

数字经济与女性就业

——基于性别就业差异视角

陈华帅 谢可琴*

内容提要 近年来女性劳动参与率逐年下降，就业市场性别歧视现象有待解决。本文使用 2014-2018 年中国家庭追踪调查数据，实证检验了数字经济对女性整体就业以及不同就业类型的影响。研究发现，数字经济的发展显著促进了女性整体就业，对女性从事非农业工作、第二职业或副业均有提升作用；相比男性，数字经济对女性就业的促进作用更明显，有效缓解了性别就业差异和收入差距；影响机制分析发现，数字经济在个人层面能提升女性的人力资本和社会资本，在地区层面能提高地方公共财政支出、推动产业结构优化，进而促进女性就业。基于以上结论，本文提出应大力推动数字经济发展，以解决女性就业难题并缩小性别就业差距。

关键词 数字经济 女性就业 性别就业歧视

一 引言

党的十八大报告提出就业是民生之本，促进女性就业、缓解性别就业矛盾，是目前推动实现更高质量的就业必须解决的问题之一。中国正处于经济结构转型阶段，“用工荒”和“就业难”的问题越发凸显，特别是女性劳动者，在就业时比男性劳动者更

* 陈华帅，湘潭大学商学院，电子邮箱：huashuai.chen@gmail.com；谢可琴，湘潭大学商学院，电子邮箱：763435412@qq.com。本文为湖南省自然科学基金面上项目“精准扶贫政策下湖南农村贫困老人脱贫效果评估及政策优化”（项目编号：2020JJ4087）和湖南省教育厅科学研究重点项目“高质量发展视角下提高湖南省老年人群幸福指数对策研究”（项目编号：21A0072）的阶段性成果。

容易受到个人生理因素和家庭因素的影响而被迫退出劳动力市场，性别歧视问题导致女性就业的矛盾更加突出。世界银行数据显示，中国女性劳动参与率从1990年的73%下降到2021年的62%。2014年全国妇联调查指出，中国女性就业层次偏低，53.2%的女性从事的是技术含量和经济收益相对偏低的农业工作，比男性高8.9个百分点。那么，如何推动女性就业？其中的作用机制又是什么？本文将主要围绕以上两个问题进行讨论，为改变女性就业情况、缓解性别就业差异提供借鉴意义。

在全球经济增长乏力甚至衰退的背景下，中国数字经济蓬勃发展，中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展白皮书（2021）》显示，2020年，中国数字经济增速高达9.7%，远高于同期国内生产总值（GDP）名义增速，数字经济已成为中国经济增长的“新引擎”。随着人工智能、大数据和云计算为代表的数字经济发展，中国形成了新的产业结构和就业形态（陈晓红等，2022）。其中，新产业结构和就业形态所引发的要素重组升级、再配置问题分别存在替代效应和创造效应，替代效应是指数字经济带来的智能化使得重复性、机械性的工作被替代（柏培文、张云，2021）；创造效应则是指伴随着数字技术的创新，数字经济将催生出一大批跟数字技术有关的专业技术人员和服务人员（Acemoglu & Restrepo, 2018），并通过劳动力就业技能结构升级和行业结构升级降低不充分就业（陈贵富等，2022）。

上述数字经济发展的特点将对女性就业可能产生抑制和促进两方面的影响。一方面，数字经济创造了新职业，增加了劳动力的流动性，使人们的工作场地和时间变得富有弹性（莫怡青、李力行，2022），从而赋予女性职场新的机遇和可能；此外，数字经济还增加了获取知识的可能性，女性可以通过远程教学、知识共享等方式提升就业技能（张勋等，2019）。另一方面，女性在那些能够使她们在数字专业领域（例如计算机、数学、通信技术）表现出色的学科入学率相对较低，导致就业时存在性别歧视（宋月萍，2021）；同时，自动化、人工智能的冲击导致机器替代人的现象出现，而现存劳动力市场并未存在吸收大量劳动力的岗位，使得女性就业面临着严峻的挑战（黄浩，2021）。由于正反两方面作用的存在，数字经济是否促进女性就业还有待进一步考究。

本文将基于2014-2018年中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies，以下简称CFPS）数据，探究数字经济背景下女性整体就业以及就业类型受到何种影响。创新点主要有以下三点：首先，测算了数字经济综合发展指数，并首次以数字经济综合发展指数为指标研究其对女性就业的影响，丰富了数字经济与就业领域的文献；其次，将女性就业类型分为自雇工作、非农工作和第二职业或副业等细项进行研究，相较于前人只研究整体就业概率有了更进一步的细化；最后，探讨了数字经济对就业和收入

影响的性别差异，并发现数字经济对女性就业概率和收入的提升作用大于男性，有助于缓解性别就业差异和性别收入差异大的问题。本文余下的内容安排如下：第二部分对相关文献进行综述；第三部分讨论数据、变量与模型构建；第四部分报告实证结果；第五部分为结论与政策建议。

二 文献综述

（一）数字经济与就业、创业相关的文献

国内外已有不少学者针对大数据和云计算背景下的就业和创业进行分析。一个基本的共识是，数字经济的发展，能够有效打破地域限制，减少交易摩擦和信息不对称性，增加人们就业和创业的概率（谢绚丽等，2018）。同时，数字经济可以提高城市创业活跃度，从而赋予更多的就业岗位（赵涛等，2020）。罗小芳和王素素（2021）基于 CFPS 数据发现，在数字经济背景下，尽管自动化、人工智能的出现取代了一部分劳动者，但仍然通过平台经济、共享经济和跨境电商等新模式为中国提供了新的就业形态。莫怡青和李力行（2022）指出，在数字经济背景下的零工经济使“自雇型”和“生存型”创业显著减少，平台经济、共享经济带来的就业福利使得就业摩擦减少，劳动力流动性增强，使人们不再愿意从事有一定风险的创业活动。何婧和李庆海（2019）基于微观视角研究了数字经济对农户创业的问题，结果表明，数字金融通过减少信息不对称、降低贷款成本、增加农户的信息可得性以及加强社会信任感，来促进农户进行非农业及生存型创业。

（二）女性就业相关的文献

关于影响女性就业决策的文献通常是从家庭人口结构和家庭收入结构出发。熊瑞祥和李辉文（2016）基于 CFPS 数据的实证研究发现，由于农村妇女需要承担照料儿童这一职责，导致从事非农工作的比率明显小于男性。除此之外，江求川和代亚萍（2019）也发现，家中有未成年子女将会显著降低女性工作的概率，但会提升女性从事灵活就业的概率。此外，儿童照料服务费的增加以及传统文化观念的根深蒂固均会对女性劳动市场参与率造成负面影响（张川川、王靖雯，2020）。但目前中国少子化现象导致的少儿抚养比下降、素质教育带来的教育水平提高以及健康状况的改善，均将促进女性就业。

（三）数字经济与女性就业有关的文献

毛宇飞和曾湘泉（2017）将女性就业指标分为整体、自雇和非自雇进行分析，结果表明，互联网使用对女性从事自雇工作和非自雇工作均有促进作用，但对从事非自雇工作的影响要大于从事自雇工作的影响。Vazquez & Winkler（2019）则利用欧洲国

家进行电信改革这一重大事件，估计了互联网对劳动力市场的影响，结果表明，互联网的使用提升了劳动力参与率、兼职以及在家工作的比例，但并没有证据表明互联网的使用促进了自我雇佣以及从事副业的概率。曹景林和姜甜（2020）运用 CFPS 数据分析发现，互联网的使用增加了劳动灵活性，降低了女性群体非正规就业的可能。唯一例外的是卢川（2022），这一研究发现，随着制造业在数字化转型中对劳动力吸纳能力减弱，女性和低技能劳动力就业越来越困难。

以上文献评估了数字经济对就业和创业的影响，但都主要以“数字普惠金融综合指数”或“是否使用互联网”作为代理指标，衡量程度过于单一。前人文献研究就业问题多从创业或农户就业方面展开，或将就业作为数字经济影响收入的中介变量进行探讨，很少有文献研究女性就业，也没有把就业类型进行细分。同时，已有文献关于数字经济对女性就业影响的结论并不一致，本文后续将运用实证分析深入探讨数字经济对女性整体就业和不同就业类型的影响。

三 数据、变量与模型构建

（一）数据来源和样本清理

本文的实证分析主要使用三部分数据。第一部分是关于女性个人层面和家庭层面的数据，均来自中国家庭追踪调查（CFPS）。CFPS 是由北京大学中国社会科学调查中心实施的一项全国性、综合性的家庭调查项目，覆盖 25 个省市和 160 多个县区，该项目从 2010 年开始每隔两年进行一次数据跟踪调查，调查内容覆盖经济活动、家庭关系、受访者个人特征等个人和家庭的全方位信息。第二部分是有关地级市层面的社会经济数据，来自《中国城市统计年鉴》。第三部分数据是来自北京大学数字金融研究中心的地级市层面的数字普惠金融指数，样本区间为 2011 - 2018 年。

在目前已经公开发布的 2010 - 2018 年共五期 CFPS 数据中，2010 年和 2012 年数据中有关就业的部分变量缺失，本文使用 2014 年、2016 年和 2018 年共三期的 CFPS 数据分析数字经济对女性就业的影响。考虑到 55 岁是大多数女性的退休年龄，且 20 岁以下女性不少尚处于上学阶段，本文将研究对象设定为 20 ~ 55 岁之间有劳动能力且目前不在校的女性^①，最终获得 2014 年、2016 年和 2018 年 CFPS 的有效样本量分别为 8274

^① CFPS 调查问卷中对受访者的健康状况进行了调查，参考前人研究，若受访者自评健康为“比较健康及以上”，则认为受访者具有劳动能力。

人、7877 人和 6829 人。在数据清理后，我们将 CFPS 调查数据与相应年份的地级市层面统计数据通过区县码进行匹配，最终得到 2014 年、2016 年和 2018 年共三期的面板数据。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

本文旨在研究数字经济对女性就业的影响。被解释变量主要包括以下几项指标：“女性目前是否有正式工作（有 = 1，无 = 0）”；“女性是否从事非农工作（从事 = 1，不从事 = 0）”，非农工作是指从事除农、林、牧、副、渔等行业之外的工作；“女性是否从事第二职业或副业（从事 = 1，不从事 = 0）”，若有从事除主要职业之外的其他有报酬工作，则视为从事第二职业或副业；“女性是否从事自雇工作（从事 = 1，不从事 = 0）”，若目前为自己或自家干活则视为从事自雇工作，若目前受雇于他人、他家、组织、单位或公司则视为从事受雇工作。由于“女性是否从事第二职业或副业”和“女性是否从事自雇工作”2014 年样本缺失，故只选用 2016 年和 2018 年两期 CFPS 数据。其中，“女性是否从事非农工作”、“女性是否从事第二职业或副业”和“女性是否从事自雇工作”均剔除无工作样本。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为数字经济综合发展指数，拟借鉴黄群慧等（2019）的测度方法，结合城市层面数据的可获得性，选取互联网发展层面和数字普惠金融发展两方面对数字经济综合发展指数进行测算。对于地级市互联网发展层面，本文分别选取互联网宽带接入用户数、信息传输计算机服务和软件业从业人员数、电信业务收入和移动电话用户数这 4 个指标进行度量，以上指标的原始数据均可从《中国城市统计年鉴》获得。对于数字普惠金融发展程度，本文拟采用北京大学的数字普惠金融指数进行衡量（郭峰等，2020）。表 1 显示了这 5 个指标的相关统计特征。

借鉴赵涛等（2020）对城市层面数字经济发展水平的测度方法，本文采用变异系数法测算数字经济综合发展指数。具体测算过程如下：分别计算每个指标的平均数和标准差，用标准差除以均值得到每个指标的变异系数；对各指标的变异系数求和，将每个指标的变异系数除以总和，得到构成各个指标的权重；对每个指标进行标准化；将标准化后的数据乘以对应指标的权重，相加求和再除以 100000，得到本文 280 个地级市的数字经济综合发展指数。在后文的稳健性分析中，本文将数字经济综合发展指数替换为北京大学数字普惠金融指数进行估计。

表 1 数字经济综合发展指数指标体系

指标名称		2014 年	2016 年	2018 年
数字经济综合发展指数		0.208	0.214	0.232
各维度指标	电信业务收入（万元）	865903.714	906117.632	938501.820
	信息传输计算机服务和软件业从业人员数（人）	32962.958	32249.660	40037.644
	互联网宽带接入用户数（万户）	136.322	157.343	207.201
	移动电话用户数（万户）	745.620	737.849	848.936
	数字普惠金融指数	145.958	196.384	233.840

注：表中的数据为相关指标每年的均值。

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》数据和北京大学数字普惠金融指数计算得到。

3. 控制变量

本文主要选取三个层面的控制变量：基于 CFPS 成人问卷的个人信息，选取被访者“年龄”、“年龄平方”、“受教育年限”、“居住地（城镇 = 1，农村 = 0）”、“婚姻状况（有配偶 = 1，无配偶 = 0）”作为个人层面控制变量；基于 CFPS 家庭结构问卷的家庭信息，选取“家庭人口规模”、“家中是否有 15 岁及以下少儿（有 = 1，无 = 0）”作为家庭层面控制变量；基于地级市层面数据，选取“地区划分（东部 = 1，中西部 = 0）”、“第二产业从业人员占总从业人员比重”、“人均 GDP 对数”、“人口密度”、以及“城市等级（小型城市 = 1，大型或中型城市 = 0）”作为地区层面控制变量。本文参照第一财经杂志社新一线城市研究所提出的中国城市等级划分标准^①，将四线或者五线城市定义为小型城市，超过四线或五线的城市为大型或中型城市。

变量的描述性统计如表 2 所示。2014 - 2018 年，20 ~ 55 岁女性样本有正式工作的比例在 77% ~ 79% 之间，约 2 成的女性并没有正规就业；女性从事非农工作的比例约为 66%，女性从事第二职业或副业的比例约 11%，女性从事自雇工作的比例约为 44%。

（三）模型构建

本文研究对象为女性就业，被解释变量为虚拟变量形式，采用 Probit 面板模型进行回归估计，基础模型设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 digit_{it} + \beta_2 X_{it} + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

^① 来自《中国城市新分级名单》，参见 <https://view.inews.qq.com/a/20220624A01QAD00>。

其中, Y_{it} 为被解释变量, 分别由“女性目前是否有正式工作”、“女性是否从事非农业工作”、“女性是否从事第二职业或副业”及“女性是否从事自雇工作”度量, $digit_{it}$ 为“数字经济综合发展指数”, X_{it} 表示个体、家庭与城市层面控制变量, γ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。

为进一步研究数字经济对性别之间就业与收入差异的影响, 在式 (1) 中加入“数字经济综合发展指数”与“性别 (男性 = 1, 女性 = 0)”的交互项, 模型设定如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 digit_{it} + \beta_2 digit_{it} \times male + \beta_3 male + \beta_4 X_{it} + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

若交互项回归系数 $\beta_2 > 0$, 则说明数字经济对男性就业和收入的影响大于女性, 反之若 $\beta_2 < 0$, 则说明数字经济对男性就业和收入的影响小于女性。

表 2 变量描述性统计

变量类型	变量名称	2014 年		2016 年		2018 年		2014 - 2018 年	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	女性目前有正式工作	0.773	0.419	0.774	0.418	0.786	0.410	0	1
	女性目前从事非农业工作	0.624	0.484	0.663	0.473	0.679	0.467	0	1
	女性目前从事第二职业/副业	—	—	0.109	0.312	0.113	0.316	0	1
	女性目前从事自雇工作	—	—	0.438	0.496	0.427	0.495	0	1
	工作收入对数值	9.469	1.975	6.893	4.641	9.983	1.553	0	14.407
主要解释变量	数字经济综合发展指数	0.188	0.374	0.191	0.383	0.221	0.409	0.004	3.634
控制变量	受教育年限	7.704	4.634	8.316	4.786	8.930	4.778	0	22
	城镇	0.463	0.499	0.498	0.500	0.544	0.498	0	1
	年龄	36.477	10.064	36.450	10.114	37.866	10.165	20	55
	有配偶	0.858	0.349	0.852	0.355	0.875	0.331	0	1
	家庭人口规模	4.632	1.946	4.594	2.057	4.443	2.040	1	21
	家中有 15 岁及以下少儿	0.460	0.498	0.466	0.499	0.495	0.500	0	1
	东部地区	0.421	0.494	0.416	0.493	0.430	0.495	0	1
	第二产业从业人员占总从业人员比重	46.605	11.339	44.305	11.638	40.688	12.296	16.550	83.430
	人均 GDP 对数	10.610	0.590	10.667	0.593	10.814	0.621	9.227	12.068
	小型城市	0.582	0.493	0.588	0.492	0.580	0.494	0	1
	人口密度	0.060	0.054	0.058	0.053	0.061	0.056	0.006	0.265
观测值		8274		7877		6829		22980	

注: 表中的样本仅包括 20 ~ 55 岁有劳动能力且目前已不在校的女性样本。

资料来源: 根据《中国城市统计年鉴》数据、北京大学数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据计算得到。

四 回归结果分析

（一）基准回归

表3为数字经济对女性就业概率和就业类型的Probit面板回归结果。从回归结果可看出，数字经济对女性整体就业、从事非农业工作、从事第二职业或副业均存在促进作用。在模型（1）中，数字经济综合发展指数系数为0.469且在1%的统计水平上显著，表明在控制其他因素后，数字经济对女性就业的影响为正，数字经济为女性提供了更多的就业机会。模型（2）中，数字经济综合发展指数系数为0.816，并在1%的统计水平上显著，意味着数字经济对女性非农就业有促进作用，网络平台的搭建能降低搜索成本、提高求职匹配效率，增加女性非农就业的概率。模型（3）中，数字经济综合发展指数系数为0.206，说明数字经济对女性从事第二职业或副业有显著促进作用，原因可能在于数字经济在时间和空间上给予女性就业很大程度的灵活性，为女性开展副业提供了机会。模型（4）中，数字经济综合发展指数系数为-0.412，表明数字经济对女性从事自雇工作有显著抑制作用，这可能是因为数字经济的发展促进了女性人力资本的提升，增强了其在人才市场的竞争力，从而增加女性从事非自雇工作的概率。

在控制变量方面，模型（1）显示，被访者年龄的系数为0.441，而年龄平方的系数为负，这表明年龄与女性就业存在倒U型关系，即随着年龄的增加女性就业概率呈现先增长后下降的变化趋势。婚姻状况的系数为负值，表明婚后有一部分女性回归家庭，已婚女性的就业概率低于未婚女性。家庭人口规模和家中有15岁及以下少儿的回归系数为负，即家庭负担对女性就业存在显著抑制作用。从地区特征来看，第二产业从业人员占总从业人员比重对女性就业存在显著促进作用，说明制造业对女性劳动力有巨大的吸纳能力；而人均GDP对数对女性就业概率的影响系数为负值，这可能是由于随着家庭收入的提高，更多的女性愿意回归家庭而不是外出就业。

（二）数字经济对就业和收入影响的性别差异

为考察数字经济是否能缓解就业时的性别歧视问题，本文在基准回归模型的基础上加入“数字经济综合发展指数”与“性别（男性=1，女性=0）”的交互项。表4中模型（1）至模型（4）的被解释变量分别为虚拟变量“目前有正式工作”、“从事非农业工作”、“从事第二职业或副业”及“从事自雇工作”；模型（5）的被解释变量为“工作收入对数值”，这里的工作收入是指个人劳动报酬，不包括以家庭为单位的经营性收入、财产性收入和转移性收入。

表 3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	目前有 正式工作	目前从事 非农业工作	目前从事 第二职业/副业	目前从事 自雇工作
数字经济综合发展 指数	0.469 *** (0.101)	0.816 *** (0.222)	0.206 ** (0.091)	-0.412 ** (0.188)
城镇	-0.384 *** (0.045)	1.705 *** (0.082)	-0.165 *** (0.047)	-1.206 *** (0.085)
年龄	0.441 *** (0.022)	0.034 (0.034)	-0.049 ** (0.022)	-0.011 (0.038)
年龄平方	-0.534 *** (0.028)	-0.198 *** (0.044)	0.044 (0.029)	0.153 *** (0.049)
受教育年限	0.026 *** (0.006)	0.227 *** (0.011)	-0.010 * (0.006)	-0.206 *** (0.011)
有配偶	-0.959 *** (0.075)	-0.670 *** (0.129)	-0.238 *** (0.072)	1.260 *** (0.137)
家庭人口规模	-0.034 *** (0.011)	-0.059 *** (0.018)	-0.018 (0.012)	0.076 *** (0.020)
家中有 15 岁及以下 少儿	-0.297 *** (0.052)	-0.557 *** (0.082)	-0.003 (0.057)	0.505 *** (0.092)
东部地区	0.242 *** (0.049)	-0.032 (0.083)	0.032 (0.048)	-0.061 (0.089)
第二产业从业人员占 总从业人员比重	0.010 *** (0.002)	0.013 *** (0.004)	0.008 *** (0.002)	-0.005 (0.004)
人均 GDP 对数	-0.280 *** (0.060)	0.571 *** (0.104)	0.041 (0.063)	-0.793 *** (0.115)
小型城市	0.083 (0.055)	-0.022 (0.092)	-0.046 (0.057)	-0.175 * (0.102)
人口密度	-0.794 (0.617)	6.328 *** (1.274)	-2.786 *** (0.642)	-7.387 *** (1.240)
年份虚拟变量	是	是	是	是
观测值	16370	14923	9454	9543

注：模型（1）至模型（4）均使用 Probit 面板模型；括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著。

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》数据、北京大学数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

在表 4 中，从性别对就业的影响来看，模型（1）显示男性的回归系数为 1.447，且在 1% 水平上显著，表明男性就业的可能性大于女性。模型（2）至模型（4）的结

果表明，男性从事非农工作、第二职业或副业的可能性更大，从事自雇工作的可能性更小，以上结果均表示性别就业差异显著存在。

从交互项对就业的影响来看，模型（1）至模型（4）的交互项回归系数符号均与性别变量的回归系数相反，这意味着随着数字经济综合发展指数的提升，男性在就业概率、从事非农工作、从事第二职业或副业等方面相对于女性而言其就业优势在下降，在就业市场上对于女性的性别歧视程度随着数字经济的发展而减弱。模型（5）结果显示，数字经济综合发展指数的回归系数为正而与性别的交互项系数为负，说明虽然数字经济的发展整体提升了居民收入水平，但对男性工资的提升效应小于女性，数字经济的发展缩小了男女性别收入差距。

综合来看，中国在就业时存在显著的性别差异，即男性比女性更易就业。但相对男性群体，数字经济对女性就业的促进作用更强，能有效缓解就业时的性别歧视问题，并在很大程度上缩小性别工资差距。这可能是由于随着数字经济的发展，产业结构从第二产业向第三产业转移，相比男性群体，女性的性别优势更易从事以服务业为主的第三产业。数字经济对不同性别就业的影响有所差异，所以前人文献从全样本分析数字经济对就业的影响所得出的结论不一定适用于女性。为此，下文将对女性就业做更深入的分析，为缩小性别就业差距提供借鉴意义。

表 4 数字经济对不同性别就业和收入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	目前有正式工作	从事非农业工作	从事第二职业/副业	从事自雇工作	工作收入对数
数字经济综合发展指数×男性	-0.225 ** (0.115)	-0.475 *** (0.184)	-0.123 * (0.073)	0.440 *** (0.164)	-0.413 *** (0.141)
数字经济综合发展指数	0.476 *** (0.109)	0.964 *** (0.174)	0.187 ** (0.074)	-0.562 *** (0.158)	0.313 ** (0.158)
男性	1.447 *** (0.067)	0.637 *** (0.053)	0.342 *** (0.033)	-0.479 *** (0.063)	0.773 *** (0.074)
控制变量	是	是	是	是	是
有效样本量	21723	33226	20457	20889	9899

注：模型（5）采用最小二乘法回归，模型（1）至模型（4）均为 Probit 面板模型；括号内为稳健标准误差；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著；控制变量与表 3 相同，系数未列出。

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》数据、北京大学数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

（三）稳健性检验

在分析数字经济综合发展指数对女性就业的影响效应时，可能会存在内生性问题。一方面，就业环境越友好、就业选择越丰富的地区，经济发展水平往往越高，越有利于促进数字经济的发展，因此基准模型可能存在反向因果的内生性问题；另一方面，数字经济综合发展指数的衡量可能存在测量误差，而这一误差又往往与女性就业有关，进而使得估计结果有偏误，造成由测量误差导致的内生性问题。为此，我们分别运用工具变量和替换核心解释变量进行检验。

1. 工具变量法

本文参照 Nunn & Qian (2014) 等学者寻找数字经济工具变量的思路，利用各城市经纬度计算出“所在城市到深圳的球面距离”和“所在城市到北京的球面距离”作为数字经济综合发展指数的工具变量^①。选取地理距离作工具变量的主要理由如下：首先，地理位置是脱离经济系统的外生变量，对女性就业不会产生影响，满足工具变量的外生性要求；其次，北京和深圳的数字经济高度发达，是若干互联网大企业总部所在地，距离北京和深圳越近的地区，越有可能获得这两地数字经济发展所带来的溢出效应，从而促进当地数字型企业的孵化和经济发展（柏培文、张云，2021），满足工具变量与内生变量的相关性要求。

表 5 模型（2）至模型（5）为工具变量第二阶段主回归结果，模型（1）为模型（2）的第一阶段辅助回归结果，由于表格篇幅所限，模型（3）至模型（5）的第一阶段回归结果未列示。表 5 结果显示，工具变量第一阶段回归的两个 IV 系数值均在 1% 统计水平上高度显著，且 F 统计量均大于经验法则的临界值 10，即不存在弱工具变量问题，从经济学角度而言，工具变量对内生变量有较强的解释力。另外，针对第二阶段主回归模型（2）至模型（5）的过度识别检验显示，Sargan 检验 P 值均大于 0.10，在 1% 的显著性水平上通过了过度识别检验，即所用工具变量均满足外生性要求。

在运用工具变量法控制了数字经济综合发展指数的内生性偏误之后，在表 5 模型（2）至模型（5）中，主要解释变量“数字经济综合发展指数”回归系数的符号和显著性水平均与表 3 基准回归的结果保持一致，这意味着数字经济综合发展指数对女性就业存在因果影响，即数字经济提高了女性整体就业的概率，并对女性从事非农业工作、从事第二职业或副业均有促进作用，但对从事自雇工作有抑制作用。

^① 各城市经纬度数据参见 <http://citycode.blacklife.cn/index.php>。

表5 稳健性分析：工具变量回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	数字经济 综合发展指数	目前 有正式工作	从事 非农业工作	从事第二 职业/副业	从事 自雇工作
数字经济综合发展指数	—	2.415 *** (0.501)	4.239 *** (0.140)	3.196 *** (0.455)	-3.362 *** (0.352)
所在城市到北京的球面距离	-1.472 *** (0.479)	—	—	—	—
所在城市到深圳的球面距离	1.700 *** (0.547)	—	—	—	—
控制变量	是	是	是	是	是
第一阶段 F 值	48.670	48.670	45.963	108.969	42.523
Sargan 检验 P 值	—	0.668	0.158	0.601	0.606
过度识别检验	—	通过	通过	通过	通过
有效样本量	16243	16243	14894	9379	9468

注：模型（1）为工具变量第一阶段辅助回归结果，模型（2）至模型（5）为工具变量第二阶段主回归结果；括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著；控制变量与表 3 相同，系数未列出。

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》数据、北京大学数字普惠金融指数、中国家庭追踪调查（CFPS）数据和地级市经纬度数据计算得到。

2. 替换核心解释变量

为解决数字经济的测量误差问题，在这里我们拟用“数字普惠金融指数”作为“数字经济综合发展指数”的代理变量，实证分析数字普惠金融指数的提升对于女性就业的影响（见表 6）。数字普惠金融指数能较好地衡量不同地区间数字金融发展的差异，在学术界得到了广泛认同和应用。

表 6 为数字普惠金融指数对女性就业的回归结果。模型（1）至模型（4）的被解释变量与表 5 的模型（2）至模型（5）相同，并采用与表 5 相同的 Probit 工具变量回归模型，以“所在城市到深圳的球面距离”和“所在城市到北京的球面距离”作为数字普惠金融指数的工具变量。回归结果显示，这两个工具变量通过了弱工具变量检验和过度识别外生性检验，为数字普惠金融指数的有效工具变量。由于表格篇幅限制，表 6 中未列出工具变量第一阶段的回归结果，仅列出了第二阶段主回归的系数。表 6 为控制住数字普惠金融指数的内生性偏误之后的回归结果，我们发现模型（1）至模型（3）的回归系数结果均为正，模 4 的回归系数为负，且均在 1% 统计水平上高度显著。

这意味着，随着数字经济的发展和数字普惠金融指数的提升，女性群体的整体就业、从事非农工作、从事第二职业或副业可能性均同步增大，从事自雇工作的可能性下降。表 3 基准回归的结果具有稳健性。

表 6 稳健性分析：替换核心解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	目前有正式工作	从事非农工作	从事第二职业/副业	从事自雇工作
数字普惠金融指数	0.024 *** (0.005)	0.060 *** (0.005)	0.040 *** (0.008)	-0.041 *** (0.008)
控制变量	是	是	是	是
有效样本量	16476	15038	9524	9616

注：模型（1）至模型（4）为工具变量第二阶段主回归结果，篇幅所限未列出工具变量第一阶段回归结果；括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著；控制变量与表 3 相同，系数未列出。

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》数据、北京大学数字普惠金融指数、中国家庭追踪调查（CFPS）数据和地级市经纬度数据计算得到。

（四）异质性检验

上述研究考察的是数字经济对女性就业的平均影响效应，将女性视为同质群体。事实上，数字经济对不同特征女性群体就业的影响可能存在异质性。已有文献表明，家中是否有未成年子女以及受教育程度对女性就业均有影响（江求川、代亚萍，2019）。在表 7 的异质性分析中，我们分别加入抚育状态、受教育程度与数字经济综合发展指数的交互项，以考察数字经济对不同特征女性群体就业的异质性影响。

1. 不同抚育状态女性

抚育未成年子女对女性就业决策起到关键作用，女性在面对照顾儿童的责任时可能会退出劳动力市场。为探究数字经济对不同抚育状态女性就业的影响，我们在表 3 的基准模型中加入“数字经济综合发展指数”与虚拟变量“家中有 15 岁及以下少儿”的交互项。表 7 模型（1）的回归结果显示，该交互项的回归系数为正且在 1% 的统计水平上高度显著，与数字经济主效应项的系数符号相同。这意味着相比无子女抚养负担的女性来说，数字经济更能促进有子女抚养负担的女性就业。原因可能在于，随着数字经济的发展和互联网的使用，远程办公和灵活就业使得有子女抚养负担的女性能够平衡工作和家庭的压力，显著提升了其参与就业的可能性。

2. 不同受教育程度女性

受教育程度是影响女性就业的重要因素之一，而不同受教育程度女性在数字经济时代的适应能力存在差异。我们在基准回归模型中加入“数字经济综合发展指数”与“大专及以上学历”的交互项，回归结果如表 7 模型 2 所示，该交互项的系数为 0.405 且在 1% 的统计水平上显著，表明相比大专以下学历女性，数字经济对高知女性的就业促进作用更明显。这可能是因为数字经济的发展使重复性、机械性的劳动退出劳动力市场，对劳动者的受教育程度提出更高的要求，例如，软件编程、计算机应用技术等的发展都需要劳动者有更高的受教育水平，高学历女性更有可能在数字经济时代找到满意的工作。

表 7 异质性分析

	女性目前有正式工作	
	(1)	(2)
数字经济综合发展指数	0.315 *** (0.108)	0.363 *** (0.104)
家中有 15 岁及以下少儿	-0.369 *** (0.056)	—
数字经济综合发展指数 × 家中有 15 岁及以下少儿	0.401 *** (0.110)	—
大专及以上学历	—	0.703 *** (0.084)
数字经济综合发展指数 × 大专及以上学历	—	0.405 *** (0.136)
控制变量	是	是
有效样本量	16370	16370

注：模型（1）和模型（2）的被解释变量均为“女性目前有正式工作”，采用 Probit 面板模型；括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著；控制变量与表 3 相同，系数未列出。

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》数据、北京大学数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

（五）数字经济对女性就业的影响机制

在数字经济对女性就业的影响机制方面，根据已有文献梳理，在个人层面，数字经济的发展可能通过人力资本和社会资本的提升等途径促进女性就业；在地区层面，数字经济的发展可能通过地方公共财政支出增长和产业结构升级促进女性就业。表 8

和表 9 将分别对个人层面和地区层面的影响机制进行检验。

1. 个人层面机制

数字时代的到来使知识传播量以几何式增长，全方位提升了人们的知识水平，使人力资本得到提升，进而促进就业（张勋等，2019）。此外，数字化促进了居民社会资本的提升，常使用互联网的人拥有更好的社会资本。我们选取了“经常使用互联网学习（一周超过 2 次 = 1，否 = 0）”和“经常使用互联网社交（一周超过 2 次 = 1，否 = 0）”，分别作为女性群体的人力资本和社会资本的代理中介变量。

表 8 模型（1）和模型（2）的回归结果表明，数字经济综合发展指数对女性经常使用互联网学习和互联网社交的影响系数均为正值，且在 1% 的统计水平上高度显著。模型（3）以女性就业为被解释变量，以这两个中介变量为主要自变量，回归结果显示互联网学习和互联网社交的回归系数均为正，且均在 1% 的统计水平上高度显著。这意味着，在个人层面上，数字经济通过提升女性人力资本和社会资本这两个渠道进一步提高了女性就业概率。

表 8 数字经济对女性就业个人层面机制分析结果

	(1)	(2)	(3)
	经常使用互联网学习	经常使用互联网社交	女性目前有正式工作
数字经济综合发展指数	0.133 *** (0.051)	0.175 *** (0.063)	—
经常使用互联网学习	—	—	0.348 *** (0.041)
经常使用互联网社交	—	—	0.201 *** (0.051)
控制变量	是	是	是
有效样本量	22116	33198	9248

注：模型（1）至模型（3）均为 Probit 面板模型，表中所列为 Probit 回归系数；括号内为稳健标准误；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著；控制变量与表 3 相同，系数未列出。

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》数据、北京大学数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

2. 地区层面机制

前人文献发现，数字经济促进了新兴产业的发展，成为了公共财政重点扶持的对象，加大了地方公共财政支出（潘虹，2020），而地方财政支出对教科文卫发展、岗位

培训和就业保障有着溢出性影响（刘新、刘星，2010）。与此同时，数字经济的发展增加了第三产业劳动力需求，尤其增加了生产性服务业和高端服务业从业人员的需求，促进了产业结构高级化（武可栋等，2022），而产业结构升级将提升女性就业的概率，弱化性别就业差距（郭劲光、孙浩，2022）。基于以上原因，我们选取了“地方公共财政支出对数值”和“产业结构高级化比率”这两个指标作为地区层面机制分析的中介变量。“产业结构高级化比率”是参照赵涛等（2020）的方法，利用第三产业与第二产业的产值之比进行测度。

表9的模型（1）和模型（2）回归结果显示，数字经济综合发展指数每提高1个单位，地方公共财政支出对数值和产业结构高级化比率均提高，且在1%统计水平上高度显著。模型（3）结果显示，地方公共财政支出和产业结构高级化比率的增长均显著提高了女性就业概率。这意味着，数字经济通过提高地方公共财政支出和推动产业结构优化这两种地区层面的中介机制来促进女性就业。

表9 数字经济对女性就业地区层面机制分析结果

	(1)	(2)	(3)
	地方公共财政支出对数	产业结构高级化比率	女性目前有正式工作
数字经济综合发展指数	0.549 *** (0.005)	1.201 *** (0.007)	—
地方公共财政支出对数	—	—	0.111 *** (0.036)
产业结构高级化比率	—	—	0.064 ** (0.030)
控制变量	是	是	是
观测值	87424	86867	24290

注：模型（1）和模型（2）为最小二乘法面板模型，模型（3）为 Probit 面板模型；括号内为稳健标准误差；*、**、*** 分别表示系数在 10%、5%、1% 水平上显著；控制变量与表 3 相同，系数未列出。

资料来源：根据《中国城市统计年鉴》数据、北京大学数字普惠金融指数和中国家庭追踪调查（CFPS）数据计算得到。

五 结论与政策建议

“十四五”规划明确提出，数字经济是未来推动中国经济发展的重要手段。本

文基于 2014 - 2018 年 CFPS 数据, 探究了数字经济对女性就业的影响效应和作用机理。实证研究发现: 第一, 数字经济的发展促进了女性整体就业, 对女性从事非农业工作、从事第二职业或副业均有提升作用, 但对从事自雇工作有显著抑制作用, 通过引入工具变量等稳健性检验, 该结论依然成立; 第二, 数字经济对女性就业的促进作用比对男性的作用更大, 数字经济的发展缩小了性别就业差异; 第三, 通过异质性分析发现, 数字经济对有子女抚养负担的女性以及高学历女性的就业促进作用更大; 第四, 数字经济在个人层面上通过提升女性人力资本和社会资本促进女性就业, 在地区层面上通过提高地方公共财政支出、推动产业结构优化促进女性就业。

中国网科技于 2021 年 3 月发布的《2021 中国女性职场现状调查报告》显示^①, 中国女性面临着职场和育儿双重压力, 职场女性整体薪酬低于男性 12%, 女性在就业和收入方面受歧视的现象需要引起重视。本文研究发现数字经济的发展可以显著改善女性就业和收入状况, 为拟定改善性别歧视和收入不平衡现象提供新的思路。

本文的主要贡献有以下几个方面: 第一, 从多个维度对数字经济进行测算, 探究数字经济对女性就业的影响, 有别于前人用单一方法度量数字经济, 丰富了数字经济与就业的相关文献。第二, 将女性作为研究对象, 并与男性对比, 发现数字经济能够有效缓解性别就业差异, 较前人单一的研究女性群体或全样本就业而言, 本文为如何促进女性就业、缓解性别就业差异提供了借鉴。第三, 将就业类型分为非农就业、副业或第二职业、自雇就业, 更深入地探讨了数字经济对女性就业的影响, 对现有研究女性就业的文献做了有效补充。

基于以上研究, 本文提出以下政策建议: 第一, 提高女性受教育程度、提升女性使用互联网工作和学习的能力, 对个人来说, 应积极参加社会培训, 充分运用社会资源提升自身劳动力技能, 对政府而言, 应改善教育体系, 加强女性数字技能和知识的培养。第二, 应推进网络生态化平台服务, 整合更多社会资源, 以减轻女性照看孩子、收拾家务等的负担, 帮助女性平衡家庭与工作之间的关系。第三, 改善就业体系和产业结构, 推动服务业发展, 为剩余劳动力提供大量就业岗位, 发展女性多元化就业和创业新形态。

^① 来自《2021 中国女性职场现状调查报告》, 参见 https://www.sohu.com/a/548946329_121094725。

参考文献：

- 柏培文、张云（2021），《数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益》，《经济研究》第5期，第91-108页。
- 曹景林、姜甜（2020），《互联网使用对女性收入的影响——基于CFPS数据的经验证据》，《现代财经（天津财经大学学报）》第12期，第79-95页。
- 陈贵富、韩静、韩恺明（2022），《城市数字经济发展、技能偏向型技术进步与劳动力不充分就业》，《中国工业经济》第8期，第118-136页。
- 陈晓红、李杨扬、宋丽洁、汪阳洁（2022），《数字经济理论体系与研究展望》，《管理世界》第2期，第208-224页。
- 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云（2020），《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》第4期，第1401-1418页。
- 郭劲光、孙浩（2022），《产业结构升级与地区性别就业差距——基于全要素生产率的中介检验》，《山西财经大学学报》第5期，第70-81页。
- 何婧、李庆海（2019），《数字金融使用与农户创业行为》，《中国农村经济》第1期，第112-126页。
- 黄浩（2021），《数字经济带来的就业挑战与应对措施》，《人民论坛》第1期，第16-18页。
- 黄群慧、余泳泽、张松林（2019），《互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验》，《中国工业经济》第8期，第5-23页。
- 江求川、代亚萍（2019），《照看子女、劳动参与和灵活就业：中国女性如何平衡家庭与工作》，《南方经济》第12期，第82-99页。
- 刘新、刘星（2010），《地方财政社会保障支出对就业的影响效应——基于1999~2008年的面板数据经验》，《经济与管理研究》第10期，第74-82页。
- 卢川（2022），《数字经济对我国劳动力就业的影响研究》，《中国物价》第2期，第84-87页。
- 罗小芳、王素素（2021），《数字经济、就业与劳动收入增长——基于中国家庭追踪调查（CFPS）数据的实证分析》，《江汉论坛》第11期，第5-14页。
- 毛宇飞、曾湘泉（2017），《互联网使用是否促进了女性就业——基于CGSS数据的经验分析》，《经济学动态》第6期，第21-31页。

- 莫怡青、李力行 (2022), 《零工经济对创业的影响——以外卖平台的兴起为例》, 《管理世界》第 2 期, 第 31 - 45 页。
- 潘虹 (2020), 《中国地方政府公共服务财政支出影响因素实证研究——基于 1998 - 2017 年省际面板数据的分析》, 《经济问题探索》第 6 期, 第 120 - 131 页。
- 宋月萍 (2021), 《数字经济赋予女性就业的机遇与挑战》, 《人民论坛》第 30 期, 第 82 - 85 页。
- 武可栋、朱梦春、阎世平 (2022), 《数字经济发展水平对劳动力就业结构的影响》, 《统计与决策》第 10 期, 第 106 - 111 页。
- 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰 (2018), 《数字金融能促进创业吗? ——来自中国的证据》, 《经济学 (季刊)》第 4 期, 第 1557 - 1580 页。
- 熊瑞祥、李辉文 (2017), 《儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自 CFPS 数据的证据》, 《经济学 (季刊)》第 1 期, 第 393 - 414 页。
- 张川川、王靖雯 (2020), 《性别角色与女性劳动力市场表现》, 《经济学 (季刊)》第 3 期, 第 977 - 994 页。
- 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾 (2019), 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第 8 期, 第 71 - 86 页。
- 赵涛、张智、梁上坤 (2020), 《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》, 《管理世界》第 10 期, 第 65 - 76 页。
- Acemoglu, Daron & Pascual Restrepo (2018). The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment. *The American Economic Review*, 108 (6), 1488 - 1542.
- Nunn, Nathan & Nancy Qian (2014). US Food Aid and Civil Conflict. *The American Economic Review*, 104 (6), 1630 - 1666.
- Vazquez, Emmanuel & Hernan Winkler (2019). How Do Telecommunications Reforms Affect Labour Market Arrangements? Evidence from Central and Western Europe. *Economics of Transition and Institutional Change*, 27 (3), 745 - 762.

Digital Economy and Female Employment: A Gender Perspective

Chen Huashuai & Xie Keqin

(Business School, Xiangtan University)

Abstract: The rate of female labor participation in China has been decreasing in recent years, and gender discrimination in the labor market is still non-negligible. Based on CFPS data from 2014 to 2018, this paper examines the association between the development of digital economy and women's overall employment and in different sectors. Results show that, digital economy in China has significantly promoted women's employment, particularly in non-agricultural work, second, and side jobs. In addition, digital economy facilitates employment of women more significantly than men, which can effectively alleviate gender employment gap in China. Through the influence mechanism analysis, we find that, at the individual-level, digital economy affects women employment by promoting women's human capital and social capital. At the city-level, digital economy affects employment by enhancing local public financial expenditure and upgrading city industrial structures. Based on these findings, this paper suggests that the development of digital economy should be accelerated in order to encourage women employment and narrow the gender employment gap.

Keywords: digital economy, female employment, gender employment discrimination

JEL Classification: O33, J16, J71

(责任编辑：封永刚)