

数字经济背景下劳动者职业流动及其收入效应研究^{*}

乔小乐 杜 强 何 洋

【摘 要】文章基于中国劳动力动态调查数据,探究了数字经济对劳动者职业流动及其收入回报的影响和作用机制。研究发现,数字经济不仅提高了劳动者的职业流动概率,还有效提升了职业流动后的收入回报。异质性分析结果显示,数字经济对女性、农村户籍和低学历劳动者的职业流动及其收入回报的影响更加显著。进一步分析结果表明,数字经济主要通过拓宽就业信息获取渠道、促进灵活就业和推动产业结构服务化转型三个途径,影响劳动者职业流动及其收入回报。文章以职业动态转换为切入点,拓展了数字经济对劳动就业影响的研究视角,为数字经济背景下畅通职业流动渠道,推动劳动力转岗提质就业提供了理论依据。

【关键词】数字经济 职业流动 信息搜寻 灵活就业 产业结构服务化

【作 者】乔小乐 长安大学经济与管理学院,讲师;杜 强 长安大学经济与管理学院,教授;何 洋(通讯作者) 广西大学工商管理学院,助理教授。

一、引 言

数字经济已经成为中国经济增长的新动能(田鸽、张勋,2022)。《“十四五”数字经济发展规划》明确指出,2021~2025年中国数字经济核心产业增加值占GDP的比重将从7.4%提高到10%,数字经济将迈向全面扩展期。伴随着数字经济的蓬勃发展,各种新产业、新业态和新商业模式不断涌现,创造了众多的新岗位和新职业,为劳动力市场打开了新就业空间。然而,数字经济时代的新技术革命也对劳动力市场带来了负面冲击,部分传统工作岗位在数字化浪潮中被人工智能技术所替代。据估算,目前美国就业市场上有

^{*} 本文为国家自然科学基金面上项目“数字经济下制造业转型升级的创新政策组合评估与优化:基于文本分析与机器学习方法”(编号:72174163)和中国博士后科学基金面上项目“数字经济背景下劳动者工作转换及其收入不平等:理论机制与中国实证”(编号:2021M700535)的阶段性成果。

47%的职业处于被人工智能所替代的高风险中(Frey等,2017),而中国就业市场预计到2049年将有2.01亿至3.33亿劳动力被替代(Zhou等,2020)。由此可见,数字经济发展伴随着新职业的诞生和传统就业岗位消亡,使得成千上万个劳动者在持续演变的劳动力市场上面临着主动或被动的职业流动。

事实上,职业流动反映了人力资本和工作岗位的优化匹配过程,是劳动者改变职业地位、获得更高收入的重要途径。数字经济背景下频繁多样的职业流动能否改善劳动者的收入状况,受到了越来越多的重视。随着数字经济的迅速发展,发改委等部门发布了《关于发展数字经济稳定并扩大就业的指导意见》,强调要“加快形成适应和引领发展数字经济促进就业的政策环境,使广大劳动者共建共享数字经济发展成果”。2022年10月20日,党的二十大报告进一步指出,要“破除妨碍劳动力、人才流动的体制和政策弊端,消除影响平等就业的不合理限制和就业歧视,使人人都有通过勤奋劳动实现自身发展的机会”。可见,在中国推动数字技术全面发展的同时,如何促进劳动力转岗提质就业、帮助劳动者实现自身发展,已经成为一个迫切的现实问题。

近几年,数字经济转型带来的职业流动和就业分化问题已经引起广泛的政策讨论,但在学术研究方面略显缺乏。现有文献大多围绕数字经济背景下劳动者的就业概率和就业类型展开探讨,研究发现:一方面,数字经济可以通过降低就业搜寻成本、拓展社会关系网络和提升人力资本,从而提高劳动者就业概率(戚聿东、褚席,2021);另一方面,数字金融发展对信贷约束的缓解有效推动了创业机会均等化,从而促进农村居民的创业行为(何婧、李庆海,2019)。此外,数字经济背景下零工经济平台的发展通过促进市场细分化和个体化,推动了“个体户”形式的创业(莫怡青、李力行,2022)。目前仅有少数文献针对数字经济与职业流动展开分析,其中最具代表性的是Czaller等(2021)的研究。该研究发现城市劳动者可以通过职业流动和晋升降低被自动化技术替代的风险。上述文献为数字经济与职业流动相关研究提供了丰富的理论基础和经验借鉴,但学者们大多忽视了劳动者随着数字经济发展在职业间不断转换的行为,以及由此带来的收入效应。基于此,本文将聚焦于数字经济背景下劳动者的职业流动行为,考察数字经济对职业流动及其收入回报的影响,从而挖掘数字经济时代劳动者通过职业流动提升个人经济地位的内在作用机制,以期为数字经济时代促进高质量就业提供理论依据。

本文可能的边际贡献有三点。第一,以往研究主要从静态视角分析数字经济对劳动就业的影响,而本文尝试从动态视角探究数字经济发展对个体职业流动的影响,为数字经济背景下劳动就业选择的相关研究提供新视角。第二,现有围绕数字经济与劳动收入的研究大多集中于劳动收入分配、收入分化和收入差距等方面,本文则聚焦于职业流动的收入效应,探讨数字经济对职业流动前后收入变化的作用,为数字经济背景下劳动收入相关研究提供了新思路。第三,本文基于就业信息获取渠道、灵活就业和产业结构

转型三重视角,探究了数字经济影响职业流动和收入回报的作用机制,丰富了数字经济与职业流动收入效应的相关研究。

二、理论分析与研究假设

现有关于职业流动的经典理论主要集中于影响机制和收入效应两个方面。在劳动者职业流动的影响机制方面,理性选择理论指出,职业流动是劳动者充分权衡自身成本和收益后做出的理性决策;空位竞争理论和劳动力市场分割理论则从结构和制度视角出发,强调职业结构和社会制度在劳动者职业流动决策中发挥的作用。这两个理论指出劳动者的职业流动不仅由个人禀赋决定,还取决于劳动力市场中的职业结构,以及各子市场内部劳动者职业、福利待遇和晋升机会等。在职业流动的收入效应方面,职业搜寻匹配理论指出,劳动力市场信息不对称降低了劳动者与工作岗位的匹配质量,而搜寻经验的不断积累有助于劳动者寻找到更加匹配的职业岗位,从而通过职业转换获取更高的收入(Burdett, 1978)。然而,从人力资本理论视角来看,由于专用人力资本的不可转移性特征,流动者的专用人力资本会随着职业转换而贬值或丧失,进而对劳动收入带来损失(Parsons, 1972)。基于上述经典理论,本文进一步探究数字经济背景下劳动者的职业流动决策,及其带来的收入效应。

(一) 数字经济对劳动者职业流动的影响

关于数字经济对劳动者职业流动的影响,本文从职业搜寻匹配模式的变革、新型职业岗位的兴起和产业结构服务化转型三个方面展开分析。

首先,数字经济通过变革职业搜寻匹配模式影响劳动者职业流动。数字经济时代下“互联网+招聘”模式的蓬勃发展,促使越来越多的用人单位和求职者通过网络渠道完成招聘和求职活动。互联网发展和大数据技术的广泛应用不仅为求职者提供了海量的就业信息,还搭建起了多对多工作搜寻平台,形成了包括信息提供、人才测评、大数据分析等在内的劳动力供需匹配服务体系(田永坡、王琦, 2022)。这种职业搜寻匹配模式的变革显著缓解了劳动力市场的信息不对称,降低了劳动者职业搜寻成本,有助于劳动者在海量招聘信息中进行比较和筛选,从而增加劳动者职业流动的可能性。

其次,数字经济通过催生新兴职业影响劳动者职业流动。数字经济时代社会分工的深化助推了新职业涌现(丁述磊、张抗私, 2021)。例如,随着社会分工深化和居民需求细化,家务劳动领域衍生出诸如幼儿照料、房屋保洁、在线学习辅导和老人健康看护等新职业,带动了整个家务劳动产业链的发展,释放了广阔的就业空间(戚聿东等, 2021)。相比于传统职业岗位,部分新兴职业进入门槛较低,多元化和弹性化的用工模式也为劳动者提供了更大的灵活性,越来越多的劳动者更倾向于这种灵活自主的工作模式。可见,数字经济时代下新旧职业的不断更替为劳动者提供了大量就业机会,而新职业的新优势也改

变了劳动者的职业选择路径,促使劳动者转向新型职业,进而增强劳动者职业流动的倾向性。

最后,数字经济通过重塑产业结构影响劳动者职业流动。一方面,数字技术与服务业的深度融合,显著提升了服务业生产率,从而推动服务业规模迅速扩大(庞瑞芝、李帅娜,2022)。与此同时,数字经济时代新兴产业、新型消费和商业模式的涌现也需要大量的服务投入,进一步推动产业结构服务化(郭凯明等,2020)。另一方面,数字经济背景下人工智能的广泛应用,替代了程式化工作岗位上的低技能劳动者,使得这部分劳动者迫于生存压力不得不转向其他行业。产业结构的服务化转型诱发了第三产业对劳动力的需求,为劳动者提供了更多的就业选择,而数字技术对制造业中程式化工作岗位的替代效应,进一步加快了劳动力向服务业转移。由此可见,数字经济通过推动产业结构转型刺激了职业流动,推动更多劳动者流向服务业。基于上述分析,本文提出假设1:数字经济发展可能推动劳动者职业流动。

(二) 数字经济背景下劳动者职业流动的收入效应

数字经济背景下劳动者职业流动机制的变化为其收入效应注入了新的内涵。第一,数字经济背景下职业搜寻渠道的拓展,有助于劳动者甄别并匹配到更高劳动报酬的职业岗位,从而增加职业流动的收入回报。基于职业搜寻理论,就业市场搜寻经验的积累有助于劳动者成功鉴别出高收入回报的职业岗位。数字经济背景下大数据和互联网技术发展对职业搜寻渠道的拓展,完善了职业搜寻匹配的动态机制,使得劳动者能够便捷高效地筛选出具有更高劳动报酬的潜在职业岗位,进而提高职业流动的收入回报。第二,数字经济背景下新型职业的诞生增强了劳动者就业选择的多样性,促使劳动者找到更高收入回报的职业岗位。数字经济时代众多新岗位和新职业的兴起打开了就业新空间,赋予了劳动者更多的就业机会和选择空间。尤其是部分新型职业的灵活性和包容性,使得较低收入群体可以通过转岗培训、在职培训等方式不断提升职业技能,从而实现经济收入的提升(丁述磊等,2022)。第三,数字经济背景下服务业规模经济的拓展和劳动生产率的提升,有助于提高流入服务业的劳动者收入。数字技术在服务业的渗透和融合,改变了服务业劳动生产率停滞的局面(江小涓,2018),为服务业创造了新的经济增长点,吸引更多劳动力流入服务业,以获取更高的劳动报酬。基于上述分析,本文提出假设2:数字经济发展有助于提升劳动者职业流动后的收入回报。

(三) 数字经济对职业流动及其收入回报的异质性影响

以往研究发现,劳动者职业流动及其收入效应存在显著的群体差异,劳动者技能特征、择业偏好和就业信息搜寻等方面的差异,都会带来职业流动决策的变化和职业流动收入效应的差异。鉴于此,本文从劳动者性别、户籍身份和教育背景三个方面分析数字经济对职业流动及其收入回报的异质性影响。

首先,数字经济可能对不同性别的劳动者产生差异化影响。一方面,数字经济背景下职业搜寻匹配模式的变革弥补了女性劳动者在职业搜寻中的劣势,有助于女性劳动者搜寻匹配到更适合的职业岗位,从而实现更高的劳动报酬;另一方面,数字经济时代新型雇佣方式的兴起提高了就业灵活性,突破了女性家庭与工作场所间的空间局限,有助于女性更好地平衡家庭与工作。部分新诞生的职业也更加符合女性“软技能”特征(宋月萍,2021),在拓展女性劳动者就业空间的同时,为其通过职业流动实现更高劳动报酬提供了更大的可能性。据此,本文提出假设3:相比于男性劳动者,数字经济对女性劳动者职业流动及收入回报的促进作用更显著。

其次,数字经济可能对不同户籍的劳动者产生异质性影响。基于劳动力市场分割理论,户籍制度所造成的劳动力市场隐形分割会带来职业流动等方面的差异(曲玥,2022)。一方面,传统户籍制度下地方性就业政策向城市居民倾斜(蔡昉等,2001),农村户籍劳动者就业信息搜寻渠道存在局限性,因而农村户籍劳动者在职业岗位的选择和就业信息的获取上均受到很大限制;另一方面,户籍制度对城市劳动者的就业保护为其提供了更多的职业岗位选择(Knight等,2006),促使城市劳动者更容易获得与自身能力相匹配的工作岗位,从而有助于实现更高的收入回报。然而,数字经济时代就业信息搜寻渠道的拓展、新型职业类型和就业形态的兴起,使得原本就业机会有限的农村户籍劳动者拥有了更多的职业选择自主权。不仅如此,伴随着互联网向农村地区的加速普及和“互联网+”在农村的深度融合,数字经济时代互联网技术在乡村振兴中发挥了重要作用,农村电商平台的兴起和数字金融的普及有力促进了农民工返乡再就业(曾湘泉、郭晴,2022),进而有助于提升农村劳动者收入。据此,本文提出假设4:相比于城市户籍劳动者,数字经济对农村劳动者职业流动及收入回报的促进作用更显著。

最后,不同教育背景的劳动者也可能受到不同的影响。基于人力资本理论,具有较高人力资本存量的劳动者拥有更多职业流动自主权,向上晋升的可能性也更大。然而,也有学者基于通用人力资本视角,指出受教育程度较高的劳动者初始职业地位的匹配度更高,初职的福利待遇、工作环境和职业发展前景都相对更好,更有可能在现有工作岗位上通过职业培训和“干中学”效应进行人力资本积累,而频繁转换职业将会中断人力资本积累,从而无法获得相应的人力资本提升(Neal,1999)。因此,即便数字经济发展释放了大量就业空间,较高学历劳动者也需要在收益和成本之间谨慎权衡并寻求最优的职业决策(曲玥,2022;吴愈晓,2011)。相比而言,数字经济背景下以互联网为依托的新型职业和灵活就业模式的蓬勃兴起,为受教育程度较低的劳动者提供了更多的就业机会和职业选择,有助于其通过职业流动匹配到更高收入的就业岗位。据此,本文提出假设5:相比于较高学历劳动者,数字经济对低学历劳动者职业流动及收入回报的促进作用更显著。

三、研究设计

(一) 模型设定

本文旨在探究数字经济背景下劳动者的职业流动行为及其所带来的收入效应。为此,首先构建数字经济影响劳动者职业流动决策的实证模型,具体如下:

$$P(\text{Turnover}=1 | \text{Digital}, X) = \frac{\exp(\alpha_0 + \alpha_1 \text{Digital} + \alpha_2 X)}{1 + \exp(\alpha_0 + \alpha_1 \text{Digital} + \alpha_2 X)} \quad (1)$$

式(1)中, *Turnover* 表示劳动者是否发生职业流动, *Digital* 表示地级市数字经济发展水平, *X* 为影响劳动者职业流动决策的控制变量。为了尽可能减少因遗漏变量带来的估计偏差,本文控制了省份、年份和“省份—年份”固定效应,并将标准误聚类到省级层面。

然后,本文进一步考察数字经济对职业流动收入回报的影响。由于职业流动决策是劳动者权衡收益与成本之后的理性选择,自认为有能力实现职业流动或者可以通过职业流动实现收入增长的劳动者更倾向于转换职业,因而直接聚焦于发生职业流动的劳动群体可能会带来样本选择性偏误。因此,本文选取 Heckman 两阶段回归模型进行检验,具体模型如下:

$$\text{Prob}(\text{Turnover}=1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 \text{Digital} + \delta \text{Parent} + \alpha_2 X) \quad (2)$$

$$\text{Income} = \beta_0 + \beta_1 \text{Digital} + \beta_2 Z + \frac{\eta \varphi(\alpha_0 + \alpha_1 \text{Digital} + \delta \text{Parent} + \alpha_2 X)}{\Phi(\alpha_0 + \alpha_1 \text{Digital} + \delta \text{Parent} + \alpha_2 X)} + \mu \quad (3)$$

式(2)为第一阶段的选择方程,用于估算劳动者发生职业流动的概率,式中除了引入影响职业流动决策的影响因素 *X* 外,还进一步加入父母受教育程度变量(*Parent*)^①用以满足第一阶段的“排他性约束”。式(3)为第二阶段回归方程。其中, *Income* 为劳动者职业流动前后的收入变化, *Z* 为影响职业转换收入回报的相关变量, $\frac{\varphi(\alpha_0 + \alpha_1 \text{Digital} + \delta \text{Parent} + \alpha_2 X)}{\Phi(\alpha_0 + \alpha_1 \text{Digital} + \delta \text{Parent} + \alpha_2 X)}$ 为基于第一阶段式(2)中计算的逆米尔斯比(Inverse Mills Ratio),用以纠正样本自选择形成的估计偏误, μ 为随机误差项。

(二) 数据来源

本文使用的微观数据来自中国劳动力动态调查(CLDS)。该项目以 15~64 岁的劳动年龄人口为调查对象,通过对中国城乡以村居为单位抽样,并对其中家庭、劳动力个体进行两年一次的追踪调查,以系统监测村居社区的社会结构和家庭、劳动力个体的变化与相互影响,建立了涵盖劳动个体、家庭和社区三个层次的全国性追踪调查数据库。目前,CLDS 已经完成了 2012 年全国基线调查及 2014、2016 和 2018 年的追踪调查。由

① 对父母受教育程度均为大专及以上的劳动者个体赋值 *Parent*=1,否则取值为 0。

于 CLDS2012 年数据缺失劳动者初职及上一份职业收入相关信息,而 CLDS2018 年数据尚未公开劳动者所在城市编码信息,因此本文主要使用 2014 和 2016 年数据^①。

地级市层面数据主要来自《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国检察年鉴》《中国劳动统计年鉴》和北京大学金融研究中心发布的《北京大学数字普惠金融指数》。

(三) 变量选取

1. 被解释变量

本文所涉及的被解释变量包含两个方面:劳动者是否有职业流动、职业流动前后的收入变化。关于职业流动,依据 CLDS 问卷中工作史部分询问的“刚刚谈的这份工作是不是你的第一份工作”来判断,同时考虑到数字经济发展与职业流动的对应时序关系,本文结合劳动者现职开始时间,将当年(t)、过去一年($t-1$)或下一年($t+1$)发生职业转换的劳动个体设定为 1,否则记为 0;关于职业流动前后的收入变化,本文借鉴王晶晶和李建民(2021)、曲玥(2022)的做法,分别采用职业流动前后收入的等级差和收入增长率这两个衡量指标。其中,对于收入等级差指标,本文首先将劳动者前职年收入和现职年收入从低到高平均划分为 10 个等级,现职收入与前职收入所在等级的差值即为职业流动前后的收入等级差;对于收入增长率指标,本文将前职和现职两份工作的间隔时间考虑在内,计算职业流动所带来的收入增长率,即 $G_income = (income_{now}/income_{last})^{\frac{1}{\Delta t}} - 1$ 。其中, Δt 表示当前年份与前职结束年份的时间间隔, $income_{now}$ 和 $income_{last}$ 则分别表示现职和前职的年收入水平。

2. 核心解释变量

目前关于数字经济发展水平的度量尚未达成一致,本文借鉴赵涛等(2020)的做法从互联网发展和数字普惠金融两个方面对地级市层面的数字经济发展程度进行度量。具体而言,互联网发展主要包括互联网普及率、计算机服务和软件业从业人员占比、人均电信业务总量和移动电话普及率四个指标;数字普惠金融发展则来自于北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制的中国数字普惠金融指数。基于上述指标体系,本文运用主成分分析法测算中国地级市层面数字经济综合发展指数。此外,考虑到数字经济对劳动者职业流动及其收入回报影响的滞后性,本文采用滞后一期数字经济发展指数作为核心解释变量。

^① 需要指出的是,尽管 CLDS2018 年目前可获得的数据集中仍缺乏劳动者所在城市编码信息,为了能够更加充分利用 CLDS 数据信息,本文通过 2014 和 2016 年数据集中社区编码与城市编码的对照关系,对 2018 年的城市编码进行匹配。在匹配过程中 CLDS2018 年数据中存在部分个体所在城市的编码无法识别,导致其不能与相应的数字经济指标相匹配,从而自动被视为缺漏处理。严谨起见,本文采用 2014 和 2016 年 CLDS 匹配数据进行基准,同时采用 2014、2016 和 2018 年 CLDS 匹配数据进行稳健性检验。

3. 控制变量

本文的控制变量主要包括:(1)户籍类型,将农村户籍赋值为 1,城镇户籍赋值为 0;(2)性别,男性赋值为 1,女性赋值为 0;(3)婚姻状态,借鉴吴愈晓(2010)的做法,本文将“同居”“初婚”“再婚”三种情况界定为“在婚”状态,赋值为 1,将“未婚”“离异”和“丧偶”三种情况界定为“非在婚”状态,赋值为 0;(4)年龄,本文通过引入不同年龄段虚拟变量的方式,将 25 岁及以下作为参照组,分别引入 26~35 岁、36~45 岁、46 岁及以上这三个年龄段的虚拟变量;(5)政治面貌,将政治面貌是党员的赋值为 1,其余赋值为 0;(6)培训经历,将参加过至少 5 天专业技术培训的劳动者赋值为 1,其余赋值为 0;(7)受教育程度,本文以小学及以下为参照组,引入初中学历、高中学历、技校或中专、大专及以上四个虚拟变量,控制受教育背景对职业流动和收入效应的影响;(8)初职收入水平,通过引入劳动者第一份工作最后几个月的平均月收入的对数值,控制初职收入对职业流动收入效应的影响;(9)流动次数,用职业生涯中的职业流动总次数的对数值表示。

(四) 描述性统计

本文基于劳动者所在城市信息,将 2014~2016 年 CLDS 数据和地级市层面的数字经济相关指标进行匹配。同时,依据本研究需要,剔除到受访日为止还未曾有工作经历的受访者、“现职开始时间”不明确的个体、“前职开始时间”和其他关键变量缺失的观测值,最终得到 2014 和 2016 年有效观测样本共计 13 347 个。此外,为了消除极端值对模型估计的影响,本文对连续变量进行前后 1%的缩尾处理。

表 1 汇报了各主要变量的描述性统计结果。就被解释变量而言,职业流动在 2014 和 2016 年的均值分别为 0.070 和 0.106,表明随着时间推移发生职业流动的劳动个体不断增多;职业转换前后收入等级差和收入增长率在 2014 和 2016 年的均值为正,表明大部分劳动者职业流动后实现了收入水平的增加,并且不同劳动者职业流动前后收入变化的差距也较大。就核心解释变量而言,数字经济发展水平在 2014 和 2016 年的均值分别为 -0.073、0.565,标准差分别为 2.492 和 3.119,这体现出中国数字经济呈迅速发展态势,不同城市发展程度明显不同的特征事实。

表 2 基于不同数字经济发展水平分组对劳动者职业流动及其收入回报展开描述性统计。不难看出,数字经济发展水平较高的城市中发生职业流动个体占比为 10.3%,高于数字经济发展程度较低城市中职业流动个体占比。不仅如此,数字经济发展程度高的城市中劳动者职业流动次数也高于数字经济发展水平较低的城市。类似地,对于职业流动收入回报,相比于数字经济发展水平较低的城市,在数字经济发展水平较高的城市中劳动者职业流动后的收入等级差和收入增长率更高。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表 3 回归结果显示,数字经济发展不仅显著增加了劳动者的职业流动概率,还有效提升了职业流动后的收入回报。其中,基于 Logit 模型的基准回归结果显示,数字经济指标的回归系数在 1%水平上均显著为正,表明城市数字经济发展水平的提升有助于推动

劳动者职业流动。估计其边际效应可知,城市数字经济发展水平每增加 1 个单位,劳动者职业流动的概率平均增加 0.4%。基于 Heckman 模型的基准回归结果显示,数字经济对职业流动后收入等级差、收入增长率的估计系数分别在 1% 和 5% 水平上显著为正,意味着数字经济发展显著提升了劳动者职业流动后的收入等级和收入增长率。具体而言,城市数字经济发展水平每上升 1 个单位,劳动者职业流动

后的收入等级增加 0.277,收入增长率增加 4.9%。综上,本文假设 1 和假设 2 得以验证。

(二) 稳健性检验

为了检验前述结论的稳健性,本文分别采用更换职业流动指标、数字经济发展度量指标、拓展样本

表 1 主要变量描述性统计

变 量	CLDS2014(N=9504)		CLDS2016(N=3843)	
	平均值	标准差	平均值	标准差
职业流动	0.070	0.255	0.106	0.308
数字经济	-0.073	2.492	0.565	3.119
收入等级差	0.252	2.666	0.199	2.489
收入增长率	0.203	0.621	0.077	0.500
初职收入(元)	3439.125	15924.535	5349.825	24469.978
流动次数(次)	0.474	1.501	0.655	1.726
户口(农村=1)	0.720	0.449	0.754	0.431
性别(男性=1)	0.535	0.499	0.546	0.498
婚姻状态(在婚=1)	0.880	0.325	0.852	0.355
25 岁及以下	0.076	0.235	0.092	0.254
26~35 岁	0.178	0.383	0.201	0.401
36~45 岁	0.269	0.444	0.245	0.430
46 岁及以上	0.477	0.499	0.462	0.499
党员(是=1)	0.096	0.295	0.085	0.279
参加培训(是=1)	0.120	0.325	0.133	0.339
小学及以下	0.359	0.480	0.329	0.470
初中学历	0.322	0.467	0.357	0.479
高中学历	0.114	0.318	0.104	0.305
技校或中专	0.046	0.210	0.044	0.205
大专及以上	0.159	0.365	0.166	0.372

注:收入等级差,收入增长率和初职收入汇报的是发生职业流动群体的数值。

表 2 不同数字经济分组下职业流动与收入回报的描述性统计

样本组	低数字经济发展		高数字经济发展	
	均值	标准差	均值	标准差
职业流动	0.046	0.209	0.103	0.304
流动次数	3.482	2.702	3.734	2.778
收入等级差	-0.253	2.926	0.414	2.462
收入增长率	0.073	0.614	0.205	0.558

表 3 基准回归结果(N=13347)

变 量	职业流动	等级差	增长率
数字经济	0.065 ^{***} (0.004)	0.277 ^{***} (0.087)	0.049 ^{**} (0.020)
农村户籍(参照组:城镇户籍)	-0.186 ^{**} (0.073)	-1.504 ^{***} (0.482)	-0.300 [*] (0.172)
男性(参照组:女性)	-0.016(0.110)	-0.103(0.323)	-0.125(0.114)
在婚(参照组:不在婚)	-0.098(0.093)	-0.172(0.497)	0.039(0.167)
年龄(参照组:25岁及以下)			
26~35岁	0.423 ^{***} (0.122)	1.558 ^{**} (0.609)	0.532 ^{**} (0.224)
36~45岁	-0.416 ^{***} (0.131)	-1.249(0.796)	-0.199(0.238)
46岁及以上	-0.967 ^{***} (0.180)	-2.541 ^{**} (1.171)	-0.296(0.302)
党员(参照组:否)	-0.359 ^{***} (0.127)	-0.954(0.716)	-0.378(0.247)
参加培训(参照组:否)	0.166(0.161)	0.413(0.478)	0.109(0.147)
教育背景(参照组:小学及以下)			
初中学历	0.405 ^{***} (0.081)	1.220 ^{**} (0.565)	0.260(0.181)
高中学历	0.484 ^{***} (0.108)	1.433 ^{**} (0.674)	0.302(0.218)
技校或中专	0.299 [*] (0.174)	1.264 [*] (0.755)	0.387(0.253)
大专及以上	-0.170(0.121)	-0.312(0.702)	0.084(0.221)
初职收入		-0.253 ^{***} (0.083)	-0.043 [*] (0.025)
流动次数		-0.325(0.269)	-0.023(0.095)
λ		7.430 ^{***}	1.836 ^{***}
估计方法	Logit	Heckman	Heckman

注:上述回归均控制了省份固定效应、年份固定效应和“省份—年份”固定效应。括号中数值为省级层面聚类稳健标准误。*、**、*** 分别表示相应统计量在 10%、5%和 1%的水平上显著。下表同。

时间区间和工具变量法等方式开展稳健性检验。

表 4 汇报了数字经济对劳动者职业流动决策及其收入回报影响的稳健性检验结果。本文依次采用职业流动次数作为职业流动决策替代指标,采用柏培文和张云(2021)提出的数字经济衡量方法作为替代指标,以及采用 2014、2016 和 2018 年 CLDS 匹配数据进行检验,发现数字经济发展对劳动者职业流动及其收入回报的效应是稳健的。

此外,为了缓解模型可能存在的内生性问题,本文借鉴赵涛等(2020)、田鸽和张勋(2022)的处理方法,分别采用上一年全国互联网用户数与 1984 年各城市每万人电话机数量、上一年全国数字企业存量数据与城市地形起伏度数据的乘积作为工具变量,运用工具变量法对模型重新估计,也得到了相似的结果。同时,各检验统计量的估计结果表明模型通过了不可识别检验,并且不存在弱工具变量和过度识别问题,意味着本文选取的工具变量合理有效,可以较好地缓解模型内生性问题。

(三) 异质性分析

表 5 汇报了数字经济影响职业流动及其收入回报的异质性检验结果。从劳动者性别来看,数字经济显著增加了男女两性劳动者的职业流动概率,并且数字经济对女性

职业流动决策的推动作用略高于男性劳动者;在职业流动收入效应方面,数字经济能够显著提升女性劳动者职业流动后的收入回报,而对男性劳动者的职业流动收入回报并未呈现显著的影响。由此可见,数字经济发展有助于增强女性劳动者的比较优势,缩

小就业市场上的性别差距,从而助力女性劳动者共享数字经济发展成果。

从户籍身份来看,相比于城镇户籍劳动者,数字经济不仅显著提高了农村户籍劳动者的职业流动概率,还有效提升了职业流动后的收入等级。相比而言,城镇户籍劳动者很可能在初始就业选择中便匹配到合适的职业岗位,从而缺乏明显的动机去主动转换职业,因此数字经济对城镇户籍劳动者职业流动的影响较弱,对职业流动的收入回报也未呈现显著影响。

从受教育背景来看,数字经济不仅显著增加了低学历劳动者(高中及以下)的职业流动

表 4 稳健性检验结果

变 量	职业流动	等级差	增长率
(1)替换为职业流动次数			
数字经济	0.031*** (0.001)		
R ² /Pseudo R ²	0.426		
样本量	11083		
(2)替换数字经济度量方式			
数字经济	0.405*** (0.042)	1.104*** (0.247)	0.233*** (0.075)
λ		4.879***	1.433***
R ² /Pseudo R ²	0.192		
样本量	13554	14509	14528
(3)拓展时间区间			
数字经济	0.060*** (0.003)	0.188*** (0.056)	0.038** (0.018)
λ		5.474***	1.842***
R ² /Pseudo R ²	0.184		
样本量	19649	20815	20839
(4)工具变量法			
数字经济	0.031*** (0.007)	0.118** (0.060)	0.033* (0.019)
Kleibergen-Paap rk LM	[0.004]	[0.009]	[0.009]
Cragg-Donald Wald F	2289.60 { 19.93 }	314.75 { 19.93 }	132.47 { 19.93 }
Hansen J	0.181	0.913	0.891
R ² /Pseudo R ²	0.031	0.076	0.093
样本量	11218	747	343

注:以职业流动为因变量的模型均使用 Logit 估计,以收入等级差和增长率
为因变量的模型均使用 Heckman 两步法估计。模型均控制了户口、性别、婚姻状态、年龄组、党员身份、培训经历、教育背景等变量,下表同。

表 5 异质性检验结果(N=13347)

变 量	职业流动	等级差	增长率
(1)分性别			
男性	0.050*** (0.005)	0.764 (0.978)	0.182 (0.767)
女性	0.082*** (0.006)	0.225* (0.120)	0.035* (0.020)
(2)分户籍身份			
农村户籍	0.066*** (0.004)	0.452* (0.271)	0.113 (0.104)
城镇户籍	0.028** (0.011)	-0.002 (0.149)	-0.003 (0.031)
(3)分受教育程度			
高中及以下	0.064*** (0.005)	0.462** (0.235)	0.080* (0.045)
大专及以上	0.057*** (0.008)	-0.005 (0.093)	-0.036 (0.106)

概率,并且对职业流动前后收入等级差、收入增长率均呈现显著提升作用。反观较高学历劳动者,数字经济尽管提升了较高学历劳动者的职业流动概率,但对其职业流动收入回报并未呈现显著影响。一方面,高学历劳动者的人力资本积累比职业流动在劳动收入中发挥的作用更大,另一方面,高学历劳动者职业流动很可能并不是以收入为导向,而是为了寻求更好的工作环境,或者进入一个更好的职业发展平台(吴愈晓,2011)。

综上所述,数字经济背景下劳动者的职业流动决策及其收入效应呈现显著异质性特征,即数字经济发展对女性、农村户籍和较低学历劳动者职业流动及其收入回报的促进作用更显著。由此,假设 3、假设 4 和假设 5 得到验证。

(四) 机制检验

基于前文理论分析,本文从就业信息搜寻、灵活就业和产业结构转型三种渠道,进一步检验数字经济影响职业流动及其收入回报的机制。

第一步,构建三种渠道变量:(1)就业信息搜寻渠道,本文结合问卷中询问的“最后一份雇员职业求职过程中都从哪些渠道收集就业信息”,将通过互联网渠道实现职业流动的劳动个体赋值为 1,否则赋值为 0;(2)灵活就业渠道,本文借鉴曾湘泉和郭晴(2022)对灵活就业的界定,将职业转换为自由工作岗位(包括零散工、摊贩、无派遣单位的保姆、自营运司机、手工工匠等职业类型)的个体赋值为 1,否则赋值为 0;(3)关于产业结构转型渠道,本文主要考察产业结构服务化转型在数字经济影响职业流动及其收入效应中所发挥的作用,因而依据劳动者现职所在行业,将职业转换至服务业的劳动个体赋值为 1,否则赋值为 0。第二步,分别用上述三种渠道变量替代前文基准模型中的被解释变量,用以检验数字经济是否有助于劳动者通过互联网搜寻、灵活就业和服务业就业这三种渠道实现职业流动。第三步,将渠道变量引入前文基准模型,基于 Heckman 模型检验数字经济是否提升了劳动者通过上述渠道转换职业后的收入水平。

表 6 汇报了数字经济影响职业流动及其收入回报的机制检验结果。基于就业信息搜寻渠道的估计结果显示,数字经济显著增加了劳动者通过互联网搜寻转换职业的概率,并显著提升了职业流动后的收入增长率。这意味着,数字经济发展有助于劳动者通过互联网搜寻及时高效地获取就业信息,不仅为劳动者提供了更多的职业转换机会,

表 6 数字经济对劳动者职业流动及收入回报的机制检验结果

变 量	就业信息搜寻			灵活就业			流入服务业		
	是否流动	等级差	增长率	是否流动	等级差	增长率	是否流动	等级差	增长率
数字经济	0.065*** (0.008)	0.020 (0.088)	0.083*** (0.028)	0.049*** (0.012)	0.124** (0.059)	0.023 (0.017)	0.051*** (0.004)	0.161** (0.076)	0.017 (0.024)
Lambda		0.387	0.472		5.302***	1.093**		5.392***	1.345***
Pseudo R ²	0.282			0.092			0.162		
样本量	7488	9504	9504	9816	13325	13332	13157	13331	13336

还有效提高了劳动者和职业匹配的质量,从而通过职业流动实现更高的收入增长。

基于灵活就业渠道的检验结果显示,数字经济显著提高了劳动者流动至灵活就业岗位的概率,同时增加了职业流动后的收入等级。由此可见,数字经济背景下各种灵活就业岗位的兴起丰富了劳动者就业选择,不仅有助于打破劳动者工作的时间和地域限制,还有效拓宽了低收入群体的就业渠道,成为增加收入的重要途径。

基于产业结构服务化转型渠道的估计结果显示,数字经济显著推动劳动者职业流动至服务业行业,并有助于提升职业流动后的收入等级。可见,数字经济背景下产业结构的服务化转型,促使服务业的就业吸纳能力逐渐增强(蔡昉,2017),而数字技术所带来的“机器换人”效应也不断驱动劳动者从传统常规工作岗位流动到新型服务业岗位。不仅如此,数字经济背景下整个服务业呈现增员增质的态势,为劳动者通过职业流动实现更高收入回报提供了更多的可能性。

综上所述结果可知,就业信息搜寻渠道的拓展、灵活就业岗位的增加和产业结构服务化转型是数字经济背景下劳动者职业流动及收入回报提升的重要机制,进一步佐证了本文的假设 1 和假设 2。

五、结论与启示

本文利用中国劳动力动态调查(CLDS)数据考察了数字经济背景下劳动者职业流动行为及其收入效应,并基于就业信息获取渠道、灵活就业和产业结构转型三重视角,挖掘了数字经济对职业流动及其收入效应的作用机制。研究发现,数字经济不仅增加了劳动者职业流动概率,还有效提升了职业流动后的收入等级和收入增长率。异质性分析结果显示,数字经济对女性、农村户籍和低学历劳动者的职业流动及其收入回报的影响效应更加显著。进一步分析结果表明,数字经济可以通过拓宽就业信息渠道、促进灵活就业和推动产业结构服务化转型三个途径,影响劳动者职业流动及其收入回报。基于以上结论,本文提出如下政策建议:

首先,推动数字经济持续健康发展,充分发挥数字经济的岗位创造作用。本文研究发现,数字经济可以通过就业信息搜寻渠道的拓展、灵活就业岗位的增加和产业结构的服务化转型三个渠道,为劳动者提供更多样化的就业选择,从而有效缓解数字技术通过岗位替代效应对劳动力就业的负面冲击。因此,地方政府可以积极推动数字经济持续健康发展,支持和规范发展新型职业类型和就业形态,依托数字经济和平台经济激发大众创业,创造更多就业岗位和多样化灵活就业渠道,进而拓展劳动者的就业空间,有效对冲数字技术对就业岗位的替代效应。

其次,建立适应数字经济发展的有效劳动力市场,畅通劳动力和人才流动渠道,推动实现更高质量和更充分就业目标。本文研究发现,经济数字化转型为劳动者的职业流

动提供了更多可能性,有助于重塑个体职业轨迹,进而实现个体经济地位的提升。基于此,政府应该积极打造适用于各类新职业和新就业形态的在线学习平台,组织开展各类职业岗前培训和转岗就业培训,提升劳动者就业技能的同时降低职业流动壁垒,进而畅通劳动要素流动渠道,为推动数字经济时代下劳动者的转岗提质就业提供有力保障。

最后,推进数字技术使用机会均等化,促使各劳动群体能够共享数字发展红利,进而缩小劳动收入差距。本文研究发现,数字经济能够显著提升女性、较低学历和农村户籍劳动者职业流动后的收入回报,从而有助于缩小收入差距。因此,需要构建统一的信息共享平台,加强数字基础设施建设,逐步消除各经济主体的“信息孤岛”,弥补部分劳动群体的数字使用鸿沟,推动劳动个体就业机会均等化,最终实现广大劳动群体共享数字经济发展红利。

参考文献:

1. 柏培文、张云(2021):《数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益》,《经济研究》,第5期。
2. 蔡昉等(2001):《户籍制度与劳动力市场保护》,《经济研究》,第12期。
3. 蔡昉(2017):《中国经济改革效应分析——劳动力重新配置的视角》,《经济研究》,第7期。
4. 丁述磊、张抗私(2021):《数字经济时代新职业与经济循环》,《中国人口科学》,第5期。
5. 丁述磊等(2022):《数字经济时代职业重构与青年职业发展》,《改革》,第6期。
6. 郭凯明等(2020):《新型基础设施投资与产业结构转型升级》,《中国工业经济》,第3期。
7. 何婧、李庆海(2019):《数字金融使用与农户创业行为》,《中国农村经济》,第1期。
8. 江小涓(2018):《网络时代的服务型经济:中国迈进新发展阶段》,中国社会科学出版社。
9. 莫怡青、李力行(2022):《零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例》,《管理世界》,第2期。
10. 庞瑞芝、李帅娜(2022):《数字经济下的“服务业成本病”:中国的演绎逻辑》,《财贸研究》,第1期。
11. 戚聿东、褚席(2021):《数字生活的就业效应:内在机制与微观证据》,《财贸经济》,第4期。
12. 戚聿东等(2021):《数字经济时代新职业促进专业化发展和经济增长的机理研究——基于社会分工视角》,《北京师范大学学报(社会科学版)》,第3期。
13. 曲玥(2022):《户籍身份对工作转换及就业状况的影响》,《经济与管理评论》,第2期。
14. 宋月萍(2021):《数字经济赋予女性就业的机遇与挑战》,《人民论坛》,第30期。
15. 田鸽、张勋(2022):《数字经济、非农就业与社会分工》,《管理世界》,第5期。
16. 田永坡、王琦(2022):《数字经济时代网络招聘政策与搜寻渠道选择》,《北京工商大学学报(社会科学版)》,第2期。
17. 王晶晶、李建民(2021):《工作转换的回报差异及其对性别收入差距的影响》,《人口学刊》,第4期。
18. 吴愈晓(2010):《影响城镇女性就业的微观因素及其变化:1995年与2002年比较》,《社会》,第6期。
19. 吴愈晓(2011):《社会关系、初职获得方式与职业流动》,《社会学研究》,第5期。
20. 曾湘泉、郭晴(2022):《数字金融发展能促进返乡农民工再就业吗——基于中国劳动力动态调查(CLDS)的经验分析》,《经济理论与经济管理》,第4期。
21. 赵涛等(2020):《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》,《管理世界》,第10期。

22. Burdett K. (1978), A Theory of Employee Job Search and Quit Rates. *American Economic Review*. 68(1): 212–220.
23. Czaller L., Eriksson R.H., Lengyel B. (2021), Reducing Automation Risk through Career Mobility: Where and for Whom?. *Papers in Regional Science*. 100(6): 1545–1569.
24. Frey C.B., Osborne M.A. (2017), The Future of Employment: How Susceptible are Jobs to Computerisation?. *Technological Forecasting and Social Change*. 114: 254–280.
25. Knight J., Yueh L. (2006), Job Mobility of Residents and Migrants in Urban China//Unemployment, Inequality and Poverty in Urban China. Routledge, 252–276.
26. Neal D. (1999), The Complexity of Job Mobility among Young Men. *Journal of Labor Economics*. 17(2): 237–261.
27. Parsons D.O. (1972), Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rates. *Journal of Political Economy*. 80(6): 1120–1143.
28. Zhou G., Chu G., Li L., et al. (2020), The Effect of Artificial Intelligence on China's Labor Market. *China Economic Journal*. 13(1): 24–41.

Research on Occupational Mobility and Its Income Effects in the Context of Digital Economy

Qiao Xiaole Du Qiang He Yang

Abstract: This paper investigates the effects and mechanisms of the digital economy on occupational mobility and income returns, using the China Labor Dynamics Survey (CLDS) dataset. It finds that while the digital economy increases the probability of occupational mobility, it also effectively improves the income return after occupational mobility. The heterogeneity analysis shows that the effect on occupational mobility and its income returns is more pronounced for women, rural and low-education labor groups. The mechanism analysis reveals three plausible channels: enhancing information acquisition in job searching, providing opportunities for flexible employment, and accelerating the service-oriented transformation of the industrial structure. From a dynamic perspective of occupational mobility, this paper expands the research on the impact of the digital economy on labor employment. It also provides evidence for policymakers to improve the quality of employment in the context of digital economy.

Keywords: Digital Economy; Occupational Mobility; Information Search; Flexible Employment; Service-oriented Transformation

(责任编辑: 许多)