

DOI:10.13451/j.cnki.shanxi.univ(phil.soc.).2024.01.015

# 数字技术对就业升级的影响效应与传导机制

王金营,王冬梅

(河北大学 经济学院,河北 保定 071002)

**摘要:** 构建一个异质性代理人模型以分析数字技术对就业升级的影响,使用2011年到2020年的省级面板数据并运用工具变量法进行实证检验。主要研究结论如下:第一,数字技术的发展促进了就业升级。经过替换指标、更换工具变量等方法进行稳健性检验的结果表明这一结论是稳健的。第二,数字技术对就业升级的影响存在区域、经济发展水平和人力资本水平的异质性。具体而言,在东部地区、经济发展水平和人力资本水平较高的地区数字技术对就业升级的影响是显著的。第三,发现了数字技术影响就业升级存在空间溢出的证据。数字技术的发展促进了本地的就业升级,但是对相邻地区的就业升级有抑制作用。研究结论为理解数字技术对中国就业升级的影响提供了一个新的视角,为更好地制定积极就业政策提供了借鉴。

**关键词:** 数字技术;就业升级;空间效应

中图分类号: C971

文献标识码: A

文章编号: 1000-5935(2024)01-0141-10

## 一、引言

20世纪80年代以来,美国的劳动力市场出现就业极化现象,即高技能和低技能劳动力的就业份额同时增长、中等技能劳动力的就业份额减少的现象<sup>[1]</sup>。同一时期英国、法国和德国等国家也出现了就业极化现象。中国的劳动力市场是否存在极化也

得到了国内学者的关注,但是国内学者对中国的劳动力市场是否存在极化并没有得到一致结论。本文根据 Daron Acemoglu、Autor and Dorn、Anders Akerman 等学者对高技能、中等技能和低技能的划分方式<sup>[2-4]</sup>,使用《中国人口与就业统计年鉴》的数据绘制了中国2006年到2020年就业技能结构的变动图,如图1所示。

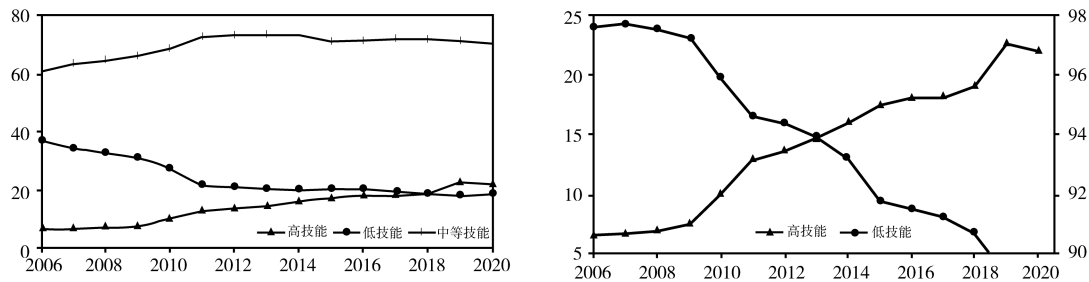


图1 中国劳动力市场就业技能结构的典型事实

图1左侧显示了中国的就业技能结构变动,结果显示中国高、中和低技能劳动力的就业比重分别呈现出逐年增加、缓慢上升和缓慢下降的特征。中国的就业并没有出现就业极化的典型特征。我们根据 Daron Acemoglu<sup>[5]</sup>对高低技能的划分,绘制了高

技能和低技能劳动力就业比重的变化(见图1右侧)。结果显示中国高、低技能劳动力分别呈现出就业比重上升、下降的特征。因此,根据 Autor, Katz and Krueger<sup>[6]</sup>对就业升级的界定可以判断中国的劳动力市场存在就业升级现象。目前国内学者使用整

收稿日期:2023-11-10

基金项目:国家社科基金重大项目“增强综合实力的中国人口长期发展战略研究”(21ZDA108)

作者简介:王金营,河北大学经济学院教授、博士生导师,主要从事人口与经济发展研究。

体数据和行业数据进行分析的结果也发现了中国劳动力市场存在就业升级的证据。屈小博等使用岗位分析方法认为中国整体就业结构变动呈现正在升级模式<sup>[7]</sup>。中国行业内就业结构变化正呈现中高技能占比上升和低技能占比下降的“有序递进升级”模式<sup>[8]</sup>。就业升级的影响因素主要有技术进步、对外贸易和产业结构升级等。数字技术作为一种科学技术,其发展与应用也应当对就业升级产生影响。

近年来中国数字经济规模不断增长,以5G、人工智能、大数据及云计算等为核心的数字技术也获得了快速发展。2021年关键数字技术中人工智能、物联网、量子信息领域发明专利授权量居世界首位<sup>[9]</sup>。国家知识产权局的数据显示,2021年,中国信息领域PCT国际专利申请数量超过3万件,比2017年提升60%,全球占比超过三分之一<sup>[10]</sup>。在中国数字技术与数字经济快速发展的背景下,本文试图探讨数字技术对中国就业升级的影响。对于该问题的探讨一方面可以帮助我们更深刻地理解数字技术对就业升级的影响是什么,另一方面对于制定数字技术发展和积极的就业政策提供有益的启示。

## 二、文献综述

美国1970年到1995年间出现了高技能劳动力的相对需求增加的现象,不同的学者从不同视角作出了解释,其中技能偏向性技术进步和对外贸易是两个主要的原因。第一类文献,技能偏向性技术导致就业升级的主要观点认为,技能偏向性技术进步提高了高技能劳动力的相对需求。Autor认为计算机的使用可以解释原因的30%到50%<sup>[6]</sup>,Krusell等认为由于规模效应和替代效应的存在,资本增加提高了高技能劳动力的需求<sup>[11]</sup>。Acemoglu则将技术进步内生,认为基于企业利润最大化的假设,企业在选择技术时需要考虑价格因素和市场规模因素<sup>[12]</sup>。因此,企业采用偏向于高技能劳动力的技术取决于高技能劳动力的技能溢价和市场规模。高技能劳动力就业比重导致的市场规模效应占主导,这使得厂商采用技能互补性的技术,进而进一步促进了高技能劳动力就业比重的上升。第二类文献从贸易的角度解释了高技能劳动力需求相对增加的原因。一个国家或者地区出口技术密集型的产品同时进口劳动密集

型的产品,会导致高技能劳动力的需求增加和低技能劳动力的需求减少。外包的增加解释了美国20世纪80年代制造业的就业升级现象<sup>[13]</sup>,并且这一命题也能解释英国和德国的就业升级现象。Feenstra和Hanson<sup>[14]</sup>构建的开放经济模型发现对外贸易和技能偏向性技术进步对劳动力需求的影响没有显著差异,因此认为两者对就业升级的影响是一个经验问题而非理论问题。

国内学者对劳动力就业研究的争论在于,中国的劳动力市场存在就业极化还是就业升级。一方认为中国的劳动力市场存在就业极化。学者无论利用1978年以来的宏观数据分析就业极化的变化趋势<sup>[15]</sup>,还是使用1998年到2009年中国制造业的行业就业数据表明该行业存在就业极化<sup>[16]</sup>,亦或使用人口普查数据检验中国制造业的就业结构,均发现了就业极化存在的证据<sup>[17]</sup>。徐少俊等使用19个行业门类的数据进行实证研究证明行业层面就业极化和就业升级并存<sup>[18]</sup>。李宏兵等使用中国工业企业的数据进行实证研究的结果表明对外直接投资显著增加了高技术企业和低技术企业的就业水平,对中等技术企业的提升作用较小<sup>[19]</sup>。另一方认为中国不存在就业极化。中国的整体就业结构不存在极化,但是,不同的地区和行业存在不同的特征。中国整体就业结构呈现出升级特征,并且各地区由于发展不平衡所导致的问题升级程度有差异<sup>[20]</sup>。都阳等使用中国企业—员工匹配调查数据和中国城市劳动力调查数据的实证研究结果表明中国并不存在就业极化<sup>[21]</sup>。张抗私等使用中国家庭追踪调查和统计年鉴数据进行实证检验的结果表明认知能力促进了就业结构升级<sup>[22]</sup>。

综上所述,国内现有文献对中国就业极化和就业升级的现象与问题进行了探讨,但是,中国的就业是极化还是升级并没有得到一致结论。即便认为中国存在就业升级,数字技术对于就业升级的影响还有待探讨。基于此,本文在中国数字技术快速发展的背景下,通过构建理论模型探讨数字技术对中国就业升级的影响并进行实证检验。本文的可能贡献在于:第一,分析并使用2011—2020年的数据检验了数字技术对就业升级和技能溢价的影响。第二,探讨了数字技术对就业升级影响的异质性。第三,实证检验了数字技术对不同技能水平就业比重及不

同技能水平相对就业的影响。第四,发现了数字技术对就业影响存在空间溢出效应的证据。

### 三、理论分析

本文构建了一个包含低技能和高技能劳动力的两部门异质性代理人模型,用以分析数字技术对就业升级的影响与作用机制。

#### (一)家庭

假设经济体处于离散时间中,存在高技能劳动力( $H$ )和低技能劳动力( $L$ )两类家庭。高技能劳动力和低技能劳动力均无弹性地在劳动力市场上提供一单位劳动力并各自获得相应的工资,分别用 $w_H$ 、 $w_L$ 表示。家庭通过提供劳动获得收入,并且在当期消费和储蓄之间进行权衡。家庭通过消费购买的消费品获得效用。两类家庭在 $t=0$ 期最大化所有期的效用:

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_i(t)) \quad i \in \{H, L\} \quad (1)$$

其中, $u(C_i(t))$ 是定义在 $R^+$ 上的家庭瞬时效用函数,其为严格递增的凹函数且二阶连续可微。不妨假设两类家庭的瞬时效用函数均为常相对风险规避(CRRA)效用函数:

$$u(c_i) = \frac{C_i(t)^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \quad i \in \{H, L\} \quad (2)$$

其中, $\theta$ 是相对风险厌恶系数,也是跨期消费替代弹性的倒数。家庭面临的预算约束条件为:

$$A_i(t+1) = (1+r)A_i(t) - C_i(t) + w_i i \in \{H, L\} \quad (3)$$

其中, $A_i(t)$   $i \in \{H, L\}$ 是家庭在 $t$ 期的财富。使用动态规划求解家庭的最优化问题并求得欧拉方程如下:

$$\frac{C_i(t+1)}{C_i(t)} = \beta(1+r) \quad i \in \{H, L\} \quad (4)$$

#### (二)厂商

厂商使用物质资本和复合劳动力进行生产,生产函数为:

$$Y(t) = F(K(t), LC(t)) \quad (5)$$

其中, $Y(t)$ 是厂商的产出, $K(t)$ 是厂商使用的物质资本, $LC(t)$ 是厂商进行生产使用的复合劳动力。厂商的生产技术满足 Acemoglu<sup>[23]</sup>中关于生产函数的假设:技术是恒定的,即:生产函数中使用的技术在整个经济中是均匀且不变的,同时满足稻田

条件。此处假设厂商采用如下的柯布道格拉斯生产函数进行生产,则将公式(5)的具体形式表示如下:

$$Y(t) = K(t)^\alpha LC(t)^{1-\alpha} \quad 0 < \alpha < 1 \quad (6)$$

其中, $\alpha$ 是资本的产出弹性,在该种生产技术下也是资本产出份额所占的比例。复合劳动力 $LC(t)$ 是由如下技术复合而成,具体表示为:

$$LC(t) = [A_d H(t)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + L(t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (7)$$

其中, $H(t)$ 和 $L(t)$ 分别代表高技能劳动力和低技能劳动力。由于本文关注数字技术对经济的影响,我们假设高技能劳动力与数字技术是互补的,即引入数字技术可以提升高技能劳动力的生产力。因此,我们将数字技术 $A_d$ 设定为高技能增强型,并将其纳入劳动力函数中。而增加高技能劳动力的使用可以部分或完全替代低技能劳动力的使用。随着高技能劳动力的增加,厂商可以相对较容易地减少低技能劳动力的使用,而不会对生产效率产生明显的负面影响。高技能劳动力和低技能劳动力之间的替代弹性为 $\sigma > 1$ <sup>[24-25]</sup>,厂商资本运动方程服从以下规律<sup>[2]</sup>:

$$K(t+1) = sY(t) + (1-\delta)K(t) \quad (8)$$

其中, $s$ 是储蓄率, $\delta$ 是资本折旧率。基于厂商追求利润最大化原则,厂商选择最优生产要素投入,厂商的最优化问题可以表述为:

$$K(t)^\alpha [A_d H(t)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + L(t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{(1-\alpha)\sigma}{\sigma-1}} - w_L(t)H(t) - w_L(t)L(t) - r_k(t)K(t) \quad (9)$$

最优化的一阶条件为:

$$r_k(t) = \alpha K(t)^{\alpha-1} [A_d H(t)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + L(t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{(1-\alpha)\sigma}{\sigma-1}} \quad (10)$$

$$w_H(t) = A_d(1-\alpha) [A_d H(t)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} K(t)^{\alpha-1} [A_d H(t)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + L(t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{(1-\alpha)\sigma}{\sigma-1}-1} \quad (11)$$

$$w_L(t) = (1-\alpha) L(t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} K(t)^{\alpha-1} [A_d H(t)]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + L(t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{(1-\alpha)\sigma}{\sigma-1}-1} \quad (12)$$

#### (三)竞争均衡与稳态均衡

竞争均衡是一组数量向量 $\{C_i(t), A_i(t), K(t), Y(t)\}$ 和价格向量 $\{r_k, w_i, \}, i \in \{H, L\}$ 的集合,使得:(1)家庭效用最大化;(2)厂商利润最大化;(3)市场出清。根据瓦尔拉斯定理可以得知,资本市场、产品市场和要素市场中只要两个市场出清,第三个市场也随之出清。根据厂商使用要素的一阶条件与家庭的最优化方程可以得知产品市场和要素市场均是出清的。因此,也就可以得知模型的均衡是存在的并且经

济体存在稳态均衡。在稳态均衡时变量以稳定的速率增长。使用星号上标表示变量所处的稳态。在稳态均衡时有以下等式成立:

$$K(t+1) = K(t) = K^* \quad (13)$$

(四) 比较静态分析

本文分析稳态时数字技术对就业升级的影响。根据技能溢价的定义可知,技能溢价  $w = w_h^*/w_l^*$ 。将高技能劳动力的边际产出 ( $MP_H$ ) 和低技能劳动力的边际产出 ( $MP_L$ ) 带入上式可以得到如下等式:

$$w = \frac{w_h^*}{w_l^*} = \frac{MP_H}{MP_L} = A_d^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \left(\frac{H^*}{L^*}\right)^{-\frac{1}{\sigma}} \quad (14)$$

将式(14)两边取对数可以得到:

$$\ln w = \frac{\sigma-1}{\sigma} \ln A_d - \frac{1}{\sigma} \ln \left(\frac{H^*}{L^*}\right) \quad (15)$$

重新整理后可得:

$$\frac{1}{\sigma} \ln \left(\frac{H^*}{L^*}\right) = \frac{\sigma-1}{\sigma} \ln A_d - \ln w \quad (16)$$

根据式(16)可以求得数字技术对高技能劳动力相对需求的弹性为  $\sigma-1$ , 而根据高技能劳动力与低技能劳动力是互补的假设可知该替代弹性大于零。因此,数字技术的发展提高了高技能劳动力的相对需求,促进了就业升级。

四、模型设定与变量测定

(一) 计量模型

根据理论分析的结果可知数字技术促进了就业升级,本文通过构建如下计量模型:

$$ES_{it} = \beta_0 + \beta_1 A_{it} + \beta \text{Con Var}_{it} + v_t + u_i + \epsilon_{it} \quad (17)$$

其中,  $ES_{it}$  代表各个省(直辖市和自治区)的就业升级程度。  $A_{it}$  是数字技术发展水平,  $\text{Con Var}_{it}$  是一组控制变量向量,  $v_t$  是时间固定效应,  $u_i$  是个体固定效应,  $\epsilon_{it}$  是随机扰动项。  $\beta_0$  是回归方程的常数项。  $\beta_1$  是数字技术对就业升级的影响,其含义代表数字技术变动一个单位对就业升级的影响,根据理论分析的结果可以预期  $\beta_1$  显著为正。  $\beta$  是控制变量的系数向量,其大小代表了控制变量变动一个单位对就业升级的影响。由于以上计量模型可能存在测量误差和遗漏变量等导致的内生性问题,为了能够准确估计数字技术对就业升级的影响,本文使用数字技术的一阶滞后作为工具变量

进行估计。

(二) 变量说明

1. 被解释变量:就业升级 ( $ES_{it}$ )。根据 Daron Acemoglu 和 David Autor<sup>[11]</sup> 对高低技能劳动力的划分方式,本文将大学及以上的劳动力划分为高技能劳动力,大专及以下的劳动力划分为低技能劳动力<sup>[26]</sup>。使用高技能劳动力和低技能劳动力的比值度量就业升级,该变量的数值越大代表就业升级的程度越高。

2. 核心解释变量:数字技术 ( $A_{it}$ )。借鉴赵涛等<sup>[27]</sup> 和李帅娜<sup>[28]</sup> 的做法从数字产业发展和数字技术应用两个方面度量数字技术的发展并使用熵权法度量中国各个省、自治区、直辖市的数字技术发展水平。

3. 控制变量。包括:外商直接投资 ( $\ln fdir_{it}$ ):使用中国各省市自治区外商直接投资与 GDP 比重的对数度量;贸易开放程度 ( $\ln open_{it}$ ):使用进出口总额与 GDP 比重的对数度量;产业结构 ( $\ln tr_{it}$ ):使用第三产业增加值占 GDP 比重的对数度量;科技创新 ( $\ln pattern_{it}$ ):使用三种专利申请受理量的对数度量科技创新水平,该数值越大意味着科技创新水平越高。

(三) 数据来源

基于数据的可获得性,本文选取 2011—2020 年中国 31 省级区域面板数据来研究数字技术对就业升级的影响。所有指标均来源于国家统计局官方网站、《中国统计年鉴》和各省市区历年统计年鉴。各变量的描述统计结果如表 1 所示。

表 1 描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
ES	1.008 6	2.515 0	0.039 8	20.857 1	310
A	0.371 1	0.173 6	0.077 3	0.982 2	310
$\ln fdir$	-1.267 9	0.872 2	-3.044 5	3.526 8	310
$\ln tr$	-0.719 8	0.167 1	-1.119 1	-0.177 6	310
$\ln open$	5.135	0.957	2.031 7	7.288 8	310
$\ln pattern$	10.572 8	1.590 2	5.135 8	13.782 2	310

五、实证结果

(一) 基准模型回归结果

数字技术对就业升级影响的回归结果如下页表 2 所示。其中,模型 1 仅控制了个体效应,模型 2 仅控制了时间效应,模型 3 控制了个体效应和时间效应。模型 4 到模型 7 依次加入了各个控制变量。模型 1 到模型 7 的回归结果显示就业升级对数字技术

回归方程中数字技术的估计系数始终是显著为正的。这表明数字技术的发展提高了高技能劳动力和

低技能劳动力的相对就业数量,促进了中国的就业升级。

表2 数字技术对就业升级影响的基准模型回归结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
A	2.041*** (7.35)	29.98*** (23.06)	21.63*** (8.67)	21.67*** (8.65)	21.51*** (7.98)	21.81*** (8.07)	20.61*** (7.78)
lnfdir				0.0329 (0.22)	0.0330 (0.22)	0.00813 (0.05)	0.0629 (0.42)
lntr					-0.168 (-0.17)	-0.686 (-0.63)	-1.988* (-1.78)
lnopen						0.223 (1.26)	0.100 (0.57)
lnpattern							-0.761*** (-3.97)
个体效应	是	否	是	是	是	是	是
时间效应	否	是	是	是	是	是	是
_cons	0.251** (2.24)	-10.11*** (-20.64)	-7.017*** (-7.57)	-6.991*** (-7.47)	-7.051*** (-7.00)	-8.714*** (-5.25)	-0.459 (-0.17)
N	310	310	310	310	310	310	310

注:括号中是t统计量,\*、\*\*、\*\*\*分别代表1%、0.5%、0.01%对应的显著性水平。下同。

数字技术在测量时涉及多个维度,然而,仍然存在对数字技术的测量误差。因此,就业升级对数字技术的回归方程中可能存在由于测量误差导致的内生性问题。所以,本文使用数字技术的一阶滞后作为工具变量模型的内生性问题,估计结果如表3所示。表3中模型8到模型14是模型1到模型7对应的工具变量的估计结果。模型8至模型10分别

控制了个体效应、时间效应和同时控制了两者。模型11至模型14依次加入了各个控制变量。模型8至模型14的结果均显示数字技术对就业升级的影响始终在0.01%水平上显著为正。数字技术的发展提高了高技能劳动力和低技能劳动力的相对需求,促进了中国的就业升级。

表3 数字技术对就业升级影响的工具变量回归结果

变量	模型8	模型9	模型10	模型11	模型12	模型13	模型14
A	2.140*** (6.70)	30.75*** (22.05)	26.19*** (7.81)	26.28*** (7.77)	26.61*** (7.23)	27.16*** (7.38)	25.56*** (7.06)
lnfdir				0.0419 (0.26)	0.0401 (0.25)	-0.00308 (-0.02)	0.0500 (0.32)
lntr					0.485 (0.38)	-0.695 (-0.50)	-2.035 (-1.43)
lnopen						0.395** (1.99)	0.246 (1.23)
lnpattern							-0.705** (-3.16)
个体效应	是	否	是	是	是	是	是
时间效应	否	是	是	是	是	是	是
N	279	279	279	279	279	279	279

注:工具变量均通过了检验,不存在弱工具变量和不可识别等问题。下同。

控制变量的回归结果表明外商直接投资提高了高技能劳动力对低技能劳动力的相对需求,促进了就业升级,但是在统计上并不显著。其原因是外商直接投资促进了技术溢出效应,提高了企业的生产技术水平,较高的生产技术水平与高技能劳动力是

互补的,因此,促进了高技能劳动力相对需求的增加。产业结构对就业升级影响的回归结果表明第三产业发展抑制了就业升级,但是在统计上并不显著。这可能是由于第三产业的发展对高技能劳动力需求的规模效应和替代效应。回归结果为负但是在统计

上并不显著,这可能是由于产业结构对就业升级的替代效应弱大于规模效应所导致的。贸易开放促进了中国的就业升级,贸易开放程度的增加对高技能劳动力的需求有两个方面的作用:一方面,贸易开放程度的增加促进了技术流动,促进了企业的技术进步,技术进步与高技能劳动力是互补的,增加了高技能劳动力的相对需求;另一方面,市场规模效应降低了高技能劳动力的相对需求。回归的结果显示可能对高技能劳动力的影响占据了微弱的主导优势,进而使得贸易开放程度的增加提高了高技能劳动力的相对需求,促进了中国的就业升级。科技创新水平抑制了就业升级,降低了高技能劳动力的相对需求,从侧面体现出企业创新水平促进了技术进步,根据 Acemoglu 的技能偏向性技术进步研究可以得知,由于市场规模效应和价格效应使得企业可能更多地采用偏向于低技能劳动力的技术<sup>[26]</sup>。因此,创新水平的提高抑制了中国的就业升级。

## (二) 稳健性检验

### 1. 替换核心解释变量

在基准回归中,本部分使用了熵权法度量数字技术的发展水平,随后使用主成分分析法度量数字技术的发展水平,并替换掉基准模型中的数字技术变量进行稳健性检验。随后进一步采用其滞后一期作为工具变量进行估计以克服可能由于测量误差导致的内生性问题。固定效应和对应工具变量的回归结果见下页表 4 中 PCA\_FE 和 PCA\_IV 列所示。两列的回归结果表明,数字技术的发展提高了高技能劳动力和低技能劳动力的相对需求,促进了中国的就业升级。数字技术促进就业升级的结论是稳健的。

### 2. 更改高技能劳动力的划分范围

基准回归中,本文根据 Acemoglu 的划分方法将大学本科及以上的劳动力划分为高技能劳动力。国内不同的学者对高技能劳动力的划分与此划分有差异,比如有学者将大学专科及以上的劳动力划分为高技能劳动力。为了检验模型的稳健性,在该部分更改了高技能劳动力的划分方式,将大学专科及以上的劳动力划分为高技能劳动力<sup>[29]</sup>;然后再计算高技能劳动力和低技能劳动力的比值;最后将该数值替换掉基准模型中的就业升级变量进行回归。本文使用表 3 中工具变量进行了两阶段最小二乘法的估计以克服可能存在的内生性问题。固定效应和工具变量的估计结果见下页表 4 中 H\_FE 和 H\_IV 列所示。估计的结果显示高技能劳动力对数字技术回归模型

中的回归系数是显著为正的。这表明数字技术的发展提高了高技能劳动力的相对需求,促进了中国的就业升级。

### 3. 使用不同工具变量

本部分更换不同的工具变量进行稳健性检验。上页表 3 和下页表 4 使用了数字技术的一阶滞后作为工具变量。本部分借鉴黄群慧<sup>[30]</sup>的方法构建工具变量进行估计。使用 1984 年每百万人电话数量、1984 年每百万人邮局数量与每年全国信息技术服务收入构建了两个工具变量。本部分将第一个工具变量的回归结果命名为(表 4)IV1。由于使用百万人邮局数量构建的工具变量存在弱工具变量等问题,接下来借鉴其方法构建了另外三个工具变量:(1)使用 1984 年每百万人电话数量和全国信息传输、软件和信息技术服务业城镇单位就业人数构建工具变量,将其估计结果命名为(表 4)IV2。(2)使用 1984 年每百万人邮局数量与全国信息传输、计算机服务和软件业城镇单位就业人员工资总额和全国信息传输、软件和信息技术服务业城镇单位就业人数构建了两个工具变量,将其估计结果命名为(表 4)IV3 和 IV4。四个工具变量的估计结果均显示数字技术的回归系数是显著的。数字技术的发展提高了高技能劳动力和低技能劳动力的相对需求,促进了中国的就业升级。

### (三) 异质性检验

本部分考虑到不同的地理位置和资源禀赋的差异可能使数字技术对就业升级产生影响。因此,本部分首先根据国家统计局对于东部地区、中部地区和西部地区的划分方式进行分区域的异质性检验;其次根据经济发展水平的不同划分高水平和低水平两组样本进行经济发展水平异质性检验;最后根据人力资本发展水平的不同划分高水平和低水平两组样本进行人力资本发展水平的异质性检验。

#### 1. 区域异质性

下页表 5 地区异质性检验对应的三列结果汇报了分地区进行样本回归的结果。回归结果表明数字技术对就业升级的影响在东部地区是显著的,在中部地区和西部地区不显著。这可能是由于区域间数字技术发展水平存在差异,使得数字技术对就业的规模效应、替代效应和互补效应存在差异所导致的。东部地区数字技术的发展水平较高,使得规模效应和互补效应较高,进而对高技能劳动力的需求较为显著。在东部地区,数字技术发展提高了高技能劳动力的相对需求,促进了就业升级。

表4 稳健性检验结果

变量	PCA_FE	PCA_IV	H_FE	H_IV	IV1	IV2	IV3	IV4
<i>depca</i>	2.564 *** (10.48)	3.137 *** (9.08)						
<i>A</i>			1.395 *** (8.30)	1.540 *** (7.27)	102.0 *** (5.80)	96.00 ** (2.48)	106.3 *** (3.70)	104.9 *** (3.63)
<i>lnfdir</i>	-0.028 6 (-0.21)	-0.037 3 (-0.26)	-0.007 57 (-0.80)	-0.005 70 (-0.62)	0.255 (0.80)	0.241 (0.70)	0.265 (0.69)	0.262 (0.70)
<i>lntr</i>	-2.488 ** (-2.47)	-2.858 ** (-2.30)	-0.034 4 (-0.49)	-0.106 (-1.28)	8.989 ** (2.75)	8.177 * (1.71)	9.566 ** (2.08)	9.377 ** (2.03)
<i>lnopen</i>	0.0909 (0.56)	0.202 (1.12)	0.005 73 (0.51)	0.011 0 (0.94)	0.680 * (1.73)	0.637 (1.29)	0.711 (1.51)	0.701 (1.49)
<i>lnpattern</i>	-0.506 ** (-2.78)	-0.422 ** (-2.02)	-0.058 9 *** (-4.85)	-0.056 8 *** (-4.35)	-0.086 7 (-0.20)	-0.137 (-0.33)	-0.051 3 (-0.13)	-0.062 9 (-0.16)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
_cons	3.733 * (1.69)		0.514 *** (3.39)					
N	310	279	310	279	310	310	310	310

表5 异质性检验结果

变量	地区异质性			经济规模异质性		人力资本异质性	
	东部地区	中部地区	西部地区	低水平	高水平	低水平	高水平
<i>A</i>	100.1 *** (4.12)	-1.899 (-1.37)	-1.316 (-1.61)	1.992 (1.13)	33.31 *** (5.74)	0.003 91 (0.01)	30.91 *** (5.94)
<i>lnfdir</i>	0.184 (0.36)	-0.077 0 * (-1.94)	0.048 1 (1.66)	-0.034 6 (-0.59)	0.571 (1.64)	0.034 7 (1.36)	0.229 (0.91)
<i>lntr</i>	12.82 (1.27)	0.377 ** (2.14)	-0.081 7 (-0.33)	-0.091 9 (-0.15)	-7.494 ** (-2.36)	0.226 (1.32)	-5.160 ** (-2.13)
<i>lnopen</i>	3.388 (1.29)	0.011 4 (0.24)	-0.011 2 (-0.45)	0.100 (1.34)	-0.981 (-1.38)	-0.000 261 (-0.01)	-0.522 (-1.14)
<i>lnpattern</i>	0.892 (0.74)	-0.119 ** (-2.78)	-0.036 9 (-0.99)	-0.285 ** (-2.68)	-0.463 (-0.91)	0.008 37 (0.30)	-1.070 ** (-2.35)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是
N	110	80	108	132	145	134	140

2. 经济发展水平异质性

利用中国各个省、自治区、直辖市的人均 GDP 与样本人均 GDP 中位数进行分组,低于中位数的划分为经济规模较小的地区,大于中位数的划分为经济规模较大的地区。表5 经济规模异质性对应的两列结果汇报了低经济发展水平和高经济发展水平地区的回归结果。结果显示数字技术对就业升级的影响在经济发展水平较高地区是显著的,经济发展水平较低地区是不显著的。这可能是由于经济发展水平较高的地区有较高数的字技术发展水平与规模,对高技能劳动力的相对需求也较高。

3. 人力资本发展水平异质性

利用中国各个省、自治区、直辖市的人力资本水平与样本人力资本水平中位数进行分组,低于中位数的划分为人力资本水平较低的地区,大于中位数的划分为人力资本水平较高的地区。表5 人力资本异质性的两列回归结果分别汇报了低人力资本水平和高人力资本水平的回归结果。结果显示数字技术对就业升级的影响在人力资本水平较高时是显著的,在人力资本水平较低时不显著。这可能是由于在人力资本水平较高时数字技术对就业升级的影响有较高的市场规模效应。因此,人力资本水平较高时数字技术

的回归系数是显著的,数字技术促进了就业升级。

### 六、数字技术对就业升级的空间效应

考虑到经济活动具有空间相联系的特征,数字技术对就业升级的影响也可能会存在空间效应。因此,本部分构建了空间计量模型进行实证检验,利用各省市自治区的省会之间的地理距离倒数作为空间权重矩阵进行分析。首先使用该空间权重矩阵计算莫兰指数以判断就业升级是否存在空间自相关;其次进行空间模型的设定检验;最后根据空间模型设定的检验结果计算空间溢出效应。

#### (一)空间自相关检验

空间自相关检验结果如表6所示。根据表6的结果可知2011—2020年间,就业升级的莫兰指数均是显著为正,这表明就业升级存在显著的空间效应。进而需要通过模型设定检验以判断数字技术对就业升级是否存在空间影响以及对空间影响的形式是什么。

表6 空间自相关检验结果

年份	Moran's I	P 值	年份	Moran's I	P 值
2011	0.016	0.001	2016	0.009	0.030
2012	0.005	0.006	2017	0.015	0.014
2013	0.038	0	2018	0.033	0.002
2014	0.017	0.024	2019	0.026	0.001
2015	0.024	0.008	2020	0.026	0

#### (二)空间模型设定检验

本部分按照如下步骤进行模型设定检验:首先判断数字技术对就业升级空间影响的形式;其次确定数字技术对就业升级的影响模型采用哪种类型的固定效应;最后如果检验支持数字技术对就业升级的模型是空间杜宾模型,需要对模型进行检验以判断空间杜宾模型是否存在退化。检验的结果如表7所示。第一步,检验结果表明拉格朗日乘子检验的结果拒绝了不存在空间误差的原假设,但是并没有拒绝存在空间滞后的原假设。因此,接下来需要进行稳健的拉格朗日乘子检验,检验结果表明显著拒绝了不存在空间误差和空间滞后的原假设。所以,应当选择空间杜宾模型。第二步,固定效应形式的选择结果表明不能拒绝采取双向固定效应的假设。因此,应当采取双向固定效应进行分析。第三步,空间杜宾模型是否存在退化的LR检验结果表明显著拒绝了空间杜宾模型可以退化为空间误差和空间自回归模型的原假设。因此,应当使用空间杜宾模型进行分析。

表7 空间计量模型的设定检验结果

内容	方法	统计量	P 值
Spatial Error	LM 检验	3.190	0.074
	稳健的 LM 检验	6.638	0.010
Spatial Lag	LM 检验	0.004	0.953
	稳健的 LM 检验	3.451	0.063
固定效应的 LR 检验	省份与双向固定	29.07	0.001 2
	时间与双向固定	439.46	0
模型退化的 LR 检验	Spatial lag LR Test	25.63	0.000 1
	Spatial error LR Test	25.65	0.000 1

#### (三)空间溢出效应检验

空间杜宾模型的回归结果如表8所示。表8第2列到第5列分别是主回归、直接效应、间接效应和总效应。

表8 空间溢出效应检验结果

变量	主回归	直接效应	间接效应	总效应
WA	12.25*** -4.72	14.46*** -4.8	-10.81*** (-4.54)	3.644*** -4.36
Wlnfdir	-3.755*** (-3.44)	0.106 -0.65	-1.261*** (-3.04)	-1.155*** (-3.06)
Wlntr	-34.61*** (-3.80)	-2.159 (-1.38)	-9.531*** (-2.77)	-11.69*** (-4.28)
Wlnopen	5.617*** (-3.33)	0.075 8 -0.36	1.778*** -2.99	1.854*** -3.53
spatial rho	0.461* (-1.65)			
sigma2_e	0.411*** -13.03			
N	279	279	279	279

主回归的结果显示估计系数 rho 在 10% 的水平上是显著的,表明就业升级存在显著的空间正相关性,数字技术对就业升级的影响是显著的。这表明数字技术的发展促进了就业结构升级。直接效应的估计结果表明数字技术的回归系数显著为正,这表明本地区数字技术的发展促进了本地区的就业升级。间接效应的估计结果表明数字技术的回归系数显著为负,这表明本地区数字技术的发展抑制了相邻地区的就业升级。这可能是由于本地区数字技术的发展导致了相邻地区的高技能劳动力流动到本地区,因此,相邻地区高技能劳动力的相对比重减少了。总效应回归结果中数字技术的系数显著为正,这表明数字技术对就业升级的影响存在显著的空间溢出效应。

### 七、结论

技术变革对就业的影响在经济学史上引起过众



多经济学家的兴趣。如今,随着科技的快速发展,数字经济已成为全球乃至中国经济的重要组成部分。数字技术作为支撑数字经济发展的关键因素,其对就业的影响引起了社会、学界和政府的广泛关注。本文从数字技术对就业影响的视角构建了一个包含高技能劳动力和低技能劳动力的异质性代理人模型,分析了数字技术对就业升级的影响,使用2011年到2020年的数据进行了实证检验。本文的主要研究结论如下:第一,数字技术的发展促进了就业升级。数字技术的发展通过规模效应和互补效应促进了高技能劳动力的就业,通过规模效应和替代效应降低了低技能劳动力的就业,因此提高了高技能劳动力的相对需求,促进了中国的就业升级。通过替换核心解释变量、更改高技能劳动力的划分范围、使用不同工具变量进行稳健性检验,结果表明基准模型的回归结果是稳健的。第二,数字技术对就业升级的影响存在区域、经济发展水平和人力资本发展水平的异质性。数字技术在东部地区对就业升级的影响是显著的,在经济发展水平和人力资本发展水平较高的地区是显著的。第三,数字技术对就业升级的影响存在空间溢出效应。本地数字技术的发展促进了本地区的就业升级,但是对于相邻地区的就业升级影响是不利的。本文的结论为研究数字技术对中国就业升级的影响提供了一个新的视角,对更好地促进中国就业升级具有积极的借鉴意义。

#### 参考文献:

- [1] ACEMOGLU D, AUTOR D. Skills, tasks and technologies: implications for employment and earnings[M]//Handbook of labor economics. Elsevier, 2011, 4:1043-1171.
- [2] ACEMOGLU D. Why do new technologies complement skills? directed technical change and wage inequality[J]. The quarterly journal of economics, 1998, 113(4):1055-1089.
- [3] AUTOR D H, DORN D. The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market[J]. American economic review, 2013, 103(5):1553-1597.
- [4] AKEMAN A, GAARDER I, MOGSTAD M. The skill complementarity of broadband internet[J]. The quarterly journal of economics, 2015, 130(4):1781-1824.
- [5] ACEMOGLU D. Technical change, inequality, and the labor market[J]. Journal of economic literature, 2002, 40(1):7-72.
- [6] AUTOR D H, KATZ L F, KRUEGER A B. Computing inequality: have computers changed the labor market? [J]. The quarterly journal of economics, 1998, 113(4):1169-1213.
- [7] 屈小博,程杰. 中国就业结构变化:“升级”还是“两极化”? [J]. 劳动经济研究, 2015, 3(1):119-144.
- [8] 杨先明,侯威,王一帆. 数字化投入与中国行业内就业结构变化:“升级”抑或“极化”[J]. 山西财经大学学报, 2022, 44(1):58-68.
- [9] 中华人民共和国国家发展和改革委员会. 关于数字经济发展情况的报告[R/OL]. (2022-11-16) [2023-12-20]. [https://www.ndrc.gov.cn/fzggw/wld/hlf/lddt/202211/t20221116\\_1341446.html](https://www.ndrc.gov.cn/fzggw/wld/hlf/lddt/202211/t20221116_1341446.html).
- [10] 国家知识产权局. 2021年我国PCT国际专利申请再次蝉联全球第一华为连续五年位居申请人榜首[EB/OL]. [2022-02-10]. [https://www.cnipa.gov.cn/art/2022/2/10/art\\_53\\_173154.html](https://www.cnipa.gov.cn/art/2022/2/10/art_53_173154.html)
- [11] KRUSELL P, OHANIAN L E, RIOS-RULL J V, et al. Capital-skill complementarity and inequality: a macroeconomic analysis [J]. Econometrica, 2000, 68(5):1029-1053.
- [12] ACEMOGLU D. Directed technical change [J]. The review of economic studies, 2002, 69(4):781-809.
- [13] FEENSTRA R C, HANSON G H. Foreign direct investment and relative wages: evidence from Mexico's maquiladoras [J]. Journal of international economics, 1997, 42(3-4):371-393.
- [14] FEENSTRA R C, HANSON G H. Globalization, outsourcing, and wage inequality [J]. The American economic review, 1996, 86(2):240-245.
- [15] 郝楠. 我国劳动力极化问题研究[D]. 合肥:安徽大学, 2016.
- [16] 吕世斌,张世伟. 中国劳动力“极化”现象及原因的经验研究[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(2):757-778.
- [17] 唐永,张衍. 技术进步与就业极化:一个马克思主义政治经济学的分析框架[J]. 政治经济学评论, 2022, 13(4):92-116.
- [18] 徐少俊,郑江淮. 信息化如何影响中国劳动力市场的技能溢价:基于就业升级和就业极化双重视角的分析[J]. 经济问题探索, 2022(2):158-170.
- [19] 李宏兵,郭界秀,翟瑞瑞. 中国企业对外直接投资影响了劳动力市场的就业极化吗? [J]. 财经研究, 2017, 43(6):28-39.
- [20] 屈小博,程杰. 中国就业结构变化:“升级”还是“两极化”? [J]. 劳动经济研究, 2015, 3(1):119-144.
- [21] 都阳,贾朋,程杰. 劳动力市场结构变迁、工作任务与技能需求[J]. 劳动经济研究, 2017, 5(3):30-49.
- [22] 张抗私,史策. 认知能力、技术进步与就业极化[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2022, 42(5):95-113.
- [23] ACEMOGLU D, JOHNSON S, ROBINSON J A, et al. Re-evaluating the modernization hypothesis [J]. Journal of monetary economics, 2009, 56(8):1043-1058.

- [24] FREEMAN G P. Migration and the political economy of the welfare state[J]. The annals of the American academy of political and social science, 1986, 485(1): 51-63.
- [25] ANGRIST J D. The economic returns to schooling in the West Bank and Gaza Strip[J]. The American economic review, 1995, 85(5): 1065-1087.
- [26] 郝楠, 江永红. 谁影响了中国劳动力就业极化? [J]. 经济与管理研究, 2017, 38(5): 75-85.
- [27] 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, 36(10): 65-76.
- [28] 李帅娜. 数字技术赋能服务业生产率: 理论机制与经验证据[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(10): 51-67.
- [29] 朱火弟, 叶润. 人工智能发展对我国劳动力就业结构的影响: 基于2006—2019年省级面板数据的实证分析[J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 2021, 35(8): 59-70.
- [30] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8): 5-23.

## Research on the Impact Effect and Transmission Mechanism of Digital Technology on Employment Upgrading

WANG Jinying, WANG Dongmei

(School of Economics, Hebei University, Baoding 071002, China)

**Abstract:** This paper constructs a heterogeneous agent model to analyze the impact of digital technology on employment upgrading, and empirically tests it by using instrumental variable method with provincial panel data from 2011 to 2020. The main research conclusions are as follows: Firstly, the development of digital technology has promoted employment upgrading. The results of robustness testing by using such methods as replacing indicators and changing instrumental variables indicate that this conclusion is robust. Secondly, the impact of digital technology on employment upgrading varies with regions, levels of economic development, and levels of human capital. Specifically, in the eastern region, regions with higher level of economic development and human capital is relatively high, the impact of digital technology on employment upgrading is significant. Thirdly, the evidence of spatial spillover effects of digital technology on employment upgrading has been discovered. The development of digital technology has promoted local employment upgrading, but it has a restraining effect on the employment upgrading of neighboring regions. The research conclusion provides a new perspective for understanding the impact of digital technology on China's employment upgrading, and offers implications for better formulating positive employment policies.

**Keywords:** digital technology; employment upgrading; spatial effect

(责任编辑 耿晔强 责任校对 耿晔强)