

# 数字经济是否促进了劳动力统一大市场形成?\*

贺唯唯<sup>1,2</sup> 侯俊军<sup>2</sup>

(1. 湖南财政经济学院经济学院, 湖南 长沙 410205;

2. 湖南大学经济与贸易学院, 湖南 长沙 410079)



**内容提要:**把握数字经济与劳动力配置之间的关系,是现阶段中国加快经济转型、促进共同富裕的重要议题。本文阐释了数字经济促进劳动力统一大市场形成的理论机理,构建城市层面的劳动力统一大市场指数,利用 2011—2019 年 275 个地级及以上城市数据检验了数字经济对劳动力统一大市场形成的影响。结果表明:数字经济显著促进了劳动力统一大市场的形成,提升了城乡劳动力市场发展水平,同时降低了区域劳动力配置的均衡偏离程度。数字经济能够促进劳动力统一大市场形成的原因在于:数字经济能够降低就业转移成本、增加部门就业需求,扩大就业;数字经济有利于改善创业环境,鼓励居民创业;数字经济可以减少政府治理劳动力流动成本,提升政府公共治理效率。异质性分析结果表明,数字经济对东部地区和不同类型的城市劳动力统一大市场形成均具有促进作用,但对中西部地区的作用不明显。本研究对各地更好地理解劳动力统一大市场形成的影响机制,对于更科学地制定和调整治理策略具有启示意义。

**关键词:**数字经济 劳动力统一大市场 就业规模 创业活跃度 政府治理成本

**中图分类号:**F49; F061.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)06—0005—17

## 一、引言

劳动力是生产要素中最关键、最活跃的因素,是推动生产力发展的根本动力。进一步完善劳动力市场,促进劳动力资源优化组合和合理配置,充分开发、利用和节约人力资源,是现阶段实现中国经济高质量发展的重要课题。中国劳动力市场演变是中国经济改革的一部分(胡鞍钢和程永宏,2003)<sup>[1]</sup>,改革开放以来,“偏向城市、偏向东部沿海地区”的发展策略导致了农村劳动力快速流向城市、中西部人口大量向东部地区集聚的发展态势,劳动力配置格局亦随之发生深刻演变。劳动力流动的要素优化配置效应对 40 余年来中国经济增长与生产率提升居功至伟(郝大明,2016<sup>[2]</sup>;伍山林,2016<sup>[3]</sup>),对居民生活状况也起到了重要改善作用(李实,1999)<sup>[4]</sup>。其原因在于:一方面,农村(中西部)剩余劳动力向城市(东部)地区转移能够直接提升农村(中西部)地区生产率,进而提高劳动者收入水平;另一方面,外来人口涌入城市(东部)地区将形成劳动力要素的规模效应与集聚效应,有利于促进城市(东部)地区生产率提升及劳动者收入增加。然而,受历史因素、经济转型、二元经济、劳动力富余与区域不平衡发展等的影响,中国的劳动力市场呈现出分割状态。这种劳动力市场分割限制了劳动力资源配置,降低了城乡和区域经济效率(陈朴等,2021)<sup>[5]</sup>。随着老

收稿日期:2022-12-05

\* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“中国标准治理与全球贸易规则重构研究”(17ZD099);湖南省社会科学基金项目“经济开放的共同富裕效应及对策研究”(21JD005)。

作者简介:贺唯唯,男,博士后,经济学博士,研究领域是数字经济、城乡发展,邮箱:124039791@qq.com;侯俊军,男,教授,经济学博士,研究领域是产业升级、区域增长,邮箱:cshoujunjun@163.com。通讯作者:侯俊军。

龄化和少子化等问题逐渐凸显,中国劳动力供给总量呈下行趋势。各级政府纷纷制定各项支持措施,依托市场机制扩大大地人口资源,力求吸引和留住劳动力,“人口争夺战”全面打响。结合第六次和第七次人口普查结果可以发现,中西部地区人口规模虽然整体处于收缩趋势,但是核心城市以及区域人口规模仍在扩大,这与人口“向城市集聚、向东部地区集聚”的长期目标基本一致。近年来各级政府为扩大大地人口资源而出台扶持措施,在一定程度上缓解了劳动力配置的城乡和区域扭曲,然而,地方政府制定人口政策主要停留在本地层面,缺乏跨区域的统一协调机制,劳动力要素市场分割问题仍然广泛存在。

建立统一的劳动力市场、提升劳动要素配置市场化水平是加快区域与行业间人员分流、化解劳动力市场分割的重要途径。既有研究大多以城乡或区域的单一视角,基于资本积累(辛超等,2015)<sup>[6]</sup>、产业结构(贺唯唯和张亚斌,2020)<sup>[7]</sup>、城市规模(潘士远等,2018)<sup>[8]</sup>等角度对劳动力要素配置的影响因素进行了探讨,未能全面反映中国劳动力配置城乡和区域“双重”扭曲的典型事实,也未充分关注劳动力权益保障问题。随着中国劳动力市场的发展,强调城乡居民收入决定机制趋同、城乡与区域分割淡化、社会保障力度加强,已成为优化劳动力市场配置、深度释放人口“红利”的必要举措(吴德进,2022)<sup>[9]</sup>,在全国范围内打造统一协调的区域、城乡劳动力市场是当务之急。2022年3月印发的《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》将劳动力作为要素市场化配置改革的工作之一,强调要“健全城乡统一的土地和劳动力市场”“健全统一规范的人力资源市场体系,促进劳动力、人才跨地区顺畅流动”。劳动力统一大市场的内涵在于以外来人口就业保险、医疗保险等公共保障为切入点,进一步打破区域、城乡间就业壁垒,进而加快劳动力向城市、东部地区转移(左学金,2022)<sup>[10]</sup>。在建设全国统一劳动力大市场的要求下,基于传统成本—收益理性分析的个体迁徙行为决策或将受到新兴数字经济发展的强势冲击,使得劳动力的技能培训、就业、定居选择发生重大调整。

近年来,以 IPv6、5G 通信、大数据、云计算、人工智能等为核心的数字技术,将中国生产力发展水平推向新高度,数字经济成为中国经济新的重要增长点,在推动区域和城乡劳动力配置方面均取得显著成效。在区域维度,数字技术(王玉和张占斌,2021)<sup>[11]</sup>、数字金融(孙焱林等,2021)<sup>[12]</sup>等显著优化了区域劳动力配置效率。在城乡维度,以信息技术发展(万广华和张琰,2021)<sup>[13]</sup>、数字基础设施建设(曾亿武等,2021)<sup>[14]</sup>、数字金融(Zhang 等,2020)<sup>[15]</sup>为代表的数字经济活动对城乡劳动力配置同样起到了重要作用。遗憾的是,既有研究未能将区域和城乡劳动力市场配置纳入统一研究框架。为此,本文结合数字经济在经济、社会等领域的突出作用,系统考察数字经济对劳动力统一大市场形成的影响及其内在机制,是从劳动力市场的角度来探究数字经济是否引发“数字鸿沟”的探索,具有一定的理论价值和现实价值。

## 二、文献回顾与假设提出

劳动力统一大市场是一个复合概念,涉及城乡劳动力市场、区域劳动力市场两个维度的统一,具体表现在:打破城乡分割,引导农村剩余劳动力向城市转移,优化城乡劳动力市场配置;破除区域分割,加快劳动力跨区域自由流动,改善区域劳动力市场配置。数字经济能够显著改变要素配置效率,因此对城乡、区域劳动力市场均具有深远影响。一方面,数字经济具有鲜明的“普惠”特征,不仅能够推动以劳动者权益保障为重要内容的城乡劳动力市场优化配置,对于以要素自由流动为特征的区域劳动力市场配置也同样具有改善作用;另一方面,不同人群间数字经济参与能力差异形成“数字鸿沟”,也可能一定程度上造成城乡和区域劳动力配置的扭曲。目前针对“数字经济的劳动力统一大市场效应”问题的研究虽然尚不够深入,但是涉及数字经济的城乡、区域劳动力市场效应研究为本文探讨数字经济对劳动力统一大市场形

成的影响提供了丰富的理论基础。因此,本文从城乡和区域两个维度对数字经济的劳动力市场效应及其作用机制进行梳理。

### 1. 数字经济与城乡劳动力市场

长期以来,收入水平偏低、城乡分配不均、社会保障覆盖规模不足以及城乡社会保障差距等问题是制约中国城乡劳动力市场发展的痼疾。数字经济在城乡收入调节、劳动者权益保护等领域发挥突出作用,将深度影响城乡劳动力市场。

(1)在城乡收入调节层面。数字经济会引起城乡部门居民收入水平变动,而部门间收入变动的规模、幅度不一致,可能将导致城乡劳动力市场发生变化。张勋等(2019)<sup>[16]</sup>、Li等(2022)<sup>[17]</sup>分别基于数字金融或数字技术视角开展实证研究发现,数字经济发展有利于提高收入、缩小收入差距,因此有利于优化收入调节、促进城乡劳动力市场发展。其原因在于:数据和流量作为生产要素进入生产过程,扩大了生产要素投入规模,数字技术向生产环节渗透有助于深化各传统生产要素融合程度,提升要素使用效率,数字经济衍生的新行业、新业态和新模式加快了产业升级进程,以上过程均有助于提升劳动生产率和增加劳动者收入。此外,随着数字化建设全面铺开,参与人群增加有利于发挥数字经济的“普惠”效应,使得城乡收入差距缩小。然而,近年来越来越多研究对数字经济的城乡收入优化效应提出异议,增加了城乡劳动力市场发展的不确定性。首先,数字经济引致的技能偏向型技术进步可能会对低技能劳动者就业造成“挤出”效应,进而恶化收入差距(柏培文和张云,2021)<sup>[18]</sup>。其次,不同人群间数字经济参与能力不一致会形成“数字鸿沟”问题(张要要,2022)<sup>[19]</sup>,也可能扩大收入不平等现象。最后,数字经济对收入分配的影响表现出阶段性特征(李晓钟和李俊雨,2022)<sup>[20]</sup>。在数字经济发展起步阶段,数字技术覆盖范围小、终端工具成本高、使用功能有限以及居民数字技术使用能力不足等因素限制了数字经济参与人群规模,少数参与者率先通过数字经济获得更高效益,使得收入差距进一步扩大;随着数字化建设的全面铺开,数字经济覆盖范围扩大、终端成本降低、使用功能完善以及居民数字技术使用能力增强,数字经济参与人群不断扩大,“数字红利”被广大参与者所共享,收入差距随之呈现缩小态势。

(2)在劳动者权益保护层面。一方面,数字经济能够提高法制化效率、改善政府监管质量,有助于强化劳动者权益保护以及促进城乡劳动力市场发展。数字经济的福利效应具有显著的包容性特征,随着数字经济发展,居民参与养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险的规模大幅提升,劳动者权益得到切实保障(柏培文和张云,2021)<sup>[18]</sup>。另一方面,数字经济形成新的劳动力市场监管漏洞,可能会损害劳动者权益、不利于城乡劳动力市场发展。数字经济衍生的零工就业、电子商务以及各种形式的在线就业等虽然有利于增加就业岗位、丰富就业渠道,但是由于当前数字劳动力市场存在监管漏洞,相关行业存在社会保险参与水平低、劳动法规遵守力度不足(Chen等,2020)<sup>[21]</sup>、雇佣关系不稳定(Chen等,2020)<sup>[22]</sup>等现象,这也会对劳动者权益形成挑战。

### 2. 数字经济与区域劳动力市场

除城乡劳动力市场外,数字经济对以要素流动为特征的区域劳动力市场同样具有重要影响。数字经济的高渗透性、高协同性特性能够改变要素配置,进而有利于加快地区间劳动力流动,实现区域劳动力市场配置进一步优化(王玉和张占斌,2021<sup>[11]</sup>;孙焱林等,2021<sup>[12]</sup>)。首先,数据、流量等数字要素投向生产环节,改变了地区要素禀赋,使得区域间劳动力分布面临新一轮调整。这是因为,数字技术改变了要素结构,产业结构亦随之变化,劳动力需求规模与结构将发生深刻调整(Berman等,1998<sup>[23]</sup>;Jorgenson,2001<sup>[24]</sup>),这迫使劳动力要素根据区域间产业结构进行重新配置。其次,数字技术与劳动要素深度融合,将改变劳动要素边际效率,使得区域间劳动力配置进一步变

化。其具体表现在,数字经济衍生的新行业、新模式、新业态能够通过增加新型就业岗位的方式创造劳动力需求,同时也可能造成结构性失业而抑制劳动力需求(胡拥军和关乐宁,2022)<sup>[25]</sup>,这种就业“双刃剑”效应同样会深化区域劳动力市场配置。然后,数字经济具备的外部性和网络性特征能够提供更为精确的信息匹配,有利于劳动要素形成、集聚和转移(张永恒和王家庭,2020)<sup>[26]</sup>。最后,数字经济发展能够一定程度地克服由于信息不对称导致的要素市场垄断,继而放松劳动力流动约束、促进区域劳动力市场发展(李焕杰和张远,2022)<sup>[27]</sup>。

可以发现,数字经济对城乡、区域劳动力市场具有重要影响,因此与构建劳动力统一大市场紧密相关。因此,本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>:数字经济对城乡劳动力市场和区域劳动力市场发展均具有积极促进作用,因此对劳动力统一大市场形成具有促进效果。

### 3. 数字经济影响劳动力统一大市场形成的作用机制:就业、创业以及政府治理的三重视角

“宜业”与“宜居”是推动劳动力流动的基础。更多的就业机会(万广华等,2022)<sup>[28]</sup>、更为公平的竞争环境(王春超和冯大威,2018)<sup>[29]</sup>、优良的居住环境(夏怡然和陆铭,2015)<sup>[30]</sup>等,是引导劳动力向城市地区、发达地区流动并实现要素跨城乡和区域优化配置的重要推手。随着数字技术向经济社会全面渗透,数字经济的就业、创业以及政府公共治理效应将在劳动力统一大市场形成和发展过程中扮演关键角色。

(1)数字经济的就业扩大效应主要体现在如下四个方面:第一,数字经济通过海量信息的聚合、处理、筛选和投送,有利于降低就业信息搜寻成本,提高劳动者就业质量(万广华和张琰,2021)<sup>[13]</sup>。第二,数字要素和技术向生产领域全方位渗透,提升了劳动力边际产出效率,有助于增加劳动力需求。第三,数字经济一方面能够加快新产品、新机器、新产业部门形成劳动力需求,另一方面对传统行业造成的冲击也可能导致失业问题(胡拥军和关乐宁,2022)<sup>[25]</sup>。第四,数字经济与金融部门相融合,通过改变金融可得性的方式引导劳动力跨部门转移就业,实现就业结构优化(Zhang等,2020)<sup>[15]</sup>。

(2)数字经济对提升居民创新活跃度同样具有正面作用(赵涛等,2020)<sup>[31]</sup>。首先,5G通信、大数据、人工智能等数字技术对海量信息的整理、筛选和精准投送,使得居民创业搜寻成本大幅下降。其次,数字金融放松融资约束,扩展了居民创业融资渠道。然后,利用数字技术能力扩展家庭和社会关系网络,加快创业活动物资、政策信息或援助等资源积累,有助于丰富创业资源。最后,数字经济对于营造良好的营商环境和促进市场透明化具有积极作用,从而通过减少不确定性风险的途径改变居民创业风险偏好。

(3)数字经济不仅通过扩大就业、鼓励创业等方式实现“宜业”,而且能够有效降低政府治理成本、改善本地生活质量以促进“宜居”,加速劳动力市场化流动。近年来诸多事实表明,数字经济依托互联网、人工智能、大数据、云计算等技术全面提升了数字信息的集中处理能力和效率,区域间、行业间、企业间、居民间“信息孤岛”问题得以克服,进而化解劳动力大规模流动对交通、住房、医疗、教育、环境等公共服务带来的冲击,能够有效弥补公共服务短板,降低政府治理成本,提高本地生活环境质量,进一步引导劳动力跨城乡和区域流动(夏杰长和刘诚,2021<sup>[32]</sup>; Goel和Vishnoi,2022<sup>[33]</sup>)。

综上所述,数字经济对增加就业、鼓励创业以及提升政府公共治理效率具有重要影响。因此,本文提出如下假设:

H<sub>2</sub>:扩大就业、提升创业活跃度、降低财政支出强度是数字经济促进劳动力统一大市场形成的作用机制。

### 三、研究设计

#### 1. 实证模型设定

为考察数字经济发展对劳动力统一大市场形成的实际影响,本文构建基本实证模型:

$$market_{it} = \beta_0 + \beta_1 digital_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $market_{it}$  为  $i$  城市  $t$  年的劳动力统一大市场水平,用以测度劳动力统一大市场形成的水平和程度,  $digital$  为数字经济发展水平,  $X$  为地级及以上城市控制变量集合,  $\mu$  和  $\delta$  分别为城市固定效应与年份固定效应,  $\varepsilon$  为随机扰动项。

#### 2. 变量说明

(1)被解释变量。劳动力统一大市场( $market$ )。当前并未出现能够客观反映劳动力统一大市场的度量指标,鉴于劳动力统一大市场同时涉及城乡和区域两个维度,因此本文先分别对城乡劳动力市场( $market_{dual}$ )和区域劳动力市场( $market_{region}$ )发展水平进行测度,再借鉴万海远和陈基平(2021)<sup>[34]</sup>的研究方法计算劳动力统一大市场发展水平。

目前涉及劳动力配置效率测度的文献主要分为三类:一是对省际层面的城乡以及地区劳动力配置效率的测度(柏培文,2012)<sup>[35]</sup>,该方法的缺点在于测度过程依赖于估算城市及农村物质资本存量,其受到数据制约因此难以下沉至中国地级及以上城市层面。二是对地级及以上城市劳动力要素整体配置效率进行测度(张永恒和王家庭,2020)<sup>[26]</sup>,其缺点在于无法反映中国劳动力配置“城乡扭曲”问题。三是相关机构公开的劳动力市场化指数数据,但是同样集中在省际层面。可以发现,既有测度方法并不能反映中国劳动力地级及以上城市层面城乡与区域“双重扭曲”的典型事实,故本文基于劳动力配置视角,分别对城乡和区域劳动力市场发展水平进行测度。

传统观点认为,“收入差距是引导劳动力流动的源泉”,劳动力流动的动因在于不同岗位之间的福利差异。城市部门凭借收入水平、社会保障优势吸引外来人口流入,继而发挥劳动力规模效应和集聚效应;农村部门剩余劳动力流出也改善了本部门劳动力要素边际效率。城乡两部门劳动力要素效率同时实现提升,最终促进了城乡劳动力市场发展。基于以上逻辑,本文结合城乡居民收入和劳动保障两个方面,选取城镇居民人均可支配收入、农村居民人均纯收入、城乡个体居民收入比、人口城镇化率、养老保险参保人数比重、医疗保险参保人数比重以及失业保险参保人数比重七项指标,利用主成分分析法测算城乡劳动力福利水平作为城乡劳动力市场发展指数的替代指标。在进行主成分分析前,本文先对各三级分析指标进行归一化处理。其中,正向指标的处理方法为:处理值 = (实际值 - 最小值) / (最大值 - 最小值),负向指标的处理方法为:处理值 = (最大值 - 实际值) / (最大值 - 最小值)。城乡劳动力市场发展水平指标体系构建与权重测度结果如表 1 所示。

表 1 城乡劳动力统一大市场指标体系构建及权重测度结果

一级指标	二级功能指标	三级分析指标	预测方向	测度权重
城乡劳动力统一大市场	城乡劳动力配置	城镇居民人均可支配收入	正向	0.11
		农村居民人均纯收入	正向	0.14
		城乡居民收入比	负向	0.09
		常住人口城镇比重	正向	0.14
	劳动者权益	养老保险参数人数比重	正向	0.18
		医疗保险参数人数比重	正向	0.17
		失业保险参数人数比重	正向	0.17

主成分分析显示,KMO 值约为 0.75,大于 0.7 的临界值,表明选取变量适合进行因子分析。此外,分析结果的成分因子为 3,方差累计率约为 0.9,表示变量数据的解释力度较好。进一步地,对各分析指标进行赋权,再将各初始赋权值除以所有赋权值之和即得到劳动力市场发展水平各分析指标的实际测度权重。最后,根据测度权重对各分析指标进行加权就能得到各地城乡劳动力市场发展水平。

对于区域劳动力市场,本文选取区域劳动力配置的均衡偏离程度反映区域劳动力市场发展水平,具体为:

$$market_{region} = |\gamma_{Li} - 1| \quad (2)$$

其中, $\gamma_{Li}$ 为*i*地区劳动力相对扭曲系数。当 $\gamma_{Li} = 1$ 时,表示劳动力配置达到均衡状态;当 $\gamma_{Li} > 1$ 时,表示劳动力供给相对过剩;当 $\gamma_{Li} < 1$ 时,表示劳动力供给相对不足。根据(2)式可以发现, $market_{region}$ 值越大,区域劳动力市场发展水平越低。关于各地区劳动力配置相对扭曲系数的测算,本文参考白俊红和刘宇英(2018)<sup>[36]</sup>的研究,将测算公式设为:

$$\gamma_{Li} = \left( \frac{L_i}{L} \right) / \left( \frac{s_i \beta_{Li}}{\beta_L} \right) \quad (3)$$

其中, $L_i$ 和 $L$ 分别表示地区*i*劳动力数量和整个经济体劳动力数量。 $s_i$ 表示*i*地区 GDP 占全国 GDP 的比重。 $\beta_{Li}$ 和 $\beta_L$ 分别表示*i*地区和整个经济体的劳动产出弹性,且 $\beta_L = \sum_i^N s_i \beta_{Li}$ 。 $\beta_{Li}$ 的测度首先需假设 $\beta_{Li} + \beta_{Ki} = 1$ ,并基于这一假设构建柯布一道格拉斯生产函数:

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = \ln A + \beta_{Ki} \ln(K_{it}/L_{it}) + \mu_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $Y_{it}$ 为*t*年地级及以上城市*i*的 GDP(以 2011 年为基期,利用所在省级行政区的 GDP 指数进行平减,单位:万元); $L_{it}$ 为各地级及以上城市劳动力人数,用年末单位从业人数(单位:人)衡量; $K_{it}$ 为资本存量(单位:万元),估算方法参考吴青山等(2022)<sup>[37]</sup>的研究,以年度固定资产投资额为投资流量,利用所在省级行政区年度固定资产投资价格指数以 2011 年为基期进行平减,并选取 9.6% 的折旧系数对 2011—2019 年中国各地级及以上城市资本存量进行估算。鉴于各地级及以上城市要素产出弹性差异较大,因此本文在(4)式的基础上结合变异系数模型对各地区资本产出弹性 $\beta_{Ki}$ 进行估计,则劳动产出弹性 $\beta_{Li} = 1 - \beta_{Ki}$ 。最后,根据劳动产出弹性测算结果可进一步计算各地区劳动力配置相对扭曲系数 $\gamma_{Li}$ 。

为考察“城乡”和“区域”两个维度相统一的劳动力统一大市场,本文借鉴万海远和陈基平(2021)<sup>[34]</sup>的方法,对城乡和区域劳动力市场发展水平进行归一化处理后再求两项处理值的几何平均数,作为反映劳动力统一大市场发展水平的指标。其中,城乡劳动力市场发展水平的处理值 = (实际值 - 最小值)/(最大值 - 最小值),区域劳动力市场发展水平的处理值 = (最大值 - 实际值)/(最大值 - 最小值)。

(2)解释变量。数字经济(*digital*)。鉴于数字经济向国民经济社会的各个领域快速渗透,其涵盖的内容也十分丰富。本文借鉴赵涛等(2020)<sup>[31]</sup>的方法,结合信息产业发展、数字技术研发能力以及数字金融三个维度,运用主成分分析法对中国地级及以上城市数字经济发展指数进行测度。在信息产业发展维度,本文分别选取计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业务总量、每百人互联网宽带接入用户数以及每百人移动电话用户数分别反映信息产业从业人员现状、信息产业产出现状、互联网普及程度以及移动电话普及程度。在数字技术研发能力维度,本文选取地方一般公共预算支出中科学技术支出与 GDP 之比反映。在数字金融层面,本文选取北京大学公布的中国数字普惠金融指数作为数字金融发展现状的反映指标。在开展主成分分析之前,本文对上述指标同样进行了归一化处理,数字经济指标体系构建与权重测度结果如表 2 所

示。结果显示,KMO 值约为 0.74,大于 0.7 的临界值,表明变量选取具备进行因子分析的基本要求;成分因子为 4,方差累计率约为 0.9,表示变量数据具有较强的解释力度。进一步地,采用与前文城乡劳动力市场指标测度类似的处理方式,计算数字经济各项分析指标的实际测度权重,再根据测度权重对各分析指标进行加权即可得到数字经济指数。

表 2 数字经济指标体系构建及权重测度结果

一级指标	二级功能指标	三级分析指标	预测方向	测度权重
数字经济	信息产业发展	计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重	正向	0.14
		人均电信业务总量	正向	0.18
		每百人互联网宽带接入用户数	正向	0.21
		每百人移动电话用户数	正向	0.19
	数字研发能力	地方一般公共预算支出中科学技术支出与 GDP 之比	正向	0.16
	数字金融发展	数字普惠金融指数	正向	0.13

(3)控制变量。产业升级有助于增加现代部门就业需求,进而通过吸纳农业部门剩余人口的方式调整劳动力配置(贺唯唯和张亚斌,2020)<sup>[7]</sup>,故本文选取产业现代化程度(第二、第三产业增加值占 GDP 比重)反映产业结构(*structure*)。政府对土地资源的管制将直接影响本地住房价格,继而有利于深化劳动力要素跨区域配置(黄文彬和王曦,2021)<sup>[38]</sup>,故本文选取市辖区面积占行政总面积的比重反映土地城市化(*land*)。人力资本积累能够扩大技能劳动力供给规模,对于提高非农就业水平意义重大,本文构建人力资本指数以反映各地级及以上城市人力资本水平(*hc*),具体方法为: $hc = (\text{高校在校学生数} \times 16 + \text{普通中学在校学生数} \times 12 + \text{小学在校学生数} \times 6) / \text{地区总人口}$ 。公共医疗资源同样会对劳动力配置造成影响,本文选取人均医院床位数衡量公共医疗供给水平(*medicine*)。环境规制导致的污染部门就业萎缩以及清洁部门就业扩张,将影响行业内部以及行业之间劳动力再配置(王勇等,2017)<sup>[39]</sup>,这也将对劳动力统一大市场形成具有重要作用,本文借鉴叶琴等(2018)<sup>[40]</sup>的研究,采用人均废水排放量、人均二氧化硫排放量以及人均烟尘排放量构造中国地级及以上城市环境规制指数并取其对数以衡量本地环境规制力度(*regulation*)。

### 3. 数据来源与变量描述性统计

由于以上中国地级及以上城市相关数据在 2011—2019 年间较为完整,因此本文将研究时间限定在此范围内。本文剔除了研究时间内数据缺失严重的城市样本,获得了一个包含中国 275 个地级及以上城市的平衡面板数据集,考察了数字经济发展对劳动力统一大市场的实际影响。其中,城乡居民收入、常住人口数据来自于中国各地级及以上城市年度国民经济与社会发展统计公报及政府工作报告。数字普惠金融指数数据来自于北京大学公布的中国数字普惠金融指数。其余数据则来自于《中国城市统计年鉴》。相关变量的描述性统计如表 3 所示。

可以发现,本文测算的劳动力统一大市场指数、数字经济指数取值范围均在 0~1 之间,城乡劳动力统一大市场指数、区域劳动力配置的均衡偏离程度取值范围均在 0~3 之间,统计特征较为接近。此外,各主要变量的标准差较小,且均值均与其最大值和最小值差距不大。

表 3 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>market</i>	2475	0.39	0.28	0.00	1.00
<i>market<sub>dual</sub></i>	2475	0.47	0.18	0.17	1.93
<i>market<sub>region</sub></i>	2475	1.03	0.64	0.00	2.17
<i>digital</i>	2475	0.12	0.06	0.02	0.54

续表 3

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>structure</i>	2475	0.88	0.07	0.53	1.00
<i>land</i>	2475	0.23	0.24	0.00	1.00
<i>hc</i>	2475	1.27	0.31	0.88	1.92
<i>medicine</i>	2475	45.74	17.42	13.54	141.00
<i>regulation</i>	2475	2.55	1.02	-0.41	8.61

## 四、实证检验及结果分析

### 1. 基准模型检验结果

基准模型检验结果如表 4 所示。第(1)列控制了城市效应和年份效应后,数字经济的参数显著为正。第(2)列则引入城市层面的控制变量,结果显示数字经济对劳动力统一大市场形成仍然具有显著正向影响。考虑到数字经济发展潜在的空间相关性,本文进一步加入地理距离矩阵并利用空间 SAR 模型与 SDM 模型开展检验,结果由第(3)列和(4)列展示,其中  $\rho$  和  $W$  分别表示被解释变量空间效应以及解释变量对被解释变量的空间溢出效应。可以发现,数字经济的参数在第(3)列和(4)列中均显著为正,即考虑了空间相关性后,数字经济依然对劳动力统一大市场形成具有促进作用。 $\rho$  的参数在第(3)列和(4)列中同样均显著为正,表明本地劳动力统一大市场发展对其他地区劳动力统一大市场形成具有“涓流效应”而非“虹吸效应”。 $W \times digital$  的参数不显著,表明数字经济对其他地区劳动力统一大市场形成的影响不明显。直接效应、间接效应以及总效应在第(3)列中均显著为正,而在第(4)列中仅直接效应显著,表明本地劳动力统一大市场受到本地数字经济的带动作用更大。第(5)列和第(6)列分别给出了数字经济对城乡、区域劳动力统一大市场形成的影响。结果显示,数字经济对城乡劳动力市场发展水平的影响显著为正,对区域劳动力配置的均衡偏离程度影响显著为负。换言之,数字经济同时促进了城乡和区域劳动力市场发展。

表 4 基本模型检验结果

变量	<i>market</i>	<i>market</i>	<i>market</i>	<i>market</i>	<i>market<sub>dual</sub></i>	<i>market<sub>region</sub></i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>digital</i>	0.9128 *** (0.1575)	0.8908 *** (0.1523)	0.5963 *** (0.2080)	0.8199 *** (0.2868)	0.6349 *** (0.0392)	-0.3483 * (0.1807)
<i>structure</i>		1.3751 *** (0.1234)	0.7790 *** (0.2392)	0.6866 ** (0.2795)	0.0688 ** (0.0318)	0.7565 *** (0.1464)
<i>land</i>		-0.1357 *** (0.0330)	-0.1586 ** (0.0632)	-0.1285 ** (0.0626)	0.0006 (0.0085)	0.0397 (0.0392)
<i>hc</i>		0.0398 ** (0.0165)	0.0339 (0.0238)	0.0368 (0.0253)	0.0269 *** (0.0043)	0.0399 ** (0.0196)
<i>medicine</i>		-0.0015 *** (0.0004)	-0.0008 (0.0007)	-0.0011 (0.0008)	-0.0001 (0.0001)	0.0015 *** (0.0005)
<i>regulation</i>		0.0036 * (0.0020)	0.0030 (0.0019)	0.0050 ** (0.0024)	0.0008 (0.0005)	-0.0048 ** (0.0023)
常数项	0.2853 *** (0.0176)	-0.8867 *** (0.1142)	— (—)	— (—)	0.2933 *** (0.0294)	0.2912 ** (0.1355)



续表 4

变量	market	market	market	market	market <sub>dual</sub>	market <sub>region</sub>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\rho$			0.8560*** (0.0576)	0.8825*** (0.0218)		
$W \times digital$				-0.4669 (0.6310)		
直接效应			0.6025*** (0.2058)	0.8192*** (0.2852)		
间接效应			3.3421* (1.7122)	2.0718 (4.4731)		
总效应			3.9446** (1.7705)	2.8910 (4.5442)		
年份/城市固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2475	2475	2475	2475	2475	2475
调整 R <sup>2</sup>	0.9057	0.9126	0.0553	0.0370	0.9639	0.9761

注:括号里的数字为标准误差;\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 的水平下显著,下同

各控制变量中,产业现代化水平(*structure*)参数显著为正,表明产业升级将通过提高非农就业的手段对劳动力统一大市场形成起到促进作用。市辖区面积占行政面积比重(*land*)参数显著为负,表明土地城市化运动虽然通过加快农村居民市民化进程的方式提升非农业部门劳动力比重,但是未能与产业发展相适配而拉低了劳动力市场效率。人力资本指数(*hc*)参数显著为正,也就是说,人力资本积累有助于扩大本地技能劳动力“蓄水池”,从而借助调节本地劳动力用工配置的方式促进劳动力统一大市场形成。人均医院床位数(*medicine*)的参数显著为负,表明公共医疗并不能促进劳动力统一大市场形成,可能是因为现阶段公共医疗资源在城乡、区域间分布仍然极不合理,导致劳动力城乡、区域配置扭曲进一步恶化。环境规制强度(*regulation*)对劳动力统一大市场形成具有正面作用,其原因在于,环境规制能够通过降低居民健康支出的方式放松流动性约束,进而鼓励人口跨区域流动并推动劳动力统一大市场。

## 2. 内生性检验

(1)工具变量法。由于测量误差、反向因果、遗漏变量等因素会导致模型结果出现偏差,或者出现潜在内生性问题,因此,对模型进行系统的内生性检验以排除上述因素对检验结果的干扰就显得尤为重要。本文首先使用工具变量法对模型进行内生性检验,结果如表 5 所示。本文参考黄群慧等(2019)<sup>[41]</sup>的研究思路,选取 2004 年的固定电话用户数量历史数据与年份的交互项作为数字经济发展指数的工具变量对基本模型进行内生性处理。第(1)列结果显示,Kleibergen-Paap rk LM 的统计量  $p$  值为 0.00,显著拒绝“工具变量识别不足”的原假设。在工具变量弱识别的检验中,Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量约为 24.56,大于 Stock-Yogo 弱识别检验 10% 水平上的临界值。以上结果表明,选取历史上各城市固定电话用户数与年份的交叉项作为数字经济发展指数的工具变量具有合理性。包含工具变量的模型检验结果中数字经济参数显著为正,表明经过工具变量处理后的数字经济仍然有利于推动劳动力统一大市场形成,与基本模型检验结果类似。第(2)列则展示了经过系统 GMM 方法处理内生性后的模型检验结果。可以发现,此时 Hansen 值约为 0.43,表明工具变量的选取是有效的。系统 GMM 模型中数字经济的参数显著为正,也就是说,经过该方

法处理模型潜在内生性后,数字经济对劳动力统一大市场形成依然有较强的带动作用,与基准模型检验结果相同。

表 5 内生性检验结果

变量	<i>market</i>	<i>market</i>
	(1)	(2)
<i>digital</i>	11.0995 *** (2.3424)	9.1227 ** (3.6024)
控制变量	控制	控制
年份/城市固定效应	是	是
Kleibergen-Paap rk LM 统计值	15.663 (0.0001)	
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计值	24.563 (16.38)	
Hansen 检验		0.432
观测值	2475	2475
调整 R <sup>2</sup>	-1.7875	—

(2) 双重差分检验。2013年8月17日,国务院印发《“宽带中国”战略及实施方案》,并于2014年、2015年和2016年分三批共遴选出超过100个地级及以上城市作为“宽带中国”战略试点城市,力求加快中国宽带基础设施发展建设以提升现代信息技术应用水平。事实上,随着“宽带中国”战略的实施,相关试点城市宽带网络用户规模、网速、覆盖范围、与经济社会发展的融合程度均得到大幅提升,这不仅有利于当地数字经济发展硬件基础的积累,而且为本文开展外生政策冲击分析提供了一个绝佳的试验环境。本文以多期双重差分方法开展研究,对“宽带中国”试点如何影响了劳动力统一大市场进行检验:

$$market_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \lambda X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, $i$ 表示城市, $t$ 表示年份。 $did$ 为该城市当年是否为“宽带中国”试点城市,是则取1,反之则取0。 $X$ 为地级及以上城市控制变量集合。 $\mu$ 为城市效应, $\delta$ 为年份效应, $\varepsilon$ 代表随机误差项。双重差分检验结果显示<sup>①</sup>,在未考虑控制变量而仅控制年份/城市固定效应时, $did$ 参数显著为正,即此时“宽带中国”试点促进了劳动力统一大市场发展。进一步引入了地级及以上城市层面的控制变量,可以发现, $did$ 参数依然显著为正。因此可以认为,“宽带中国”试点的确促进了劳动力统一大市场形成。

(3) 倾向匹配得分检验。对模型变量进行平衡趋势检验后发现,匹配后所有变量的标准化差异均小于10%,表明各变量的平衡性较好。此外,各变量匹配后的t检验结果均不拒绝处理组和对照组五系统差异的原假设,可以认为本文基本模型设定及数据选取适合进行倾向匹配得分检验。倾向匹配得分检验结果显示, $ATT$ 的参数显著为正,即“宽带中国”城市试点的确对劳动力统一大市场形成起到了促进作用。

(4) 安慰剂检验。需要注意的是,除外生政策冲击外,处理值与对照组之间还可能存在其他差异,可能导致实证出现偏差,安慰剂检验可较好地排除以上差异对实证结果的干扰。本文选取未进

① 受篇幅限制,内生性和稳健性检验部分结果文中略去,备索。

入“宽带中国”试点名单的地级及以上城市作为安慰剂检验,其中估计系数的核密度函数显示,估计系数分布在 0 值附近,且服从正态分布,符合安慰剂检验的预期。也就是说,除了是否被纳入宽带中国试点名单外,处理组和对照组之间并不存在显著差异,即“宽带中国”试点促进了处理组劳动力统一大市场形成。

### 3. 稳健性检验

前文对数字经济对劳动力统一大市场的促进作用进行了基本证明,为确认数字经济对统一大市场的实际影响,本文进一步开展相关稳健性检验。

(1) 替换控制变量。本文利用熵值法测度的数字经济指数对数替换原解释指标进行稳健性检验后发现,进行解释变量替换后的数字经济参数仍然显著为正,与基准模型结果一致。

(2) 变换计量方法。为解决误差项自相关的问题,本文对地级及以上城市维度的误差项进行聚类分析。结果显示,对模型误差项自相关进行处理后,数字经济对劳动力统一大市场仍然具有促进作用,与基准模型结果一致。

(3) 剔除直辖市样本。直辖市在经济体量、人口规模、辖区面积、行政权力等方面具有显著优势,将其纳入实证样本也可能对基本模型检验结果造成偏误风险(王玉泽等,2019)<sup>[42]</sup>。本文将北京、天津、上海以及重庆四大直辖市从总样本中剔除,再次进行稳健性检验。结果表明,数字经济对劳动力统一大市场形成依旧具有促进作用。

(4) 剔除不可观测样本。部分人口城镇化率在各类统计年鉴、统计公报、政府工作报告中均为 100%,即理论上不存在农村人口。事实上,以上地区依然可能保有农村人口,只是因为本地农村人口样本过少导致农村居民特征难以观测,致使相关数据统计结果与客观事实出现差异,这也可能影响模型稳健性。故本文在剔除常住人口城镇化率为 100% 的基础上进行稳健性检验。结果发现,此时数字经济还是能够带动劳动力统一大市场形成,与基准模型类似。

综合基本模型检验、内生性检验以及稳健性检验结果可以认为,数字经济对劳动力统一大市场形成具有促进作用,假设 H<sub>1</sub> 得以证实。

## 五、作用机制检验

为进一步讨论数字经济影响劳动力统一大市场形成的内在作用机制,本文构建中介效应模型讨论数字经济促进劳动力统一大市场形成的作用机制,即在数字经济发展对于劳动力统一大市场指数的基本实证模型参数显著性通过检验基础上,构建对于中介变量的线性关联模型,以及引入中介变量的机制模型,以考察相关机制变量在数字经济影响劳动力统一大市场形成的过程中是否起到了实质性中介作用。具体如下:

$$\begin{aligned} inter_{it} &= \beta_0 + \beta_1 digital_{it} + \lambda \chi_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \\ market_{it} &= \beta_0 + \beta_1 digital_{it} + \beta_2 inter_{it} + \lambda \chi_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

数字经济有利于降低劳动力转移成本而加快人口流动,进而推动劳动力要素优化配置。为此,本文分别从就业、创业及政府治理成本三个维度考察数字经济影响劳动力统一大市场形成的作用机制。

### 1. 就业效应

就业成本是决定劳动力流动的重要因素之一。数字经济通过降低就业信息搜寻成本、提升要素使用效率、克服市场垄断等途径扩大城市部门用工需求、增加跨部门、区域转移就业的成功概率,以实现促进劳动力统一大市场形成的目的。因此,本文为考察就业变动背景下数字经济影响劳动力统一大市场形成的作用机制,选取城镇单位从业人数与城镇私营和个体从业人数之和与总人口之比作为反映本地城市就业规模(*employment*)的机制指标,其值越高,表明劳动力跨部门、跨区域就业越便利。检验结果如表 6 所示。

表 6 就业效应视角下的作用机制检验结果

变量	<i>employment</i>	<i>market</i>	<i>market</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>digital</i>	0.1342 *** (0.0486)		0.5885 *** (0.0749)
<i>employment</i>		0.3302 *** (0.0926)	0.3502 *** (0.0914)
控制变量	控制	控制	控制
年份/城市固定效应	是	是	是
观测值	2475	2475	2475
调整 R <sup>2</sup>	0.6268	0.9118	0.9142

可以发现,第(1)列中数字经济的参数显著为正,表明数字经济有利于扩大本地就业规模。第(2)列中就业规模参数显著为正,即就业规模扩大对劳动力统一大市场的形成具有积极作用。第(3)列中数字经济与就业规模的参数均显著为正,也就是说,扩大就业规模是数字经济促进劳动力统一大市场形成的作用机制。

## 2. 创业效应

更低的创业成本能够提高居民创业积极性,也是促进劳动力优化配置的一个重要因素。数字经济有利于鼓励居民创业,其主要表现在:汇总和共享创业信息,压缩创业信息的搜索成本;放松融资约束,缓解居民创业资金压力;扩展家庭和社会关系网络,增加创业活动物资、政策信息或援助等资源积累,放大创业者社会资本;营造良好的营商环境,减少环境不确定性风险,改变居民创业风险偏好(张要要,2022)<sup>[19]</sup>。因此,本文选取新创企业数与本地从业人数之比(单位:家/万人)表示创业活跃度(*entrepreneurship*)以衡量地区创业水平,并开展居民创业背景下数字经济影响劳动力统一大市场形成的作用机制分析。其中,本文基于网络爬取的天眼查工商注册信息,采用地级及以上城市维度的新注册企业数量反映新进企业数,结果如表7所示。

表 7 创业效应视角下的作用机制检验结果

变量	<i>entrepreneurship</i>	<i>market</i>	<i>market</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>digital</i>	3.3909 ** (1.5041)		0.8686 *** (0.1522)
<i>entrepreneurship</i>		0.0071 *** (0.0022)	0.0065 *** (0.0022)
控制变量	控制	控制	控制
年份/城市固定效应	是	是	是
观测值	2475	2475	2475
调整 R <sup>2</sup>	0.7240	0.9117	0.9130

可以发现,第(1)列中数字经济的参数显著为正,表明数字经济有利于激发本地创新活跃度。第(2)列中创业活跃度参数显著为正,即鼓励创业对劳动力统一大市场形成具有正面作用。第(3)列数字经济与创新活跃度的参数均显著为正,也就是说,提升创业水平也是数字经济促进劳动力统

一大市场形成的作用机制。

### 3. 政府治理成本效应

劳动力大规模流动对公共服务造成冲击会导致本地居住质量下滑,从而抬高政府治理成本。5G 通信与互联网、人工智能与大数据等数字技术的大范围应用,推动数据信息跨区域、跨层级、跨组织数字化联通和共享,将有利于削减政府治理“信息孤岛”与“治理盲区”等人口流动问题的公共成本,进而加快劳动力要素流动。因此,本文选取人均财政支出(单位:万元/人)衡量政府治理成本(*administration*),并进行政府治理视角下数字经济影响劳动力统一大市场形成的作用机制分析。人均财政支出规模越大,表明政府治理劳动力流动问题的成本越高,检验结果如表 8 所示。

表 8 政府治理成本效应视角下的作用机制检验结果

变量	<i>administration</i>	<i>market</i>	<i>market</i>
	(1)	(2)	(3)
<i>digital</i>	-0.1403*** (0.0503)		0.8814*** (0.1523)
<i>administration</i>		-0.0644** (0.0297)	-0.0591** (0.0295)
控制变量	控制	控制	控制
年份/城市固定效应	是	是	是
观测值	2475	2475	2475
调整 R <sup>2</sup>	0.7367	0.9115	0.9138

可以发现,第(1)列中数字经济的参数显著为负,表明数字经济有利于降低人均财政支出。第(2)列中人均财政支出参数显著为负,即增加财政支出会阻碍劳动力统一大市场形成。第(3)列数字经济参数为正且显著,而人均财政支出参数为负且显著。换言之,降低人均财政支出、提升政府治理效率同样是数字经济促进劳动力统一大市场形成的作用机制。

结合作用结果可以发现,数字经济通过扩大就业、鼓励创业以及降低政府治理成本等方式促进了劳动力统一大市场形成,假设 H<sub>2</sub> 得到验证。

## 六、异质性分析

如前文所言,数字经济发展促进了劳动力统一大市场的形成。然而,中国幅员辽阔,区域间自然条件、地理位置、要素禀赋、经济基础、发展政策等均存在显著差异,这可能导致数字经济对劳动力统一大市场形成的影响表现出异质性。为全面刻画数字经济对劳动力统一大市场形成的真实影响,本文利用组间系数差异分析方法,从地理位置、人口规模和城市层级三个方面对数字经济发展的劳动力统一大市场效应进行异质性讨论,结果如表 9 所示。

表 9 异质性检验结果

变量	<i>market</i>	<i>market</i>	<i>market</i>	<i>market</i>	<i>market</i>	<i>market</i>
	(1) 东部地区	(2) 中西部地区	(3) 大中城市	(4) 小城市	(5) 中心城市	(6) 外围城市
<i>digital</i>	1.2048*** (0.2636)	0.2639 (0.1752)	0.9690*** (0.2795)	0.8323*** (0.1798)	2.0314*** (0.3042)	0.5232*** (0.1749)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/城市固定效应	是	是	是	是	是	是

续表 9

变量	market	market	market	market	market	market
	(1) 东部地区	(2) 中西部地区	(3) 大中城市	(4) 小城市	(5) 中心城市	(6) 外围城市
观测值	900	1575	901	1570	306	2169
调整 R <sup>2</sup>	0.8986	0.9263	0.9123	0.9174	0.9397	0.8947
经验 P 值	0.0006***		0.5979		0.0311**	

### 1. 地理位置异质性

本文以所在省级行政区为依据,将样本中 275 个地级及以上城市划分为东部地区和中西部地区,并开展数字经济影响劳动力统一大市场形成的地理位置异质性检验,结果如第(1)列和第(2)列所示。可以发现,数字经济的系数在第(1)列显著但第(2)列不显著,即数字经济对东部地区劳动力统一大市场形成有促进作用。需要指出的是,第(1)列数字经济参数值明显高于第(2)列,且经验 P 值显著,表明数字经济对东部与中西部地区劳动力统一大市场形成的促进效果存在明显差异。其原因可能是,相较于中西部地区,东部地区整体收入水平更高、数字基础设施存量更多,不仅有利于降低当地居民参与数字经济的设备门槛,提高劳动者信息获取效率,进而加速劳动力优化配置,而且将提升本地信息向其他地区的传递效率,引导区域间劳动力要素再配置。

### 2. 人口规模异质性

本文将年末总人口大于或等于 500 万人的城市划为大中城市,其余划为小城市,并基于以上划分结果进行数字经济影响劳动力统一大市场形成的人口规模异质性分析,结果如第(3)列和第(4)列所示。结果显示,数字经济对大中城市与小城市劳动力统一大市场形成均起到促进作用。此外,数字经济在大中城市的参数值虽然大于小城市,但是经验 P 值不显著。也就是说,数字经济对大中城市和小城市劳动力统一大市场形成的实际促进效果差异不大。

### 3. 城市层级异质性

改革开放以来中国强调区域分工与产业集聚的发展模式不仅使劳动力要素市场配置大幅提速,而且相继涌现出一批以单一城市为生产中心、周边城市围绕其开展协作生产的城市群,中心城市与外围城市之间在要素禀赋、发展政策、产业基础等维度均存在明显差异,这也可能是引致数字经济对劳动力统一大市场形成的影响出现分化的原因之一。基于以上原因,本文将直辖市、省会城市以及计划单列市归为中心城市,其他城市则归为外围城市,对数字经济影响劳动力统一大市场形成的潜在城市层级异质性进行考察,结果如第(5)列和第(6)列所示。可以发现,数字经济对中心城市、外围城市劳动力统一大市场形成具有促进作用。数字经济的参数在中心城市更大且经验 P 值显著。换言之,数字经济对中心城市劳动力统一大市场形成的实际促进效果更强。潜在的原因在于,中心城市数字基础设施更充足、数字技术覆盖范围更广泛,数字经济的集聚效应和网络效应得到充分发挥,继而更为有效地引导劳动力优化配置、促进劳动力统一大市场形成。

## 七、结论与政策建议

### 1. 主要结论

劳动力城乡、区域分布不平衡是长期以来中国劳动力配置的典型特征。自 2019 年城镇人口占比首次突破 60% 以来,中国劳动力配置面临新局面。本文基于 2011—2019 年中国 275 个地级及以上城市数据,阐释了数字经济促进劳动力统一大市场形成的理论机理,并构建上城市层面的劳动力统一大市场指数,检验了数字经济对劳动力统一大市场形成的影响和作用机制。研究发现:第一,劳动力统一大市场是城乡劳动力市场、区域劳动力市场两个维度的统一,数字经济在优化城乡、区

域劳动力市场配置过程中均发挥了重要作用。第二,数字经济具有提升城乡、区域劳动力市场发展水平的作用,促进了劳动力统一大市场形成,而且该结论在经过内生性、稳健性等一系列检验后仍然成立。第三,机制分析发现,数字经济能够通过扩大就业、鼓励创业、降低财政支出强度促进了劳动力统一大市场的形成。第四,异质性分析表明,数字经济对劳动力统一大市场形成的促进作用具有显著的异质性特征:在东部地区显著,而在中西部地区不显著;在大中城市与小城市均显著,且强度差异不大;在中心城市与外围城市均显著,且在中心城市更强。本文的研究结论不仅在理论上探讨了数字经济对劳动力统一大市场的影响及其作用机制,也为如何加快劳动力统一大市场形成提供了新思路和相关政策建议。

## 2. 政策建议

(1) 进一步完善劳动力统一大市场治理体系。根据《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》等政策要求,迫切需要进一步完善劳动力统一大市场治理体系,促进城乡劳动力市场、区域劳动力市场统一发展。一是要消除城乡户籍约束,继续加快引导农村剩余劳动力流向城市,提高农业部门劳动生产率,同时在城市部门形成劳动力集聚效应,全面改善城乡劳动力配置。二是打破区域间藩篱,加速劳动力自由流动,推动劳动力要素在全国范围内优化配置。三是完善社会保障体系,扩大养老保险、医疗保险、失业保险、工伤保险覆盖人群,同时推动相关法律法规的落实,提升劳动者权益保护力度。

(2) 加快数字经济发展,培育劳动力统一大市场发展新引擎。40余年来中国劳动力市场化配置虽然得到了明显进步,但是劳动力市场分割问题仍然突出,利用数字经济优化劳动力配置十分必要。因此需要:一是加大偏远地区、农村地区数字基础设施建设力度,减小“数字鸿沟”,引导劳动力跨地域、跨部门流动。二是要推进数字经济园区建设,建立一批数字设备制造、信息服务、电子商务等示范园区,扩大数字产业规模并推动产业布局合理化。

(3) 依托数字经济优化就业环境,带动居民实现“宜业”。数字经济的“普惠性”特征有利于倡导机会公平,继而优化劳动力就业环境。这就要求:一是要加大对信息通信产品相关制造业,以及计算机和软件业、互联网金融等服务业的扶持力度,直接扩大数字产业部门就业。二是要加快数字经济与传统产业融合,培育和演化一批数字化新兴行业,助推制造业与生产性服务业发展,增加就业岗位供给。三是加大数字普惠金融覆盖力度,提高弱势群体金融可得性,有效减少工作转换的机会成本、减少家庭不确定性风险,鼓励居民积极就业、自主创业。

(4) 利用数字技术优化财政支出效率,加快政府治理向数字化、智能化转型。劳动力大规模流动形成的公共资源冲击会抬高政府公共治理负担、降低治理效率。这就要求各级政府利用5G通信、云计算、大数据、人工智能、物联网、区块链等数字技术破除“信息孤岛”与“治理盲区”,实现跨区域住房、交通、医疗、教育、环境等公共资源统一、科学和动态管理,降低财政支出强度、提升政府城市治理效率,化解大规模跨部门、跨区域人口流动对社会资源造成的潜在冲击。

## 参考文献

- [1] 胡鞍钢,程永宏. 解决就业问题需从宏观政策着手[J]. 石家庄:经济工作导刊,2003,(18):4-5.
- [2] 郝大明. 1978—2014年中国劳动配置效应的分离与实证[J]. 北京:经济研究,2015,(7):16-29.
- [3] 伍山林. 农业劳动力流动对中国经济增长的贡献[J]. 北京:经济研究,2016,(2):97-110.
- [4] 李实. 中国农村劳动力流动与收入增长和分配[J]. 北京:中国社会科学,1999,(2):16-33.
- [5] 陈朴,林垚,刘凯. 全国统一大市场建设、资源配置效率与中国经济增长[J]. 北京:经济研究,2021,(6):40-57.
- [6] 辛超,张平,袁富华. 资本与劳动力配置结构效应——中国案例与国际比较[J]. 北京:中国工业经济,2015,(2):5-17.
- [7] 贺唯唯,张亚斌. 二元结构、人力资本转化与企业出口产品质量[J]. 北京:经济科学,2020,(5):45-58.
- [8] 潘士远,朱丹丹,徐恺. 中国城市过大抑或过小?——基于劳动力配置效率的视角[J]. 北京:经济研究,2018,(9):68-82.

- [9] 吴德进. 劳动力统一大市场构建的理论逻辑与实践路径[J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学), 2022, (5): 85 - 100.
- [10] 左学金. 构建全国统一的劳动力大市场: 基本社会保障和公共服务的视角[J]. 长沙: 求索, 2022, (6): 84 - 89.
- [11] 王玉, 张占斌. 数字经济、要素配置与区域一体化水平[J]. 福州: 东南学术, 2021, (5): 129 - 138.
- [12] 孙焱林, 李格, 汪小愉. 数字金融对劳动力错配的影响及其异质性分析——基于中国地级市面板数据[J]. 北京: 科学学研究, 2021, (1): 47 - 56.
- [13] 万广华, 张琰. 信息与城市化——基于跨国数据的实证研究[J]. 北京: 经济学(季刊), 2021, (2): 465 - 492.
- [14] 曾亿武, 孙文策, 李丽莉, 傅昌鑫. 数字鸿沟新坐标: 智慧城市建设对城乡收入差距的影响[J]. 北京: 中国农村观察, 2022, (3): 165 - 184.
- [15] Zhang, X., Y. Tan, Z. Hu, C. Wang, and G. Wan. The Trickle-down Effect of Fintech Development: From the Perspective of Urbanization[J]. *China & World Economy*, 2020, 28, (1): 23 - 40.
- [16] 张勋, 万广华, 张佳佳, 何宗樾. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 北京: 经济研究, 2019, (8): 71 - 86.
- [17] Li, X., X. Wang, and W. Xu. The information technology revolution and structural labor change: Evidence from China[J]. *Economic Modelling*, 2022, 115, (10): 105956.
- [18] 柏培文, 张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. 北京: 经济研究, 2021, (5): 91 - 108.
- [19] 张要要. 数字鸿沟与农户家庭创业[J]. 太原: 山西财经大学学报, 2022, (2): 103 - 114.
- [20] 李晓钟, 李俊雨. 数字经济发展对城乡收入差距的影响研究[J]. 北京: 农业技术经济, 2022, (2): 77 - 93.
- [21] Chen, B., T. Liu, L. Guo, and Z. Xie. The Disembedded Digital Economy: Social Protection for New Economy Employment in China[J]. *Social Policy & Administration*, 2020, 54, (7): 1246 - 1260.
- [22] Chen, B., L. Liu, and Y. Wang. Volatile Fragility: New Employment Forms and Disrupted Employment Protection in the New Economy[J]. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2020, 17, (5): 1531.
- [23] Berman, E., J. Bound, and S. Machin. Implications of Skill-Biased Technological Change: International Evidence[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113, (4): 1245 - 1279.
- [24] Jorgenson, D. Information Technology and the U. S. Economy[J]. *American Economic Review*, 2001, 91, (1): 1 - 32.
- [25] 胡拥军, 关乐宁. 数字经济的就业创造效应与就业替代效应探究[J]. 重庆: 改革, 2022, (4): 42 - 54.
- [26] 张永恒, 王家庭. 数字经济发展是否降低了中国要素错配水平? [J]. 福州: 东南学术, 2020, (9): 62 - 71.
- [27] 李焕杰, 张远. 互联网改善了制造业要素市场扭曲吗? [J]. 北京: 科学学研究, 2022, (5): 818 - 829.
- [28] 万广华, 江蕙蕙, 赵梦雪. 城镇化的共同富裕效应[J]. 北京: 中国农村经济, 2022, (4): 2 - 22.
- [29] 王春超, 冯大威. 中国乡—城移民创业行为的决定机制——基于社会关系网的分析视角[J]. 北京: 经济学(季刊), 2018, (1): 355 - 382.
- [30] 夏怡然, 陆铭. 城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究[J]. 北京: 管理世界, 2015, (10): 78 - 90.
- [31] 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]. 北京: 管理世界, 2020, (10): 65 - 76.
- [32] 夏杰长, 刘诚. 数字经济赋能共同富裕: 作用路径与政策设计[J]. 北京: 经济与管理研究, 2021, (9): 3 - 13.
- [33] Goel, R., and S. Vishnoi. Urbanization and Sustainable Development for Inclusiveness Using ICTs[J]. *Telecommunications Policy*, 2022, 46, (6): 102311.
- [34] 万海远, 陈基平. 共同富裕的理论内涵与量化方法[J]. 蚌埠: 财贸研究, 2021, (12): 18 - 33.
- [35] 柏培文. 中国劳动要素配置扭曲程度的测量[J]. 北京: 中国工业经济, 2012, (10): 19 - 31.
- [36] 白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 北京: 中国工业经济, 2018, (1): 60 - 78.
- [37] 吴青山, 吴玉鸣, 郭琳. 新型城镇化对劳动力错配的影响: 理论分析与经验辨识[J]. 武汉: 经济评论, 2022, (5): 67 - 82.
- [38] 黄文彬, 王曦. 政府土地管制、城市间劳动力配置效率与经济增长[J]. 北京: 世界经济, 2021, (8): 131 - 153.
- [39] 王勇, 李雅楠, 李建民. 环境规制、劳动力再配置及其宏观含义[J]. 武汉: 经济评论, 2017, (2): 33 - 47.
- [40] 叶琴, 曾刚, 戴劭劭, 王丰龙. 不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响——基于 285 个地级市面板数据[J]. 济南: 中国人口·资源与环境, 2018, (2): 115 - 122.
- [41] 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]. 北京: 中国工业经济, 2019, (8): 5 - 23.
- [42] 王玉泽, 罗能生, 刘文彬. 什么样的杠杆率有利于企业创新[J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (3): 138 - 155.



# Does the Digital Economy Promote the Formation of the Unified National Labor Market?

HE Wei-wei<sup>1,2</sup>, HOU Jun-jun<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Hunan University of Finance and Economics, Changsha, Hunan, 410205, China;

2. School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha, Hunan, 410079, China)

**Abstract:** The labor force is the most critical and active factor among production factors and is the fundamental driving force for the development of social productivity. However, due to factor market barriers, the problem of “double segmentation” between urban and rural areas and regions in the labor market has existed in China for a long time. The severe segmentation of the labor market greatly limits the allocation of labor resources, reduces the efficiency of urban-rural, and regional economies, and creates an obstructive effect on high-quality development. Since the 21st century, with the comprehensive penetration of digital technology into the economy and society, the allocation of production factors has been continuously adjusted and the labor market pattern has been profoundly transformed. Established studies have found that the digital economy has accelerated the transfer of surplus rural labor to cities and promoted the integration of urban-rural labor markets. The digital economy can also accelerate inter-regional labor mobility and promote regional labor market integration. In addition, the protection of labor rights and interests in the context of the development of the digital economy is ushering in new opportunities and challenges. 2022 In March, the Central Committee of the Communist Party of China and the State Council jointly published the Opinions on Accelerating the Building of a National Unified Market (Opinions), which identifies labor as one of the primary tasks of factor market allocation reform and seeks to accelerate the movement of people between urban and rural areas and regions, strengthen the protection of labor rights and interests, and promote the formation of a national unified labor market. Based on this, this paper attempts to explore the impact of digital economy on the unified national labor market and examine and mechanism of action under the new development stage.

The digital economy plays an increasingly important role in the national economy, reflecting the economic development and the changing times. Based on the data from 275 prefecture-level and above cities in China from 2011 to 2019, this paper explains the theoretical mechanism of digital economy promoting a unified national labor market, constructs a city-level unified national labor market index, and empirically tests the impact of the digital economy on the unified national labor market. Mechanism tests based on the mediating effect show that expanding employment scale, increasing entrepreneurial activity, and reducing government governance costs are the mechanisms of the digital economy to promote the formation of a unified national labor market. Further analysis shows that the digital economy has a significant heterogeneity in promoting the formation of the unified national labor market; it is significant in the eastern region, but not significant in the central and western regions; It is significant in large and medium-sized cities and small cities, and the intensity difference is not big. It is significant in both central and peripheral cities, and stronger in central cities.

The potential marginal contributions of this paper are mainly in the following three aspects: (i) Combined with the traditional information economics theories, this paper systematically and comprehensively combs the logic of the effect of a unified national labor market in the digital economy, which is conducive to deepening the cognition of the development law of the labor market under the tide of the digital economy. (ii) In the context of “double segmentation” between urban and rural areas and regions, this paper describes the unified national labor market index, studies the impact of the digital economy on the construction of a unified national labor market under the digital wave and discusses its mechanism, which provides new ideas for promoting and optimizing the efficiency of labor allocation, and is an effective supplement to the existing research systems in related fields. (iii) In the empirical part, this paper makes use of manually searched urban and rural income and population data of prefecture-level and above cities in China and carries out heterogeneity analysis combined with relevant urban characteristics, which is conducive to filling the vision gap of the existing research system.

**Key Words:** digital economy; unified national labor market; employment scale; entrepreneurial activity; government governance cost

**JEL Classification:** J21, R23, O18

**DOI:** 10.19616/j.cnki.bmj.2023.06.001

(责任编辑:李先军)