

# 数字经济发展与流动人口职业层次提升

周 闯<sup>1, 2</sup>, 郑旭刚<sup>1</sup>

(1. 东北财经大学 经济学院, 辽宁 大连 116025;

2. 东北财经大学 劳动就业与人力资本开发研究中心, 辽宁 大连 116025)

**摘 要:** 加快发展数字经济和促进高质量充分就业是推动经济高质量发展的内在要求, 职业层次提升是促进高质量充分就业的重要体现。本文利用2012—2018年中国流动人口动态监测调查数据, 构建流动人口职业层次指标, 采用固定效应模型分析数字经济发展对流动人口职业层次的影响及其作用机制。研究结果显示: 数字经济发展显著促进了流动人口职业层次提升; 数字经济发展通过促进流动人口人力资本积累和社会资本积累提升其职业层次; 数字经济发展对流动人口职业层次的影响存在异质性效应, 对跨省流动人口、长期流动人口和乡城流动人口的影响更明显。本文丰富了数字经济发展对劳动力市场就业状况影响的文献, 为政府健全就业促进机制提供了经验证据。

**关键词:** 数字经济发展; 流动人口职业层次; 高质量就业

**中图分类号:** F249.21      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1000-176X(2023)01-0108-12

## 一、问题的提出

职业层次由低级向高级转变是劳动者人力资本积累的内在驱动力, 也是劳动力资源配置不断优化、提升潜在生产率和促进经济发展的必要基础<sup>[1-2]</sup>。党的二十大报告指出:“强化就业优先政策, 健全就业促进机制, 促进高质量充分就业。”职业层次提升是促进高质量充分就业的重要体现。受户籍制度的约束, 流动人口面临职业选择范围窄、职业层次低且提升缓慢等问题。随着新型城镇化和供给侧结构性改革的推进, 中国的就业矛盾逐渐从数量型向质量型转变<sup>[3]</sup>, 流动人口的就业需求从实现就业向实现高质量就业转变。流动人口职业层次有效提升不仅体现了社会的公平性和包容性, 而且能够增强流动人口实现社会融合的能力, 促进高质量城镇化的实现。随着户籍制度改革的加速推进, 以及市场化程度的不断提高, 阻碍流动人口职业层次提升的制度藩篱逐渐被破除, 在这种情况下, 需要将问题聚焦在促进流动人口职业层次提升的经济因素上。

自Tapscott<sup>[4]</sup>提出“数字经济”的概念后, 数字经济已经成为业界和学术界关注的焦点。党的二十大报告指出:“加快发展数字经济, 促进数字经济和实体经济深度融合, 打造具有国际竞争力的数字产业集群。”数字经济成为推动“十四五”经济和社会高质量发展的新引擎, 带动产业和社会全面数字化升级, 对劳动力市场产生深远影响。数字经济发展催生了新行业和新业态,

**收稿日期:** 2022-08-02

**基金项目:** 东北财经大学省级科研平台研究能力提升专项“数字经济发展与农民工职业层次转变”(PT-Y202226); 辽宁省教育厅基本科研项目面上项目“农民工消费行为特征及消费潜力释放的策略研究”(LJKMR20221604)

**作者简介:** 周 闯 (1983-), 男, 辽宁昌图人, 副教授, 博士, 主要从事劳动力市场就业与工资研究。E-mail: zc020507@163.com

郑旭刚 (1999-), 男, 山西太原人, 硕士研究生, 主要从事劳动经济学研究。E-mail: m18735120795@163.com

在增加就业机会的同时也产生了大量的数字化新职业<sup>[5]</sup>；数字经济也为传统行业赋予了新动能，对传统行业的就业机会和职业进行了重塑。关于数字经济对劳动力市场影响的文献主要关注就业规模和就业质量<sup>[6-7]</sup>，对能够体现社会经济地位的职业层次的研究还不充分，对已经成为城镇劳动力重要组成部分，但就业处于弱势地位的流动人口职业层次的关注更是鲜见。数字经济发展会造成社会资源重新分配，导致社会经济结构变迁，进而对劳动力职业层次产生影响。流动人口是否可以借助数字经济发展实现职业层次的有效提升，从而实现劳动力市场效率和经济效率的改善？如果答案是肯定的，那么数字经济发展影响流动人口职业层次的内在机制是怎样的，不同类型流动人口职业层次提升程度是否存在异质性效应？对这些问题的回答，有助于理解数字经济发展在流动人口职业层次转变中所发挥的作用。

从已有研究成果来看，关于职业层次的研究主要分为两个方面。一方面的研究关注职业层次指标的构建，主要通过社会经济地位指数<sup>[8]</sup>和职业声望<sup>[9-11]</sup>划分不同的职业层次，并且在社会阶层的研究中得到广泛应用。另一方面的研究关注职业层次转变的影响因素。国外的研究主要聚焦在国际移民群体上，分析人力资本和社会资本在其职业层次转变中的作用<sup>[12-13]</sup>。国内的研究主要聚焦在流动人口上，除考察人力资本和社会资本外<sup>[14-15]</sup>，还重点分析了户籍制度对职业层次的影响<sup>[16]</sup>。关于数字经济对劳动力市场影响的研究主要以宏观视角在就业规模、就业质量和新职业产生等方面展开。在就业规模上，戚聿东等<sup>[6]</sup>认为，数字经济对就业规模的影响既存在替代效应，也存在抑制替代效应；在就业质量上，孟祺<sup>[7]</sup>认为，数字经济发展有助于优化就业结构，也能为实现更高质量就业提供新契机；在新职业上，丁述磊和张抗私<sup>[5]</sup>认为，数字经济发展所产生的新职业有利于扩大生产、畅通流通和促进消费。

已有文献对职业层次的划分为本文职业层次指标的构建奠定了基础，对人力资本和社会资本的分析也为本文机制分析提供了思路，但仍存在以下问题：第一，职业层次指标的构建多以韦伯的多元社会分层理论为基础，以职业为单一或主要分层标准<sup>[17]</sup>，较少考虑单位性质、就业身份、行业类型和社会保障等。第二，已有文献多以某一年份的截面数据进行分析，忽视了时间趋势等宏观因素对职业层次的影响，无法从纵向变化趋势上分析流动人口职业层次转变。第三，在分析方法上已有文献主要使用最小二乘法和离散选择模型，没有充分考虑不可观测因素的干扰，所得结论的因果解释力度不足。

本文使用2012—2018年中国流动人口动态监测调查数据（China Migrants Dynamic Survey, CMDS），分析了数字经济发展对流动人口职业层次的影响。本文的边际贡献体现在：第一，从微观角度考察数字经济发展对流动人口职业层次的影响，延伸了职业层次影响因素的研究范畴，也拓展了数字经济对劳动力市场就业状况影响的研究维度，同时丰富了关于流动人口就业状况的相关研究成果。第二，除考虑职业类型外，结合中国特有的经济制度属性，进一步考虑了单位性质、就业身份、行业类型和社会保障状况，构建了多维职业层次指标，丰富了职业层次概念的内涵。第三，使用连续多年的数据进行分析，能够考虑宏观经济状况和时间趋势对职业层次的影响，更加准确地刻画数字经济发展对流动人口职业层次影响的因果效应。

## 二、理论分析与研究假设

### （一）数字经济发展对流动人口职业层次的不利影响

数字经济发展对不同层次劳动者的人力资本提出了新要求，导致具备差异化人力资本特征劳动力的职业层次发生转变。在产业数字化过程中，数字技术促进传统制造业转型升级所带来的生产率提升会降低对技能劳动力的需求，技能水平低的流动人口更可能被智能化的设备取代。Groes等<sup>[18]</sup>提出的“U型职业流动”理论表明，如果劳动者发现其生产能力无法与岗位需求相匹配，那么将不得不转入对生产能力需求不高的职业。对于流动人口来说，在人力资本无法满足数

字经济发展需求的情况下,更可能转向对人力资本需求不高的社会服务业,导致职业层次下降。此外,数字技术与传统服务业融合以及对服务业资源的加速重组所产生的平台经济增加了对低技能劳动力的需求,如网约车司机、快递员、外卖骑手和网络主播等新兴职业不断涌现,这些职业仅需要从业者掌握基本的数字应用技能,成为流动人口就业的主要选择。然而,流动人口在这些职业中多从事任务性质的工作,就业不稳定、社会保障缺失、人力资本积累缓慢,无法实现职业层次提升,落入“低层次就业陷阱”。由此,笔者提出如下假设:

**假设1:**数字经济发展可能使流动人口被迫进入低层次职业,显著降低流动人口职业层次。

### (二) 数字经济发展对流动人口职业层次的有利影响

数字经济发展使在数字产业及其相关产业从业的劳动者越来越多,传统产业的劳动者不断进入数字产业及其相关产业。此外,数字经济发展不断产生新产业、新业态和新职业,使职业类型日益多样化。对高技能流动人口来说,数字经济发展产生了数字化、智能化的职业岗位,提高了劳动力市场的供需匹配效率,有利于缓解劳动力市场信息不对称现象,优化就业环境<sup>[19]</sup>,高技能流动人口可以凭借其技能水平,从传统产业进入数字产业及其相关产业,实现职业层次提升。对低技能流动人口来说,数字经济发展不断产生的新职业逐步被人力资源和社会保障部纳入职业目录,原先无固定职业的外卖员和直播带货员,也成为“网约配送员”“互联网营销师”,从而有助于低技能流动人口实现职业层次提升。由此,笔者提出如下假设:

**假设2:**数字经济发展显著促进流动人口职业层次提升。

### (三) 数字经济发展促进流动人口职业层次提升的机制

无论数字产业化还是产业数字化都会增加对高技能劳动力的需求,为满足这种需求,企业会加大对现有劳动力的培训力度,政府也会加大职业技能培训的投入力度,如果流动人口能够把握数字经济发展带来的技能培训机会,将会实现人力资本的充分积累。互联网与传统教育行业的结合创造了大量的网络培训课程,有效实现了知识共享,流动人口能够借助互联网找到需要的技能课程,通过学习实现人力资本提升。数字经济提高了人力资本结构的高级化水平<sup>[20]</sup>,那些实现人力资本提升的流动人口,将会具有更强的市场竞争力,能够实现职业向更高层次的转变。

从社会资本角度来看,作为数字经济发展重要组成部分的互联网打破了空间局限,既在日常生活中拓宽好友沟通交流的渠道,又在工作中促使上下游的合作伙伴、顾客等利益相关者建立更紧密的社交关系,从而促进劳动者社会资本积累<sup>[21]</sup>。流动人口社会资本积累存在着异质现象:一是以亲缘、地缘和人缘等组成的传统关系网络为主体的“整合型”社会资本,二是通过延展原有社会关系网络形成的跨越不同社会群体的“跨越型”社会资本,前者不利于流动人口职业层次向上流动,后者对流动人口职业层次提升具有积极作用<sup>[22]</sup>。数字经济发展带来的互联网普及有助于流动人口“跨越型”社会资本的拓展和积累,实现其职业层次提升。由此,笔者提出如下假设:

**假设3:**数字经济发展通过促进流动人口人力资本积累和社会资本积累提升其职业层次。

## 三、研究设计

### (一) 模型设定

为分析数字经济发展对流动人口职业层次的影响,本文建立如下计量模型:

$$OLI_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 dig_{it} + \sum_{m=2}^7 \beta_m X_{ijt} + \sum_{n=8}^{13} \beta_n Z_{it} + \mu_j + \tau_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, $i$ 、 $j$ 和 $t$ 分别表示个体、城市和年份, $OLI$ 表示流动人口职业层次; $dig$ 表示数字经济发展; $X$ 表示一系列个体层面的控制变量; $Z$ 表示一系列城市层面的控制变量; $\mu$ 和 $\tau$ 分别表示城市固定效应和年份固定效应; $\varepsilon$ 表示随机扰动项。考虑到同一城市内个体随机扰动项可能潜在相关,将标准误差聚类到城市层面。



## (二) 变量选取

### 1. 被解释变量

本文被解释变量为流动人口职业层次(OLI),该指标的构建考虑了职业类型、单位性质、就业身份、行业类型和社会保障五个维度。劳动者的职业类型是职业层次的直观体现;单位性质与回报结构相关<sup>[16]</sup>,影响劳动者福利待遇和就业稳定性,因而单位性质能够在一定程度上体现职业层次;就业身份反映了劳资关系<sup>[1]</sup>,若劳资关系稳定,企业更倾向对劳动者进行人力资本投资,有助于劳动者职业层次提升;同样职业但所处行业不同,人们给予的声望评价也会存在差异<sup>[11]</sup>;劳动者社会保障水平高,就业稳定性通常较好,因而行业类型和社会保障也是职业层次的重要体现。在职业类型划分上,参考姚先国和俞玲<sup>[23]</sup>的方法,将调查对象分为6个层次,将农业生产者、无固定职业劳动者以及职业身份为其他的劳动者赋值为1,将经商、餐饮和快递等商业服务人员赋值为2,将建筑、生产和运输设备等产业工人赋值为3,将公务员、办事人员和有关人员赋值为4,将专业技术人员赋值为5,将国家机关、党群组织和企事业单位负责人赋值为6。在单位性质划分上,参考齐明珠和王亚<sup>[17]</sup>的方法,将个体工商业、社团民办组织、其他和无单位赋值为1,将集体企业、股份联营企业、私营企业、港澳台和外商独资企业、中外合资企业赋值为2,将机关、事业单位、国有及国有控股企业赋值为3。在就业身份划分上,将自营劳动者和其他赋值为0,将雇主和雇员赋值为1。在行业类型划分上,将采矿业,电煤水热生产供应业,交通运输、仓储和邮政业,金融业,水利、环境和公共设施管理业,公共管理和社会组织称为垄断行业并赋值为1,其余行业如居民服务、修理和其他服务业,住宿餐饮,文体娱乐等行业称为竞争性行业并赋值为0。在社会保障划分上,按是否参加城镇职工医疗保险赋值,若参加赋值为1,不参加和不清楚赋值为0。将上述变量使用主成分分析法计算权重,得到KMO为0.721,说明使用主成分分析法计算权重较为合适,并将综合指标转化为0—100的指数。

### 2. 解释变量

本文解释变量为数字经济发展(dig),参考赵涛等<sup>[24]</sup>的方法,使用电信业务收入、互联网宽带接入用户数、移动电话用户数、数字普惠金融以及信息传输、计算机服务和软件业人数五个变量通过熵值法构造城市层面数字经济发展指标,同样转化为0—100的指数。此外,在稳健性检验中,使用新华三集团数字经济研究院公布的中国城市数字经济指数重新估计,该指数从2017年开始测算,包括数据和信息化基础设施、城市服务、城市治理和产业融合四个方面。

### 3. 中介变量

本文关注的机制主要包括人力资本和社会资本。劳动经济学中关于人力资本的测度主要有教育程度、培训和工作经验,由于数字经济发展主要影响流动人口进入劳动力市场后的人力资本积累,结合样本中数据可得性,本文用工作经验(we)衡量人力资本。工作经验变量的构造参考王子敏<sup>[25]</sup>的方法,根据“您何时开始从事现在工作的?”这一问题得到。已有研究关于社会资本的测度主要使用家庭拥有的亲友数<sup>[26]</sup>和赠送亲友的礼金数<sup>[27]</sup>,本文用礼金支出(lngift)和本地社会交往(scaps)衡量社会资本,具体信息来自2013年8城市流动人口社会融合专项调查。礼金支出根据“去年您家在本地用于请客礼金的支出”问题获得送礼支出的金额,并将金额取自然对数得到。本地社会交往根据“除上班时间外,您在本地平时与谁来往比较多?”“在本地遇到困难时,您一般向谁求助?”两个问题得到,如果对两个问题的回答包括“一起打工的朋友”“本地户籍同事”“本地同学/朋友”,则本地社会交往变量的取值为1,若为“一起出来打工的亲戚”“本地户籍亲戚”“政府管理服务人员”“跟人来往不多”则取值为0。

### 4. 控制变量

本文数据包括微观调查数据和城市数据,因而要在两个层面控制既影响职业层次又影响数字经济指标的混淆因素。个体层面控制变量很难对数字经济发展产生影响,但对其加以控制能够改

善估计精度。具体包括：性别（gender），男性取值为1，女性取值为0；年龄（birth），用观测年份与出生年份的差值衡量；受教育程度（edu），接受学历教育的年限；民族（nation），汉族取值为1，其他少数民族取值为0；户口（hukou），非农业户口取值为1，农业户口取值为0；婚姻状况（marr），已婚取值为1，其他取值为0。城市层面控制变量既影响职业层次，又影响数字经济发展。具体包括：劳动结构（es），用第三产业从业人员占有所有从业人员比重衡量；产业结构（is），用第三产业增加值占GDP的比重衡量；经济水平（lngdp），用人均GDP的自然对数值衡量，以2012年为基期的人均国内生产总值指数对人均GDP进行价格平减；科技水平（lngkj），用政府预算中科技支出的自然对数值表示；人口规模（lnn），用年末常住人口数的自然对数值表示；教育支出（lngedu），用政府预算中教育支出的自然对数值表示。

（三）数据来源

本文微观层面数据来自国家卫生健康委开展的中国流动人口动态监测调查数据。该调查自2009年开始，迄今为止公布的最新数据是2018年的调查数据。调查在每年5月开展，采用分层、多阶段、与规模成比例的PPS抽样方法，样本具有代表性。调查范围覆盖31个省（区、市）和新疆生产建设兵团。调查对象是在本地居住一个月及以上，非本区（县、市）户口的15周岁及以上的流动人口。本文采用2012—2018年的调查数据进行分析，选取对象为16—60岁的男性和16—55岁的女性流动人口，剔除就业状态为失业、无业、操持家务、退休和数据有缺失的样本。本文城市层面数据来自《中国城市统计年鉴》和中经网数据库，将2012—2018年所需宏观经济指标完整的279个地级市数据与微观层面数据相匹配，共得到913 645个观测值。

表1是本文主要变量的描述性统计。

表1 主要变量的描述性统计

变 量	符 号	观测值	均 值	标准差	最小值	最大值
流动人口职业层次	OLI	913 645	35.562	18.652	0	100
数字经济发展	dig	913 645	31.337	20.335	0	100
工作经验	we	52 736	43.133	49.284	1	522.000
礼金支出	lngift	10 069	7.136	1.022	3.689	11.695
本地社会交往	scap	16 300	0.750	0.433	0	1
性 别	gender	913 645	0.586	0.493	0	1
年 龄	birth	913 645	34.482	9.144	16	60
受教育程度	edu	913 645	10.299	3.138	0	19
民 族	nation	913 645	0.941	0.236	0	1
户 口	hukou	913 645	0.187	0.389	0	1
婚姻状况	marr	913 645	0.835	0.371	0	1
劳动结构	es	913 645	51.409	14.530	16.570	91.440
产业结构	is	913 645	49.199	12.538	11.470	80.980
经济水平	lngdp	913 645	10.978	0.545	8.968	13.499
科技水平	lngkj	913 645	11.841	1.704	6.624	15.529
人口规模	lnn	913 645	6.312	0.769	2.986	8.133
教育支出	lngedu	913 645	13.934	1.028	9.241	16.143

四、实证结果分析

（一）基准回归结果

表2是数字经济发展对流动人口职业层次影响的回归结果。列（1）仅控制城市固定效应和年份固定效应，列（2）加入个体层面控制变量和城市层面控制变量。尽管理论上数字经济发展

对流动人口职业层次能够产生正负两个方向的影响，但回归结果表明，正向影响程度超过了负向影响程度，从而在整体上表现为正向效应。由列（2）可知，如果流动人口所在城市数字经济指数提高1，会使流动人口职业层次指数提升0.101。各城市数字经济指数均值从2012年的22.316增加到了2018年的43.267，这意味着在其他条件不变的情况下，数字经济发展会使流动人口职业层次指数均值提升2.116。结合统计分析结果，流动人口职业层次均值在2012—2018年样本期内提高1.863，因此，数字经济发展有助于流动人口职业层次提升，假设2得以验证，但假设1没有得到验证。

表2 基准回归结果

变 量	(1)	(2)	变 量	(1)	(2)
dig	0.139*** (0.040)	0.101*** (0.025)	lngdp		-0.586* (0.308)
gender		1.097*** (0.133)	lngkj		0.246 (0.185)
birth		-0.064*** (0.008)	lnn		-0.880** (0.340)
edu		1.875*** (0.075)	lngedu		-0.458* (0.259)
nation		-2.750*** (0.217)	城市FE	控制	控制
hukou		4.780*** (0.343)	年份FE	控制	控制
marr		-3.024*** (0.236)	常数项	32.303*** (2.976)	34.820*** (5.689)
es		0.004 (0.018)	观测值	913 645	913 645
is		0.007 (0.040)	R <sup>2</sup>	0.084	0.226

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，下同。

（二）内生性问题

基准回归可能遗漏了既影响数字经济发展又影响流动人口职业层次的不可观测因素，特别是宏观层面的经济变量。此外，职业层次越高的流动人口更有能力前往数字经济发展好的城市寻找工作机会，从而产生样本自选择问题。这里采用两种策略解决数字经济发展的内生性问题，一是工具变量法，二是将“宽带中国”示范城市的开展作为准自然实验，通过交叠双重差分法识别因果效应。在后文的稳健性检验中，进一步考虑流动人口迁移对基准回归结果的影响。

1. 工具变量法

参考黄群慧等<sup>[28]</sup>的方法，本文分别选择1984年邮电业务收入与时间趋势的交互项（post）和电话机数与时间趋势的交互项（phone）作为工具变量，进行两阶段最小二乘回归，结果如表3列（1）—列（4）所示。一方面，互联网普及源于电话机的发展，电话机普及率高的地区如今互联网普及率也较高，邮电业务收入反映地区对信息沟通的需求，也会影响互联网普及率，而互联网发展与数字经济密切相关，工具变量的相关性能够得到满足；另一方面，邮电业务和电话机对职业层次的影响正逐渐消失，且1984年距2012年的时间间隔较远，因而在控制相关变量后，工具变量排他性要求也能得到满足。由于控制了城市固定效应和年份固定效应，参考Nunn和Qian<sup>[29]</sup>的方法，将工具变量与时间趋势交互体现时变性。表3列（2）和列（4）分别给出了采用邮电业务和电话机作为工具变量的回归结果，不存在识别不足和弱工具变量问题。在识别局部平均处理效应后，数字经济对流动人口职业层次仍有显著正向影响，表明基准回归结果稳健。

2. 交叠双重差分法

宽带是重要的信息基础设施，为数字经济发展奠定了基础，中国在2014年、2015年和2016年分三批设立了120个“宽带中国”示范城市（群）。据此，本文将“宽带中国”示范城市的开展作为准自然实验，构造交叠双重差分模型，分析政策的外生冲击对流动人口职业层次的影响，解决数字经济发展的内生性问题。本文建立如下计量模型：

$$OLI_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 kdzgj_t + \sum_{m=2}^7 \beta_m X_{ijt} + \sum_{n=8}^{13} \beta_n Z_{ijt} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{ijt} \tag{2}$$

其中， $kdzg$ 表示“宽带中国”示范城市虚拟变量，若 $j$ 城市在 $t$ 年入选示范城市，在 $t$ 年后都取值为1，否则取值为0，作为数字经济发展的外生冲击，其系数 $\beta_1$ 反映“宽带中国”示范城市的开展对流动人口职业层次的影响。

使用双重差分法要满足平行趋势假设，图1给出了平行趋势检验结果。

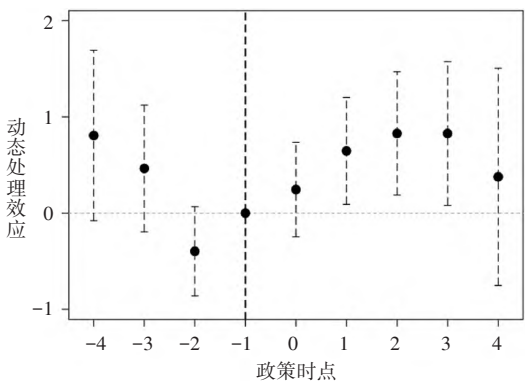


图1 平行趋势检验

以政策实施前一年作为基期，政策实施前政策虚拟变量不显著，说明平行趋势得到满足。从动态效应来看，“宽带中国”政策实施当年，流动人口的职业层次并没有显著提升，原因可能在于政策的时滞性以及流动人口实现职业转变需要一定的时间。在“宽带中国”政策实施后，流动人口职业层次显著提升，并且这种效应能够持续到政策实施后的第三年，在第四年时政策的作用效果不再显著。当然政策实施当年和实施后的第四年系数不显著也可能是由分年样本量的减少所导致。

表3列（5）给出了交叠双重差分法的平均处理效应估计结果，可以看出，“宽带中国”示范城市的开展有助于提升流动人口职业层次。De Chaisemartin和D’Haultfoeulle<sup>[30]</sup>指出，在交叠处理下，处理效应在组别和时间维度上的异质性会使双向固定效应估计量存在负权重问题，从而使估计产生偏误。本文使用Gardner<sup>[31]</sup>提出的两阶段估计量，以提供异质性处理效应下的稳健估计结果。该估计量在第一阶段用尚未接受处理个体的结果变量对组别和时间固定效应进行回归。第二阶段对所有个体的结果变量都去除组别和时间固定效应，构建处理组个体未接受处理情形下的反事实，最终得到平均处理效应。表3列（6）给出了两阶段双重差分法的估计结果，可以发现，其与交叠双重差分法的估计结果相差不大，说明交叠双重差分法的估计结果不存在明显偏误。入选“宽带中国”示范城市对流动人口职业层次有显著正向影响，表明回归结果是稳健的。

表3 考虑内生性后的估计结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	交叠DID	两阶段DID
dig		0.279*** (0.043)		0.273*** (0.044)	0.725** (0.284)	0.815** (0.343)
post	0.002*** (0.000)					
phone			0.001*** (0.000)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市FE/年份FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	41.927** (20.229)	21.298*** (7.690)	42.132** (20.518)	21.601*** (7.575)	38.282*** (5.961)	
观测值	863 091		863 091		913 645	914 339
F值	135.160 [16.380]		101.696 [16.380]			
LM值	3.617 [0.057]		3.854 [0.049]			
R <sup>2</sup>	0.223		0.223		0.226	

注：识别不足检验使用Kleibergen-Paap rk LM统计量，检验原假设是工具变量识别不足，中括号内为该统计量的P值。弱工具变量检验使用的是Kleibergen-Paap rk Wald F统计量，检验原假设是该工具变量的弱工具变量，中括号内为Stock-Yogo检验10%水平下的临界值。

（三）稳健性检验<sup>①</sup>

① 稳健性检验结果未在正文中列出，留存备索。



### 1. 替换被解释变量

考虑到职业层次指标构建标准不同可能对估计结果产生影响,本文重新设计职业层次指标。在职业类型划分上,将农业劳动者、无固定职业劳动者和其他劳动者赋值为1,将生产、运输和建筑等产业工人赋值为2,将经商、商贩、餐饮等商业服务业人员赋值为3,将公务员、办事人员和有关人员赋值为4,将专业技术人员赋值为5,将国家机关、党群组织和企事业单位负责人赋值为6。在就业身份划分上,将其他赋值为1,自雇赋值为2,雇员赋值为3,雇主赋值为4。在单位性质划分上,将无单位赋值为1,个体工商户、社团民办组织和其他赋值为2,将股份联营企业、私营企业、港澳台和外商独资企业、中外合资企业赋值为3,将机关事业单位、国有及国有控股和集体企业赋值为4。行业类型和社会保障指标的赋值方法保持不变。同时,考虑主成分分析法比较依赖数据赋值可能会对结果产生干扰,本文使用变异系数法重新设计指标权重进行估计,在替换被解释变量后,数字经济发展对流动人口职业层次的影响依然显著为正。

此外,为与已有研究成果进行比较,本文参考张智敏和唐昌海<sup>[32]</sup>的研究,仅依据职业类型界定职业层次,将农林牧渔劳动者赋值为1,将商业、服务业人员、生产、运输工人及有关人员、不便分类的劳动者赋值为2,将国家机关、党群组织、企事业单位负责人、专业技术人员、办事人员和有关人员赋值为3,并同样转化为0—100的指数。仅依据职业类别划分职业层次的情况下,数字经济发展仍对流动人口职业层次有显著正向影响。

### 2. 替换解释变量

基准回归构造的数字经济发展指标缺乏对城市治理、信息基础设施和城市数字服务方面的考量,可能无法充分反映数字经济的内涵。因此,本文使用新华三集团发布的2017年和2018年两年的城市数字经济指数进行稳健性检验,以克服数字经济测量误差对估计结果的影响。更换解释变量后,数字经济发展仍对流动人口职业层次有显著正向影响。

### 3. 迁移效应的影响

数字经济发展状况较好的城市可能会吸引其他城市的流动人口向其迁移,如果数字经济发展吸引了高职业层次流动人口流入,那么基准回归结果会高估数字经济发展对流动人口职业层次的影响。由于本文使用的是重复横截面数据而不是追踪数据,无法准确识别出样本期内进行跨城市迁移的流动人口。但考虑到流动人口动态监测调查数据在每年5月开展,那些在流入城市居住时间小于5个月的流动人口更可能是被数字经济发展吸引而来,为此本文将流入时间小于5个月的样本剔除,重新进行回归,进而对迁移效应进行间接验证。剔除样本后的回归结果与基准回归结果基本一致,说明数字经济发展并没有产生明显的迁移效应,主要是提升了原本在该城市的流动人口职业层次。其原因可能在于,流动人口跨城市迁移会产生较高的迁移成本,数字经济发展所产生的流动人口职业层次提升收益还不足以抵消跨城市迁移的成本。

### 4. 纠正样本选择偏误

数字经济发展会造成企业使用更高效率的自动化设备替代劳动力,造成部分流动人口失业,退出劳动力市场,他们的职业层次指标无法观测,会产生样本选择偏误问题。本文使用Heckman两步法纠正样本选择偏误。第一步,使用Probit模型估计个体是否就业的概率;第二步,将逆米尔斯比IMR加入式(1)的计量模型中,IMR系数的显著性决定了样本选择偏误对估计结果的影响。由于在第一步中较难寻找到合适的排他性变量,因而仅通过逆米尔斯比的非线性识别样本选择偏误问题。纠正样本选择偏误后,数字经济提升流动人口职业层次的作用仍较为稳健。

### (四) 作用机制分析

布劳—邓肯地位获得模型<sup>[33]</sup>指出,社会越开放包容,后致性因素对个人职位地位获得的作用越大。数字经济发展极大地增强了社会的开放性和包容性,以人力资本和社会资本为代表的后致性因素在流动人口职业层次提升中发挥的作用日益突出,本文对此进行检验。



由表4列（1）和列（2）可知，数字经济发展会促进流动人口工作经验的积累。持续的技术进步是干中学的主要原因，技术进步和干中学相互促进<sup>[34]</sup>，数字经济发展带来的技术进步使企业进行数字化升级，更换自动化设备，流动人口可以通过干中学获得知识和技能，提升工作经验，积累人力资本。流动人口在人力资本提高、生产能力增加的情况下，可以从事更加稳定、社会保障更加完善的工作，实现职业层次提升。因此，数字经济发展会促进流动人口人力资本积累，从而使其获得更高层次的职业，假设3部分得以验证。

由表4列（3）和列（4）可知，数字经济发展使流动人口用于请客送礼支出增长5.1%，流动人口每年在本地用于请客送礼支出的均值约为1 174元，以此为基数，相当于数字经济发展使流动人口请客送礼支出增加约60元。流动人口通过增加请客送礼支出能够加深与本地居民的社会交往，延伸社会网络，获取更多异质性信息资源，拓宽职业信息来源渠道，从而缓解劳动力市场分割和信息不对称状况。由表4列（5）和列（6）可知，数字经济发展使流动人口遇到困难时向一起打工的朋友、本地户籍同事和本地同学或朋友求助的概率增加，说明数字经济发展能够为流动人口提供成本更低、便捷度更强及更加多元化的社交渠道，有助于流动人口拓宽社交网络，并将社交网络转化为现实的社交资源，实现社会资本的有效积累。社会资本增强使流动人口能够选择职业层次较高的岗位，增加了获取高收入工作职位的机会<sup>[35]</sup>。因此，数字经济发展有助于流动人口社会资本积累，获得更高层次的职业，假设3部分得以验证。

表4 数字经济发展影响流动人口职业层次的作用机制

变 量	工作经验		礼金支出		本地社会交往	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
dig	0.044*** (0.002)	0.022*** (0.002)	0.051*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.004* (0.002)	0.003*** (0.000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	5.014*** (0.461)	1.385*** (0.168)	-2.415*** (0.653)	-0.231 (0.341)	1.034 (0.976)	0.967*** (0.116)
观测值	15 015	15 015	9 766	9 766	16 581	16 581
F 值		15 000 [16.380]		8 825.238 [16.380]		15 000 [16.380]
LM 值		4 646.627 [0.000]		2 994.188 [0.000]		6 296.629 [0.000]
R <sup>2</sup>	0.658		0.111		0.592	

注：机制分析采用2013年的截面数据，无法控制城市固定效应和年份固定效应。工具变量检验标准同表3。

（五）异质性分析

1. 流动范围差异

根据流动范围将流动人口划分为跨省流动人口和省内流动人口。表5列（1）和列（2）给出了数字经济发展对两类流动人口职业层次影响的回归结果。数字经济发展对跨省流动人口和省内流动人口职业层次都有显著促进作用，但由于回归系数的置信区间存在重叠，无法仅凭分样本回归中数字经济发展的系数大小判断影响程度是否存在差异，为此，本文采用费舍尔组合检验进行组间系数差异的检验。其基本思想是，在分析所采用的样本上进行重复抽样，利用多次重复抽样得到的经验样本构造出组间系数差异统计量的经验分布，计算出经验分布中统计量取值小于实际组间系数差异的概率，得到经验P值，从而判断组间系数差异的显著性。经验P值为0.020，说明数字经济发展对跨省流动和省内流动人口职业层次的影响存在差异，对跨省流动人口职业层次提升效果更明显。与省内流动人口相比，跨省流动人口面对相对陌生的社会环境，更容易在社会交往中延伸社会网络范围，获取异质性信息和资源，积累“跨越型”社会资本，增加职业层次提升的概率。省内流动人口职业岗位的获得更易受到由传统关系网络为主的“整合型”社会资本的影响。

响。朱志胜<sup>[21]</sup>的研究表明,“整合型”社会资本对流动人口向上职业流动的作用较小,而“跨越型”社会资本具有更积极的效果。因此,数字经济发展对更容易获取“跨越型”社会资本的跨省流动人口职业层次提升作用更加明显。

2. 流动时间差异

根据“流入本地时间”这一问题的回答,将流动时间大于均值(64个月)的流动人口界定为长期流动人口,小于均值的流动人口界定为短期流动人口。表5列(3)和列(4)给出了数字经济发展对长期流动人口和短期流动人口职业层次影响的结果。无论是长期流动人口还是短期流动人口,数字经济发展均会促进其职业层次提升,经验P值为0.000,说明数字经济发展对长期流动人口和短期流动人口职业层次的影响程度存在差异,对长期流动人口职业层次提升效果更明显。长期流动人口对流入地生活环境更加熟悉,更能与社区、工作单位的本地居民建立起良好的社会网络,积累更多跨越不同社会群体的“跨越型”社会资本,因而更容易实现职业层次提升。

3. 户籍差异

根据户籍是否为农村户口,将流动人口区分为乡城流动人口和城城流动人口。表5列(5)和列(6)给出了数字经济发展对两类流动人口职业层次的影响。数字经济发展对乡城流动人口和城城流动人口职业层次提升均有显著正向影响,经验P值为0.040,说明数字经济发展对乡城流动和城城流动人口职业层次的影响存在差异,对乡城流动人口职业层次提升效果更明显。城城流动人口人力资本水平较高,市场竞争力更强,其职业层次本身处于较高水平,因而数字经济发展促进其职业层次提升的边际效果要弱于乡城流动人口。乡城流动人口本身职业层次较低,数字经济发展更能够帮助其积累社会资本,拓宽职业选择范围,产生更大的职业层次提升作用。

表5 数字经济发展对不同特征流动人口职业层次影响的异质性

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	跨省流动	省内流动	长期流动	短期流动	乡城流动	城城流动
dig	0.116*** (0.032)	0.085** (0.037)	0.135*** (0.027)	0.081*** (0.023)	0.092*** (0.023)	0.067*** (0.023)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市FE/年份FE	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	35.789*** (6.831)	43.116*** (8.394)	30.558*** (7.193)	33.349*** (6.586)	35.650*** (5.459)	33.588*** (8.563)
观测值	470 145	443 500	336 842	576 803	743 269	170 376
R <sup>2</sup>	0.249	0.219	0.246	0.215	0.172	0.274
经验P值	0.020**		0.000**		0.040**	

注:检验组间差异显著性的经验P值通过1 000次Bootstrap方法计算得到。

五、研究结论与政策建议

在强调更加充分更高质量就业的背景下,流动人口获得了更多的就业机会和更高的收入,但其仍面临职业层次低并且提升缓慢的问题,与实现高质量就业仍有差距。本文基于数字经济发展深刻影响劳动力市场的事实,从流动人口职业层次视角切入,基于2012—2018年中国流动人口动态监测调查数据和地级市宏观经济数据,采用固定效应模型分析数字经济发展对流动人口职业层次的影响及其作用机制。研究结果表明:数字经济发展显著促进了流动人口职业层次提升;数字经济发展通过促进流动人口人力资本积累和社会资本积累提升其职业层次;数字经济发展对流动人口职业层次的影响存在异质性效应,对跨省流动人口、长期流动人口和乡城流动人口的影响更明显。基于上述结论,笔者提出如下政策建议:

首先,继续大力发展数字经济以降低劳动力市场的信息障碍,缓解信息不对称。通过制度建设规范数据要素市场,发挥数据和信息的作用,降低流动成本和搜寻成本,拓宽职业搜寻渠道,

提高流动人口职业向上流动的概率;建立劳动力市场信息平台,为流动人口提供就业信息服务,消除信息鸿沟,实现职业与劳动者的高效精准匹配,提升流动人口职业层次。

其次,充分发挥数字经济在城市治理方面的作用,通过大数据等手段精准识别流动人口类型,针对不同类型的流动人口制定差异化的人力资本提升政策。将跨省流动人口、长期流动人口和乡城流动人口作为重点对象,促使其尽快实现职业层次提升。缓解流动人口面临的劳动力市场分割现象,使流动人口能够平等获取劳动报酬;尊重流动人口基本劳动权益,增强其维护自身工作福利待遇的能力,让流动人口体面劳动。

最后,通过数字技术提高政府治理效率,形成以能力提升为保障的政策框架。关注流动人口人力资本积累状况,为其提供职业培训,增强人力资本水平,从而为流动人口职业层次提升奠定禀赋基础;进一步破除制度藩篱,改善流动人口生活环境,使其形成身份认同,更好地融入城市,与当地居民进行社会交往,积累社会资本,从而为流动人口职业层次提升奠定信息基础。

### 参考文献:

- [1] 韩雪,张广胜. 工资机制、劳资关系与进城务工人员职业分层[J]. 人口与经济,2015(5):72-81.
- [2] 蔡昉. 中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角[J]. 经济研究,2017(7):4-17.
- [3] 丁守海,丁洋,吴迪. 中国就业矛盾从数量型向质量型转化研究[J]. 经济学家,2018(12):57-63.
- [4] TAPSCOTT D. The digital economy: promise and peril in the age of networked intelligence[M]. New York: McGraw-Hill,1996.
- [5] 丁述磊,张抗私. 数字经济时代新职业与经济循环[J]. 中国人口科学,2021(5):102-113.
- [6] 戚聿东,刘翠花,丁述磊. 数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J]. 经济学动态,2020(11):17-35.
- [7] 孟祺. 数字经济与高质量就业:理论与实证[J]. 社会科学,2021(2):47-58.
- [8] GANZEBOOM H B G, DE GRAAF P M, TREIMAN D J. A standard international socio-economic index of occupational status[J]. Social science research,1992,21(1):1-56.
- [9] TREIMAN D J. A standard occupational prestige scale for use with historical data [J]. The journal of interdisciplinary history,1976,7(2):283-304.
- [10] 折晓叶,陈婴婴. 中国农村“职业—身分”声望研究[J]. 中国社会科学,1995(6):83-95.
- [11] 李春玲. 当代中国社会的声望分层——职业声望与社会经济地位指数测量[J]. 社会学研究,2005(2):74-102.
- [12] AVILA M, PICCITTO G. Ethnic penalty and occupational mobility in the Italian labour market[J]. Ethnicities, 2020,20(6):1093-1116.
- [13] ABRAMITZKY R,BOUSTAN L P,ERIKSSON K. A nation of immigrants: assimilation and economic outcomes in the age of mass migration[J]. Journal of political economy,2014,122(3):467-506.
- [14] 张艳华,李秉龙. 人力资本对农民非农收入影响的实证分析[J]. 中国农村观察,2006(6):9-16.
- [15] 李培林,田丰. 中国农民工社会融入的代际比较[J]. 社会,2012(5):1-24.
- [16] 吴晓刚,张卓妮. 户口、职业隔离与中国城镇的收入不平等[J]. 中国社会科学,2014(6):118-140.
- [17] 齐明珠,王亚. 中国流动人口社会经济结构分层研究[J]. 中国人口科学,2021(6):110-123.
- [18] GROES F, KIRCHER P, MANOYSKH I. The U-shapes of occupational mobility [J]. The review of economic studies,2015,82(2):659-692.
- [19] 丁述磊,刘翠花. 数字经济时代互联网使用对就业质量的影响研究——基于社会网络的视角[J]. 经济与管理研究,2022(7):97-114.
- [20] 李梦娜,周云波. 数字经济时代人力资本结构效应研究[J]. 经济与管理研究,2022(1):23-38.
- [21] 杨德林,胡晓,冯亚. 互联网应用与创业绩效:社会资本的中介作用[J]. 技术经济,2017(4):53-62.
- [22] 朱志胜. 社会资本的作用到底有多大?——基于农民工就业过程推进视角的实证检验[J]. 人口与经济,2015(5):82-90.
- [23] 姚先国,俞玲. 农民工职业分层与人力资本约束[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版),2006(5):16-22.
- [24] 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.
- [25] 王子敏. 互联网、社会网络与农村流动人口就业收入[J]. 大连理工大学学报(社会科学版),2019(3):15-23.
- [26] KNIGHT J, YUEH L. The role of social capital in the labour market in China[J]. *Economics of transition*, 2008, 16(3):389-414.
- [27] 章元, 陆铭. 社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?[J]. *管理世界*, 2009(3):45-54.
- [28] 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.
- [29] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. *The American economic review*, 2014, 104(6):1630-1666.
- [30] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFOEUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. *The American economic review*, 2020, 110(9):2964-2996.
- [31] GARDNER J. Two-stage differences in differences[R]. Working paper, 2022.
- [32] 张智敏, 唐昌海. 教育水平对人口职业分层影响的实证分析——以湖北省为例[J]. *中国人口科学*, 2003(3):71-77.
- [33] BLAU P M, DUNCAN O D. The American occupational structure[M]. New York: John Wiley & Sons, Inc, 1967:10-13.
- [34] YOUNG A. Invention and bounded learning by doing[J]. *Journal of political economy*, 1993, 101(3):443-472.
- [35] ZENOU Y. A dynamic model of weak and strong ties in the labor market[J]. *Journal of labor economics*, 2015, 33(4):891-932.

## Development of Digital Economy With Promotion of Occupation Level of Migrants

ZHOU Chuang<sup>1,2</sup>, ZHENG Xu-gang<sup>1</sup>

(1. School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

2. Research Center of Labor Employment and Human Capital Development, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

**Abstract:** Accelerating the development of digital economy and promoting high-quality and full employment are inherent requirements for promoting high-quality development, and upgrading the vocational level is an important embodiment of promoting high-quality full employment. Based on the data of China Migrants Dynamic Survey from 2012 to 2018, this paper constructs an index of occupation level of migrants, and uses the fixed effect model to analyze the impact of digital economy development on occupation level of migrants and its mechanism. The results show that the development of digital economy significantly promotes the occupation level of migrants. The development of digital economy promotes the occupation level of migrants by promoting the accumulation of human capital and social capital. The development of digital economy has a heterogeneous effect on the occupation level of migrants, and the impact on the inter-provincial migrants, long-term migrants and rural-urban migrants is more obvious. This paper enriches the literature on the impact of the development of digital economy on the employment situation in the labor market, and provides empirical evidence for the government to improve the employment promotion mechanism.

**Key words:** development of digital economy; occupation level of migrants; high-quality employment

(责任编辑: 孙 艳)

[DOI]10.19654/j.cnki.cjwtyj.2023.01.010

[引用格式]周闯, 郑旭刚. 数字经济发展与流动人口职业层次提升[J]. 财经问题研究, 2023(1):108-119.