

# 数字经济与农民工就业：促进还是挤出？\*

——来自“宽带中国”政策试点的证据

齐秀琳 江求川

**摘要：**数字经济不仅推动了就业市场上信息的充分流通，而且对原有工作岗位形成冲击，正展现出对农民工就业愈发深刻的影响。本文基于2011—2018年中国流动人口动态监测调查数据和“宽带中国”政策试点，利用多期双重差分法考察了数字经济如何影响农民工就业。研究发现：第一，数字经济显著促进了农民工就业，“宽带中国”政策试点使农民工就业率提高了1.78%；第二，数字经济对新生代和低技能农民工群体就业的促进作用更大；第三，数字经济促进农民工就业的机制包括增进就业信息获取和催生新的工作岗位；第四，数字经济提高了农民工就业质量，但这种提高仅仅表现为收入水平的提升，农民工工作强度反而有所增加。本文结论对政府进一步推进农民工就业和发展数字经济具有参考意义。

**关键词：**数字经济 农民工就业 “宽带中国”政策

**中图分类号：**F323.6 **文献标识码：**A

## 一、引言

虽然在计划经济时代也有分布于社队企业的“务工农民”（费孝通，1999），但真正出现符合后来人们对“农民工”这一概念普遍认知的群体，则始于改革开放初期（张车伟等，2022）。彼时，伴随东南沿海地区以“三来一补”为主要模式的外向型经济的发轫，大量内地农民开始选择在农闲时期离乡打工。既异于传统农民又别于城市居民的身份，决定了他们在就业选择和方式上的特性，典型的如以年或农时为周期的候鸟式迁徙。然而，更重要的是，在这段时期内农民工以人口红利的方式满足了发展所需，对中国经济起飞做出了巨大贡献（程名望等，2018；张晓山，2019）。进入21世纪，农民工问题有了新的发展，原本劳动力供给充足的地区陆续出现了“民工荒”现象。学界对此的解释可划为两种：其一是数量上的。沿循刘易斯关于“二元结构”的经典阐释（Lewis，1954），有学者开

---

\*本文研究得到教育部人文社会科学青年项目“C2F 认购式订单农业的交易机制、合约结构与优化路径研究”（编号：19YJC790101）和河南省哲学社会科学规划项目“河南数字农业发展赋能农业固碳减排的实现路径研究”（编号：2022BJJ095）的资助。感谢匿名审稿专家和西南财经大学杨雨豪博士的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：江求川。

始关注农村劳动力绝对数量的减少以及伴随于此的城市劳动力价格的上升，而中国究竟是否迈过了“刘易斯拐点”则是另一讨论的焦点（蔡昉，2010）。其二是结构上的。“民工荒”之下并非充分就业，而是仍有大量农民工被排斥于就业市场之外。企业招工难与农民工就业难同时出现，这一辩证关系被归于就业市场中的摩擦。更具体地，一是信息不对称，二是岗位不匹配（周先波等，2016；武康平和田欣，2020）。

数字经济已成为推动中国经济增长的主引擎之一。据中国信息通信研究院（下称“信通院”）发布的《中国数字经济发展报告（2022年）》，2021年中国数字经济规模达到45.5万亿元，占GDP比重为39.8%。数字经济最重要的两方面是数字产业化和产业数字化，其中，数字产业化以信息的创造和流动为核心，产业数字化指传统产业的数字化转型和以数字技术为基础的新型产业的创生。信息在就业市场中的作用自不待言，而产业数字化所催生出新的就业岗位，正是当下吸纳包括农民工在内的大量劳动力的重要所在。因此，可以认为，数字经济的发展恰好对应了当前农民工就业结构性问题的两个前因，从而深刻改变了现实中农民工的就业状况。再考虑到中国的农民工多为低技能劳动力，而数字经济在创造大量工作岗位的同时又在对重复性劳动不断进行着替代，本文所考察的数字经济对农民工就业的影响不仅极具现实意义，在理论上也是十分有趣和重要的议题。

与本文相关的文献主要有两支：第一支文献涉及农民工就业的影响因素。农民工兼具农民和城市务工者双重身份，他们的就业行为除了受到与其他群体类似的如职业培训和地区基础设施等因素的影响外，还具有一些特殊性（骆永民等，2020；张卫东等，2021）。例如，考虑到中国农村“熟人社会”的特征以及就业市场信息流动的不充分，社会资本（特别是家人、朋友或熟人这种“强关系”）在农民工就业中起到了十分重要的作用（朱明宝和杨云彦，2017；邓睿，2020）。第二支文献涉及数字经济与劳动力就业，特别是数字经济与低技能劳动力就业之间的关系。从理论脉络来看，早期的文献更关注于数字经济背景下“机器取代人”这一经典逻辑（Autor et al., 1998），而之后的文献则展现出对数字经济与就业关系的更深刻理解（Acemoglu and Restrepo, 2018），如对易于被数字技术替代的“程序性工种”和不易被替代的“非程序性工种”进行明确区分（Autor et al., 2003）。

上述文献构成了本文研究的基础，但对理解数字经济对农民工就业影响而言尚有须拓展和深化之处：第一，目前对农民工就业影响因素的探讨多未考虑数字经济的影响，在少量有所涉及的文献中，也仅考察了如数字金融等某个侧面的作用（曾湘泉和郭晴，2022）；第二，虽然农民工往往具有低受教育程度和低技能的特征（章元和陆铭，2009），但他们在户籍身份和行为方式等方面的特殊性，使得以往文献关于数字经济如何影响低技能劳动力就业的结论并不一定可外推至该群体。另外，与本文最相关的文献是田鹤和张勋（2022）的研究，他们系统考察了数字经济对农村劳动力非农就业和社会分工的影响，但他们关注的重点并非农民工群体，因此也未能结合农民工群体的就业特点深入探讨数字经济影响的内在逻辑。

本文将“宽带中国”政策的施行作为准自然实验，利用国家卫生健康委员会（下称“卫健委”）发布的中国流动人口动态监测调查数据（2011—2018），采用多期双重差分法考察数字经济对农民工就业的影响。“宽带中国”政策除了推动旨在优化和拓展宽带应用的互联网基础设施建设外，也包含

提升居民网络使用能力、培育数字化消费习惯，以及推动产业数字化转型等诸方面的内容，因此是数字经济发展的较好代表。“宽带中国”作为政策冲击在评估数字经济影响的文献中多被采用（田鸽和张勋，2022）。本文可能的边际贡献如下：第一，本文系统考察了数字经济对农民工就业的影响与机制，不仅补充了以往相关文献，而且考虑到数字经济的蓬勃发展及在现实中与农民工就业间的紧密联系，本文研究有助于把握农民工在数字经济时代下的就业特征；第二，相较于以多维指标合成的指标衡量数字经济，本文以“宽带中国”作为政策冲击更容易识别出数字经济和农民工就业间的因果关系；第三，除就业率外，本文还探讨了数字经济对农民工就业质量的影响，这为进一步改善数字经济背景下农民工就业状况提供了理论依据。

## 二、政策背景与理论分析

### （一）政策背景

数字经济在国民经济中的地位愈发重要。据信通院发布的《中国数字经济发展报告（2022年）》，2021年中国有16个省份数字经济规模突破1万亿元，北京、上海等城市的数字经济规模占GDP的比重已超过50%。在21世纪初，面对经济运转日益数字化的趋势，世界各国都开始发力数字基础设施建设，例如美国建立了以消除宽带盲区为目标的“连接美国基金”，日本政府对宽带运营商提供无息贷款等。中国当时的宽带建设虽初有成效，但还存在基础设施定位不明确、区域和城乡发展不平衡、应用服务不够丰富、技术原创能力不足和发展环境不完善等问题，这构成了对经济发展而言越来越严重的掣肘。据联合国下属机构国际电信联盟（ITU）发布的全球互联网年度报告，2013年中国大陆信息化水平在世界上仅排第78位，与GDP总量排名世界第二的经济地位十分不相称。在此背景下，国家工信部提出“宽带中国”战略，由国家发展改革委等八部委联合起草了实施方案，并由国务院发布。

从政策实施的时间线来看，“宽带中国”政策分为3个阶段：从政策发布至2013年底为全面提速阶段，重点加强光纤网络和3G网络建设，提高宽带网络接入速率，改善和提升用户上网体验；2014—2015年为推广普及阶段，重点在继续推进宽带网络提速的同时，加快扩大宽带网络覆盖范围和规模，深化应用普及；2016—2020年为优化升级阶段，重点推进宽带网络优化和技术演进升级，使宽带网络服务质量、应用水平和宽带产业支撑能力达到世界先进水平。在具体实施过程中，“宽带中国”政策覆盖试点城市全域，且采取了“试点先行、逐步推进”的做法。2014年10月，国家工信部与国家发展改革委联合发布第一批“宽带中国”试点城市（城市群）名单，确定39个城市（城市群）为“宽带中国”示范城市（城市群），对这些城市（城市群）的数字基础设施建设“加大财政资金支持”、“加强税收优惠扶持”和“完善投融资政策”<sup>①</sup>。2015年10月和2016年9月，第二批和第三批试点城市分别被确定。三批试点城市总计117个，约占全部地级市数量的40%，均匀分布在拥有不同经济发展水平的东、中、西部三个地区（见表1）。

<sup>①</sup>参见《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》：[http://www.gov.cn/zhengce/content/2013-08/16/content\\_5060.htm](http://www.gov.cn/zhengce/content/2013-08/16/content_5060.htm)。

	获批时间	东部地区	中部地区	西部地区	合计
第一批试点城市	2014年10月	21	11	7	39
第二批试点城市	2015年10月	11	14	14	39
第三批试点城市	2016年9月	8	13	18	39
总计		40	38	39	117

“宽带中国”并非仅是旨在强化网络基础设施的政策，在公布的5个重点任务中，“提高宽带网络应用水平”、“促进宽带网络产业链不断完善”和“增强宽带网络安全保障能力”都着眼于提升网络设施与经济融合的融合程度。在更具体的规划中，既有针对产业数字化和数字产业化的举措，例如培育新市场新业态，加快电子商务、现代物流和网络金融等现代服务业发展等，亦有旨在提升个体网络应用能力的措施，例如面向中小企业开展宽带应用技能培训及电子商务、网络营销等指导，鼓励企业利用宽带开展业务和商业模式创新等。2020年为“宽带中国”政策收官之年，信通院发布的《中国宽带发展白皮书（2020年）》对“宽带中国”的实施效果进行了评估，指出该政策实施以来，中国宽带网络基础设施加快改造升级，用户规模高速增长，家庭普及水平大幅提升，宽带信息应用加速向经济社会各领域广泛渗透，前述三阶段目标均已实现。

## （二）理论分析

数字经济是一个在内涵上不断丰富和在外延上不断延展的概念。最早提出此概念的Tapscott(1996)强调数字经济是一个充分运用信息通信技术的经济系统；国际货币基金组织则将数字经济认定为运用数字化信息和知识经济活动总和(IMF, 2018)。但无论如何界定数字经济，它与就业之间的关系都可归入两个基本方面：一是数字经济背景下流动更加充分的信息可缓解就业市场上的摩擦，二是数字技术对经济系统中工作岗位的冲击和重构。本文将从这两个方面探讨数字经济对农民工就业的影响。

1. 数字经济对农民工就业市场摩擦的影响。本质上而言，就业问题可理解为就业市场上的“搜寻”和“匹配”问题，即作为劳动力买方的雇佣者与作为劳动力卖方的被雇者，在就业市场上搜寻合意的对方并完成匹配。若就业市场不存在摩擦，即交易费用不存在，则“最优”匹配自然能够完成。但现实中的就业市场往往存在着信息不对称等问题，导致雇佣双方的互相搜寻需花费大量成本(Stigler, 1961)。这意味着就业市场的“最优”匹配将会让位于“次优”匹配，后者在雇佣双方搜寻对家的边际成本等于边际收益处达到。

农民工所具有的特征使他们在就业市场上遭遇的摩擦更大。这一方面缘于他们的农民身份，农民工在城市务工时不仅缺乏本地居民拥有的社交网络，户籍身份限制也使可接纳他们的就业市场更为狭窄。虽然随着各地户籍制度改革的推进，农民工在就业市场上被歧视的地位已经得到显著改善，但与城市居民相比仍有差距，这一点在农民工大量聚集的大城市中尤为突出。另一方面则缘于农民工自身较低的受教育和技能水平(章元和陆铭, 2009)，这进一步限制了农民工的就业领域。有限的工作岗位与匮乏的就业信息，使农民工找到合意的就业机会十分困难。长期以来，农民工找工作在很大程度上依赖于亲戚、朋友等社会关系(朱明宝和杨云彦, 2017)。这种基于农村“熟人社会”特征的信息

传递方式虽节省了找工作中的交易成本，但也决定了就业市场上信息传递的低效。

数字经济的兴起极大拓展了农民工找工作的信息渠道，增进了信息传递的效率。首先，互联网提供了大量可供农民工参考的招聘信息，且各种专业求职网站的出现，进一步降低了雇佣双方的匹配成本；其次，原本线下的信息沟通现在也可以在线上、利用微信等软件以更方便和快捷的方式进行。另外，值得指出的是，虽然当前数字经济的作用更多体现在增加信息流动性，但可以预见，随着数字经济的发展，基于大数据与各种算法的技术将被越来越多地运用于农民工就业的场景，从而在更深层次上消解就业市场中的信息不对称问题，促进农民工就业（武康平和田欣，2020）。

2.数字经济对农民工就业岗位的影响。数字经济发展不仅催生出大量就业岗位，而且不断重塑着劳动力的就业方式，使以往更集中、更标准化的劳动组织模式变得更松散和更灵活。交易费用的高低决定了劳动组织模式，这既是新制度经济学的核心观点（Coase, 1937），亦可见于马克思对资本主义发展史的经典分析中。正如工业生产的技术突破导致了生产由“社会分工”向“工场手工业分工”的转变，数字经济的兴起令在工业时代更能节省交易费用的集中型劳动组织模式，逐渐转变为更适于信息时代的分散型劳动组织模式。本质上，这是一种具有“颠覆性改变”特征的新技术所带来经济模式的扩展式调整（阿瑟，2018）。

数字经济虽以数字技术的进步为基础，但由此而创生的就业岗位大多并不需要劳动者对数字技术本身有理解和把握，仅要求他们会使用十分便捷的软件即可，因此非常适用于吸纳自身人力资本积累较弱的农民工。数字经济所带来的劳动组织模式改变也会促进农民工就业水平的提高：一方面，以“零工经济”为代表的灵活化的就业方式，其背后是对劳动力技能要求的进一步弱化。相较于工作内容各不相同的工厂流水线，送外卖和开网约车等工作在内容上其实更加“标准化”。另一方面，“宁送外卖，不去工厂”虽是目前需要调整的就业倾向，但也反映出灵活就业相较于传统就业方式对农民具有更大吸引力。

数字经济发展也可能挤出农民工就业。根据马克思的经典阐释，资本为获得更大收益会不断以机器取代人的方式提高有机构成，结果是整个社会失业率的提高。但从更微观和具体的角度来说，机器是否取代人应取决于二者净利润的比较。延循这一逻辑，当前关于数字经济对就业影响的讨论逐渐超脱于将工作岗位和劳动力视为同质的做法，开始聚焦于异质性工作岗位和劳动力之间的匹配关系，例如认为更具重复性的“程序性工种”更容易被数字技术取代，而更具创造性的“非程序性工种”则不容易被取代（Autor et al., 2003）。以此思路分析农民工就业问题，他们所从事职业往往是“程序性工种”，因此随着数字经济的发展会面临更大的失业风险。以上分析表明，数字经济既有促进农民工就业的效应，也有挤出农民工就业的效应。理论上，虽然数字经济可能挤出从事“程序性工种”的农民工，但同时也会创造出许多适于农民工就业的新岗位。再考虑到数字经济对农民工就业市场摩擦的缓解作用，数字经济对农民工就业的促进作用应该更大。鉴于此，本文提出待验证的研究假说H1。

H1：数字经济发展促进了农民工就业。

### 三、研究设计

#### （一）数据来源

本文将“宽带中国”政策的施行作为准自然实验，利用卫健委发布的2011—2018年中国流动人口动态监测调查（China Migrants Dynamic Survey, CMDS）数据考察数字经济对农民工就业的影响。“宽带中国”政策数据来自于对2014—2016年国家工信部公布的“宽带中国”示范城市入选名单的整理。CMDS采用PPS抽样方法，调查对象为在流入地居住1个月以上、非本区（县、市）户口的15~59周岁的流动人口，调查样本涵盖31个省（区、市）。由于本文考察对象为农民工，故只保留了拥有农业户口、因务工或经商迁移且年龄在16周岁及以上的样本，处理后的总观测值673948个，为混合截面数据。CMDS数据库虽每年关注的重点城市会有变化，但年度调查覆盖了几乎所有地级市，再加上其长时段、跨年度的特征，是最适于本文研究的数据库之一。本文所用其他地级市层面的数据主要来自历年《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴和各城市国民经济和社会发展统计公报。

#### （二）计量模型设定

本文采用多期双重差分法进行估计。若以被调查者是否就业为被解释变量，直接进行个体层面的估计会遇到两个问题：第一，通常用于二值变量回归的Logit模型和Probit模型在双重差分估计中并不适用，基于回归系数计算的边际效应更无意义；第二，即使转用线性概率模型进行估计，也无法获得数字经济对就业率影响的直观解释（Puhani, 2012）。有鉴于此，本文参考Card（2001）和张丹丹等（2018）的做法，采用两步法进行估计。具体地，本文首先在控制个体特征的基础上将个体就业信息整合到地级市层面，然后用地级市层面的数据进行双重差分估计。相较于直接用个体层面数据进行估计，用地级市层面数据进行估计既可获得对估计系数的直观解释，又不会损失个体层面的信息，且由于在第一步估计中控制了个体层面特征，因此据此估计出的城市层面就业率更具有统计代表性。第一步估计模型为：

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \sum_j \alpha_{jt} city_{ijt} + \mu_{it} \quad (1)$$

（1）式中：下标*i*代表个体，下标*j*代表城市，下标*t*代表年份。 $Y_{it}$ 代表个体*i*在*t*年是否就业，若就业则变量赋值为1，否则赋值为0； $X_{it}$ 为个体层面控制变量，包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、迁移类型和在务工地居住时长等； $city_{ijt}$ 为城市虚拟变量；进行无截距回归后得到的每个城市虚拟变量的系数 $\alpha_{jt}$ 即为剔除个体差异后城市层面的农民工就业率。

在第二步估计中，本文用第一步估计出的城市层面农民工就业率与其他数据进行匹配，构成非平衡面板数据，并采用多期双重差分模型进行回归，估计模型如下：

$$\alpha_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 did_{jt} + \gamma_2 Z_{jt} + \lambda_j + \eta_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

（2）式中：下标*j*代表城市，下标*t*代表年份。 $\alpha_{jt}$ 为第一步估计出的城市层面农民工就业率， $did_{jt}$

为试点政策交互项，具体而言， $did_{jt} = treat_j \times post_t$ 。其中， $treat_j$ 为组别虚拟变量，城市  $j$  若入选“宽带中国”示范城市则  $treat_j=1$ ，否则  $treat_j=0$ ； $post_t$ 为时间虚拟变量，城市  $j$  在入选“宽带中国”示范城市之前  $post_t=0$ ，在入选当年及之后  $post_t=1$ 。 $Z_{jt}$ 为控制变量， $\lambda_j$ 为城市固定效应， $\eta_t$ 为年份固定效应。为克服模型可能存在的异方差问题，本文在回归中使用了稳健标准误。 $\gamma_1$ 是本文关注的重点，代表数字经济对农民工就业率的影响。

### （三）变量选择与描述

1.被解释变量。本文模型的被解释变量为剔除个体差异后的城市层面农民工就业率，计算方法如前文所述。

2.核心解释变量。本文模型的核心解释变量为“宽带中国”试点政策交互项。

3.控制变量。首先，城市发展水平越高，不仅意味着更好的数字经济发展状况，而且对农民工的需求也会更大（张卫东等，2021），因此，本文控制了地级市的人均地区生产总值、公共预算支出、固定资产投资和外商直接投资等指标。其次，不同经济部门对农民工的吸纳能力不同（朱明宝和杨云彦，2017），因此，本文进一步控制了城市的产业结构。再次，城市的人力资本水平与数字经济发展高度相关，且在一定程度上决定了城市对农民工的需求程度，因此，本文控制了城市的人力资本水平。最后，鉴于城市化与农民工就业之间的深刻关系（张晓山，2019），本文控制了城市化率。

变量定义与描述性统计如表2所示。本文将“宽带中国”试点政策交互项被赋值为1的样本归于处理组，其他样本归于控制组。处理组的农民工就业率高于控制组，初步支持了数字经济促进农民工就业的判断。另外，样本期内大多数控制变量的取值在处理组和控制组之间的差异很小，在一定程度上说明了“宽带中国”政策的外生性。

表2 变量定义与描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	全样本	控制组	处理组
被解释变量	农民工就业率	剔除个体差异后城市层面的农民工就业率，计算方式见上文	0.893 (0.078)	0.881 (0.075)	0.947 (0.072)
核心解释变量	试点政策交互项	组别虚拟变量与时间虚拟变量的交乘项	0.171 (0.376)	0 (0.000)	1 (0.000)
控制变量	人均地区生产总值	人均地区生产总值（元）对数值	10.668 (0.638)	10.590 (0.626)	11.087 (0.532)
	公共预算支出	公共预算支出与地区生产总值之比	0.111 (0.112)	0.106 (0.116)	0.133 (0.086)
	固定资产投资	固定资产投资（万元）对数值	16.309 (1.050)	16.240 (1.054)	16.828 (0.860)
	外商直接投资	外商直接投资（万元）对数值	10.316 (1.877)	10.192 (1.833)	11.023 (1.970)
	产业结构	第三产业增加值占地区生产总值的比重（%）	39.606 (9.630)	38.451 (9.014)	46.122 (10.379)

(续表 2)

人力资本	普通高等学校在校生数量与地区年末人口总数之比	0.019 (0.024)	0.015 (0.020)	0.033 (0.032)
城市化率	城镇常住人口与地区常住人口之比	0.539 (0.162)	0.511 (0.150)	0.631 (0.167)

注：①表中括号外数字为均值，括号内数字为标准差。②全样本观测值 722 个，其中：控制组观测值 625 个，处理组观测值 97 个。

## 四、实证分析

### (一) 基准回归

表 3 报告了数字经济对农民工就业率影响的基准回归结果。回归 1 为单变量回归，回归 2 控制了城市和年份固定效应，回归 3 进一步加入了其他控制变量。从效果来看，“宽带中国”政策试点使农民工就业率上升了 1.78%。这个系数虽不大，但考虑到中国数量庞大的农民工群体，数字经济对农民工就业的提升作用是非常可观的。鉴于一线和新一线城市无论在数字经济发展还是在吸引农民工就业方面都可能存在特殊性，回归 4 剔除了样本期内被认定为一线和新一线的城市样本。从结果来看，数字经济对农民工就业率的影响依然显著。这些结果表明，整体而言，数字经济促进而非挤出了农民工就业，假说 H1 得证。

表 3 基准回归结果

变量或指标名称	被解释变量：农民工就业率							
	回归1：全样本		回归2：全样本		回归3：全样本		回归4：剔除一线和新一线城市样本	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
试点政策交互项	0.0666***	0.0049	0.0272***	0.0060	0.0178**	0.0072	0.0156*	0.0080
人均地区生产总值					0.0201	0.0197	0.0385	0.0311
公共预算支出					0.0011	0.0168	0.0029	0.0147
固定资产投资					-0.0048	0.0102	-0.0054	0.0113
外商直接投资					-0.0010	0.0030	-0.0033	0.0030
产业结构					-0.0005	0.0012	-0.0003	0.0014
人力资本					0.0000	0.0000	0.0001	0.0001
城市化率					-0.2048**	0.1001	-0.1487	0.0977
城市固定效应	未控制		已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	未控制		已控制		已控制		已控制	
常数项	0.8812***	0.0022	0.8885***	0.0011	0.9631***	0.2439	0.7250**	0.2996
观测值	1091		1080		722		625	
R <sup>2</sup>	0.107		0.772		0.771		0.769	

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。



## （二）平行趋势检验

双重差分估计结果满足一致性的前提是控制组和处理组满足平行趋势假设，即在没有政策干预时，结果变量在控制组和处理组的发展趋势相同。上文描述性统计结果已经给出了关于“宽带中国”政策外生的一定证据，本文在此运用更严格的方法来证明平行趋势被满足。具体地，本文参考 Jacobson et al. (1993) 提出的事件研究法估计以下模型：

$$\alpha_{jt} = \beta_0 + \sum_{i=-5}^2 \beta_i did_i + \kappa Z_{jt} + \lambda_j + \eta_t + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

(3) 式中， $\beta_i$  代表“宽带中国”政策冲击前后年份的一系列系数估计值，其他变量定义与(2)式一致。按照事件研究法的一般做法，本文以政策发生前一期为基准组。另外，由于“宽带中国”政策最晚一批的试点产生于 2016 年，政策发生后两期之后的处理组数量会迅速下降，这导致在加入控制变量后估计的自由度不足，因此本文只报告了政策发生后第一期和第二期的回归结果。

图 1 展示了 95% 置信区间下  $\beta_i$  的估计结果。 $\beta_i$  在政策发生之前都不显著，说明控制组和处理组满足平行趋势假设； $\beta_i$  在政策发生后的两期均十分显著，说明数字经济发展对农民工就业率有促进作用。由于“宽带中国”政策的实施时间为当年的 9 月份或 10 月份（见表 1），所以政策在实施当年对农民工就业率也没有影响。

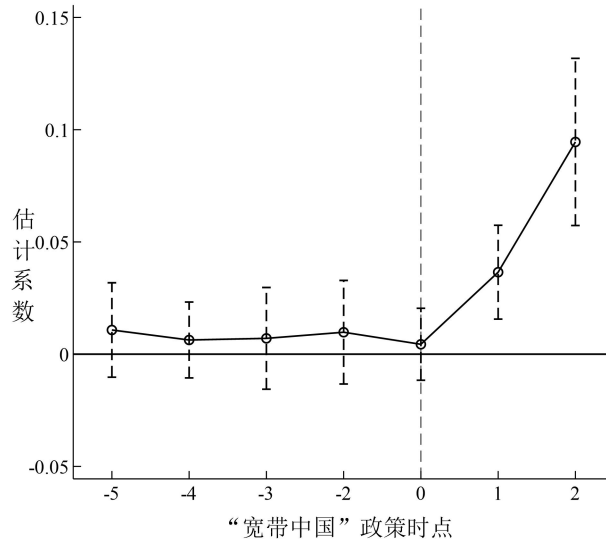


图 1 平行趋势检验结果

## （三）异质性分析

为考察数字经济对不同农民工群体影响的异质性，本文首先根据国家统计局的定义，将 1980 年之后出生的农民工归为新生代农民工，其他农民工归为非新生代农民工。表 4 的 (1) 列和 (2) 列结果表明，“宽带中国”政策试点使新生代农民工就业率提高了 2.51%，对非新生代农民工则没有显著影响。可能的原因是：首先，相较于非新生代农民工，新生代农民工的年龄更小，他们不仅更容易接受

作为新鲜事物的数字技术，而且他们各方面的禀赋也更符合数字经济背景下的劳动力市场需求；其次，有别于以低技能、低收入、低诉求为主要特征的老一代农民工，新生代农民工的就业需求会随着社会发展、消费结构和层次的变化而改变，因此，他们的就业行为也更容易受到数字经济发展的影响。

进一步地，本文以大专毕业为标准区分出高技能和低技能农民工（张卫东等，2021）<sup>①</sup>。表4的（3）列和（4）列结果表明，“宽带中国”政策试点令低技能农民工就业率提高了1.05%，对高技能农民工则没有显著影响。以计算机应用为基础的数字技术在早期被认为是一种技能偏向型技术，但后来随着应用门槛不断降低，该技能对低技能劳动力的影响更大（Krueger, 1993）。相较于雇佣成本更低的低技能农民工，高技能农民工在数字经济发展过程中虽也获得了更多工作机会，但他们的雇佣成本也更高，这抵消了一部分数字经济发展带来的效应。此外，农民工普遍受教育水平偏低，他们中的相对高技能者在整个社会范围内大多也属于中等技能劳动力，因此，原有工作岗位更容易被数字技术所替代（Autor et al., 2006；方建国和尹丽波，2012）。

表4 异质性分析结果

变量或指标名称	被解释变量：农民工就业率			
	(1) 新生代	(2) 非新生代	(3) 低技能	(4) 高技能
试点政策交互项	0.0251*** (0.0040)	0.0615 (0.0386)	0.0105** (0.0051)	0.0024 (0.0059)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	720	720	1266	1505
R <sup>2</sup>	0.611	0.347	0.239	0.194

注：①\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

#### （四）机制分析

根据上文分析，数字经济发展通过作用于就业信息和工作岗位的方式影响农民工就业，本文进一步考察这两个机制。CMD5 数据库中关于农民工就业信息获取的问题涉及较少，仅在2011年和2016年询问了被调查者获取就业信息的方式。本文根据被调查者是否借助互联网找工作，同样利用两步法计算在控制个体特征后不同城市农民工借助互联网找工作的比例，然后对“宽带中国”政策试点交互项进行回归。检验逻辑是：在上文已验证数字经济可促进农民工就业的前提下，若试点城市有更多的农民工借助互联网找到工作，则意味着数字经济发展确实改变了农民工获取就业信息的方式。表5报告的回归结果表明，即使数据原因导致样本量下降，数字经济依然对农民工信息获取方式有显著影响。

<sup>①</sup>值得指出的是，虽然新生代农民工往往比非新生代农民工拥有更高的受教育水平，但由于本文在估计城市层面不同群体农民工就业率时已经控制了个体的受教育程度，因此，基于新生代和非新生代农民工的分析所捕捉到的数字经济影响差异并非来自以受教育水平衡量的技能差异。

具体地，“宽带中国”政策试点使农民工借助互联网找工作的比例增加了 16.34%。

从分样本回归结果来看，首先，数字经济对新生代农民工就业信息获取方式的影响更大。以往研究表明，与非新生代农民工相比，新生代农民工依赖“强关系”（关系密切、交往频繁、相互熟悉的人际关系）获得工作的可能性更低，依赖市场信息获得工作的比例较高（朱明宝和杨云彦，2017）。以互联网为代表的数字技术虽然在一定程度上可增进“强关系”，但更多的是提供一般性的就业市场信息。因此，数字经济显著提高了新生代农民工利用互联网找工作的比例，对非新生代农民工却没有影响。其次，数字经济同时提高了低技能和高技能农民工借助互联网找工作的比例。数字经济对高技能农民工影响更大的可能原因是：高技能者使用互联网的机会较多，他们具有更强的借助互联网搜索就业信息的能力（张卫东等，2021）。

表 5 数字经济影响农民工就业的机制：就业信息

变量或指标名称	被解释变量：借助互联网找工作的比例				
	全样本	新生代	非新生代	低技能	高技能
试点政策交互项	0.1634** (0.0699)	0.1546* (0.0780)	0.0030 (0.0174)	0.1521*** (0.0527)	0.1881*** (0.0527)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	120	120	118	78	120
R <sup>2</sup>	0.809	0.728	0.965	0.759	0.865

注：①\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

在数字经济催生出的新工作岗位中，与农民工最密切相关的主要分布在住宿餐饮、运输、销售和自媒体等行业。结合国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类（2021）》，本文将这些行业中的工作岗位归于数字经济相关工作岗位，并据此考察数字经济对工作岗位的影响。按照与上文相同的逻辑，若数字经济在整体上促进了农民工就业，且“宽带中国”试点城市中实现就业的农民工有更大的比例从事与数字经济相关的职业，则意味着数字经济通过提供就业岗位促进了农民工就业。表 6 报告的回归结果表明，“宽带中国”政策推动了农民工向上述数字经济相关工作岗位转移。当然，在逻辑上并不能据此断定数字经济没有使原来工作岗位被替代，但整体上来说，数字经济通过提供新的工作岗位对农民工就业产生了更大的促进作用。

从分样本结果来看，首先，数字经济发展促使更多新生代农民工投入相关工作岗位，但对非新生代农民工没有影响。可能的原因是：新生代农民工年龄更小，更容易掌握新的工作技能从而适应数字经济发展所带来的市场需求改变，他们更健康的身体状况也更能胜任数字经济催生出的新工作岗位（何宗樾和宋旭光，2020）。其次，数字经济显著提高了低技能农民工投入相关岗位的比例，但对高技能农民工没有影响。以往文献表明，数字经济会造成中等技能劳动力就业占比下降的“极化现象”（Autor et al., 2006; Goos et al., 2009; 方建国和尹丽波，2012）。结合中国农民工群体特征和数字经济发展状况来看，外卖和快递等数字经济相关工作岗位能够充分吸收低技能农民工，但对高技能农民工而言，

数字经济可能同时发挥着提供工作岗位和替代原有工作这两种方向相反的作用。

表 6 数字经济影响农民工就业的机制：工作岗位

变量或指标名称	被解释变量：数字经济相关工作岗位就业比例				
	全样本	新生代	非新生代	低技能	高技能
试点政策交互项	0.1619*** (0.0475)	0.1272*** (0.0424)	-0.0058 (0.0189)	0.1945*** (0.0426)	0.0837 (0.0509)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	720	717	708	716	511
R <sup>2</sup>	0.419	0.404	0.809	0.447	0.383

注：①\*\*\*表示1%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

### （五）排除其他机制

样本期内另有两个政策的施行可能会影响本文结论：其一是户籍制度改革。2014年国务院发布《关于进一步推进户籍制度改革的意见》，提出通过确定不同等级城市落户条件，建立居住证制度，统一城乡户口登记制度。同年发布的《国家新型城镇化规划（2014—2020年）》要求统筹推进户籍制度改革和城市基本公共服务均等化，以不断缩小农民工和城市户籍人口在就业、医疗、教育等基本公共服务上的差距。其二是最低工资制度。2004年出台的《最低工资规定》规定各地最低工资的调整频率为每两年不少于一次。为排除这两个政策的影响，本文将中国人民大学国家发展与战略研究院2019年3月发布的《中国劳动力市场化指数编制》（下称《编制》）中的部分指标纳入回归。表7的回归1和回归2分别为控制《编制》中的二级指标“户籍开放度”和“最低工资”后的回归结果，回归3为控制“劳动力市场化指数”后的回归结果。结果表明，数字经济对农民工就业的促进作用依然显著。

表 7 排除其他机制检验结果

变量或指标名称	被解释变量：农民工就业率					
	回归1		回归2		回归3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
试点政策交互项	0.0305***	0.0087	0.0343***	0.0089	0.0315***	0.0087
户籍开放度	-0.0427***	0.0152				
最低工资			0.0559	0.0433		
劳动力市场化指数					-0.0747**	0.0332
控制变量	已控制		已控制		已控制	
城市固定效应	已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值	570		570		570	
R <sup>2</sup>	0.804		0.801		0.802	

注：\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平。

## （六）稳健性检验

1.重复抽样。本文采用 Bootstrap 方法重复抽样 500 次并进行回归。表 8（1）列报告的结果表明，数字经济显著促进了农民工就业，说明本文的结论是稳健的。

2.工具变量回归。虽然表 1、表 2 和图 1 已为“宽带中国”政策的外生性提供了一定证据，本文仍采用工具变量法对结论做进一步验证。参考 Kolko（2012）的做法，本文以海拔高度作为构造工具变量的基础。一方面，海拔高度会提高网络基础设施建设的难度，因而可能会影响到当地是否能够入围“宽带中国”政策试点；另一方面，海拔高度也可能通过作用于经济发展水平等影响农民工就业，而本文在回归中已经控制了这些指标。为了使工具变量在控制城市固定效应的回归中不会被差分掉，本文参考 Qian（2008）的做法，构建海拔高度和试点政策交互项的交乘项作为工具变量。工具变量回归第一阶段的 F 值大于 10，说明不存在弱工具变量问题；第二阶段回归结果见表 8（2）列，结果再次表明，数字经济显著促进了农民工就业。

3.控制政策外溢性。在采用双重差分法进行政策效果评估时，除了要求处理组和控制组满足平行趋势之外，还须假定政策效果不存在外溢性。在本文所讨论的问题中，若本地数字经济发展减少了其他城市农民工的就业（例如数字经济发展令更有能力的外地农民工流入本地），则上文回归可能会高估政策效果。鉴于此，本文仅保留了市内流动的样本，表 8（3）列报告的结果表明本文结论是稳健的。

4.PSM-DID 回归。在双重差分估计之前先进行匹配往往可得到更干净的因果关系。本文以逐期匹配的方式对原样本进行匹配，匹配后的样本中各控制变量都不再显著，意味着匹配效果良好<sup>①</sup>。表 8（4）列报告了采用 PSM-DID 方法的回归结果，结果再次表明，数字经济对农民工就业具有促进作用。

表8 稳健性检验结果

变量或指标名称	被解释变量：农民工就业率			
	(1) Bootstrap方法	(2) 工具变量法	(3) 市内流动样本	(4) PSM-DID
试点政策交互项	0.0178** (0.0072)	0.0197*** (0.0070)	0.0130** (0.0054)	0.0168*** (0.0051)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数量	722	747	639	239
R <sup>2</sup>	0.771	0.781	0.737	0.104

注：①\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

5.安慰剂检验。本文通过随机筛选“宽带中国”试点城市和随机产生政策实施时间，构造政策试点城市和实施时间两个层面的随机实验。本文重复了 500 次该随机过程，并进行了 500 次回归，图 2（a）展示了利用 500 次虚假实验得到的回归系数分布。这些系数集中分布于 0 附近，且真实系数

<sup>①</sup>限于篇幅，文中未给出匹配结果，感兴趣者可通过编辑部联系作者索要。

(0.0178) 距离这些系数较远，为明显的异常值；图 2 (b) 进一步展示了 p 值分布，可见大量 p 值处于 0.1 之上。这些结果都表明，本文的核心结论是稳健的。

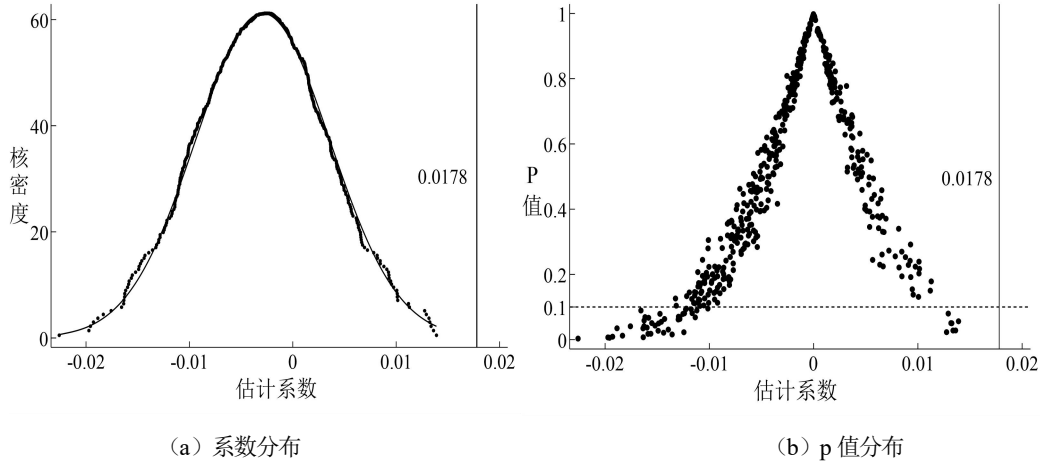


图 2 安慰剂检验结果

## 五、进一步分析

上文证明了数字经济能显著提高农民工就业率，这里讨论进一步的问题，即数字经济发展如何影响农民工就业质量。数字经济发展催生出了如网约车、送外卖等大量技能门槛很低的工作岗位，一方面，这吸纳了包括农民工在内的大量低技能劳动力；另一方面，以数字方式对劳动过程进行控制的特点及由此引发的问题受到社会普遍的关注。最典型的，送餐时间被算法不断压缩导致外卖骑手工作强度急剧上升，这一状况被媒体形象地称为外卖骑手被“困在系统里”<sup>①</sup>。除了受制于对劳动过程进行精确控制的算法外，数字经济发展还使得劳动组织变得更为松散，从而为企业逃避各种责任提供了更多机会 (Lehdonvirta, 2016)。本质上而言，若仅仅提高就业率而不能提高农民工的就业质量，则数字经济之于农民工就业的意义也是模糊的。

借鉴以往文献的做法 (李中建和袁璐璐, 2017; 邓睿, 2020; 周闯和沈笑笑, 2021)，本文选择了收入、工作强度、就业稳定性和社会保障 4 个维度来衡量就业质量。其中，收入维度用月收入来度量；工作强度维度用周工作小时数来衡量；就业稳定性维度用农民工签订的劳动合同类型来度量，若签订的是无固定期限或有固定期限的合同则界定为稳定就业，否则为非稳定就业 (包括完成一次性工作任务或试用期，以及未签订劳动合同)；社会保障维度用农民工是否具有养老或医疗保险来衡量。在计算就业质量总指标时，本文将上述 4 个维度的指标进行标准化处理：

$$x_{ij}^{norm} = \frac{x_{ij} - x_{j,\min}}{x_{j,\max} - x_{j,\min}}, j = 1, 2, 3, 4 \quad (4)$$

<sup>①</sup>资料来源：<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1677231323622016633&wfr=spider&for=pc>。

(4) 式中：下标  $i$  代表个体，下标  $j$  代表就业质量的维度。 $x_{ij}^{norm}$  代表经标准化处理后就业质量在  $j$  维度上的分指标， $x_{ij}$  代表农民工  $i$  在  $j$  维度上的取值， $x_{j,\min}$  和  $x_{j,\max}$  分别代表农民工在  $j$  维度上的最小值和最大值。由于工作强度维度对就业质量的影响是负向的，故前者用 1 减去标准化后的数值进行替换。就业质量的总指标来自 4 个维度标准化指标的等权重加总：

$$quality_i = \frac{100}{4} \sum_{j=1}^4 x_{ij}^{norm} \quad (5)$$

在本部分中，本文依然采用多期双重差分模型。但与上文不同的是，这里直接以个体层面的数据进行估计。具体地，被解释变量为衡量农民工就业质量的总指标和 4 个分指标，解释变量仍为“宽带中国”试点政策交互项，控制变量包括性别、年龄、受教育程度、本地居留时长、流动类型、婚姻状况、职业类型和所属行业等。回归中控制了城市和年份固定效应，且在城市一级进行聚类。

由于只有处于就业状态的农民工才会报告就业质量信息，基于原样本的估计结果会受样本选择偏差问题的影响。鉴于此，本文以 Heckman 两步法对样本进行调整。具体地，第一步，用是否有未成年子女为依据构建排他性变量“未成年子女”（有未成年子女则赋值为 1，否则赋值为 0），用是否有工作作为被解释变量估计出逆米尔斯指数；第二步，在以就业质量为被解释变量的回归中加入逆米尔斯指数并删去未就业样本。表 9（1）列报告了 OLS 估计结果，（2）列报告了 Heckman 检验第一步的结果，（3）列报告了第二步的结果。结果表明，数字经济发展显著促进了农民工的就业质量。

进一步地，本文分别按照上文标准构建“新生代农民工”（是则赋值为 1，否则赋值为 0）和“高技能农民工”变量（是则赋值为 1，否则赋值为 0），并将它们与试点政策交互项进行交乘。表 9（4）列报告的结果表明，数字经济对新生代农民工就业质量的促进作用更大。可能的原因是：新生代农民工与数字经济有更深的联系，特别是数字经济相关岗位给他们提供了较高的工资水平。（5）列的结果表明，对拥有不同技能水平的农民工来说，数字经济对就业质量的影响并无差异。

表 9 数字经济对农民工就业质量的影响：总指标

变量或指标名称	就业质量	是否就业	就业质量	就业质量	就业质量
	OLS	Probit	Heckman	Heckman	Heckman
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
试点政策交互项	3.7888** (1.7520)	2.5560*** (0.1591)	2.3850** (0.9499)	-0.4687 (0.7910)	2.3892** (0.9427)
试点政策交互项×新生代农民工				6.6836*** (0.7293)	
新生代农民工				0.9362** (0.4019)	
试点政策交互项×高技能农民工					1.3118 (1.1477)
高技能农民工					3.9751*** (0.7934)

(续表 9)					
逆米尔斯指数			-26.3250*** (6.1818)	-29.4551*** (6.3020)	-25.9074*** (6.1360)
未成年子女			-0.4861*** (0.0150)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	340783	673948	329573	329573	329573
R <sup>2</sup>	0.246		0.169	0.182	0.171

注：①\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

表 10 报告了对就业质量分维度指标的回归结果。(1)列和(2)列结果表明,数字经济在提高农民工收入的同时增加了农民工的工作强度。根据本文所用样本计算可知,受数字经济影响的处理组样本的小时工资为 57.72 元,略高于控制组的 56.93 元<sup>①</sup>;(3)列和(4)列结果表明,数字经济对农民工的就业稳定性和社会保障没有影响,这与数字经济相关岗位所具有的松散合约特征有关。概而言之,数字经济虽然提高了农民工的整体就业质量,但这种作用更多是依靠增加收入实现的。这与以往研究结论一致(杨伟国和王琦,2018)。

表 10 数字经济对农民工就业质量的影响：分维度指标

变量或指标名称	收入 (1)	工作强度 (2)	就业稳定性 (3)	社会保障 (4)
试点政策交互项	0.0476** (0.0242)	3.6188*** (0.1167)	-0.0029 (0.0171)	0.0052 (0.0205)
逆米尔斯指数	-0.4694*** (0.1338)	-5.1532*** (1.1618)	-0.6495*** (0.1123)	-0.6846*** (0.1528)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数量	408189	613794	425742	657513
R <sup>2</sup>	0.157	0.438	0.158	0.125

注：①\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

<sup>①</sup>本文进一步以小时工资作为被解释变量对“宽带中国”试点政策交互项进行回归,所得回归系数为 11.06,在 5%的统计水平上显著。



## 六、结论与政策建议

本文基于2011—2018年中国流动人口动态监测调查数据和“宽带中国”政策试点，利用多期双重差分法考察了数字经济对农民工就业的影响。研究发现：首先，数字经济显著促进了农民工就业，该结论在进行各种稳健性检验后依然成立；其次，对不同的农民工群体而言，数字经济对新生代农民工和低技能农民工就业的促进作用更大；再次，数字经济可通过增进就业信息流通和催生新的工作岗位的方式提高农民工就业率；最后，数字经济提高了农民工就业质量，但这种提高仅仅体现在收入的增加，农民工的工作强度反而有所提升。

本文政策建议如下：第一，以推动数字经济发展的方式促进农民工就业。根据本文估计，“宽带中国”政策试点城市的农民工就业率提高了1.78%。该数值虽看起来较小，但若考虑到中国农民工数量之庞大，则数字经济的促进作用不可小视。本文样本期内（2011—2018年）中国农民工的平均数量为2.74亿人，根据推算可知，仅是“宽带中国”政策就可增加农民工就业约488万人，这是一个非常可观的数字。第二，加强农民工数字技能培训。本文研究发现，无论是对就业率还是就业质量而言，数字经济对新生代农民工的促进作用都更大，这意味着数字经济要充分发挥作用，就需要农民工本身对相关知识技能具有一定认知和掌握。第三，优化数字经济雇佣模式。数字经济在提高农民工收入的同时也增加了他们的工作强度，且没有提高他们的就业稳定性和福利保障水平，因此，政府须针对数字经济的雇佣特点，尽快完善和推行相关政策法规，避免农民工被“困在系统里”。

数字经济对农民工就业的影响实际上包括就业率和就业数量两个方面。但受数据所限，本文仅以农民工就业率作为研究对象，而忽略了“宽带中国”政策对农民工就业数量的影响。这是本文的一个不足。另外，数字经济还在不断发展与演化的过程中，各种依托于数字技术的新经济形式层出不穷并深刻地改变着劳动力市场。在此背景下，农民工就业在长期内将会被如何形塑，以及不同形式的数字经济影响农民工就业的微观机制是什么，均是未来探索的方向。

### 参考文献

- 1.阿瑟，2018：《技术的本质》，曹东溟、王健译，杭州：浙江人民出版社，第161-185页。
- 2.蔡昉，2010：《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》，《经济研究》第4期，第4-13页。
- 3.程名望、贾晓佳、俞宁，2018：《农村劳动力转移对中国经济增长的贡献（1978~2015年）：模型与实证》，《管理世界》第10期，第161-172页。
- 4.邓睿，2020：《社会资本动员中的关系资源如何影响农民工就业质量？》，《经济学动态》第1期，第52-68页。
- 5.方建国、尹丽波，2012：《技术创新对就业的影响：创造还是毁灭工作岗位——以福建省为例》，《中国人口科学》第6期，第34-43页、第111页。
- 6.费孝通，1999：《费孝通文集（第八卷）》，北京：群言出版社，第213页。
- 7.何宗樾、宋旭光，2020：《数字经济促进就业的机理与启示——疫情发生之后的思考》，《经济学家》第5期，第58-68页。

- 8.李中建、袁璐璐, 2017: 《务工距离对农民工就业质量的影响分析》, 《中国农村经济》第6期, 第70-83页。
- 9.骆永民、骆熙、汪卢俊, 2020: 《农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业》, 《管理世界》第12期, 第91-121页。
- 10.田鸽、张勋, 2022: 《数字经济、非农就业与社会分工》, 《管理世界》第5期, 第72-84页。
- 11.武康平、田欣, 2020: 《信息不对称与供求失衡下的“用工荒”》, 《经济学报》第2期, 第194-230页。
- 12.杨伟国、王琦, 2018: 《数字平台工作参与群体: 劳动供给及影响因素——基于U平台网约车司机的证据》, 《人口研究》第4期, 第78-90页。
- 13.曾湘泉、郭晴, 2022: 《数字金融发展能促进返乡农民工再就业吗——基于中国劳动力动态调查(CLDS)的经验分析》, 《经济理论与经济管理》第4期, 第12-26页。
- 14.张车伟、赵文、李冰冰, 2022: 《农民工现象及其经济学逻辑》, 《经济研究》第3期, 第9-20页。
- 15.张丹丹、李力行、童晨, 2018: 《最低工资、流动人口失业与犯罪》, 《经济学(季刊)》第3期, 第1035-1054页。
- 16.张卫东、卜偲琦、彭旭辉, 2021: 《互联网技能、信息优势与农民工非农就业》, 《财经科学》第1期, 第118-132页。
- 17.张晓山, 2019: 《农民工大潮与中国的城镇化进程——改革开放以来农民工的贡献与未来的发展》, 《河北学刊》第2期, 第127-135页、第148页。
- 18.章元、陆铭, 2009: 《社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?》, 《管理世界》第3期, 第45-54页。
- 19.周闯、沈笑笑, 2021: 《政府培训对农民工就业质量的影响研究》, 《数理统计与管理》第4期, 第692-704页。
- 20.周先波、刘建广、郑馨, 2016: 《信息不完全、搜寻成本和均衡工资——对广东省外来农民工劳动力市场信息不完全程度的测度》, 《经济学(季刊)》第1期, 第149-172页。
- 21.朱明宝、杨云彦, 2017: 《近年来农民工的就业结构及其变化趋势》, 《人口研究》第5期, 第89-100页。
- 22.Acemoglu, D., and P. Restrepo, 2018, “The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment”, *American Economic Review*, 108(6): 1488-1542.
- 23.Autor, D. H., F. Levy, and R. J. Murnane, 2003, “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration”, *Quarterly Journal of Economics*, 118(4): 1279-1333.
- 24.Autor, D. H., L. F. Katz, and A. B. Krueger, 1998, “Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?”, *Quarterly Journal of Economics*, 113(4): 1169-1213.
- 25.Autor, D. H., L. F. Katz, and M. S. Kearney, 2006, “The Polarization of the U.S. Labor Market”, *American Economic Review*, 96(2): 189-194.
- 26.Card, D., 2001, “Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration”, *Journal of Labor Economics*, 19(1): 22-64.
- 27.Coase, R. H., 1937, “The Nature of the Firm”, *Economics*, 4(16): 386-405.
- 28.Goos, M., A. Manning, and A. Salomons, 2009, “Job Polarization in Europe”, *American Economic Review*, 99(2): 58-63.
- 29.IMF, 2018, “Measuring the Digital Economy”, <https://www.imf.org/en/Publications/Policy-Papers/Issues/2018/04/03/022818-measuring-the-digital-economy>.
- 30.Jacobson, L. S., R. J. Lalonde, and D. G. Sullivan, 1993, “Earnings Losses of Displaced Workers”, *American Economic*

*Review*, 83(4): 685-709.

31.Kolko, J., 2012, “Broadband and Local Growth”, *Journal of Urban Economic*, 71(1): 100-113.

32.Krueger, A. B., 1993, “How Computers have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989”, *Quarterly Journal of Economics*, 108(1): 33-60.

33.Lehdonvirta, V., 2016, “Algorithms that Divide and Unite: Delocalization, Identity, and Collective Action in ‘Microwork’”, in J. Flecker (ed.) *Space, Place and Global Digital Work*, London: Palgrave-Macmillan, 53-80.

34.Lewis, A., 1954, “Economic Development with Unlimited Supply of Labor”, *Manchester School*, 22(2): 139-191.

35.Puhani, P. A., 2012, “The Treatment Effect, the Cross Difference, and the Interaction Term in Nonlinear ‘Difference-in-Differences’ Models”, *Economics Letters*, 115(1): 85-87.

36.Qian, N., 2008, “Missing Women and The Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Earnings on Sex Imbalance”, *Quarterly Journal of Economics*, 123(3): 1251-1285.

37.Stigler, G. J., 1961, “The Economics of Information”, *Journal of Political Economy*, 69(3): 213-225.

38.Tapscott, D., 1996, *The Digital Economy: Promise and Peril in the Age of Networked Intelligence*, New York: McGraw-Hill, 43-72.

(作者单位：郑州大学商学院)

(责任编辑：胡 祎)

## The Digital Economy and Employment of Migrant Workers: Facilitation or Crowding Out? Evidence from the “Broadband China” Policy Pilot

QI Xiulin JIANG Qiuchuan

**Abstract:** The digital economy not only promotes the full flow of information in the employment market but also has an impact on the original jobs, which is showing an increasingly profound impact on the employment of migrant workers. This article investigates how the digital economy affects the employment of migrant workers based on the dynamic monitoring data of China’s floating population and the “Broadband China” policy pilot from 2011 to 2018, using a multi-period double-difference method. The study finds that, firstly, the digital economy has significantly promoted the employment of migrant workers, and the employment rate of migrant workers in the pilot cities of the “Broadband China” policy has increased by 1.78%. Secondly, the digital economy has a greater role in promoting the employment of the new generation and low-skilled migrant workers. Thirdly, the mechanisms by which the digital economy promotes the employment of migrant workers include enhancing employment information and generating new jobs. Fourthly, the digital economy has improved the employment quality of migrant workers, but this improvement is only reflected in the improvement of income level. The conclusions of this study have implications for the government to further promote the employment of migrant workers and develop the digital economy.

**Key Words:** Digital Economy; Employment of Migrant Worker; “Broadband China” Policy Pilot