

数字经济对就业韧性的非线性影响

——兼论产业集聚的非线性调节效应

王亚飞 刘峻楠

(重庆师范大学经济与管理学院,重庆 401331)

摘要:本研究基于2013—2022年中国263个地级市的数据,探讨数字经济对就业数量韧性的影响及产业集聚的调节作用。研究发现:首先,数字经济与就业数量韧性之间存在显著的U型关系,即其早期阶段可能抑制就业,但随着发展,促进作用逐渐显现。其次,制造业集聚、生产性服务业集聚及协同集聚显著调节了这一关系,其中制造业集聚和协同集聚延缓了数字经济的积极影响,而生产性服务业集聚使U型关系趋于平缓,逐步转化为正向线性关系。最后,区域异质性与城市规模的检验显示,在东部地区,数字经济与就业韧性的U型关系更显著,中西部地区则不显著;各城市规模的影响呈多样性,I型大城市为U型,II型大城市为正向线性,小型城市为负向线性。研究深化了数字经济对劳动市场影响的理解,为政策制定者在数字经济发展与就业优化之间的平衡提供实证支持。

关键词:数字经济;就业韧性;产业集聚;非线性关系

中图分类号:F274

文献标识码:A

文章编号:1673-0429(2025)01-0093-14

DOI:10.19742/j.cnki.50-1164/C.250109

一、引言

在面临经济全球化退潮、国际政治经济格局重塑,以及国内经济增速减缓与结构性调整等诸多挑战之际,中国就业韧性显现为评价经济健康状况与风险应对能力的重要指标。党的二十大报告将高质量充分就业确立为宏观经济政策取向的重要目标,彰显了就业优先政策在国家发展战略中的核心地位。就业韧性反映在对经济周期波动、产业转型及外部冲击的适应与恢复能力上,成为衡量劳动市场功能是否健全的关键指标,并直接影响到其抵御外界变动的能力。因此,增强劳动市场的韧性,对于缓和经济衰退所带来的就业冲击、降低失业率、加速经济恢复阶段的稳就业、扩内需,具有重要的理论价值与现实意义。

数字经济的崛起对劳动力市场就业产生了重要影响。廉永生等^[1]研究指出,尽管自动化技术可能削弱低技能和重复性任务的就业机会,但它也催生了如数据分析、软件开发等新兴领域的职位。补充这一观点的是王轶等^[2],他们预测大量职业将因自动化而面临被取代的风险,这可能引发就业岗位的大规模流失。另一方面,原磊^[3]强调产业政策的关键作用,认为通过产业转型和政策引导,可以在某些岗位

收稿日期:2024-11-13

作者简介:王亚飞,男,经济学博士,重庆师范大学经济与管理学院教授,主要研究方向:数字产业与创新创业。

基金项目:国家社会科学基金一般项目“数字普惠金融支持中小企业发展效率提升的机理分析与优化路径研究”(21BJY047)。

消失的同时创造新的就业机会。王春超等^[4]认为,数字技术的进步不仅提高了生产效率,还推动了职业的分化,促进了更加专业化和技术要求更高的岗位的产生,从而提升劳动市场的就业质量。与此同时,廉永生等对技术变革引起的就业不确定性表示担忧,担忧自动化广泛实施可能对劳动者的稳定性和收入水平构成威胁。黄旭等^[5]的研究揭示,虽然技术发展导致某些职位消失,但同时也通过创造新任务和新产业来为就业市场带来新机会。这种市场转型不仅增加了对特定技能的需求,也提出了对劳动力市场整体适应性的更高要求,突显了数字经济对就业影响的综合性与多层次性。

尽管已有研究探讨数字经济对就业的影响,但其对增强劳动力市场韧性的机制研究尚显不足。Martin & Sunley^[6]认为劳动力市场韧性作为经济韧性的关键组成部分,强调在剧烈变化和不确定性下保持自我调整和恢复能力的特性。这一概念起源于区域经济韧性的研究,Simmie & Martin^[7]则尤其关注在外部冲击下经济系统如何保持稳定。Briguglio^[8]等发现劳动力市场的韧性观念在多元化就业机会、灵活的劳动力政策和健全的社会保障体系推动下进一步发展。正如 Chavsas^[9]所述,劳动力市场的适应性及恢复速度是评判经济体复原力的重要指标。孙月梅^[10]进一步揭示,通过教育、劳动政策和市场调节机制抵抗外部挑战的能力,是衡量就业韧性的另一重要维度。这一多层次的就业韧性理论为数字经济变革下制定针对性就业策略和社会政策提供了坚实的理论支持,助力保持劳动力市场的稳定和繁荣。

本文以 2013—2022 年中国 263 个地级及以上城市为样本,探讨数字经济对就业韧性的作用及其机制。研究创新贡献包括:首先,本文参考 Brinca P^[11]的研究,采用反事实测量方法,以 2008 年金融危机前就业状况为基准,量化实际与潜在就业增长率的偏离,精准捕捉劳动力市场恢复与适应能力的动态特征;其次,借鉴 Nambisan^[12]等的做法,创新地将就业韧性纳入数字经济分析框架,揭示其非线性影响机制,突破传统线性分析局限;此外,在 Autor & Dorn 的基础上研究关注不同地区的异质性^[13],展现出数字经济下劳动力市场的地域差异,为政策制定提供指导。

二、理论机理及研究假设

(一)数字经济对就业韧性的影响

在金融危机及其他外部冲击面前,劳动力市场往往经历剧烈的就业波动和失业率上升,揭示出经济对就业的敏感性及当前就业保障机制的不足。尽管数字经济与技术革新在短期内显著提升了生产效率,然而,传统岗位却面临被自动化替代的风险。正如廉永生等所指出的,机器学习和自动化技术的发展使许多职位面临着被机器化替代的可能。而王轶等则进一步阐明,经济危机时企业更倾向于采用成本更低的自动化技术代替人力,这对劳动市场短期韧性构成了挑战。然而,长远来看,数字经济通过创造新的需求和就业机会,推动平台经济的形成,降低市场准入壁垒,并通过促进技能升级来加速市场恢复力的建立,从而增强了长期就业的韧性。正如黄旭等^[14]所展示的,技术进步能够在长期内催生新兴产业的增长,从根本上优化就业结构,提高就业质量。劳动者的微观决策与技能动态调整适应理论指出,个体需要主动参与持续学习与技能提升,以适应快速变化的市场环境,从而在新兴岗位中找到发展机会。正是在数字经济的推动下,这种动态适应能力成为增强就业韧性的关键,从而帮助社会在未来经济冲击中增强抵御能力。

综上,本研究提出假设 H1:数字经济与就业韧性之间存在 U 型关系。具体来说,数字经济发展的初期可能会导致就业韧性下降,表现为就业数量的短期波动和失业率的上升。然而,一旦经历了调整期的低谷并超过拐点,数字经济的进一步发展将促进就业韧性的增强,主要通过新兴产业的培育和劳动力技能的提升来实现。

(二) 产业集聚的调节作用

产业集聚作为产业发展的关键模式,对劳动力市场的就业韧性产生了深远影响。它通过公司间的聚集与协作促进了规模效应与协同效应的形成,进而吸引人才与资源,增强就业市场的活力与竞争力^[15]。产业内企业之间的互动,特别是合作与竞争,驱动了技术革新,为劳动者带来新的就业机会并提升技能水平,从而增强就业适应性和劳动力市场的整体韧性。此外,产业集聚促进了资源的高效配置与共享,降低了生产成本,提高了企业盈利空间,进一步提供了更丰富的就业机会^[16]。

同时,产业集聚还助推了区域经济的快速增长与城市化进程,进而带动基础设施建设与公共服务的改善。这一系列连锁反应不仅提升了区域吸引力,促进人才与资本的汇聚,而且为就业市场拓展了更广泛的机遇和空间。因此,从产业集聚对就业韧性的影响机制来看,其不仅为劳动市场提供了结构性优化与技术进步的机遇,而且通过促进劳动力的行业流动与职业发展,有效减少了结构性失业,提升了就业的稳定性与质量。这种复杂的作用机制,对于理解并推动劳动力市场的健康发展具有重要的理论和实践意义^[17]。

在数字经济背景下,产业集聚对就业韧性的影响十分复杂。一方面,产业集聚通过技术创新与资源优化增强市场灵活性与适应能力;另一方面,低效率集聚可能加剧岗位和薪资波动,损害收入稳定性并促进人才流失。过度集聚可能加剧某些地区或行业就业压力,高技能岗位需求变化可能限制部分劳动力流动,增加失业风险和结构性就业困境。同时,企业间为追求生产效率的竞争促使自动化、机械化技术取代劳动密集型工作,减少低端劳动力就业机会,影响就业市场稳定性。

基于上述分析,本研究提出假设 H2:产业集聚在数字经济与就业韧性之间的 U 型关系中起到调节作用。

三、模型、变量与数据说明

(一) 模型构建

1. 基准模型

为了检验假设 H1 是否成立,构建如下回归模型:

$$RSS_{it} = \alpha + \beta_1 DIG_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 、 t 分别表示城市和年份, RSS 为被解释变量,表示就业数量韧性, DIG 为核心解释变量,表示数字经济, X_{it} 为本文的一系列控制变量,下文会进行详细介绍, μ_i 用来控制不随时间变化的城市固定效应、 φ_t 用来控制年份固定效应, ε_{it} 为随机干扰项。

考虑到数字经济的不同阶段对就业数量韧性的影响可能会呈现出不同的特征,因此,为了进一步验证数字经济与就业数量韧性之间是否存在非线性关系,本文在式(1)的基础上,引入核心解释变量数字经济的二次项(DIG^2),得到如下回归模型:

$$RSS_{it} = \alpha + \beta_1 DIG_{it} + \beta_2 DIG_{it}^2 + \beta_3 X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

2. 调节效应模型

为了考察产业集聚在数字经济对就业韧性影响的调节作用和验证假设 H2 是否成立,在式(2)的基础上构建如下非线性调节效应模型:

$$RSS_{it} = \alpha + \gamma_1 DIG_{it} + \gamma_2 DIG_{it}^2 + \gamma_3 MG_{it} + \gamma_4 MG \times DIG_{it} + \gamma_5 MG \times DIG_{it}^2 + \beta_6 X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$RSS_{it} = \alpha + \gamma_1 DIG_{it} + \gamma_2 DIG_{it}^2 + \gamma_3 SG_{it} + \gamma_4 SG \times DIG_{it} + \gamma_5 SG \times DIG_{it}^2 + \beta_6 X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$RSS_{it} = \alpha + \gamma_1 DIG_{it} + \gamma_2 DIG_{it}^2 + \gamma_3 CG_{it} + \gamma_4 CG \times DIG_{it} + \gamma_5 CG \times DIG_{it}^2 + \beta_6 X_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, MG 、 SG 、 CG 分别表示制造业集聚、生产性服务业集聚、制造业-生产性服务业协同集聚, $MG \times DIG^2$ 、

$SG \times DIG^2$ 、 $CG \times DIG^2$ 分别表示上述三类产业集聚与数字经济二次项的交互项。

(二) 变量说明和数据来源

1. 被解释变量

本文借鉴了 Doran 和 Fingleton^[18]的研究方法,以 2008 年金融危机作为一次外生经济冲击,基于 Dixon-Thirlwall 循环因果模型,采用静态的凡登定律建立了就业与经济增长之间的回归方程,并应用广义矩估计(GMM)技术进行参数估计。本研究通过构建反事实情境,即在无金融危机影响下的假设就业情况,进而估算不同地区在该情境下的就业反事实增长率。通过对比现实中的就业增长路径与反事实增长路径之间的差异,本文深入分析了就业数量韧性的特征及其对经济冲击的响应能力,进而为理解就业市场在面对宏观经济波动时的稳定性与调整机制提供了新的理论视角和实证依据。具体方法如下:

根据凡登定律,当遭遇规模报酬递增的生产条件时,我们可以观察到就业增长率与产出增长率之间形成的正向关系^[19]。据此,本研究构建了以下数学模型来深入分析这一关联性。

$$g = a + by \quad (6)$$

其中, g 为就业增长率, y 为产出增长率, a 为常数项。在普通最小二乘法的基础上,根据凡登定律给出的线性技术进步方程,可将式(6)改写为:

$$\ln M_s = -a + (1-b) \ln Y \quad (7)$$

式(7)被称为静态凡登定律,其中, M_s 代表就业数量水平(由年末总就业人数表征), Y 代表产出水平,考虑到邻近地区就业与本地区就业可能具有空间交互作用,基于此,进一步引入就业的空间滞后项,建立如下空间自回归模型:

$$\ln M_{st} = \alpha_1 + \rho W \ln M_{st} + \gamma \ln M_{st-1} + \beta \ln Y_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

其中, M_{st} 为 t 期就业数量水平, Y_t 为 t 期产出水平, M_{st-1} 为 $t-1$ 期就业数量水平, $W \ln M_{st}$ 为邻近地区就业数量水平的空间滞后项, ε_t 为随机误差项。

参考 Doran 和 Fingleton 的做法,使用两步差分 GMM 对式(8)进行估计。具体参数估计结果如表 1 所示。在有效缓解内生性问题的基础上,邻近地区就业、本地区上一期就业以及本地区产出对本地区当期就业均表现出显著的正向影响。

表 1 参数估计值

	M_{st}
ρ	0.002 6 *** (17.97)
γ	0.434 1 *** (82.01)
β	0.159 4 *** (24.78)
AR(1)	0.001
AR(2)	0.136
Hansen P-value	0.235

注:括号中为 t 统计量; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著,下表同

其次,本研究选取 2007 年我国各城市的实际产出作为基准点,参照全国实际产出增长率并将其作为每个城市的反事实产出增长率,以此来估算各城市的反事实产出水平。进而根据式(6)中估计的系数,我们计算出各城市的反事实就业水平。

最后,基于实际和反事实就业增长率,本研究采用 HP 滤波方法分别得出实际潜在增长率与反事实

潜在增长率。通过比较二者的差异,我们获得就业韧性的定量指标。正值表明城市的实际潜在就业增长率超过了反事实潜在增长率,暗示了该城市就业市场具有韧性;反之,若为负值,则表明该城市就业市场缺乏韧性。

2. 核心解释变量

数字经济(*DIG*)。本研究遵循赵涛等^[20]的研究方法,构建了涵盖数字创新、数字产业及数字用户三个维度的指标体系,以全面衡量城市层面的数字经济发展。具体而言,数字创新的衡量标准包括:工业互联网、5G 产业以及电子商务的专利授权数目(均采用对数形式);数字产业的评价则依据信息传输、计算机服务和软件业的就业人口比重、数字普惠金融指数以及电信业务总量(亦采用对数形式);而数字用户层面则通过移动电话普及率和人均互联网宽带接入用户数进行衡量。通过主成分分析法,将上述八项指标合成为一个表征城市数字经济发展水平的综合性指标(*DIG*)^[21]。这一综合性指标反映了城市在数字经济各关键领域的发展状况,为分析数字经济对就业影响提供了科学、系统的量化工具。数字经济发展指标体系如表 2 所示。

表 2 数字经济发展指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	数据来源
数字经济 发展指标	数字创新	工业互联网授权数对数	企研数据库
		5G 产业专利授权数对数	企研数据库
		电子商务专利授权数对数	企研数据库
	数字产业	信息传输、计算机服务和软件业就业人数占比	中国城市统计年鉴
		数字普惠金融指数	北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制
		电信业务总量对数	中国城市统计年鉴
	数字用户	移动电话普及率	中国城市统计年鉴
		人均互联网宽带接入用户数	中国城市统计年鉴

3. 控制变量

就业韧性除了受数字经济的影响,还受到其他因素的影响。因此,为了缓解遗漏变量而出现内生性问题,本文参考其他文献,加入以下控制变量:(1)外商直接投资(*FDI*),采用外商实际投资额占 GDP 比重来衡量;(2)金融发展水平(*FE*),采用金融机构年末存贷款余额占 GDP 的比重来衡量;(3)城镇化(*UR*),用城镇人口与地区人口的比值来衡量;(4)市场化水平(*MT*),采用王小鲁等编制的市场化指数来衡量;(5)政府支持水平(*GR*),政府财政科学支出占财政支出的比重。

4. 调节变量

产业集聚。为了深入分析产业集聚对经济发展的影响,并考虑到产业集聚的多样性,本研究将产业集聚划分为三种类型:制造业集聚(*MG*)、生产性服务业集聚(*SG*)以及制造业与生产性服务业协同集聚(*CG*)。鉴于城市规模差异可能对产业空间集聚效应的测量造成影响,本文选用区位熵作为研究工具,以精准测度各类型产业在不同城市的集聚水平。测算公式如下:

$$Ag_i = \left(\frac{q_i}{q} \right) / \left(\frac{Q_i}{Q} \right) \quad (9)$$

式(9)中, Ag_i 代表城市 i 中制造业或生产性服务业集聚指数; q_i 代表城市 i 中某产业的从业人数, q 代表全国该产业的从业人数; Q_i 为城市 i 的总就业人数; Q 代表全国总就业人数。本文基于崔书会等^[22]的

做法,对制造业与生产性服务业协同集聚(CG)进行测度。

测算公式如下:

$$CG_i=1-\frac{|MG_i-SG_i|}{MG_i+SG_i}+MG_i+SG_i$$

(10)

(三)数据来源与描述性统计

本研究利用 2013—2022 年间中国 263 个地级及以上城市的面板数据,数据来源涵盖了《中国城市统计年鉴》、EPS 全球数据库、企研数据库、国泰安数据库和 CNRDS 数据库等权威渠道。针对部分变量数据缺失的问题,本文采用插值法进行数据补全。该方法在计量经济学中被视为应对数据不完整的有效手段,因为它在假设数据的时间序列连续性和趋势性前提下,能够有效估计缺失值,最大程度地保留数据集的整体趋势和结构稳定性,从而确保分析结果的准确性和模型的健全性。研究中包含的核心变量的描述性统计结果,覆盖均值、标准差、最小值和最大值,已在综合表中整理呈现。表 3 系统展示了各变量在样本城市中的分布特征和波动幅度,为后续实证分析奠定了坚实的数据基础。

表 3 变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
DIG	2 628	0.344 1	1.511 5	-1.935 8	5.895 9
RSS	2 628	-0.010 9	0.032 6	-0.115 6	0.058 8
UR	2 628	0.574 2	0.142 5	0.273 3	0.948 9
MT	2 628	12.493 4	2.282 2	7.141 5	17.911 6
GR	2 628	0.017 6	0.016 3	0.001 3	0.084 5
FDI	2 628	0.016 6	0.016 6	0.000 1	0.081 1
FE	2 628	2.563 2	1.150 9	1.013 2	6.905 0
SG	2 628	0.785 4	0.317 5	-0.611 3	2.807 2
MG	2 628	0.876 0	0.498 7	-0.895 3	3.321 9
CG	2 628	2.395 1	0.543 3	0.605 2	4.293 8
LNDIS	2 628	6.686 0	0.793 4	0.000 0	8.066 3

四、结果及讨论

(一)基准回归

本研究采用双重固定效应模型对数字经济与就业数量韧性的影响关系进行了详细的经验分析。根据表 4 中的回归分析结果,我们发现,在控制了其他变量后,数字经济对就业数量韧性的直接回归系数并未显示出统计学上的显著性(列(1)~(2))。然而,进一步的分析揭示了数字经济与就业数量韧性之间呈现显著的“U”型关系(列(3)):数字经济的一次项系数显著为负,而二次项系数显著为正。通过 u-test 检验,我们确定了数字经济对就业数量韧性影响的极值点在 1.254 9,这一结果落在了[-1.935 8, 5.895 8]的取值范围内,并且在 1%的统计显著性水平上拒绝了数字经济与就业数量韧性关系为单调或倒“U”型的假设。因此,我们的实证检验支持了假设 H1,即数字经济与就业数量韧性之间存在着 U 型关系,这一发现为理解数字经济变革下就业市场的适应性与复原力提供了新的经验证据。

数字经济之于就业数量韧性展现出的先抑制后促进的非线性效应,其深层动因可概括为两方面。一方面,在数字经济的早期发展阶段,技术替代效应占据主导,自动化与人工智能等技术的应用提升了

生产效率,但同时可能导致传统劳动岗位被机器替代,从而对就业数量产生暂时的抑制作用。另一方面,随着数字经济的深入发展,新兴行业的兴起与传统产业的转型需求并存,这不仅带来了对高技能劳动力的新需求,也促使原先从事传统产业的劳动者面临技能升级的挑战。在这一转型阶段,可能暂时出现就业数量的下滑。然而,长远来看,随着数字技能的普及与劳动力市场对新产业的适应,以及数字经济激发的创新和创业活力,如电子商务、人工智能与云计算等领域的蓬勃发展,不仅开创了创业新渠道,促进了就业增长,同时也引领了灵活就业模式的崛起,如远程工作与平台经济,从而有效增强了就业市场的韧性与弹性。总体而言,在数字经济成熟阶段,其对就业数量韧性的积极影响开始凸显,反映了经济体适应技术变革的能力与就业市场整体适应性的提升。

表 4 数字经济对就业数量韧性的影响

	(1)	(2)	(3)
<i>DIG</i>	-0.001 2	0.001 8	-0.011 5*
	(-0.218 6)	(0.342 2)	(-1.833 0)
<i>DIG</i> ²			0.004 6***
			(4.177 9)
控制变量	No	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	2 628	2 628	2 628
<i>R</i> ²	0.911 6	0.913 1	0.913 7

注: *、**和 ***分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著;括号内为 P 值,以下各表同

(二) 稳健性及内生性分析

1. 更换估计方法

为检验本文基础回归结果的稳健性,本研究采用了两步系统 GMM 估计方法对模型进行再度估计,并在表 5 的列(1)中报告了有关数字经济与就业数量韧性关系的估计结果。估计结果显示,数字经济对就业数量韧性的一次项系数为负且在统计上显著;二次项系数则为正且显著。这一发现进一步证实了本文初步分析结果的稳健性,表明在考虑技术进步和产业发展的复杂动态后,数字经济对就业数量韧性具有非线性影响,即初期可能对就业形成压力,而在一定阈值之后则可能促进就业数量的恢复与增长。

2. 剔除特殊样本

在对省会城市的数据进行剔除后,本研究通过回归分析进一步验证了数字经济对就业数量韧性的影响。回归结果如表 5 列(2)显示,在排除了行政级别较高且资源配置更为优越的城市之后,数字经济发展水平与就业数量韧性之间的关系依然显现出相同的趋势:数字经济对就业数量韧性的一次项系数保持负向显著,而其二次项系数则为正向显著。这一发现进一步巩固了基础回归结果的有效性。

3. 双边缩尾 1%

本研究对所有变量进行了上下 1% 的双边缩尾处理。通过这种方式,将所有变量中的异常值限制在正常范围内,从而减少了极端值对结果的潜在影响。在表 5 列(3)中报告了双尾缩尾 1% 后的估计结果,可以看出,在排除数据极端值后,估计结果并未发生较大改变,巩固了本文基础回归结果的有效性。

4. 替换核心解释变量

数字经济作为本文的核心解释变量,需要考查其不同测度方法是否会对研究结论产生差异化影响。为此,本文采用赵涛等的方法对数字经济重新进行了测算后再进行参数估计。回归结果如表 5 列(4)

所示,在替换核心解释变量数据后,数字经济对就业数量韧性的一次项系数显著为负,二次项系数显著为正,与基础回归的结果一致,进一步证实了本文模型的稳健性。

表 5 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	SYS-GMM	剔除省会城市	双边缩尾 1%	替换核心解释变量
<i>DIG</i>	-0.049 5*** (-4.218 6)	-0.013 6** (-2.020 8)	-0.011 7* (0.006 3)	-0.033 6*** (0.010 6)
<i>DIG</i> ²	0.023 6*** (6.030 7)	0.003 5** (2.385 4)	0.004 6*** (0.001 1)	0.054 9*** (0.015 3)
<i>L. RSS</i>	0.769 9*** (56.655 9)			
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>AR</i> (1)	0.059			
<i>AR</i> (2)	0.244			
<i>Hansen</i>	0.693			
_cons	-0.001 7 (-0.307 0)	-0.033 2*** (-4.237 4)	-0.031 4*** (0.007 1)	-0.026 4*** (0.007 1)
<i>N</i>	2 365	2 378	2 628	2 628
<i>R</i> ²		0.907 0	0.922 9	0.922 6

注:*L. RSS* 为变量 *RSS* 的滞后变量;表中 *AR*(1),*AR*(2)的值为相关性检验的 P 值

5. 内生性处理

在解决被解释变量与其滞后项之间的内生性问题时,尽管两步系统 GMM 估计方法具有一定的效用,但它未能充分处理被解释变量与解释变量之间可能存在的双向因果关系所引发的内生性问题。为了更为精准地识别这一问题,本文计划引入工具变量法进行内生性检验。按照规范操作,选取工具变量需满足两个重要条件:其一,工具变量与内生解释变量间应存在显著相关性;其二,在已控制其他变量的基础上,工具变量需外生,与模型误差项不相关。

借鉴张勋等的研究,本文选择每个城市与杭州间的地理距离(*LNDIS*,且对该变量取对数)作为工具变量。此选择基于杭州在数字经济领域以支付宝等龙头企业的集聚而跻身全国领先地位,使得杭州对周边城市的数字经济发展存在一定程度的辐射作用的假设。因此,城市与杭州的近远很可能正向影响城市的数字经济发展水平,同时,这一外生性距离并不直接影响城市的就业韧性,满足作为工具变量的先决条件。然而,鉴于地理距离为静态值且在时间序列中不变,在工具变量回归的第二步骤可能引发偏差。为解决此问题,本文创新性地引入了每个城市(杭州市除外)的数字经济水平平均值与距离交互项(*LNDIS_DIG*)作为新的工具变量,旨在削弱偏差,确保估计的准确性和有效性。

在工具变量法的估计中,第一阶段回归结果明确表现出离杭距离与城市数字经济平均水平交互项在 1%显著性水平上的正相关性,充分验证了所选工具变量与数字经济水平之间的高度相关性。进入第二阶段分析,采用此工具变量削弱内生性问题后,发现数字经济对就业数量韧性的正向及二次方效应均显著。结合第一阶段的 F 统计值超过 10 和第二阶段 Cragg-Donald Wald F 统计的显著性超越 Stock-Yogo 弱工具变量检验的 10%临界值,这进一步确认了所选工具变量的适用性和本研究不受弱工具变量

问题的干扰。从工具变量法的分析结果看,我们可以得出数字经济与就业数量韧性之间存在显著的 U 型关系的结论。

表 6 内生性检验

	就业数量韧性	
	第一阶段	第二阶段
<i>DIG</i>		-0.028 5** (-2.500 6)
<i>DIG</i> ²		0.004 7** (2.275 6)
第一阶段 <i>IV</i>	0.009 8*** (27.87)	
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
Cragg Donald World Fstatistic		2 389.897
Stock-Yogo weak test(10%)		16.380
<i>N</i>	2 619	2 619

(三) 异质性分析

考虑到中国的东中西部地区之间仍然存在发展不平衡的现象,为了探索数字经济对就业数量韧性的影响在区域间的异质性,本文将所研究的各个城市按照东中西三个区域进行划分并分组回归。表 7 列(1)~(3)分别为就业数量韧性东中西分组回归的结果,东部地区数字经济对就业数量韧性呈现显著的 U 型关系。*utest* 检验表明,东部地区数字经济对就业数量韧性由负向影响转成正向影响的拐点值为 1.718 3,考察期内样本中北京、上海、深圳、广州等东部城市跨越了 U 型拐点,*utest* 检验表明中部、西部地区数字经济与就业数量韧性 U 型曲线的拐点值分别为 1.279 9、0.234 3,但中部、西部地区的均值均未跨越临界值。结果表明:数字经济对不同地区的就业数量韧性产生了不同的影响。产生上述差异的原因可能是:东部地区较中部、西部地区数字经济水平更高,数字经济的高水平化带动了相关产业的发展 and 多元化,增加和拓宽了劳动力的就业数量和就业选择,使劳动力市场在面临冲击时能更快恢复,提高了劳动力市场的就业韧性。然而,中、西部地区数字经济发展不及东部地区,数字经济的发展对相关产业和劳动力市场的影响较小,相关产业发展结构单一化,劳动力过度依赖于单一产业,劳动力市场抵抗冲击的能力变弱。

表 7 区域异质性分析

	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
<i>DIG</i>	-0.023 7*** (-2.821 5)	-0.011 0 (-0.838 4)	-0.002 5 (-0.284 1)
<i>DIG</i> ²	0.006 9*** (5.613 5)	0.004 3* (1.836 7)	0.005 4** (2.565 1)
控制变量	Yes	Yes	Yes

续表7

	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes
_cons	-0.044 1*** (-5.383 5)	-0.030 2** (-2.131 9)	-0.009 5 (-0.776 4)
N	878	1 090	660
R ²	0.959 1	0.861 7	0.944 8

考虑到数字经济的发展水平对不同城市规模的影响程度不同。本文根据 2014 年国务院颁发的《关于调整城市规模划分标准的通知》,将所研究的各个城市划分为 I 型大城市及以上城市(全市常住人口 ≥ 300 万人)、II 型大城市(100 万人 $\leq$ 全市常住人口 < 300 万人)、中小城市(全市常住人口 < 100 万人)三类,并进行分组回归。表 8 列(1)~(3)分别为就业数量韧性按照三种城市规模分组回归的结果,实证研究揭示,数字经济对各城市规模中就业数量韧性影响呈现显著差异,特别是在 I 型大城市及以上规模的城市中,数字经济与就业数量韧性之间展现了一种显著的 U 型关系。与此相对,在 II 型大城市和中小城市中,数字经济与就业数量韧性之间的关系并未显现明显的非线性特征。如表 8 列(4)~(5)所示,II 型大城市显示出数字经济发展对就业数量韧性的显著促进效应,可能是这些城市在数字化转型过程中,较好地运用其市场规模、人才及资本等方面的优势,进而促进了就业增长。然而,中小城市的数字经济发展对就业韧性显示出一定程度的负向关系,这可能是由于这些城市在面对数字经济带来的产业转型压力和竞争挑战时,资源与适应能力的不足制约了新就业机会的吸纳与适应,继而影响了就业韧性。综上所述,这些研究成果强调,在制定区域经济发展战略和就业政策时,必须充分考虑城市规模及其发展阶段的差别和数字经济发展水平对就业影响的复杂性,以有效促进就业市场的稳定和劳动力市场的健康发展。

表 8 城市规模异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	I 型大城市及以上城市	II 型大城市	中小城市	II 型大城市	中小城市
DIG	-0.043 0* (-1.717 1)	0.010 4 (0.963 9)	-0.014 3 (-1.025 7)	0.015 0* (1.762 6)	-0.017 6** (-2.143 5)
DIG ²	0.010 8*** (3.343 4)	0.001 2 (0.693 4)	-0.006 9 (-0.955 4)		
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-0.038 8** (-2.027 9)	-0.056 7*** (-4.867 4)	-0.078 9*** (-6.048 5)	-0.056 6*** (-4.868 2)	-0.018 9* (-1.920 1)
N	230	778	1 620	778	1 620
R ²	0.955 5	0.941 5	0.892 3	0.941 5	0.895 9

(四)产业集聚调节效应

根据前文论述,产业集聚在数字经济对就业韧性的影响过程中可能会起到正向调节的作用。由于

数字经济与就业数量韧性之间存在显著的 U 型关系,所以在检验三类产业集聚的调节效应中,应当考虑到三类产业集聚在数字经济对就业韧性影响过程中的非线性调节效应,对式(2)进行回归^[24]。以制造业集聚在数字经济对就业数量韧性的非线性调节效应为例(其他以此类推),将式(3)求导,当一阶导数为 0 时,得到拐点值 DIG^* ,并对 MG 求偏导,计算结果如下:

$$DIG^* = -\frac{\gamma_1 + \gamma_4 MG}{2(\gamma_2 + \gamma_5 MG)}; \frac{\partial DIG^*}{\partial MG} = \frac{\gamma_1 \gamma_5 - \gamma_2 \gamma_4}{2(\gamma_2 + \gamma_5 MG)^2} \quad (11)$$

在就业数量韧性中,如表 9 列(1)结果所示,数字经济一次项与制造业集聚的交互项显著为负,数字经济二次项与制造业集聚的交互项显著为正,说明制造业集聚确实能够调节数字经济与就业数量韧性之间的 U 型关系。计算拐点公式: $\gamma_1 \gamma_5 - \gamma_2 \gamma_4 = 0.034\ 8 \times 0.009\ 5 - (-0.003\ 0) \times (-0.059\ 4)$ 大于 0,整体曲线右移,制造业集聚的加入使数字经济抑制就业数量韧性的拐点延后到来,即强化了数字经济对就业数量韧性的抑制作用,且 $\gamma_1 \gamma_5 - \gamma_2 \gamma_4 (0.009\ 5)$ 大于 0,说明制造业集聚的加入使得数字经济与就业数量韧性的 U 型关系更加陡峭。如表 9 列(2)结果所示,数字经济一次项与生产性服务业集聚的交互项显著为正,数字经济二次项与生产性服务业集聚的交互项不显著,说明加入生产性服务业集聚后抑制了数字经济对就业数量韧性的主效应,使得数字经济与就业数量韧性之间的 U 型关系变得平缓,最后趋于线性关系,因为数字经济一次项回归系数显著为正,说明加入生产性服务业集聚后数字经济对就业数量韧性发挥正向作用。如表 9 列(3)结果所示,数字经济一次项与制造业-生产性服务业协同集聚的交互项显著为负,数字经济二次项与制造业-生产性服务业协同集聚的交互项显著为正,说明制造业-生产性服务业协同集聚能够调节数字经济与就业数量韧性之间的 U 型关系。计算拐点公式: $\gamma_1 \gamma_5 - \gamma_2 \gamma_4 = 0.059\ 3 \times 0.005\ 2 - (-0.007\ 7) \times (-0.030\ 3)$ 大于 0,整体曲线右移,加入制造业-生产性服务业协同集聚使数字经济抑制就业数量韧性的拐点延后到来,强化了数字经济对就业数量韧性的抑制作用,其 $\gamma_1 \gamma_5 - \gamma_2 \gamma_4 (0.005\ 2)$ 大于 0,说明加入制造业-生产性服务业协同集聚使得数字经济与就业数量韧性的 U 型关系更加陡峭。上述实证检验验证了假设 H2,即产业集聚在数字经济与就业韧性之间的 U 型关系中起到调节作用。

表 9 产业集聚调节效应

	(1)	(2)	(3)
DIG	0.034 8 *** (4.144 4)	-0.027 0 *** (-2.658 5)	0.059 3 *** (3.894 5)
DIG^2	-0.003 0 (-1.635 5)	0.003 4 (1.291 5)	-0.007 7 * (-1.784 8)
MG	-0.002 5 ** (-2.000 3)		
MG_DIG	-0.059 4 *** (-8.145 1)		
MG_DIG^2	0.009 5 *** (5.858 0)		
SG		-0.002 7 ** (-1.971 5)	
SG_DIG		0.022 0 ** (2.036 4)	
SG_DIG^2		-0.000 3	

续表9

	(1)	(2)	(3)
		(-0.112 7)	
<i>CG</i>			-0.002 1 ** (-2.052 0)
<i>CG_DIG</i>			-0.030 3 *** (-4.959 2)
<i>CG_DIG</i> ²			0.005 2 *** (3.392 2)
_cons	-0.021 3 *** (-2.959 8)	-0.027 5 *** (-3.821 1)	-0.020 9 *** (-2.695 9)
<i>N</i>	2 628	2 628	2 628
<i>R</i> ²	0.916 3	0.913 9	0.914 7

五、结论、启示与展望

(一) 研究结论

本研究借助 2013—2022 年中国 263 个地级市的数据,综合运用理论分析与实证检验方法,深入探讨了数字经济发展对就业数量韧性的影响及其机制,并进一步考察了不同类型产业集聚对该关系的调节作用。研究结果显示,数字经济与就业数量韧性之间关系呈显著 U 型,即在 U 型拐点之前,数字经济对就业数量韧性呈现抑制效应;跨越拐点后,其对就业数量韧性呈现正向促进作用。此外,制造业集聚、生产性服务业集聚及其与制造业的协同集聚对数字经济与就业数量韧性间的非线性关系具有显著调节作用,其中制造业集聚和协同集聚导致 U 型拐点右移,延后非线性关系的显现;而生产性服务业集聚使该 U 型关系平缓,逐渐转化为正向的线性关系。区域异质性检验揭示,在东部地区数字经济与就业数量韧性间显现出明显的 U 型关系,而中西部地区则未呈现显著的非线性关系。城市规模方面的异质性检验表明,Ⅰ型大城市及以上城市中数字经济与就业数量韧性之间存在显著 U 型关系,Ⅱ型大城市中表现为正向线性关系,而在中小城市中则为负向线性关系。本研究不仅丰富了数字经济与就业韧性关系的理论探讨,同时对于政策制定者根据地区产业特征与城市规模,精准施策以促进就业韧性提供了重要参考。

(二) 政策启示

基于以上研究结论,本文提出如下政策启示:

第一,深入推进数字基础设施建设至关重要。实证揭示,尽管数字经济在短期内可能抑制就业韧性,但其长期效应会显著提升就业韧性。因此,强化数字经济建设符合全球技术变革趋势,并为长期增强就业韧性提供支撑。推进 5G 网络和信息技术的广泛部署,不仅为数字经济发展奠定基础,还能提供便捷的数字工作与学习环境。同时,推动传统产业的数字化转型,优化生产流程和管理方式,提升企业竞争力和可持续发展能力,促进劳动力市场的高效化和多元化,确保就业稳定性。

第二,推动数字经济与创新创业深度融合,为多元化劳动者提供更多就业机会。通过大数据、人工智能等技术提升生产效率,改善服务质量,降低创业门槛,吸引更多人才。互联网平台打破行业地域限制,推动共享经济与数据驱动商业模式创新,加速远程办公等新型工作模式普及。

第三,加强对创新企业和高端人才的支持,优化劳动力市场环境。通过税收优惠、贷款担保等政策激发企业创新活力,引导优秀人才汇聚,增强高素质人才的培养与引进,助力新兴领域的持续发展。

最后,推动数字经济与产业集聚的协同发展,以缓解就业冲击。通过信息技术网络优化和物联网应用,支持产业集聚的数字化转型,促进产业升级和转型,增强产业协同效应,打造稳定就业环境,提高经济波动期间的韧性。同时,政府应通过大数据和人工智能技术实时监测就业市场变化,快速响应波动,设立跨部门平台,增强信息共享和政策协调,推动多元化劳动力技能培训,提升整体就业韧性。

(三) 研究展望

本研究深入探讨了数字经济与就业数量韧性间的复杂关系,以及产业集聚在此关系中的调节作用,为理解数字经济对劳动力市场的影响提供了新视角。然而,研究集中于就业数量韧性,而对就业质量韧性的讨论相对不足,尚未关注到就业质量在数字化转型中的关键作用。未来的研究应进一步考察数字化对就业稳定性、工资水平和工作满意度等就业质量维度的影响,并探讨在数字经济背景下,如何有效平衡和提升就业数量与质量。此外,由于数据限制,研究未能充分讨论不同行业的数字化进程如何影响不同技能水平的劳动力市场韧性,这一领域有待进一步深入探索。

[参 考 文 献]

- [1] 廉永生,谢菲. 数字经济背景下我国面临的就业风险与对策建议[J]. 商业经济,2024(04):27-30.
- [2] 王轶,刘蕾,魏巍. 数字经济时代我国面临的就业风险及治理机制研究[J]. 济南大学学报(社会科学版),2023(04):98-107.
- [3] 原磊. 实施有利于共同富裕的新型产业政策[J]. 当代经济研究,2024(02):14-17.
- [4] 王春超,聂雅丰. 数字经济对就业影响研究进展[J]. 经济学动态,2023(04):134-149.
- [5] 黄旭,董志强. 人工智能对劳动力市场极化的影响与对策[J]. 系统工程理论与实践,2024(01):272-298.
- [6] Martin R, Sunley P. On the notion of regional economic resilience: Conceptualizations and narratives[J]. Economic Geography, 2015(03): 230-252.
- [7] Simmie J, Martin R. The economic resilience of regions: Towards an evolutionary approach[J]. Cambridge Journal of Regions, Economy and Society, 2010(01): 27-43.
- [8] Briguglio L, Cordina G, Farrugia N, et al. Economic vulnerability and resilience: Concepts and measurements[J]. Oxford Development Studies, 2009(03): 229-247.
- [9] Chavas P J. Economic resilience: Measurement and assessment across time and space[J]. Research in Economics, 2024(02): 100953.
- [10] 孙月梅. 数字全球价值链参与、创新要素配置与经济韧性[J]. 现代管理科学, 2024(01): 22-32.
- [11] Brinca P. Distortions in the neoclassical growth model: A cross-country analysis[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2014(10): 1-19.
- [12] Nambisan S, Wright M, Feldman M. The digital transformation of innovation and entrepreneurship: Progress, challenges and key themes[J]. Research Policy, 2019(08): 103773-103773.
- [13] Autor D H, Dorn D. The growth of low-skill service jobs and the polarization of the U. S. labor market[J]. American Economic Review, 2013(05): 1553-1597.
- [14] 黄旭,董志强. 人工智能如何促进高质量发展和就业? [J]. 中央财经大学学报, 2023(11): 3-18.
- [15] 刘瑞,张伟静. 空间集聚能否提升中国制造业韧性:基于产业适应性结构调整的视角[J]. 当代财经, 2021(11): 16-27.
- [16] 张鹏飞,黎佩雨,刘新智. 产业集聚、劳动力流入与经济高质量发展:基于五大城市群的实证[J]. 统计与决策, 2023(22): 101-105.
- [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(03): 118-133.
- [18] Doran J, Fingleton B. US Metropolitan Area Resilience: Insights from dynamic spatial panel estimation[J]. Environment

and Planning A: Economy and Space, 2018(01):111-132.

[19] 王亚飞,刘静. 自由贸易试验区设立对制造业企业韧性的影响机制及其效应研究[J]. 重庆师范大学学报(社会科学版), 2024(01):59-73.

[20] 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.

[21] 王亚飞,权天舒,柏颖,等. 数字经济促进了城市创新创业活跃度吗:基于 269 个地级及以上城市的经验研究[J]. 安徽师范大学学报(人文社会科学版), 2023(05):135-147.

[22] 崔书会,李光勤,豆建民. 产业协同集聚的资源错配效应研究[J]. 统计研究, 2019(02):76-87.

[23] 张勋,万广华,张佳佳,等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019(08):71-86.

[24] 张明志,张先启. 数字经济对农业碳排放强度的抑制机理及其效应研究:基于我国 31 个省份的面板数据分析[J]. 重庆师范大学学报(社会科学版), 2024(01):90-103.

The Nonlinear Impact of the Digital Economy on Employment Resilience —Along with the Nonlinear Moderating Effect of Industrial Agglomeration

Wang Yafei Liu Junnan

(School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China)

Abstract: Based on data from 263 Chinese prefecture-level cities from 2013 to 2022, this study examines the impact of the digital economy on the quantitative toughness of employment and the moderating role of industrial agglomeration. The study finds that: first, there is a significant U-shaped relationship between the digital economy and the quantitative toughness of employment, i. e. , it may inhibit employment in its early stages, but the facilitating effect gradually emerges as it develops. Second, manufacturing agglomeration, productive services agglomeration and cooperative agglomeration significantly moderated this relationship, in which manufacturing and cooperative agglomeration delayed the positive impact of the digital economy, while productive services agglomeration flattened the U-shaped relationship and gradually transformed it into a positive linear relationship. Finally, the test of regional heterogeneity and city size shows that the U-shaped relationship between the digital economy and employment resilience is more significant in the eastern region, but not in the central and western regions; the impact of each city size is diversified, with a U-shape for Type I large cities, a positive linear relationship for Type II large cities, and a negative linear relationship for small cities. The study deepens the understanding of the impact of the digital economy on the labor market, and provides empirical support for policy-makers to balance between digital economy development and employment optimization.

Keywords: digital economy; employment resilience; industrial agglomeration; nonlinear relationship

[责任编辑:左福生]