

数字经济发展对灵活就业效应研究

廖甜甜, 肖枝洪, 黄守成

重庆理工大学理学院, 重庆

收稿日期: 2024年12月17日; 录用日期: 2025年1月9日; 发布日期: 2025年1月22日

摘要

数字经济的发展正深刻重塑我国就业市场的格局, 催生出一系列新兴就业形态, 其中灵活就业正成为劳动者的主要选择之一。基于2014、2015、2016年“宽带中国”示范城市数据与我国2011~2019年239个地级市的数据, 采用多时点双重差分模型, 分别探讨了数字经济发展对灵活就业发展的影响。研究发现, 数字经济发展对灵活就业的影响有显著效用, 且通过缓解劳动力错配促进数字经济发展影响灵活就业水平。进一步研究发现, 数字经济对灵活就业的影响在不同地区存在差异, 在东部、西部以及胡焕庸线西北侧的影响不显著, 而中部地区和胡焕庸线东南侧的影响作用显著。结论揭示了数字经济发展对灵活就业水平的因果影响效应, 在政府更有效地制定灵活就业政策、推进劳动力市场的健康发展方面给出了合理建议。

关键词

数字经济, 灵活就业, 劳动力错配

Research on the Effect of Digital Economy Development on Flexible Employment

Tiantian Liao, Zhihong Xiao, Shoucheng Huang

College of Science, Chongqing University of Technology, Chongqing

Received: Dec. 17th, 2024; accepted: Jan. 9th, 2025; published: Jan. 22nd, 2025

Abstract

The development of the digital economy is profoundly reshaping the pattern of the employment market of China and generating a series of new forms of employment, among which flexible employment is becoming one of the main choices for workers. Based on the data of "Broadband China" demonstration cities in 2014, 2015 and 2016 and the data of 239 prefecture-level cities in China from 2011 to 2019, the multi-time point difference-in-difference model is used to explore the

impact of digital economy development on the development of flexible employment. The research finds that the development of digital economy has a significant effect on the impact of flexible employment, and promotes the development of digital economy to affect the level of flexible employment by alleviating labor mismatch. Further research finds that the impact of digital economy on flexible employment varies in different regions. The impact in the eastern and western regions and the northwest side of the Hu Line is not significant, while the impact in the central region and the southeast side of the Hu Line is significant. The conclusion reveals the causal effect of the development of digital economy on the level of flexible employment, and gives reasonable suggestions for the government to formulate flexible employment policies more effectively and promote the healthy development of the labor market.

Keywords

Digital Economy, Flexible Employment, Labor Mismatch

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

习近平总书记在二十届中央政治局第十四次集体学习中强调就业是最基本的民生，事关经济社会健康发展。近年来，大学生毕业人数逐年增加，2022年大学毕业生人数为1076万，2023年毕业生人数为1158万人，2024年毕业生人数达到1179万人，造成国内就业市场十分严峻的态势，而与此同时正规就业渠道容量受限，因此灵活就业作为吸纳就业的新渠道，逐渐引起了社会各界学者的研究与关注[1]。《2023中国新型灵活就业报告》显示，灵活就业人员规模约占总体就业人员规模的五分之一，已经成为社会就业的重要组成部分。灵活就业形式逐渐兴起，从临时工、自由商贩到网络主播以及短视频制作者，灵活就业在优化人力资源市场供需平衡、缓解就业压力中发挥着积极作用。在当今及未来一段时期内，数字经济已成为推动就业模式创新与扩大就业容量的核心动力。数字技术的革新与发展引领了新模式崛起，并催生了多样化的新型就业形态，新型就业岗位为劳动者提供了大量就业机会，数字经济的就业红利逐步凸显[2]。伴随着数字经济的蓬勃发展，经济社会正经历着深刻的数字化、网络深化及智能化升级的转型历程[3]，在此背景下，灵活就业形态亦呈现多元化扩展趋势。

2. 相关研究文献评述

随着信息技术的迅速发展和互联网的普及，我国经济结构正在经历深刻的转型，数字经济逐渐推动经济快速增长。目前，关于数字经济对就业的研究主要集中在就业质量[4]、就业结构[5]、就业特征[6]。

关于灵活就业的影响因素方面，易顺和孟凡强采用中国健康营养调查数据，发现在我国非正规就业劳动力市场具有较为明显的性别歧视现象，且过去几年反就业歧视政策效果不明显[7]。尹志超等基于2015~2019年中国家庭金融调查数据，使用固定效应模型实证检验智能手机使用对灵活就业的影响[8]。虽然智能手机作为数字技术的重要接入工具，但本文关注的数字经济比之涵盖范围更广。另外，城镇化水平以及城市营商环境也会对灵活就业产生一定影响[9][10]。

已有研究探讨了数字经济对灵活就业的作用关系。例如，数字经济对劳动力就业选择存在着积极影响，数字经济对非正规就业和自主创业有着明显的推动作用[11]。同时，互联网的使用可以显著增加灵活就业者的自雇概率[12]。但更为深入的是，随着数字技术的发展，劳动力市场中求职者的信息搜寻成本被

大幅降低。企业可以更便捷地发布更多的招聘信息，大大提高了失业者以及灵活就业者接触正规就业招聘岗位的信息，从而实现更好的就业转变[13]。灵活就业者通过互联网平台就业后，未来更可能偏好转向传统正规就业岗位，而非持续灵活就业[14]。

当前灵活就业的统计包括发展中国家的非正规就业，也包括发达国家的非标准就业；同时衡量数字经济发展水平也涉及多个方面，包括但不限于数字技术的普及程度、数字经济基础设施的建设情况以及数字化商业模式的创新等。因此，数字经济的发展对灵活就业究竟会产生何种效应，这正是本文所要探究的问题。

3. 理论论述和研究设定

3.1. 数字经济与灵活就业

贾毓慧将灵活就业定义为劳动关系非正规化的就业形态[15]，其核心特征在于不受劳动、税收及社会保障等法律框架的严格约束，且缺乏正式的劳动合同保障。相较于正规就业，灵活就业存在诸多不尽人意的地方。一，灵活就业存在劳动关系的不稳定与高度不确定性[16]；二，灵活就业通常不具备就业福利、就业保障和相关法律法规的保护[17]；三，性别歧视现象在灵活就业市场中更为凸显，加剧了性别收入差距[18]；四，灵活就业者的职业发展往往受限。因此，灵活就业策略需紧密跟随正规就业市场动态灵活调整，促进劳动力市场的健康稳定发展。

尽管数字经济的增长带来了诸多就业机会，但它实际上限制了灵活就业的规模[19]。这一发现揭示了数字经济增长与就业形态之间复杂而微妙的关系，作为全球经济增长的核心驱动力，数字经济在创造新岗位与提升生产率上功不可没，但其对灵活就业的潜在制约亦不容忽视。Wu 等人研究指出，数字经济显著提升了研发与会计等领域职位空缺，凸显了对高技能人才的需求激增[20]。然而，此需求增长未直接促进灵活就业扩张，反因正规就业市场扩张而间接压缩了灵活就业空间。基于以上分析，本文提出如下研究假定。

假定 1：数字经济发展对灵活就业有影响效应。

3.2. 劳动力市场错配与灵活就业

劳动力市场的扭曲和错配可以倒逼居民从事创业和非正规就业[21]。对于劳动力配置而言，偏离劳动力自由流动状态下的最优配置便造成了劳动力资源错配[22]。劳动力市场分割是造成劳动力错配的成因。根据劳动力市场分割理论[23]，劳动力市场并不是完全统一的市场，其中存在着不同层次的分割现象，这种分割阻碍了劳动力的自由流动，导致了不同群体之间收入和机会的不平等，也导致了劳动力市场信息也不对称。我国劳动力市场处于动态演变之中，尚未形成稳定形态，并且含有体制与制度上的分割[24]。

数字经济的发展可以使原本处于非正规部门的劳动力有机会通过技能提升、网络建立和在线展示自己的工作能力，从而减少市场分割，缓解劳动力错配。同时，数字经济的发展可以降低劳动力要素的配置成本，进而提高就业市场匹配效率并促进就业规模增加。李三希等指出数字经济的共享性和扩散性打破了信息流动的时空壁垒，加速了劳动力信息的传播和扩散[25]，有利于缓解因劳动力市场分割和信息不对称而导致的劳动力供需错配。基于以上分析，本文提出如下研究假定。

假定 2：数字经济发展通过缓解劳动力错配来降低地级市灵活就业效率。

3.3. 灵活就业差异与数字经济差异

人力资本会带来灵活就业的差异，教育信息化可以通过提高人力资本水平来改善就业质量[26]，人力资本存量高的个体通常拥有更高的就业竞争力，更容易找到满意的工作，且更向往正规就业岗位，因为

这类岗位的综合回报相对较高。然而，在落后地区，教育资源的匮乏与技能水平的局限迫使劳动者转向灵活就业。数字技术的发展则打破了地域限制，为人力资本积累提供了新途径。中国东部沿海地区的数字经济显著发达，企业与工作者普遍倾向于运用数字工具和平台开展工作，且数字平台成为提供丰富免费或低成本学习资源的重要渠道，为非认知人力资本的积累创造了技术条件和经济社会环境[27][28]。相较之下，中西部地区的数字经济虽发展迅速，但对灵活就业模式的改造仍主要作用于传统非正规就业范畴，其影响深度和广度在短期内尚不及东部沿海。

假说 3：不同地区数字经济发展差异对影响灵活就业水平存在差异性。

4. 数据说明与模型选取

4.1. 数据说明

对于核心解释变量的选取，第一种视角，参考李广昊和周小亮[29]的文章选择“宽带中国”政策作为数字经济发展水平的代理变量(记作 did)，具体城市在第 t 年被确定为“宽带中国”战略试点城市，则该城市 t 年及之后年份的 did 取值为 1，反之为 0。数据来源为宽带中国试点城市，分三批 2014, 2015, 2016 年共 99 个城市，第一批试点城市主要是北京、上海、广州等 39 个城市；第二批和第三批同样也是 39 个试点城市，均匀分布在经济发展水平不同的中东西三个地区。

第二种视角，构建数字经济指标体系综合性反映数字经济的发展水平。本文在构建数字经济发展综合水平时，参考黄慧群等[30]的文献，选取了 5 个关键指标：互联网普及率、相关产业人员构成、互联网相关产出、移动互联网用户数以及数字金融普惠发展，数据主要来源于《中国城市统计年鉴》，北大数学金融研究中心。然后通过熵值法，得到的数字经济发展综合指数(见表 1)，记为 De。

Table 1. Composite index of digital economy development
表 1. 数字经济发展综合指数

目标层	准则层	评价指标	属性
数字经济发展水平 DE	互联网普及率	每百人互联网用户数	+
	互联网从业人员数	计算机服务和软件从业人员占比	+
	互联网相关产出	人均电信业务总量	+
	移动互联网用户数	每百人移动电话用户数	+
	数字金融普惠发展	中国数字普惠金融指数	+

数据来源：《中国城市统计年鉴》，北大数学金融研究中心。

被解释变量本文借鉴曾祥金和罗燕[31]，刘振春和韩永辉[32]的做法，基于《中国统计年鉴》与《城市统计年鉴》数据(2011~2019)，灵活就业人数由城镇就业总人数减去正规就业人数得出，涵盖个体、私营从业者及未统计人员。灵活就业水平(FlexEmp)则通过灵活就业人数与城镇就业总人数之比来衡量。

本文控制了其他会对灵活就业产生影响的因素，参考夏海波等[33]的研究，最终选取以下指标作为控制变量：地级市城镇化率(urbr)、外商投资水平(fdi)、产业结构(inst)、金融发展水平(fdl)、政府干预水平(pbe)、平均工资(lnavsa)、对数人均 GDP(lnpgdp)和地级市固定资产投资总额(fixed)。

对于中介变量劳动力错配指数(tli_1)的选取，本文借鉴陈永伟和胡伟民[34]的测度方法，计算代表各个地级市劳动力错配程度的劳动力错配指数。

上述所选取的变量的描述性统计分析如表 2 所示。

Table 2. Descriptive statistical analysis of variables
表 2. 变量的描述性统计分析

变量名	符号	平均值	标准差	最小值	最大值
城镇灵活就业水平	<i>FlexEmp</i>	0.5062	0.1326	0.0603	0.8104
数字经济发展水平	<i>did</i>	0.2133	0.4097	0	1
数字经济发展水平	<i>De</i>	0.0070	0.0053	0.0014	0.0567
地级市城镇化率	<i>urbr</i>	55.3816	14.0695	25.0020	95.0004
外商投资水平	<i>fdi</i>	0.0171	0.0164	0.0000	0.0899
产业结构	<i>inst</i>	40.8727	9.8532	11.4700	147.1834
金融发展水平	<i>fdl</i>	2.3599	1.0884	0.7318	7.1638
政府干预水平	<i>pbe</i>	0.1895	0.0828	0.0672	0.5740
平均工资	<i>lnavsa</i>	10.8566	0.3028	9.7531	11.7579
对数人均 GDP	<i>lnpgdp</i>	10.7058	0.5539	9.0066	12.4564
地级市固定资产投资总额	<i>fixed</i>	16.3185	0.8304	13.7860	18.3687
劳动力错配指数	<i>tli_l</i>	0.1185	0.3943	-0.9040	3.488575

数据来源：2011~2019 年《中国城市统计年鉴》，北大数学金融研究中心。

4.2. 模型选取

我国城市宽带建设，工业和信息化部和国家发展改革委于 2014 年、2015 年和 2016 年分批公布了第三批“宽带中国”示范城市名单，共计 117 个城市。所以需要用到多时点双重差分法来进行建模分析。本文参考 Thorsten Beck 等[35]的构建方法，并控制个体效应和时间效应的多时点双重差分模型，以识别各时间点和城市宽带中国政策影响灵活就业水平的净效应，将模型设定为：

$$flexemp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \sum_k \gamma_k Control_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中，*flexemp* 代表灵活就业水平，*Control* 代表一系列控制变量， α_1 衡量宽带中国政策干预带来的效果系数，用于测度政策对灵活就业水平的净效应，系数小于 0，表明政策所代表的数字经济发展水平抑制灵活就业水平，反之，则会促进。*did* 为核心解释变量，如果地级市 *i* 在 *t* 期实施了宽带中国政策，赋值为 1，否则为 0。

再从数字经济发展水平视角来考察数字经济对灵活就业的影响，以进一步印证数字经济对灵活就业的影响效应，将模型设定如下：

$$flexemp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 De_{it} + \sum_k \gamma_k Controls_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(1)和式(2)的区别在于核心解释变量替换为 *De*，由指标体系构建的地级市数字经济发展综合指数。

5. 实证分析

5.1. 基准回归结果

模型回归如表 3 所示，其中第一列解释变量仅为“宽带中国”城市试点政策，并固定了时间和个体效应，其余列依次加入各种控制变量。从表 3 可以看出，数字经济发展对灵活就业具有显著的负向影响。对于模型(5)在保持其他变量不变的情况下，政策实施的城市，劳动力灵活就业规模下降 2%。从模型(5)

中还可以看出,金融发展水平、平均工资、人均 GDP 抑制了地级市灵活就业水平,外商投资水平产生了促进地区灵活就业水平的效果。综上所述,可以得到假定 1 成立。

Table 3. Benchmark regression of the impact of digital economy development on flexible employment (Core explanatory variable did)

表 3. 数字经济发展对灵活就业的影响的基准回归(核心解释变量 did)

	(1) <i>FlexEmp</i>	(2) <i>FlexEmp</i>	(3) <i>FlexEmp</i>	(4) <i>FlexEmp</i>	(5) <i>FlexEmp</i>
<i>did</i>	-0.018** (-2.53)	-0.018** (-2.50)	-0.018** (-2.50)	-0.021*** (-2.89)	-0.020** (-2.77)
<i>pbe</i>		-0.002 (-0.02)	0.035 (0.40)	-0.072 (-0.79)	-0.112 (-1.19)
<i>inst</i>		0.000 (0.11)	0.000 (0.48)	-0.000 (-0.04)	0.000 (0.03)
<i>fixed</i>			-0.012* (-1.68)	-0.001 (-0.15)	-0.004 (-0.41)
<i>fdl</i>			-0.012* (-1.77)	-0.016** (-2.29)	-0.016** (-2.36)
<i>fdi</i>				0.493** (2.12)	0.499** (2.12)
<i>lnpgdp</i>				-0.077*** (-3.67)	-0.088*** (-3.96)
<i>lnavsa</i>					0.066** (2.04)
<i>urbr</i>					0.000 (0.44)
截距项	0.472*** (90.42)	0.471*** (24.08)	0.678*** (5.49)	1.328*** (6.51)	0.785** (2.32)
观测值	2077	2077	2077	2077	2077
R^2	0.39	0.69	0.75	0.79	0.83

注:***、**、*分别表示通过了 1%、5%、10%水平的显著性检验;括号里的数值为估计系数对应的 t 统计量,下表同。

核心解释变量替换为数字经济发展水平(De),控制相同的变量后,得到部分变量结果如表 4。从表 4 可以看出,采用构建数字经济发展综合指数的模型,同样能得到数字经济发展对灵活就业具有显著的负向影响,再次证实假定 1 成立。

5.2. 稳健性检验

1. 平行趋势假定检验

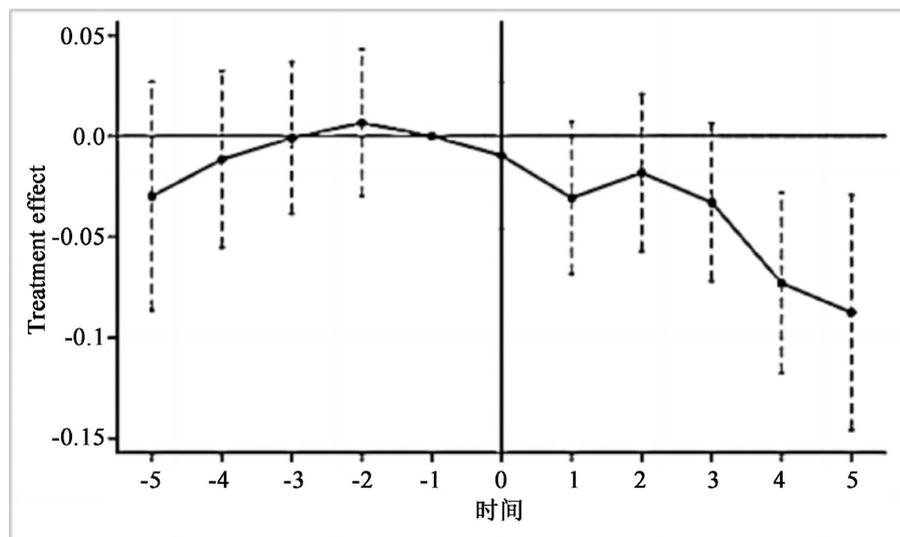
多时点双重差分法的基本假定是平行趋势假定,在本文的语境下,平行趋势假定成立则意味着,宽带中国试点城市和非试点城市在国家实施这项政策之前具有相同的发展趋势。本文参照 Thorsten Beck [35] 的研究,采用事件分析的方法构建如下动态模型来检验平行趋势假定。

Table 4. Benchmark regression of the impact of digital economy development on flexible employment (Core explanatory variable de)**表 4.** 数字经济发展对灵活就业的影响的基准回归(核心解释变量 de)

变量	<i>FlexEmp</i>	变量	<i>FlexEmp</i>
<i>did</i>	-0.510** (-2.23)	<i>fdi</i>	0.467** (1.98)
<i>pbe</i>	-0.071 (-0.77)	<i>lnpgdp</i>	-0.082*** (-3.68)
<i>inst</i>	-0.000 (-0.32)	<i>lnavsa</i>	0.065** (2.01)
<i>fixed</i>	-0.004 (-0.44)	<i>urbr</i>	0.000 (0.15)
<i>fdl</i>	-0.017** (-2.37)		

$$FlexEmp_{it} = \alpha + \sum_{\tau=-5}^{\tau=-1} \beta_{\tau} pre_{it} + \beta_e current + \sum_{\eta=-5}^{\eta=-1} \beta_{\eta} post_{it} + \sum_k \gamma_k Control_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, *flexemp* 表示地级市灵活就业水平, *pre*, *post* 为虚拟变量, 假定当宽带中国试点政策从实施开始年份之前的 x 年开始实施, 则 $pre = 1$, 其他年份 pre 赋值为 0, 假定宽带中国试点政策从实施开始年份之后的 n 年开始实施, 则 $post = 1$, 其他年份 $post$ 赋值为 0, 宽带中国试点政策实施当年 $current = 1$, 其他年份 $current = 0$ 。

**Figure 1.** Parallel trend test chart**图 1.** 平行趋势检验图

从图 1 中可以看出, 宽带中国政策实施前期, pre 的估计系数均不显著, 且系数在 0 周围进行波动, 由此说明, 在宽带中国试点政策实施之前, 宽带中国试点城市和非试点城市灵活就业水平并不存在显著差异, 宽带中国试点政策对就业水平影响的实证研究结果通过平行趋势检验。在宽带中国试点政策实施后的差分项系数 $post$ 在 4 年后显著为负, 且远离 0, 系数大小大体呈向小的趋势, 这表明宽带中国试点政策对灵活就业水平具有显著抑制作用。

2. 安慰剂检验

本文生成单位区间(0, 1)上的均匀随机数, 覆盖本研究所选城市个体, 使用随机数据将样本拆分为 4 份, 其中小于 10% 为 2014 年政策处理样本, 10%~25% 为 2015 年政策处理样本, 25%~50% 为 2016 年政策处理样本, 大于 50% 为非政策处理样本。对样本进行虚拟处理组安慰剂检验, 变量结果如表 5 所示,

得到的“干预效果”并不显著，进而证实确实是代表数字经济发展水平的“宽带中国”试点政策抑制了灵活就业水平，安慰剂检验通过。

Table 5. Random number fictitious treatment group placebo test
表 5. 随机数虚构处理组安慰剂检验

变量	<i>FlexEmp</i>	变量	<i>FlexEmp</i>
<i>did</i>	-0.009 (-1.20)	<i>fdi</i>	0.499** (2.12)
<i>pbe</i>	-0.069 (-0.74)	<i>lnpgdp</i>	-0.083*** (-3.73)
<i>inst</i>	-0.000 (-0.07)	<i>lnavsa</i>	0.071** (2.20)
<i>fixed</i>	-0.004 (-0.49)	<i>urbr</i>	0.000 (0.53)
<i>fdl</i>	-0.017** (-2.41)		

5.3. 影响机制检验

宽带中国试点政策，促进了数字经济的发展，直接或间接降低了灵活就业水平，而缓解劳动力错配，是其主要的传导机制。具体模型如下：

$$FlexEmp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \sum_k \gamma_k Control_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$M_{it} = \theta_0 + \theta_1 did_{it} + \sum_k \gamma_k Control_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$FlexEmp_{it} = c_0 + c_1 did_{it} + \phi M_{it} + \sum_k \gamma_k Control_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式(5)中， M_{it} 为中介变量，即为劳动力错配指数(tli_1)，中介效应方程回归结果见表 6，从表 6 可以看出 tli_1 满足 Baron 和 Kenny (1986)对中介变量的定义，从而证实假定 2 成立。

Table 6. Regression results of mediating effect equation
表 6. 中介效应方程回归结果

变量	(1) <i>FlexEmp</i>	(2) <i>FlexEmp</i>	变量	(1) <i>FlexEmp</i>	(2) <i>FlexEmp</i>
<i>did</i>	-0.0516*** (-3.27)	-0.0122* (-1.81)	<i>fdi</i>	1.326** (2.56)	0.305 (1.37)
<i>pbe</i>	-0.656*** (-3.17)	-0.0155 (-0.17)	<i>lnpgdp</i>	0.378*** (7.68)	-0.144*** (-6.70)
<i>inst</i>	0.00212* (1.67)	-0.000296 (-0.54)	<i>urbr</i>	-0.000683 (-0.35)	0.000484 (0.58)
<i>fixed</i>	0.00226 (0.11)	-0.00400 (-0.47)	<i>lnavsa</i>	0.500*** (7.04)	-0.00764 (-0.25)
<i>fdl</i>	-0.0254* (-1.65)	-0.0128* (-1.93)	<i>tli_1</i>		0.146*** (14.57)

Table 7. Mediation effect test results
表 7. 中介效应检验结果

检验方法	系数	标准误差	Z 值	P 值
Sobel	-0.012	0.003	-4.220	0.000
Aroian	-0.012	0.003	-4.213	0.000
Goodman	-0.012	0.003	-4.227	0.000

为了确定自变量数字经济发展对因变量灵活就业水平的影响是否由中介变量解释的，本文使用 Sobel 检验、Aroian 检验、Goodman 检验来检验。结果见表 7。

从表 7 中可以看出三个检验的估计值(Est)都是-0.012, 标准误差是 0.003。z 值非常大并且对应的 p 值($P > |z|$)是 0.000, 这意味着劳动力错配这一中介效应是非常显著的, 也证实假定 2 成立。

6. 异质性分析

6.1. 数字经济发展水平的区域差异性

我国疆域辽阔, 区域间经济发展水平、产业结构及政策导向存在显著差异。东部地区产业重心偏向于高新技术与服务业, 而中西部则相对倚重传统制造业与农业。区域政策扶持与发展重点亦呈分化态势, 东部聚焦于创新驱动与国际竞争力增强, 而中西部则旨在缩小发展鸿沟, 推动区域均衡发展。这很可能导致数字经济发展对就业水平的影响会受所处区域影响不同而不同。本文将研究地级市样本按照区域划分为东, 中, 西三个区域, 并分析城市区域的异质性, 结果如表 8 所示。

Table 8. Urban regional heterogeneity analysis
表 8. 城市区域异质性分析

变量	<i>FlexEmp</i> (东)	<i>FlexEmp</i> (中)	<i>FlexEmp</i> (西)
<i>did</i>	-0.0141 (-1.19)	-0.0291** (-2.47)	-0.00225 (-0.15)
<i>pbe</i>	0.0673 (0.37)	-0.235 (-1.47)	-0.0200 (-0.11)
<i>inst</i>	0.00106 (0.76)	0.000826 (0.99)	-0.00247** (-2.01)
<i>fixed</i>	-0.00942 (-0.58)	0.0173 (1.11)	-0.0193 (-1.02)
<i>fdl</i>	-0.0200* (-1.76)	-0.0134 (-1.14)	-0.0279 (-1.51)
<i>fdi</i>	0.314 (0.89)	0.224 (0.53)	0.534 (0.80)
<i>lnpgdp</i>	-0.0626 (-1.47)	-0.0838** (-2.13)	-0.104** (-2.41)
<i>lnavsa</i>	0.117* (1.68)	-0.0613 (-1.24)	0.231*** (4.03)
<i>urbr</i>	0.000991 (0.71)	0.00136 (0.98)	-0.00552** (-2.16)
观测数	772	731	574

从表 8 可以看出代表数字经济发展的“宽带中国”政策的虚拟变量, 中部在 5%的水平上显著为负, 这表明数字经济发展对于中部灵活就业的抑制效果影响很大, 而东西部则不明显。其原因可能是中部地区处于经济转型和产业升级的关键阶段, 数字经济的发展为中部地区提供了跨越式发展的机会。

6.2. 数字经济发展水平对灵活就业影响的区域差异

中部地区引入数字技术, 推动产业升级, 促进了高技能正规就业增长, 显示数字经济在该区重塑就业格局的潜力。东部地区数字经济已深化优化产业, 正规就业增量放缓, 人口流动增加就业市场复杂性。西部地区因基础设施、教育和技术限制, 数字经济在促进灵活就业方面潜力未充分展现, 对非正规就业影响有限。为了更系统地分析这一现象, 本文采用胡焕庸线这一地理分界线, 对全国地级市进行异质性分析。如表 9 所示, 在胡焕庸线东南侧, 随着数字经济的快速发展, 灵活就业水平显著下降。在胡焕庸线西北侧, 数字经济发展虽在推进, 其影响力和覆盖范围相对有限, 难以显著改变当地以非正规就业为主的经济结构特征。综上所述, 假定 3 成立。

7. 结论与政策建议

7.1. 研究结论

首先, 本文使用“宽带中国”政策作为研究数字经济的代理变量, 通过多时点双重差分法模型得到

Table 9. Urban regional heterogeneity analysis (Hu Line)
表 9. 城市区域异质性分析(胡焕庸线)

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	<i>FlexEmp</i> (西北)	<i>FlexEmp</i> (东南)		<i>FlexEmp</i> (西北)	<i>FlexEmp</i> (东南)
<i>did</i>	-0.0313 (-1.23)	-0.0208*** (-2.74)	<i>fdi</i>	1.210 (1.09)	0.412* (1.68)
<i>pbe</i>	-0.320 (-1.13)	-0.0938 (-0.93)	<i>lnpgdp</i>	-0.0300 (-0.46)	-0.0910*** (-3.78)
<i>inst</i>	0.000243 (0.11)	0.0000592 (0.10)	<i>urbr</i>	-0.00413 (-0.96)	0.000730 (0.81)
<i>fixed</i>	-0.0291 (-0.91)	-0.00190 (-0.20)	<i>lnavsa</i>	-0.0529 (-0.34)	0.0756** (2.26)
<i>fdl</i>	0.0206 (0.71)	-0.0187** (-2.54)			

数字经济发展对地级市灵活就业有抑制性影响, 另外, 构建数字经济发展指标体系, 同样得到数字经济发展对灵活就业具有负面影响。其次, 在讨论中介效应时, 实证表明数字经济通过缓解劳动力错配来影响灵活就业水平。最后, 异质性检验显示, 对于东、中、西区域, 数字经济发展对中部的地级市灵活就业有着显著的抑制作用, 但是对于东、西部效果不明显。

7.2. 政策建议

第一, 政府应分清当前的灵活就业规模扩大与传统灵活就业(非正规就业)的区别, 合理干预, 建设好灵活就业保障体系。对于未签署正式劳动合同的灵活就业员工, 当前的社会保障体系往往难以提供有效的保护, 使得员工利益容易受损。因此, 政府需要制定新的用工管理办法, 专门针对新业态领域的就业形式, 从灵活就业人员的身份界定、劳动报酬、社会保险、休息休假等方面建立一套完善的监测、评价和治理体系, 以防止用工风险的发生。加强灵活就业和新就业形态劳动者权益保障, 扩大职业伤害保障试点, 及时总结经验、形成制度。加强市场监管和劳动保障监察执法, 有效治理就业歧视、欠薪欠保、违法裁员等乱象。

第二, 顺应数字经济趋势, 构建完善的职业培训体系至关重要。数字经济不仅降低了职业培训成本, 还激增了对新技能的需求。为此, 需整合数字技术, 如互联网与移动通信技术, 搭建线上线下融合的职业培训平台。该平台应涵盖编程、数字营销、数据分析、人工智能等多元化课程, 以适配不同劳动者的学习需求与偏好。同时, 实施个性化学习路径规划, 确保培训内容与劳动者实际需求紧密对接。通过此体系, 广泛普及职业培训, 促进劳动者技能升级, 进而推动正规就业市场的繁荣发展。

第三, 针对区域差异, 政府应制定差异化政策, 构建信息共享平台, 优化劳动力资源配置, 激发流动活力, 推动正规就业发展。强化数字中国战略与劳动力市场体制布局, 对弱势区域实施数字经济与就业政策倾斜, 利用财政补贴、基建升级及技能培训等手段, 促进数据与劳动力要素跨域流动与合理配置, 建立区域合作、互助及利益补偿机制, 均衡区域流动机会。同时优化行政区划与深化户籍改革, 拓宽流动空间, 增强市场一体化, 促进均衡发展。中部地区应聚焦数字经济基础设施, 如网络提速扩面, 普及信息技术服务, 以技术赋能就业结构转型。对于东部地区经济较为发达, 外来务工人员多, 户籍制度仍是限制城镇外来劳动力进入正规就业的门槛。西部及西北部则需加大交通、通信及信息技术基础设施投资, 以经济发展吸引投资与产业, 拓宽非正规就业者的正规化路径。通过上述措施, 实现数字经济背景下的全国就业市场均衡与高质量发展。

基金项目

重庆市教委人文社科项目(22SKGH303)。

参考文献

- [1] 吴要武. 非正规就业者的未来[J]. 经济研究, 2009, 44(7): 91-106.
- [2] 王永钦, 董雯. 机器人的兴起如何影响中国劳动力市场?——来自制造业上市公司的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(10): 159-175.
- [3] Bukht, R. and Heeks, R. (2018) Defining, Conceptualising and Measuring the Digital Economy. *International Organisations Research Journal*, **13**, 143-172. <https://doi.org/10.17323/1996-7845-2018-02-07>
- [4] 姜琪, 单耀莹. 数字经济发展与就业质量提升: 促进还是抑制? [J]. 经济与管理评论, 2024, 40(4): 123-135.
- [5] 詹韵秋, 杨舒雯. 发展数字经济对提升我国就业质量的影响研究[J]. 价格理论与实践, 2024(3): 184-188.
- [6] 许玲丽, 陈云菲. 数字经济发展对农村女性就业特征的影响研究[J]. 系统工程理论与实践, 2024, 44(9): 2902-2914.
- [7] 易顺, 孟凡强. 中国非正规就业工资性别差异研究[J]. 劳动经济评论, 2019, 12(2): 182-196.
- [8] 尹志超, 仇化, 公雪. 智能手机使用与灵活就业: 来自中国家庭金融调查的证据[J]. 管理评论, 2024, 36(6): 107-118.
- [9] 黄耿志, 张虹鸥, 薛德升, 等. 中国城镇非正规经济与城镇化发展的倒 U 型关系[J]. 经济地理, 2019, 39(11): 76-83.
- [10] 杨梅, 常晓婧. 我国城市营商环境对非正规就业的影响研究[J]. 城市发展研究, 2023, 30(11): 36-41.
- [11] 何宗樾, 宋旭光. 数字经济促进就业的机理与启示——疫情发生之后的思考[J]. 经济学家, 2020(5): 58-68.
- [12] 戚聿东, 丁述磊, 刘翠花. 数字经济背景下互联网使用与灵活就业者劳动供给: 理论与实证[J]. 当代财经, 2021(5): 3-16.
- [13] Gürtzgen, N., Né Nolte, A.D., Pohlan, L. and van den Berg, G.J. (2021) Do Digital Information Technologies Help Unemployed Job Seekers Find a Job? Evidence from the Broadband Internet Expansion in Germany. *European Economic Review*, **132**, Article ID: 103657. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2021.103657>
- [14] 詹婧, 王艺, 孟续铎. 互联网平台使灵活就业者产生了分化吗?——传统与新兴灵活就业者的异质性[J]. 中国人力资源开发, 2018, 35(1): 134-146.
- [15] 贾毓慧. 我国灵活就业统计研究——基于 2021 年劳动力调查数据[J]. 调研世界, 2022(10): 3-11.
- [16] 巴依那, 吕浩然. 我国灵活就业群体社会保障研究的回顾与展望——基于 CNKI 数据库的可视化计量分析[J]. 北京城市学院学报, 2024(2): 70-78.
- [17] 谢莹莹. 推进市场建设, 让灵活就业更灵活[J]. 人力资源, 2024(7): 98-99.
- [18] 赖德胜, 关棋月, 马翰麟. 新业态下灵活就业劳动者教育回报率的性别差异[J]. 教育经济评论, 2024, 9(2): 23-38.
- [19] Reljic, J., Evangelista, R. and Pianta, M. (2021) Digital Technologies, Employment, and Skills. *Industrial and Corporate Change*, dtab059. <https://doi.org/10.1093/icc/dtab059>
- [20] Wu, Y., Neng, H. and Ma, Y. (2023) The Effect of Digital Economy Development on Labor Employment. *Journal of Global Information Management*, **31**, 1-27. <https://doi.org/10.4018/jgim.321180>
- [21] 赵新宇, 郑国强. 劳动力市场扭曲与非正规就业——基于中国劳动力动态调查的实证研究[J]. 吉林大学社会科学学报, 2020, 60(4): 163-173+239.
- [22] 李响. 数字经济对劳动力错配的影响[M]. 南京: 南京信息工程大学, 2023.
- [23] Thurow, L.C. (1972) Education and Economic Equality. *The Public Interest*, **28**, 66-81.
- [24] 谷彬. 劳动力市场分割、搜寻匹配与结构性失业的综述[J]. 统计研究, 2014, 31(3): 106-112.
- [25] 李三希, 王泰茗, 武珂瑜. 数字经济的信息摩擦: 信息经济学视角的分析[J]. 北京交通大学学报(社会科学版), 2021, 20(4): 12-22.
- [26] 任缙, 穆珂伊, 许家玮, 等. 教育信息化对大学生就业质量的影响研究——基于人力资本水平和市场化的视角[J]. 青岛大学学报(自然科学版), 2024, 37(3): 128-137.
- [27] 沙玥, 许清清, 张汉成. 人工智能、就业结构“两极化”和灵活就业[J]. 兰州财经大学学报, 2024, 40(4): 12-24.
- [28] 陈可. 数字经济中的非认知人力资本: 价值与积累[J]. 求索, 2023(6): 63-72.
- [29] 李广昊, 周小亮. 推动数字经济发展能否改善中国的环境污染——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 宏观经济研究, 2021(7): 146-160.
- [30] 黄群慧, 余泽洋, 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.

- [31] 曾祥金, 罗燕. 互联网普及程度对非正规就业的影响分析[J]. 中国劳动关系学院学报, 2019, 33(3): 47-56.
- [32] 刘振春, 韩永辉, 韦东明. 城镇灵活就业对服务业结构升级的影响[J]. 产经评论, 2022, 13(6): 18-33.
- [33] 夏海波, 刘耀彬, 沈正兰. 网络基础设施建设对劳动力就业的影响——基于“本地-邻地”的视角[J]. 中国人口科学, 2021(6): 96-109+128.
- [34] 陈永伟, 胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失: 理论和应用[J]. 经济学(季刊), 2011, 10(4): 1401-1422.
- [35] Beck, T., Levine, R. and Levkov, A. (2010) Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States. *The Journal of Finance*, **65**, 1637-1667. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2010.01589.x>