

数字经济对灵活就业的影响效应： 基于数量和质量双重视角

徐 斌^{1,2} 郭 琴²

(1. 南昌师范学院, 江西 南昌 330032;

2. 江西财经大学, 江西 南昌 330013)

摘 要:基于中国家庭追踪调查数据(CFPS),实证分析了数字经济对灵活就业的影响。研究发现,数字经济能显著促进灵活就业选择和质量,且对女性、农村、低学历和低少儿抚养比群体的促进作用更为显著。此外,数字经济通过优化劳动力就业结构和虚拟集聚效应来提高灵活就业质量。最后,进一步分析发现,社会保障与数字经济在对灵活就业质量的影响中存在替代关系。

关键词:数字经济;灵活就业;就业结构;虚拟集聚;社会保障水平

中图分类号:F24

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2024)11-0150-11

Impact of the digital economy on flexible employment: A dual perspective on quantity and quality

XU Bin^{1,2}, GUO Qin²

(1. Nanchang Normal University, Nanchang 330032, China;

2. Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China)

Abstract: Based on data from the China Family Panel Studies, this paper empirically analyzes the impact of the digital economy on flexible employment. Research has found that the digital economy can significantly promote flexible employment choices and employment quality. And the promotion effect on female, rural, low education and low child dependency ratio groups is more significant. In addition, the digital economy improves the quality of flexible employment by optimizing the employment structure of the labor force and the virtual agglomeration effect. Finally, further analysis found an alternative relationship between social security and the digital economy in their impact on the quality of flexible employment.

Key words: digital economy; flexible employment; employment structure; virtual agglomeration; social security levels

数字经济推动了数字平台的兴起,其中基于互联网平台的零工经济在国内外蓬勃发展^[1]。数字时代的零工经济带来了新的就业形态,其中灵

活就业问题受到了广泛关注^[2]。与以“零时工”、“合同工”为代表的“传统零工经济”不同,数字时代的“新零工经济”是一种新型的按需服务的用工

收稿日期:2024-06-19 修回日期:2024-09-18

基金项目:国家社会科学基金重大项目《新一代人工智能对中国经济高质量发展的影响、趋向及应对战略研究》(20&ZD068);国家自然科学基金地区项目《“互联网+联驱动制造业转型升级的机制及多元效应研究”(71963016);江西省科技厅管理科学类项目《加快建设数字江西的推进机制研究》(20232BAA10024)。

作者简介:徐斌(1978—),男,江西南昌人,南昌师范学院副校长、二级教授,江西财经大学应用经济学院博士生导师,博士后,研究方向为创新经济与产业发展。通信作者:郭琴。

模式,劳动生产方式以服务劳动为主^[3]。数字经济的出现使得各个产业部门“轻资产”的经营逻辑延伸到以互联网为主的“新零工经济”平台,低交易成本和轻资产性推动了灵活用工和自我创业的“微型企业家”的发展。零工经济的出现,给高技能劳动者、兼职劳动者带来了更加灵活的工作机会和较高的总收入^[4]。因此,各种灵活就业迅猛发展,规模不断扩张,现已成为稳定就业、保障民生的重要手段。《中国灵活用工发展报告(2022)》指出,在我国劳动年龄人口中,超过1/5、约2亿人为灵活就业。2022年3月,国务院发布的《“十四五”数字经济发展规划》指出,鼓励人们利用新型数字平台进行灵活就业和副业创新。新型灵活就业模式具备低门槛、工作方式灵活和就业弹性大的特点,为农民、妇女、青年等弱势群体提供了创业和就业机会。

目前,关于数字经济对就业的相关研究较为丰富,大部分学者围绕正规就业从工资收入、就业结构、就业机会等几个方面进行研究。有学者认为数字经济促进了就业者工作报酬^[5]和工作能力^[6]的提高。有学者认为数字经济会重塑劳动关系^[7]。与以往的“企业—员工”标准劳动关系不同的是,劳动者在数字化大背景下,具有相对灵活的工作时间和工作地点,促使了“平台—一个人”的非标准化劳动关系的形成^[8]。还有学者认为数字经济的发展提供了更多的就业机会^[9]。何宗樾等^[10]认为,数字经济对促进非正规就业有特别重要的作用,对企业家也有积极影响。倪建春^[11]认为,网约车、送餐、网络现场配送等新业务形态的经济迅猛发展,带来了更多样的就业机会。数字经济通过与传统产业的融合,提升了传统产业的就业,也增加了新兴产业的就业机会^[12]。

而关于数字经济对灵活就业的影响,大部分研究还停留在理论层面,实证层面较为匮乏。总结目前学术界在经济领域对灵活就业为数不多的研究,发现该领域的研究对象主要集中于灵活用工的特点、选择灵活就业的原因、收入效应、减贫效应、与正规就业相比的工资差异以及社会保障等政策问题的研究。还有学者从就业结构、人力

资本、社会资本、数字素养等方面寻找作为数字经济作用于灵活就业质量的机制,而关于其独特机制还有待完善,其研究范围和研究视角均有待进一步扩大。

综上,本文尝试以数字经济发展为研究背景,以灵活就业群体为研究对象,从五个维度构建指标对数字经济发展水平进行衡量,并利用CFPS数据库进行实证分析,探讨数字经济发展对灵活就业的数量、质量两个方面的关系及其内在逻辑和异质性。并且在进一步分析中,探讨社会保障水平对灵活就业的影响。

与以往文献相比,本文可能的创新之处:第一,本文将灵活就业分为两个维度(灵活就业数量和灵活就业质量)进行实证分析,拓宽了研究链条;第二,现有文献关于数字经济对灵活就业的独特作用机制的研究相对不足,本文在这方面进行了补充和扩展;第三,本文从实证角度来分析社会保障对灵活就业的影响。

一、理论分析与研究假说

(一)数字经济与灵活就业选择

数字经济对灵活就业选择的影响,可以从以下两个方面来分析:一是数字经济发展创造了就业机会。数字经济的发展带来了新的产业,如电子商务、共享经济、在线教育等,这些新兴产业为劳动者提供了更多的就业机会,对劳动力市场产生了重要积极影响^[13]。阎世平等^[14]认为数字经济确实会冲击现有的就业结构,取代常规型岗位,但同时也会创造出一些新岗位,即与低技能劳动力相匹配的工作岗位。二是降低就业门槛。数字经济的发展使得工作不再受到地域限制,人们可以通过互联网在家办公、远程工作。尤其是对于一些特定群体,如家庭主妇、残疾人士等,数字经济为他们提供了更多的就业机会。这些新的就业模式,如自由职业者、远程劳动者、平台工作者等,具有更大的灵活性,个体可以根据自己的时间和能力选择工作内容和工作方式,从而增加了灵活就业的数量。基于此,本文提出以下假设:

假设1:数字经济的发展会促进劳动者对灵活就业的选择,进而增加灵活就业数量。

(二) 数字经济与灵活就业质量

关于就业质量,大部分研究主要从工作收入、工作强度、工作保障和工作稳定性等四个角度衡量,部分文献还在此基础上加入了主观满意度、职业层级等指标^[15]。对于灵活就业质量,有学者认为其衡量方式跟正规就业的就业质量一致^[16],也有学者将就业稳定性指标替换为工作灵活度来区分灵活就业质量与正规就业质量^[17]。

已有研究发现数字经济能显著提升我国居民收入水平^[18-19]。有学者认为数字素养会通过人力资本、增强社会网络和增加就业选择三条路径提高灵活就业者收入^[20]。有学者研究指出,互联网使用能够显著提高灵活就业者的劳动报酬,但是这种提升作用在不同群体间存在差异性^[19]。还有学者认为,数字经济的发展使劳动者摆脱了传统工作方式的束缚,从而使得工作环境得到改善、工作时间得到缩减、工资收入得到提高,从而有助于促进整体就业质量的提升^[21-23]。数字技术的应用也促进了一些新兴职业的出现,如网络营销、社交媒体运营等,为灵活就业者提供了更多的收入来源。此外,数字经济的发展提高了信息透明度,降低了交易成本,提高了劳动力资源配置效率和劳动者与岗位的匹配程度,进一步提高了劳动者对就业岗位的满意度。因此,提出以下假设:

假设 2: 数字经济的发展会促进灵活就业质量的提升。

(三) 数字经济、劳动力就业结构与灵活就业质量

现有研究从不同角度探讨了数字经济对就业结构的影响。一方面,基于技能偏向型技术进步的观点,高技能偏向型技术进步增加了高技能劳动力的市场需求,导致不同教育水平工人工资差异的扩大^[24]。有学者认为,数字经济对程序化工作具有替代作用,对非程序工作具有互补作用,最终使得中等收入阶层萎缩和收入两极分化^[25-26]。另一方面,从就业产业结构出发,互联网技术进步促进了第三产业就业增加,同时减少了劳动密集型和和中低技术密集型产业的就业,优化了劳动力

就业结构^[27-29]。王文^[30]指出,数字经济下的工业智能化,降低了制造业就业份额,增加了知识密集型和高技能水平的第三产业就业份额,促进了就业产业结构高级化,有助于高质量就业的实现。结构主义学派强调技术结构变化对经济增长质量的重要性。劳动力作为重要生产要素,其通过就业结构变化与技术结构升级之间的动态匹配是影响经济增长质量的关键因素^[13]。因此,提出以下假设:

假设 3: 数字经济会通过劳动力就业结构影响灵活就业质量。

(四) 数字经济、虚拟集聚与灵活就业质量

虚拟集聚是在网络空间的集聚,具有智能物流、交易费用、空间范围、信息匹配、知识溢出、弱化黑洞、资源配置等集聚效应^[31]。数字经济的发展会促进区域内和区域间的人的链接,打破了传统意义上在地理空间上集聚的模式,在虚拟空间进行集聚。劳动人员通过数字技术的应用与特定岗位进行匹配,提高就业匹配程度,提升就业质量。已有研究表明,科技人才集聚能够显著促进就业质量的提升^[32]。虚拟集聚意味着大量与数字技术相关的企业和机构在特定区域内聚集,这创造了大量的灵活就业机会。如网络营销、电子商务等领域都需要大量的灵活就业者。较好的经济环境能够促进集聚效应对个体劳动者就业质量的提升水平^[33]。虚拟集聚会降低创新创业成本,增加就业机会,提高就业的灵活性。因此,提出以下假设:

假设 4: 数字经济会促进虚拟集聚提升灵活就业质量。

二、研究设计与数据

(一) 数据来源与变量选取

1. 数据来源

微观层面数据来源于 CFPS 数据库,采用 2014 年、2016 年、2018 年和 2020 年 4 期数据;删除农业、林业、畜牧业、副业、渔业和城镇正规就业人员样本以及其他无效样本。宏观层面数据来源于《中国统计年鉴》,各省份统计年鉴以及北京大学数字普惠金融指数。

2. 核心解释变量

数字经济发展水平 ($Dige$)。本文参考赵涛等^[34]的研究,从互联网发展和数字金融发展这两个方面的5个维度构建指标对数字经济发展水平进行衡量。

表1 数字经济综合发展指数

数字经济发展水平	互联网发展	互联网普及率	百人中互联网宽带接入用户数
		相关从业人员情况	计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重
		相关产出情况	人均电信业务总量
		移动电话普及率	百人中移动电话用户数
	数字金融发展	中国数字普惠金融指数	由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制(郭峰等,2020)

3. 被解释变量

本文的被解释变量有两个:灵活就业选择和灵活就业质量。本文将城镇就业人员中就业类型为“私营企业/个体工商户/其它自雇”以及“农业打工”“非农受雇”“非农散工”中未签订劳动合同的样本界定为灵活就业,其他界定为非灵活就业。

关于就业质量,国内学者主要从主观和客观两个维度进行考察。因此,本文参考相关研究,选择就业稳定性(是否签订劳动合同)、就业收入水平(年收入)、工作时长(平均每周工作时长)、工作保障(根据就业者是否参与医疗保险、养老保险、工伤保险、生育保险和失业保险来衡量,每参加任一保险计1分,5项累计总分作为工作保障的代理变量)等客观视角指标衡量就业质量,并在此基础上加入主观视角,即用劳动者对其工作的整体满意度(取值为1~5,其中1代表非常满意,5代表非常不满意)作为工作满意度的代表变量。本文将工作时长进行负向标准化处理和其他四个指标进行正向标准化处理后,使用熵值法测度灵活就业质量总水平指数。

4. 机制变量

本文选用劳动力就业结构($Labor$)和虚拟集聚(VAQ)作为中介变量。其中,不同技能劳动力的衡量参考陈晓等^[35]的做法,由于受教育程度能够反应劳动力的技能水平,因此依据受教育程度的不

同,把劳动力分为高技能劳动力、中技能劳动力和低技能劳动力。虚拟集聚的衡量参考焦巍等^[36]的方法,采用各地区从事电信和其他信息传输服务业、计算机服务业、软件业等数字产业从业人员的区位熵指数来衡量。

5. 控制变量

参考宋林等^[37]、戚聿东等^[13,19]和相关文献的做法,本文选用的控制变量包括个体、家庭和地区3个层面,具体变量的选取和定义如表2所示。

(二) 计量模型设定与变量说明

1. 构建数字经济发展对灵活就业选择的检验模型

本文应用Logit模型来实证研究数字经济对灵活就业选择的影响。设定如下:

$$P_i = \text{Prob}(Lhji = 1) = \frac{\exp(\alpha_1 + \beta_1 Dige_{jt} + \xi_1 Z_{ijt} + \mu_{ijt})}{1 + \exp(\alpha_1 + \beta_1 Dige_{jt} + \xi_1 Z_{ijt} + \mu_{ijt})} \quad (1)$$

模型(1)主要用来检验理论假设1。其中,下标*i*表示样本个体; $Lhji$ 表示是否灵活就业; $Dige$ 表示数字经济发展水平; Z 表示影响灵活就业选择的特征控制变量, α_1 、 β_1 、 ξ_1 为回归系数。其中 β_1 表示数字经济发展对灵活就业选择的影响系数。

2. 构建数字经济发展对灵活就业质量的检验模型

为了检验数字经济发展对灵活就业质量的影响,构建如下固定效应模型:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Dige_{jt} + \beta_2 Z_1 + \beta_3 Z_2 + \beta_4 Z_3 + \lambda_i + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

模型(2)主要用检验理论假设2。其中, Y_{ijt} 为*t*年*j*省第*i*个灵活就业者的就业质量, $Dige_{jt}$ 为*j*省*t*年的数字经济发展水平, Z_1 、 Z_2 、 Z_3 分别为个体、家庭和省份层面的控制变量, β_i 为各个回归系数, λ_i 、 μ_j 、 γ_t 为个体、地区和年份固定效应, ε_{ijt} 为随机扰动项。如果 β_1 为正,则说明数字经济发展水平能够促进灵活就业质量的提升,即对灵活就业质量具有正向影响;反之,则说明数字经济发展对灵活就业质量具有负向影响。

表 2 变量定义

变量类型	变量名称		变量含义
自变量	数字经济发展水平		将互联网普及率、相关从业人员情况、相关产出情况、移动电话普及率、中国数字普惠金融指数共 5 个指标的数据标准化后降维处理,得到的数字经济综合发展指数
因变量	是否灵活就业		是,取值为 1;否,取值为 0
	灵活就业质量		从就业稳定性(是否签订劳动合同)、就业收入水平(月平均工资)、工作时长(平均每周工作时长)、工作保障和工作满意度等方面进行衡量,先进行标准化处理,再使用熵值法得到灵活就业质量指数
中介变量	虚拟集聚效应		数字产业从业人员的区位熵指数
	劳动力就业结构		依据受教育程度的不同,分为高技能劳动力、中技能劳动力和低技能劳动力
控制变量	个体特征	性别	男,取值为 1;女,取值为 0
		年龄	保留 18 ~ 65 周岁
		受教育年限	对于缺失变量,令小学 = 6,初中 = 9,高中 = 12,大专 = 14,大学 = 15
		婚姻状况	在婚,取值为 1;其余,取值为 0
		户口性质	非农户口,取值为 1;农业户口,取值为 0
		健康状况	根据调查数据中“您认为自己的健康状况如何”来衡量,取值 1 ~ 5 分别表示非常健康至非常不健康
		互联网重要性	根据调查数据中“互联网作为信息渠道的重要程度”来衡量,取值 1 ~ 5 分别表示非常重要至不重要
	地区特征	人口老龄化	各省老年人抚养比
		贸易开放度	各省进出口总额占 GDP 比重
		失业率	各省失业率
		产业结构	第三产业增长占 GDP 比重
		政府财政支出水平	政府财政支出占 GDP 比重
		工业化水平	工业增加值与 GDP 比值
		经济发展水平	地区人均 GDP
	家庭特征	家庭规模	家庭成员人口数
		少儿抚养比	家庭中 16 岁以下的人口比例
		老人抚养比	家庭中 65 岁以上的人口比例

3. 构建数字经济发展对灵活就业影响的作用机制模型

本文借鉴中介效应的思路,分析虚拟集聚在数字经济与灵活就业质量之间的作用机制,即检验理论假设 4。为使研究结果更据有说服力,本文在使用江艇^[38]的两部法基础上,进一步补充了温忠麟等^[39]的三步法来对中介效应进行识别检验,并构建如下基本分析模型:

$$M_{jt} = \beta_0 + \beta_1 Dige_{jt} + \beta_2 \sum Z + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Dige_{jt} + \beta_2 M_{jt} + \beta_3 \sum Z + \lambda_i + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

模型(3)和模型(4)为解释变量对中介变量的回归模型,其中,解释变量 $Dige$ 表示数字经济发展水平; M 代表虚拟集聚效应。如果 β_1 为正,则说明数字经济发展能够促进虚拟集聚。另外, Z 为控制变量,包括家庭、地区层面的特征; i, j, t 分别表示个体、省份和时间; α, β, γ 为参数, ε 为残差干扰项。

本文从劳动力就业结构角度分析数字经济对

灵活就业质量的作用机制。将大学专科及以上视为高等技能劳动力($High$),取受教育年限大于 12 代表 $High$,高中和初中视为中等技能劳动力(Mid),取受教育年限大于 6 小于等于 12 代表 Mid ,小学及以下视为低等技能劳动力(Low),取受教育年限小于等于 6 代表 Low ,通过分组回归做机制检验,即验证理论假设 3,具体模型形式如下:

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Dige_{jt}(edu \leq 6) + \beta_2 \sum Z + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Dige_{jt}(6 < edu \leq 12) + \beta_2 \sum Z + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Dige_{jt}(edu > 12) + \beta_2 \sum Z + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

模型(5) ~ 模型(7)分别表示低等技能劳动力、中等技能劳动力和高等技能劳动力的数字经济就业效应,模型中的变量和系数的含义参考模型(2)中的解释。

4. 描述性分析

在所有变量中,年龄的标准差最大,说明数据

分布较为分散。而剩余变量标准差都较小,说明数据较为集中。从描述性统计中可初步看出灵活就业群体中女性、农业户口、已婚群体偏多。

表3 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
是否灵活就业	38 739	0.275	0.446	0	1
灵活就业质量	38 739	0.212	0.183	2.34e-07	0.780
数字经济发展水平	38 739	0.613	0.055 4	0.532	0.886
年龄	38 739	44.65	11.01	20	65
性别	38 739	0.483	0.500	0	1
户口性质	38 739	1.665	1.968	-1	79
婚姻状态	38 739	2.046	0.592	1	5
互联网重要性	38 739	2.813	1.684	-8	5
健康状况	38 739	2.945	1.306	-8	5
受教育年限	38 739	8.237	4.866	-9	23
家庭规模	38 739	4.308	1.921	1	21
少儿抚养比	38 739	0.189	0.239	0	6
老年抚养比	38 739	0.003 49	0.048 3	0	1
人口老龄化	38 739	16.21	3.649	9.900	24.80
政府财政支出水平	38 739	0.004 29	0.002 61	0.001 51	0.014 0
工业化水平	38 739	0.339	0.068 7	0.096 9	0.465
贸易开放度	38 739	0.241	0.266	0.007 64	1.216
产业结构	38 739	3.888	0.147	3.567	4.430
失业率	38 739	0.032 5	0.005 81	0.0131	0.046 1
ln(人均GDP)	38 739	10.80	0.417	10.13	12.01

根据上文选取的指标,对灵活就业者的就业质量分维度进行分析。如表4所示:从工作保障来看:平均数为1.603,75百分位数也仅为1,说明灵活就业者的参保存在现实困境;从就业稳定性来看:平均数为0.543,中位数为1,说明大多数灵活就业群体是未签订劳动合同的;从工作满意度来看:平均数为3.487,中位数为4,表明灵活就业群体普遍对灵活就业工作较为满意;从工作收入来看:均值为33 880,中位数是28 000,说明灵活就业者收入分配差距过大,中低收入群体居多;从工作时长来看:均值为55.04,大于劳动法规定的44小时,说明我国灵活就业群体普遍存在高强度工作状态。

表4 灵活就业质量各维度特征

变量	均值	标准差	最小值	p25	p50	p75	p90	最大值
工作保障	1.347	1.603	0	0	1	1	5	5
就业稳定性	0.543	0.498	0	0	1	1	1	1
工作满意度	3.487	0.828	1	3	4	4	4	5
工作收入	33 880	33 943	0	15 000	28 000	42 000	60 600	1 000 000
工作时长	55.04	18.63	0.100	42.5	56	70	77	168

三、实证结果分析

(一)基准回归结果

1. 灵活就业选择

表5呈现了逐次回归的结果,第(1)列是指

在没有加入任何控制变量的情况下,数字经济发展对灵活就业的影响;第(2)列~第(4)列依次加入个人特征、家庭特征和地区特征3个层面的控制变量。根据回归结果显示,数字经济对灵活就业选择正向显著,说明地区数字经济发展水平的提高可以促使越多的劳动者选择灵活就业。假设1成立。

表5 数字经济发展水平对灵活就业选择的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dige</i>	5.065 1 *** (24.913 1)	6.296 8 *** (27.106 3)	6.116 3 *** (25.947 8)	0.956 8 * (1.809 0)
控制个体特征	否	是	是	是
控制家庭特征	否	否	是	是
控制地区特征	否	否	否	是
观测值	38 739	38 739	38 739	38 739
个体/年份/ 地区固定效应	是	是	是	是

注:括号内数值为*T*值;***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平,下同。

2. 灵活就业质量

表6呈现了数字经济发展对灵活就业质量的回归结果。第(2)列~第(4)列是依次加入个人特征、家庭特征和地区特征的回归结果。其中第(4)列系数为0.870 4,并在1%的水平下显著,说明数字经济会提高灵活就业质量。这可能是因为数字经济发展会促使高技能的劳动力需求不断增加,然后低技能劳动力可以凭借学习培训提高自身的技能水平从而增加就业机会,提高劳动者的就业稳定性,并获得更高的劳动报酬,然后由于智能化水平的提高会提高劳动者的工作效率,所以在一定程度上会缩短劳动者的工作时长,进而提高灵活就业者的就业质量。假设2成立。

表6 数字经济发展水平对灵活就业质量的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dige</i>	0.690 4 *** (4.402 9)	0.683 1 *** (4.349 9)	0.687 9 *** (4.378 5)	0.870 4 *** (4.817 3)
控制个体特征	否	是	是	是
控制家庭特征	否	否	是	是
控制地区特征	否	否	否	是
个体/年份/ 地区固定效应	是	是	是	是
观测值	9 257	9 257	9 257	9 257
<i>R</i> ²	0.753 2	0.753 5	0.753 7	0.754 9

如表7所示,从灵活就业的不同维度来看,随着数字经济的发展,通过数字平台的充分利用,灵活就业者的福利保障越来越好,工资收入越来越

高,工作时长也有了显著的改善;但是工作稳定性依旧不高,灵活性较强,且数字经济未能显著提高灵活就业者的工作满意度。

表 7 数字经济对灵活就业质量不同维度的回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	工作保障	工作稳定性	工作满意度	工作收入	工作时长
<i>Dige</i>	15.289 8 *** (8.101 6)	-0.646 6 (-1.239 8)	-0.954 8 (-0.893 7)	4.160 8 *** (2.925 7)	-1.763 1 ** (-2.175 2)
全部控制变量	是	是	是	是	是
个体/年份/地区固定效应	是	是	是	是	是
观测值	9 257	9 251	9 256	6 354	6 589
<i>R</i> ²	0.645 1	0.704 7	0.545 7	0.681 1	0.549 6

(二)稳健性检验

1. 更换计量模型

本文采用 Probit 模型进行稳健性检验数字经济对灵活就业选择的影响,即:

$$\Pr(lh_{jy} = p) = \varphi(\alpha + \beta \times Dige + \sum \theta_j X_j)$$
(5)

式(5)中,*lh_{jy}*代表两个就业选择变量,当*p*=1时代表灵活就业;*p*=0时代表非灵活就业。*Dige*表示数字经济发展水平,*X_j*为一系列个体和家庭特征的控制变量, α 、 β 、 θ_j 分别表示相应的待估计系数。如表8所示,在更换计量模型进行稳健检验的实证结果中,第(1)列~第(4)列是依次加入控制变量后的结果,结果显示数字经济对灵活就业选择的影响依然是在1%的水平下正向显著的。

表 8 Probit 模型检验数字经济对灵活就业选择的影响

因变量: 是否灵活就业	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dige</i>	3.045 0 *** (24.964 5)	3.784 7 *** (28.065 2)	3.676 0 *** (27.008 1)	0.526 4 * (1.697 9)
控制个体特征	否	是	是	是
控制家庭特征	否	否	是	是
控制地区特征	否	否	否	是
观测值	38 739	38 739	38 739	38 739

2. 更换样本

考虑到直辖市在经济体量与发展定位上与其他城市存在差异,本文将北京、天津、上海、重庆4个直辖市样本剔除后进行稳健性检验。此外,考虑到回归中极端数据的影响,还对样本因变量进行1%缩尾。如表9所示,更换样本后的结果与基准回归结果一致。

表 9 更换样本和解释变量后数字经济对灵活就业的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dige</i>	2.955 4 *** (5.476 1)	3.672 8 * (1.953 7)	-	-	-	-
<i>Dige_S</i>	-	-	0.490 0 ** (0.232 5)	1.421 7 *** (3.097 3)	-	-
<i>Dige_WB</i>	-	-	-	-	0.188 6 ** (2.371 6)	0.117 7 *** (7.664 6)
所有控制变量	是	是	是	是	是	是
个体/年份/区域固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	36 308	7 908	38 792	9 270	38 739	9 257
<i>R</i> ²	—	0.473 6	—	0.548 6	—	0.597 2

2. 更换核心解释变量

为了避免回归结果对变量测算方式的敏感性,采用熵权法重新衡量数字经济发展指数(*Dige_S*)。此外,本文进一步参考刘毛桃等^[40]的做法,使用文本分析法,对各省地方政府工作报告进行深入挖掘和分析,采用文本挖掘技术构建数字关键词词表,并利用词频取对数来衡量政府数字关注度,并以此作为数字经济发展水平(*Dige_WB*)的代理变量进行稳健性检验。由表9的第(3)列~第(6)列结果可知,解释变量的显著性和方向没有发生改变,说明模型的估计结果较为稳健可靠。

3. 更换被解释变量

由于主观评价会因个人心理和经历的不同产生较大差异,因此本文把工作满意度指标去除,结合工作收入、工作保障、工作时长和工作稳定性4个指标,并在进行标准化之后利用主成分分析法重新衡量灵活就业质量进行稳健性检验,由表10结果可知,结果依旧稳健,即数字经济会显著提高灵活就业质量。

表 10 更换被解释变量后数字经济对灵活就业的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Dige</i>	12.439 2 *** (10.564 9)	12.161 4 *** (10.339 0)	12.312 9 *** (10.469 5)	12.484 3 *** (9.292 4)
控制个体特征	否	是	是	是
控制家庭特征	否	否	是	是
控制地区特征	否	否	否	是
个体/年份/区域固定效应	是	是	是	是
有效观测值	9 270	9 270	9 270	9 270
<i>R</i> ²	0.542 2	0.545 0	0.546 0	0.555 7

(三)内生性检验

本文借鉴袁淳等^[41]的方法,选取各地区1984年每万人邮局数量和每百人固定电话数量作为工具变量,来缓解数字经济与灵活就业之间可能存

在的内生性问题。这两个指标能对未来信息通信技术发展产生影响。同时,随着信息通信技术的快速发展,这两个指标对就业的影响逐渐消失,且主要功能是为社会提供通信服务,不直接影响就业。由于样本为面板数据,而这些指标是横截面数据,因此,本文将上一年全国信息技术服务收入与每万人邮局数量和每百人固定电话数量构建交互项,并分别命名为 IVpost 和 IVphone,以此作为数字经济的工具变量。

本文通过了不可识别检验和弱工具变量检验。如表 11 所示,第一阶段和第二阶段的回归结果都是正向显著的,说明在控制变量不变的情况下,数字经济发展显著正向影响灵活就业选择和灵活就业质量,与基准回归结果一致。

表 11 工具变量两阶段回归结果

解释变量	灵活就业选择	灵活就业质量	解释变量	灵活就业选择	灵活就业质量
第一阶段回归			第二阶段回归		
IVpost	0.007 1 *** (0.000 1)	0.009 0 *** (0.000 6)	数字经济发展水平	4.256 4 ** (1.392 6)	6.197 2 *** (0.907 2)
IVphone	0.004 4 *** (0.000 2)	0.006 4 *** (0.000 4)	-	-	-
控制变量	是	是	控制变量	是	是
F 统计量	23 768.38	138.77	Wald chi ²	4 087.13	975.072
R ²	0.931 0	0.171 6	观测值	38 792	10 657
KP rk LM statistic	-	-	-	2 201.038 ***	975.247 ***
KP rk Wald F statistic	-	-	-	1 329.078	500.892

(四)异质性分析

1. 个体特征异质性

考虑到性别一直在就业市场中扮演着重要的角色,尤其是在数字经济发展迅速的背景下,职场性别歧视在慢慢减少。但在中国巨大的劳动人口中,就业群体的性别差异也较大,且根据本文的研究样本个体特征分析,灵活就业群体中男性大于女性,但随着数字经济的发展,女性就业群体也在逐年增加。因此,有必要探讨不同性别的灵活就业群体的异质性影响。

由表 12 回归结果显示,数字经济对女性灵活就业者就业质量提升促进作用更显著。原因可能是随着我国数字产业蓬勃发展,越来越多的女性群体使用互联网工作,尤其是新媒体运营、网络营销师和网约车司机等职业更是提高了女性劳动参与率,灵活自主的工作模式还可以兼顾家庭生活,受到女性群体青睐。

表 12 性别异质性

变量	灵活就业质量	
	男性	女性
Dige	0.514 9 ** (2.018 4)	0.879 7 *** (2.985 3)
所有控制变量	是	是
个体/年份/地区固定效应	是	是
观测值	5 941	4 703
R ²	0.454 0	0.397 2

由表 13 回归结果显示,数字经济对农村劳动力的灵活就业质量显著为正,说明数字经济的发展能够显著提高了农村群体的就业质量;数字经济发展对城市群体就业质量无显著影响。原因可能在于,农业户口的农民工经常在恶劣环境下(风吹日晒)从事重体力活,且经常早出晚归工作时间长且收入不稳定。然而在数字经济的快速发展下,农民工可以利用互联网平台从事更轻松和更多样化的工作,因此数字经济发展水平的提高可以显著地提升农业户口灵活就业者的就业质量。

表 13 城乡异质性

变量	灵活就业质量	
	农村	城镇
Dige	0.432 4 * (1.726 2)	0.460 8 (1.303 5)
所有控制变量	是	是
个体/年份/地区固定效应	是	是
观测值	7 394	2 895
R ²	0.428 4	0.422 3

本文将人力资本水平用学历和个人阅读量来表示,分成低学历组、高学历组、阅读量少和阅读量多四个样本群体。由表 14 回归结果可知,数字经济对低学历和阅读量少的灵活就业者的就业质量提升更为显著。原因可能在于,数字技术的普及和应用带来的新岗位,像新媒体创业、小程序电商、视频号创作等对学历要求相对较低,更看重的是个人的创意、技能和努力,而现阶段通过做网红和知名 up 等获得高收入和满意度的更多的是这些低学历人群。不过,虽然高学历群体往往更偏向稳定的工作,但是他们除了拥有稳定的主业之外,也会通过增加副业渠道来提高自己的收入。相比于低学历群体,高学历群体具有更敏感的数字感受力,高学历群体也会通过自媒体做知识付费等副业,大大提高劳动收入。

表 14 人力资本异质性

变量	灵活就业质量				就业收入
	低学历	高学历	阅读量少	阅读量多	高学历
<i>Dige</i>	0.446 3 ** (2.129 1)	0.742 0 (1.605 1)	1.256 6 *** (2.754 8)	0.476 9 (0.800 9)	3.086 *** (3.277 8)
所有控制变量	是	是	是	是	是
个体/年份/ 区域固定效应	是	是	是	是	是
观测值	8 964	1 677	2 064	1 121	3 176
<i>R</i> ²	0.397 4	0.337 9	0.415 0	0.400 5	0.339 8

2. 家庭特征异质性

数字经济对灵活就业质量的促进作用主要体现在提供灵活的工作时间和较多的就业机会。然而,当少儿抚养比增大时,家庭责任和经济压力可能会限制劳动适龄人口追求灵活就业的能力。因此有必要探讨此类家庭特征异质性,表 15 回归结果显示,当家里小孩数小于等于 1 时,数字经济对劳动者灵活就业质量是显著为正的,而当家里小孩数大于 1 时,数字经济对灵活就业质量的促进作用就不显著了。原因可能在于:首先,抚养儿童需要大量的时间和精力,可能会使劳动适龄人口难以安排灵活的工作时间,他们可能需要更多地照顾孩子,导致无法充分利用数字经济带来的就业红利;其次,家庭责任和经济压力可能会使劳动适龄人口更加倾向于选择稳定的全职工作,以获得更高的收入和更好的福利保障。

表 15 少儿抚养比异质性

变量	(1)	(2)	(3)
	Child = 0	Child = 1	Child > 1
<i>Dige</i>	0.532 2 * (1.778 7)	0.959 4 *** (2.940 3)	0.517 8 (1.129 8)
所有控制变量	是	是	是
个体/年份/区域固定效应	是	是	是
观测值	4 099	3 661	2 882
<i>R</i> ²	0.436 3	0.444 4	0.424 2

(五)机制分析

如表 16 所示。第(1)至(3)列是数字经济分别对低技能、中技能和高技能劳动力的回归结果。不难发现,数字经济对中等技能劳动力就业质量的影响显著为正,这说明数字经济主要通过中、高等技能劳动力助力就业质量的提升,验证了假设 3 成立。

表 16 灵活就业质量的机制检验:劳动力就业结构

变量	(1)	(2)	(3)
	低技能	中等技能	高能技能
<i>Dige</i>	-0.095 2 (-0.658 5)	0.280 7 ** (2.243 5)	0.558 4 * (1.714 1)
所有控制变量	是	是	是
个体/年份/区域固定效应	是	是	是
观测值	11 689	21 284	4 892
<i>R</i> ²	0.589 1	0.674 3	0.642 9

如表 17 所示,列(1)是数字经济对灵活就业质量的回归结果,列(2)是数字经济对虚拟集聚影响的回归结果,列(3)是加入中介变量后,数字经济发展对灵活就业质量的回归结果。结果显示解释变量均在 1% 水平下显著为正。表明数字经济发展会促进虚拟集聚。列(3)结果显示,加入中介变量后,解释变量数字经济的系数有所下降,这充分说明虚拟集聚在数字经济影响灵活就业质量的过程中存在部分中介效应,即数字经济会通过促进虚拟集聚效应提升灵活就业质量,验证了假设 4 成立。

表 17 灵活就业质量的机制检验:虚拟集聚

变量	(1)	(2)	(3)
	Score	VAQ	Score
<i>Dige</i>	12.484 3 *** (9.292 4)	4.965 2 *** (52.105 8)	10.973 0 *** (6.792 4)
<i>VAQ</i>	-	-	0.304 4 * (1.684 0)
所有控制变量	是	是	是
个体/年份/地区固定效应	是	是	是
观测值	9 270	9 270	9 270
<i>R</i> ²	0.554 2	0.993 2	0.554 4

四、进一步分析

关于社会保障与就业之间的关系,许多学者从不同的角度探索得到的结论不一致。有的学者认为,社会保障支出对就业水平起到显著的正向促进作用^[42]。养老保险与收入之间的关联会激励青年劳动力更积极地工作,以积累更多养老保险;失业保险给失业者带来补助,并有机会接受职业技能培训,提升人力资本素养,从而更容易找到合适的工作。社会保障对人力资本积累产生重要影响^[43],社会保障可以有效分散劳动者的各种风险,提高健康资本和劳动资本,提升就业质量。还有的学者认为,社会保障支出也可能对就业产生“挤出”效应^[44]。过高的社会保障支出,可能会导致社会福利水平提升,从而降低劳动力的就业积极性。高缴纳水平的社会保障会增加劳动力成本,

从而激励企业采用资本替代高昂的劳动力,产生需求替代效应,进而导致劳动力需求下降。综上,社会保障对就业既存在积极影响,又存在消极影响,对于我国数字经济高速发展的现阶段,社会保障对数字经济发展的就业效应是否存在调节作用呢?

本文参考丁煜等^[45]的研究,选择社会保障支出占地方生产总值(*GDP*)的比重作为衡量社会保障水平的指标,进一步检验社会保障在数字经济与就业质量之间的调节效应。如表18所示,列(1)~列(3)依次是未加入交互项、加入交互项后的回归结果。表18的列(3)的回归结果表明,*Dige*的系数为11.3205,社会保障水平(*SSL*)的系数为3.9146,*SSL* × *Dige*系数为-36.8256,都通过了1%水平的显著性检验。这表明数字经济发展越好,社会保障水平在提升灵活就业质量中的积极作用就越低,但是此时数字经济的回归系数为正,综合来看就是在提升灵活就业质量中,社会保障与数字经济间存在此消彼长的替代关系。这说明,在社会保障水平提高的情况下,数字经济发展对就业质量的促进效应更弱,社会保障作为劳动力市场重要的支撑之一,会强化劳动者的就业质量。又因为,随着数字经济的发展,灵活就业岗位增多,参加社会保障的人数就会减少,那么社会保障支出就会减少,因此在数字经济与灵活就业质量之间产生负向调节效应。出现这种现象的原因可能是,社会保障水平的增加会导致政府财政压力加大,然后在数字经济发展方面投入的资金就会被挤出,所以两者之间会存在替代效应。

表18 社会保障水平的调节效应检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Dige</i>	12.4843*** (9.2924)	13.8049*** (9.6235)	11.3205*** (7.2385)
<i>SSL</i>	-	2.4832*** (2.6176)	3.9146*** (3.8605)
<i>SSL</i> × <i>Dige</i>	-	-	-36.8256*** (-3.9630)
所有控制变量	是	是	是
个体/年份/地区固定效应	是	是	是
观测值	9270	9270	9270
<i>R</i> ²	0.5542	0.5547	0.5558

五、结论与启示

首先,研究表明,数字经济发展有助于促进灵活就业选择,提高灵活就业质量。其次,数字经济就业效应存在群体差异性,对女性、农村、低人力

资本和低少儿抚养比群体的灵活就业质量促进作用更大。此外,数字经济通过中、高技能劳动力和虚拟集聚效应提高灵活就业者就业质量。最后,在提升灵活就业质量中,社会保障与数字经济间存在替代关系,即当社会保障水平较低时,数字经济发展会促进灵活就业质量的提高。

基于以上结论,提出以下建议。

一是大力实施促进灵活就业发展的鼓励性政策,加强数字平台规范化用工,完善灵活就业人群的技能提升政策。鼓励高学历人群通过自身知识或技能积极从事各类自由职业和创业,进而缓解就业压力。

二是发挥数字经济平台作用,推动网络零售、移动出行、线上教育、互联网医疗、在线娱乐等行业发展,为劳动者居家就业、远程办公、兼职就业创造条件。

三是建立健全数字经济治理体系,提高数字经济治理能力和水平,为灵活就业提供良好的制度环境。建立普惠型社会保障项目,并发展以税收为主的基本社会服务体系。

参考文献:

- [1] KOUTSIMPOGIORGO N, VAN SLAGEREN J, HERRMANN AM, et al. Conceptualizing the gig economy and its regulatory problems[J]. Policy & internet, 2020, 12(4): 525-45.
- [2] ESTLUND, CYNTHIA. What should we do after work? Automation and employment law[J]. The yale law journal, 2018, 11(1): 254-326.
- [3] FRENKEN K, JULIET S. Putting the sharing economy into perspective. a research agenda for sustainable consumption governance[J]. Edward elgar publishing, 2019, 10(1): 121-135.
- [4] 谢富胜, 吴越. 零工经济是一种劳资双赢的新型用工关系吗[J]. 经济学家, 2019(6): 5-14.
- [5] AUTOR, DAVID H, DAVID 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.
- [6] ACEMOGLU D, PASCUAL R. The race between man and machine: implications of technology for growth, factor shares, and employment[J]. American economic review. 2018, 108(6): 1488-1542.
- [7] 刘皓琰, 李明. 网络生产力下经济模式的劳动关系变化探析[J]. 经济学家, 2017(12): 33-41.
- [8] 邓智平. 数字赋权与劳动关系转型[J]. 南方经济,

2021(9): 11-17.

[9] 李晓华. 数字经济新特征与数字经济新动能的形成机制[J]. 改革, 2019(11): 40-51.

[10] 何宗樾, 张勋, 万广华. 数字金融、数字鸿沟与多维贫困[J]. 统计研究, 2020, 37(10): 79-89.

[11] 倪建春. 互联网背景下就业问题及对策[J]. 中国统计, 2020(11): 11-12.

[12] 詹晓宁, 欧阳永福. 数字经济下全球投资的新趋势与中国利用外资的新战略[J]. 管理世界, 2018, 34(3): 78-86.

[13] 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.

[14] 阎世平, 武可栋, 韦庄禹. 数字经济发展与中国劳动力结构演化[J]. 经济纵横, 2020(10): 96-105.

[15] 林龙飞, 祝仲坤. “稳就业”还是“毁就业”? 数字经济对农民工高质量就业的影响[J]. 南方经济, 2022(12): 99-114.

[16] 田艳平, 向雪凤. 数字经济发展与劳动者就业质量提升[J]. 西北人口, 2023, 44(3): 65-79.

[17] 郭露, 王峰. “增量”是否“提质”: 数字经济对灵活就业质量的影响[J]. 财经科学, 2024(3): 118-133.

[18] 蒋琪, 王标悦, 张辉, 等. 互联网使用对中国居民个人收入的影响: 基于 CFPS 面板数据的经验研究[J]. 劳动经济研究, 2018, 6(5): 121-143.

[19] 戚聿东, 丁述磊, 刘翠花. 数字经济时代互联网使用对灵活就业者工资收入的影响研究[J]. 社会科学辑刊, 2022(1): 125-138, 2.

[20] 郭利华, 王倩, 刘雨晴. 数字普惠金融、城乡家庭金融资产配置与财产性收入[J]. 农村金融研究, 2022(4): 13-23.

[21] 潘文轩. 人工智能技术发展对就业的多重影响及应对措施[J]. 湖湘论坛, 2018, 31(4): 145-153.

[22] 毛宇飞, 曾湘泉, 祝慧琳. 互联网使用、就业决策与就业质量: 基于 CGSS 数据的经验证据[J]. 经济理论与经济管理, 2019(1): 72-85.

[23] 张顺. 数字经济转型中的就业群体分化及多维治理[J]. 人民论坛, 2022(3): 36-39.

[24] 叶胥, 杜云晗, 何文军. 数字经济发展的就业结构效应[J]. 财贸研究, 2021, 32(4): 1-13.

[25] BEAUDRY P, DAVID A G, BENJAMIN M. The great reversal in the demand for skill and cognitive tasks[J]. Journal of labor economics. 2016, 34(S1): S199-S247.

[26] 蔡跃洲, 陈楠. 新技术革命下人工智能与高质量增长、高质量就业[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(5): 3-22.

[27] 丁琳, 王会娟. 互联网技术进步对中国就业的影响及

国别比较研究[J]. 经济科学, 2020(1): 72-85.

[28] 俞伯阳. 人工智能技术促进了中国劳动力结构优化吗?: 基于省级面板数据的经验分析[J]. 财经问题研究, 2020(3): 94-102.

[29] 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.

[30] 王文. 数字经济时代下工业智能化促进了高质量就业吗[J]. 经济学家, 2020(4): 89-98.

[31] 王如玉, 梁琦, 李广乾. 虚拟集聚: 新一代信息技术与实体经济深度融合的空间组织新形态[J]. 管理世界, 2018, 34(2): 13-21.

[32] 王明, 刘晖. 中国科技人才集聚对高质量就业的影响研究[J]. 中国人事科学, 2023(9): 68-81.

[33] 王莹莹. 中国劳动力空间集聚的就业效应: 基于个体就业质量的视角[J]. 人口与经济, 2018(4): 53-62.

[34] 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.

[35] 陈晓, 郑玉璐, 姚笛. 工业智能化、劳动力就业结构与经济增长质量: 基于中介效应模型的实证检验[J]. 华东经济管理, 2020, 34(10): 56-64.

[36] 焦熹, 郭金花, 赵国浩. 数字产业集聚、地方政府竞争与城市绿色经济效率[J]. 经济经纬, 2023, 40(6): 51-60.

[37] 宋林, 何洋. 互联网使用对中国农村劳动力就业选择的影响[J]. 中国人口科学, 2020(3): 61-74, 127.

[38] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.

[39] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.

[40] 刘毛桃, 方徐兵, 李光勤. 政府数字关注与企业数字创新: 来自政府工作报告文本分析的证据[J]. 中国经济学, 2023(3): 111-142, 350-352.

[41] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137-155.

[42] 李佳. 经济增长、社会保障与就业水平: 影响机制及实证分析[J]. 社会保障研究, 2017(5): 63-70.

[43] 张盈华, 杜跃平. 社会保障与人力资本积累: 研究综述[J]. 经济学家, 2008(5): 61-67.

[44] 刘鑫宏. 企业社会保险缴费水平的实证评估[J]. 江西财经大学学报, 2009(1): 28-34.

[45] 丁煜, 朱火云. 我国社会保障水平对城乡收入差距的影响[J]. 人口与发展, 2013, 19(5): 23-29.

(本文责编: 默 黎)