynamic Panel Data Analysis for Seven OECD Countries. *Empirical Economics*. 43(3):915-944.
23. Erumban A.A., Das D.K., Aggarwal S., Das P.C.(2019), Structural Change and Economic Growth in India. *Structural Change and Economic Dynamics*. 51:186-202.32.
24. Lucas R.E.(1993), Making a Miracle. *Econometrica*. 61(2):251-272.
25. McMillan M., Rodrik D., Verduzco-Gallo Í.(2014), Globalization, Structural Change, and Productivity Growth: With An Update on Africa. *World Development*. 63:11-32.
26. Peneder M.(2003), Structural Change and Aggregate Growth. *Structural Change and Economic Dynamics*. 14(4):427-448.
27. Timmer M.P., de Vries G.J.(2009), Structural Change and Growth Accelerations in Asia and Latin America: A New Sectoral Data Set. *Cliometrica, Journal of Historical Economics and Econometric History*. 3(2):165-190.
28. Vu K.M.(2017), Structural Change and Economic Growth: Empirical Evidence and Policy Insights From Asian Economies. *Structural Change and Economic Dynamics*. 41:64-77.
29. Young A.(2014), Structural Transformation, the Mismeasurement of Productivity Growth, and the Cost Disease of Service. *American Economic Review*. 104(11):3635-3667.

(责任编辑:朱 犁)