

互联网使用对农民工性别工资收入差距的影响

冯喜良, 高盼盼, 罗荣波

(首都经济贸易大学 劳动经济学院, 北京 100070)

摘要: 改革开放以来, 农民工的性别工资收入差距呈现扩大趋势, 而互联网的发展与使用为缩小农民工的性别工资收入差距带来新的可能。利用中国劳动力动态调查 (CLDS) 2014 年和 2016 年数据定量研究互联网使用对农民工性别工资收入差距的影响。研究发现: 互联网使用对农民工的工资收入有显著的溢价效应。互联网使用可以缩小农民工的性别工资收入差距; 互联网使用频率增加可以缩小中收入层农民工的性别工资收入差距。本文认为应大力对农民工互联网使用技能进行精准化培训, 尤其要提高女性农民工互联网的使用水平, 如此可缩小农民工的性别工资收入差距。

关键词: 农民工; 性别工资收入差距; 互联网

中图分类号: F244 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2021) 05-0111-14

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2021.00.043

The Influence of Internet Use on the Gender Wage Income Gap of Migrant Workers

FENG Xiliang, GAO Panpan, LUO Rongbo

(School of Labor Economics, Capital University of Economics and Business,
Beijing 100070, China)

Abstract: Since the reform and opening up, the gender wage income gap of migrant workers has shown a trend of widening, and the development and use of the Internet has brought new possibilities to narrow the gender wage income gap of migrant workers. In this

收稿日期: 2020-12-16; 修订日期: 2021-07-29

基金项目: 北京社会科学基金项目“人工智能对北京市就业的影响与应对措施研究”(18YJC020); 国家留学基金委联合培养博士项目(201911080304)。

作者简介: 冯喜良, 社会学博士, 首都经济贸易大学劳动经济学院教授, 院长; 高盼盼 (通信作者), 首都经济贸易大学劳动经济学院博士研究生; 罗荣波, 首都经济贸易大学劳动经济学院博士研究生。

paper, the impact of Internet use on the gender wage income gap of migrant workers was quantitatively studied by using the data of China Labor Force Dynamics Survey (CLDS) in 2014 and 2016. The findings are shown as follows: 1) Internet use has a significant premium effect on the wage income of migrant workers. 2) The use of the Internet can narrow the gender wage income gap of migrant workers; increased Internet use can narrow the gender wage gap among middle-wage migrant workers. This paper believes that it is necessary to carry out precise training on migrant workers' Internet use skills, especially to improve the level of female migrant workers' Internet use, which can narrow the gender wage gap among migrant workers.

Keywords: migrant workers; gender wage income gap; Internet

一、引言

实现男女平等是中国的基本国策，男女平等既包括双方在政治、社会地位上的平等，也包括经济上的平等，而实现男女在工资收入上的平等是其中非常重要的内容。但无论在全球范围内还是在中国，性别工资差距都呈现出扩大的趋势^[1]，性别工资差距在农民工这一弱势就业群体中同样在扩大。中国农民工的数量已经从2010年的24223万人增加到2020年的28560万人，而且越来越多的女性农民工从传统家庭角色中走出来，进入劳动力市场，成为劳动力队伍中的一支重要力量，中国女性农民工已从2010年的8411.139万人增加到2020年的9938.88万人^①。女性地位、工资收入低是无可争辩的事实^[2]，由于需要平衡家庭和工作，女性通常处于次级劳动力市场，而女性农民工由于受教育程度有限，成为弱势就业群体中更为弱势的一方。由于人力资本存量低，社会资本有限，女性农民工处在就业层的底端，面临着更为严重的性别歧视，以上因素共同导致女性农民工的工资收入较低，与男性农民工的工资差距较大。而互联网的发展和使用为女性农民工获取人力资本提供了便利，并可能会拓宽女性农民工社会资本的获取渠道，进而增加女性农民工的工资收入，缩小与男性农民工的性别工资收入差距。目前关于互联网使用对农民工性别工资收入差距的作用和影响大小尚无法准确判别，那么数字信息革命带来的互联网的发展和使用究竟会对远离再分配中心、处于弱势就业地位但却庞大的农民工群体的工资产生怎样的影响？这种影响的作用机理如何？这种影响会缩小农民工的性别工资收入差距吗？这些问题还未得到学术界足够重视，而本文将围绕这些问题展开讨论。

二、文献综述与理论机制

1. 文献综述

国外研究普遍认为互联网使用能带来工资溢价^[3]，但对互联网使用造成的性别收入差距存在很多质疑。互联网使用可以通过两方面增加工资收入：一是互联网使用可以提高生产

① 数据来源：国家统计局《2010年农民工监测调查报告》和《2020年农民工监测调查报告》。

率, 直接带来工资收入的增加; 二是互联网使用有助于工作搜寻^[4]、信息获取和在线学习, 通过增加使用者的人力资本来间接增加工资收入^[5]。关于互联网带来的性别工资差异问题, 有研究认为互联网使用会扩大性别工资收入差距, 因为互联网提高了生产率, 而女性在互联网使用水平和人力资本方面明显弱于男性^[6-7]。而有些学者则认为互联网使用会缩小性别工资差距, 因为互联网使用不仅对女性的就业产生了更加积极的效果^[8-9], 通过提高兼职和在家工作的比例^[10], 女性参与劳动力市场的概率得到提高^[11]; 而且互联网使用弱化了男性的性别优势^[12], 减小了劳动力市场中的行业、职业和职位隔离^[13-15]。

相比国外的研究, 国内在互联网使用与性别工资差距的研究上起步较晚且研究成果相对较少。与国外研究相似, 国内学者的研究同样发现互联网使用可以显著提高中国城乡居民的工资收入^[16-18]; 也有一些文献开始尝试关注互联网使用工资溢价的性别差异^[19-21], 有文章指出互联网使用可以缩小中低收入层的性别工资差距, 扩大高收入层的性别工资差距^[22], 但国内学者对互联网使用与性别工资差距关系的结论并未达成一致意见。此外, 已有研究对劳动力市场中处于劣势就业地位的农民工群体的关注不足。当前对农民工性别工资差距的研究相对较少, 已有研究主要将农民工性别工资差距扩大的原因归为两类: 第一类是可观测特征能够解释的差异^[23]; 第二类是性别歧视^[24-25]。学者们主要关注性别歧视的影响并发现性别歧视是造成农民工性别工资差距最重要的原因^[26-27]。性别歧视虽然造成了行业隔离^[28], 但是行业内歧视造成的职业隔离才是造成农民工性别工资差距最重要的原因^[29-30], 而且对于年轻、低学历、无工作经验的农民工来说, 性别歧视的影响更严重^[31]。

总体上看, 已有研究文献对互联网使用与性别工资差距的关系已经做了一定的深入研究, 为进一步认识和理解互联网使用与性别工资差距的关系提供了大量的理论思考和方法借鉴。但已有研究鲜有关于互联网使用与农民工性别工资差距关系的探讨。因此本文以农民工群体为研究对象, 利用中国劳动力动态调查微观数据探究互联网使用与否对农民工群体性别工资差距的影响路径和影响结果, 以及互联网使用频率差异对该影响结果的不同, 以更加全面地了解互联网使用对农民工性别工资差距的影响, 得到更加具有政策价值的研究结论。

2. 理论机制

格罗斯 (Gross) 于 1968 年提出职业性别隔离的理论^[32], 他认为男女由于性别的差异被分配到不同职业, 承担不同性质工作, 职业的进入和晋升通道可能会被某个性别所垄断, 进而会造成男性和女性在职、业、收入、地位和发展方面的巨大差异。互联网的发展和使用会使工作在时间和空间上变得更加灵活, 可能会使女性农民工面临的职业隔离减弱, 一方面有利于女性农民工劳动参与率提高, 增加工作数量; 另一方面女性农民工可选择的职业类型增多, 可能会提高女性农民工的工作质量, 最终这两方面会共同对农民工的性别工资差距造成影响。

具体而言, 互联网使用可以增加女性农民工的劳动力供给, 且通过弱化男性农民工在工业化时代的性别优势, 减弱原有的行业、职业和职位隔离。女性农民工有机会进入工资收入更高的生产部门, 增加了女性农民工的工资收入, 可能会改变农民工的性别工资差距。

第一, 互联网的发展和利用, 使工作时间、地点、工作方式更加灵活, 这种灵活性的增

加大大有利于女性农民工增加劳动供给。首先，对于传统的工作而言，要求劳动者在固定时间、固定地点按照统一的安排进行劳动的方式已经发生很大变化，劳动者对于工作时间、地点的选择较之前有了一定自由度，这种自由度对于女性农民工的边际效用更大，因为家庭照料主要由女性承担，这种自由度的出现使得女性农民工可以更好地平衡家庭和工作，在工作和生活发生严重冲突时，女性农民工不用如之前那样退出劳动力市场，因为互联网发展带来工作时间、地点、方式的灵活性可以让女性农民工同时兼顾家庭和工作。其次对于在互联网发展背景下新出现的工作，像网上客服等工作，对工作时间、地点的要求更加自由，女性农民工完全可以在家办公，这使得女性农民工的劳动参与率可以得到进一步提高。这些变化使女性农民工参与工作的稳定性加强，在这种背景下，雇主也会弱化对女性农民工的歧视。

第二，互联网的发展和使用不仅弱化了男性农民工的性别优势且使女性农民工的性别劣势转化为优势，减少了行业和职业隔离。在信息时代之前传统工作对劳动者的体力要求较高，体力是农民工职业发展的关键因素，而女性农民工的身体素质较男性农民工较差，女性农民工由于性别弱势而无法进入某些传统的工作领域从事相关职业，由于互联网的使用减少了对劳动者体力的要求，这使女性农民工有机会从事先前无法进入的职业，因而职业隔离减小；此外，互联网使用背景下出现许多新的工作领域，这些工作领域需要劳动者直接和消费者接触，女性农民工更符合这些新的职业对劳动者的要求，此时女性的性别劣势反而成为优势，脑力和情感劳动在职业发展中越来越重要，在这种背景下，雇主不仅弱化了对女性农民工的歧视反而可能更加偏好女性农民工。互联网使用不仅打破了行业职业隔离，反而可能会产生对男性农民工的隔离。

第三，互联网的使用打破了职位隔离。女性农民工之所以被隔离在中高职位之外，很重要的原因之一是女性的就业稳定性差，无法平衡工作和生活，而互联网的使用增加了女性农民工就业的稳定性，且互联网使用使网上办公、开网上视频会议等成为可能，弱化了女性农民工在职位发展中的壁垒，可能会打破职位隔离。

总之，互联网的使用一方面使女性农民工参与工作的稳定性加强；另一方面弱化了男性农民工的性别优势，加强了女性农民工的性别优势，减小了女性农民工遭遇的行业、职业和职位隔离。以上因素共同导致女性农民工有机会进入更高工资收入的生产部门，从而使女性农民工的工资增加，农民工的性别工资差距缩小。互联网使用对农民工性别工资差距下的影响机制详见图 1。

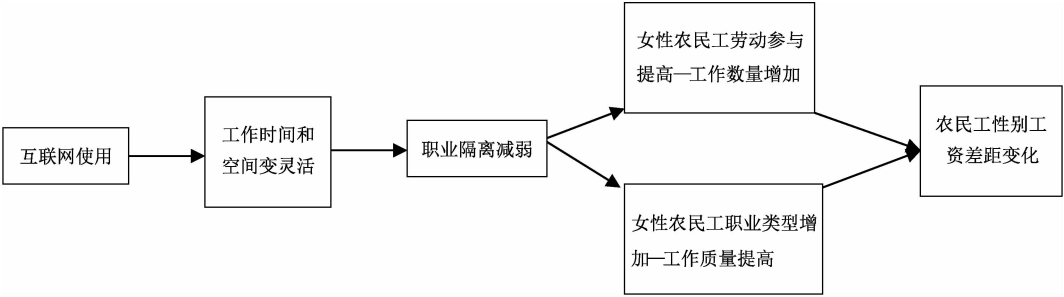


图 1 互联网使用对农民工性别工资差距的影响机制

三、数据与模型

1. 数据基本信息

本文使用的个体数据是中山大学社会科学调查中心 2014 年和 2016 年两轮的“中国劳动力动态调查数据”（CLDS）。选取该数据主要基于以下考虑：第一，CLDS 数据中有专门针对雇员工作中是否使用互联网的调查，并且囊括了个人特征、人力资本、工作特征及年工资收入等方面的信息，契合本文的研究主题；第二，CLDS 调查采用随机分层抽样方法，以样本家庭中 16—64 岁劳动年龄人口为对象，覆盖了中国 29 个省（市、自治区），具有全国代表性和权威性。因为本文关注的是互联网使用对农民工^①性别工资差距的影响，故保留样本中农村户籍且从事非农业生产取得工资收入的劳动年龄人口个体数据。

表 1 给出了相关变量的描述性统计结果。在全部样本中，男性农民工占 58.2%，女性农民工占 41.8%；从工资收入来看，男性农民工的年平均工资收入比女性农民工高 12500 元；从互联网使用上来看，女性农民工工作中使用互联网的比例比男性农民工高出 5.9 个百分点；从互联网使用频率上来看，女性农民工工作中经常使用互联网的比例比男性农民工高出 13.4 个百分点；在个人特征和人力资本方面，男性农民工平均年龄更大、党员比例更高、学历更高、健康状况更好，女性农民工中已婚占比更多、相貌好看的比例更高。从表 1 中我们还可以看到农民工性别工资差异的整体状况，使用互联网的女性农民工和男性农民工的年工资收入均值都高于不使用互联网的女性和男性农民工；男性和女性农民工在 30—39 岁的年工资收入均值比较高；学历越高的男性和女性农民工的年工资收入均值越高；未婚女性农民工的年工资收入均值高于已婚女性农民工，而未婚男性农民工的年工资收入均值低于已婚男性农民工，已婚男性农民工和已婚女性农民工的性别工资收入差距比较大。

2. 计量模型

（1）互联网使用对农民工工资收入的影响。为了检验互联网使用对农民工工资收入的影响效果，本文构建了以下模型：

$$\ln wage = \beta_1 + \beta_2 Internet_i + \alpha X_i + \mu_i \tag{1}$$

其中， $\ln wage$ 是被调查农民工年工资水平对数； $Internet_i$ 是被调查农民工工作中是否使用互联网，也是本文最重要的解释变量； X_i 是一系列控制变量，主要包括年龄、婚姻状况等个体特征变量，健康水平、受教育年限等人力资本特征变量，职业类型、单位类型、行业等工作特征变量以及省份和年份在内的其他控制变量。 β_1 为常数项，待估系数 β_2 是互联网使用的工资溢价效果， α 是其他控制变量的待估参数， i 表示第 i 个个体， μ_i 为随机误差项。

农民工的工资收入和互联网使用之间存在自选择性，因此本文使用 1983 年罗森鲍姆和鲁宾（Rosenbaum and Rubin）提出的倾向得分匹配法来解决这一问题^[33]，使用这一方法还可以进一步检验互联网使用影响农民工工资收入的稳健性。具体使用时，首先估计出每个农民工的倾向得分，即在其他特征 X 给定的情况下，农民工使用互联网的预测概率；然后据此将使用互联网的农民工（处理组）和不使用互联网的农民工（对照组）样本进行匹配，

① 本文的研究对象按照国家统计局对农民工的界定进行筛选，即指户籍仍在农村，在本地从事非农产业或外出从业 6 个月及以上的劳动者，保留年龄在 16—50 周岁的女性农民工和年龄在 16—60 周岁的男性农民工个体数据。

表 1 变量的描述性统计 个，元

变量	全部样本		女性样本		男性样本	
	样本量	均值	样本量	均值	样本量	均值
工资	4278	34061.750	1788	26786.130	2490	39286.180
互联网使用	4320	0.406	1804	0.441	2516	0.382
经常使用互联网（互联网使用频率）	1756	0.442	795	0.516	961	0.382
女性	4320	0.418	1804	1	2516	0
年龄	4320	36.814	1804	34.769	2516	38.280
已婚	4317	0.799	1804	0.820	2513	0.784
党员	4157	0.067	1756	0.046	2401	0.082
学历	4320	3.128	1804	3.072	2516	3.168
健康状况	4320	0.959	1804	0.954	2516	0.962
相貌	4320	0.741	1804	0.779	2516	0.713

变量	女性农民工		男性农民工		男性农民工工资均值- 女性农民工工资均值
	工资均值	样本量	工资均值	样本量	
不同互联网使用					
使用互联网	31370.41	788	46908.44	945	15538.03
不使用互联网	23173.71	1000	34619.09	1546	11445.38
不同年龄组					
青年（16—29 岁）	28163.60	612	37928.68	711	9765.08
中青年（30—39 岁）	28833.29	535	47807.75	594	18974.46
中年（40—49 岁）	23887.26	604	37914.46	699	14027.20
中老年（50—60 岁）	21723.24	37	32829.80	486	11106.56
不同婚姻状况					
已婚	26230.19	1468	40199.51	1954	13969.32
单身/未婚	29336.47	320	35861.20	535	6524.73
不同学历					
未上过学	21409.68	62	27503.85	52	6094.17
小学或私塾	21903.59	349	31616.42	377	9712.83
初中	24346.11	775	36312.84	1167	11966.73
高中及以上	28024.03	306	45038.00	587	17013.97

数据来源：2014 年和 2016 年中国劳动力动态调查。

注：1. 将 CLDS 数据中工作中从不使用互联网赋值为 0，工作中经常、有时或者很少使用互联网赋值为 1。2. 将 CLDS 数据中工作中有时或者很少使用互联网赋值为 0，经常使用互联网赋值为 1。3. 年龄由调查年份减去出生年份得到。4. 将婚姻状况中已婚的赋值为 1，单身或者未婚赋值为 0。5. 将政治面貌中党员赋值为 1，群众赋值为 0。6. 将 CLDS 数据中被调查者获得的最高学历，按照如下对应关系进行赋值：未上过学=1，小学或私塾=2，初中=3，高中及以上=4。7. 将健康状况中健康水平在一般及以上的赋值为 1，其他情况赋值为 0。8. 将相貌评分在 5.5 分以上的赋值为 1，评分在 5.5 分以下的赋值为 0。

以匹配成功后（即综合特征最相近）的对照组农民工的结果作为处理组农民工的反事实结果。在匹配样本满足条件独立分布（从而确保构造一个拟自然实验环境）和共同支撑假设下，互联网使用的因果效应即平均处理效应（ATT）就是匹配两组在共同支撑区域上结果变量之差的均值，即：

$$ATT_{psm} = E_{p(X) | D=1} \{ E[Y(1) | D = 1, P(X)] - E[Y(0) | D = 0, P(X)] \}$$

(2)

其中， D 是处理组（1）或是对照组（0）的虚拟变量； $Y(0)$ 是事前工作中不使用互联网的工资水平，而 $Y(1)$ 是事后工作中使用互联网的工资水平， X 是协变量。

（2）互联网使用对农民工性别工资差距的影响。本文利用基于无条件分位数回归

(RIF) 的 Oaxaca 分解方法来分析互联网使用对农民工性别工资差距的影响。无条件分位数分解的方法一般分为两个步骤: 第一步, 通过运用复回中心的影响函数, 获得分位数的一致估计, 进行 RIF 回归; 第二步, 基于 RIF 回归结果运用 Oaxaca 分解方法对不同性别分位数上的解释变量进行分解, 观察各个解释变量对分位数产生的影响。基于此, 本文按照 2009 年菲尔波 (Firpo) 等的方法构建了如下 RIF 回归方程^[34]:

$$\text{RIF}(\ln w; Q_r) = \alpha_1 + \alpha_2 \text{Internet}_i + \beta Z_i + \delta_i \quad (3)$$

其中, Internet_i 是农民工是否使用互联网; Z_i 是影响工资收入的其他变量, 包括年龄、政治面貌等个人特征变量, 受教育年限、健康、相貌等人力资本特征变量, 行业、单位类型、职业类型等工作特征变量和省份等虚拟变量; β 是控制变量的待估参数, i 是第 i 个个体, r 表示第 r 分位数, δ_i 是回归残差。

然后在 RIF 回归的基础上进行 Oaxaca 分解, 男性农民工与女性农民工在不同分位数的工资收入差距可以分解为两个部分:

$$Q_r(\ln w_m) - Q_r(\ln w_f) = [Q_r(\ln w_m) - Q_r(\ln w_c)] + [Q_r(\ln w_c) - Q_r(\ln w_f)] \quad (4)$$

其中, $\ln w_c$ 为反事实对数工资收入, $\ln w_f$ 为女性农民工对数工资收入, $\ln w_m$ 为男性农民工对数工资收入。文中使用女性农民工的特征向量和男性农民工的工资结构来构建反事实工资收入分布, 即假设女性农民工的要素收益率与男性农民工相同情况下 w_c 的分布函数。因此, 式 (4) 等号右边第一项衡量了男性农民工与女性农民工的要素特征差异所造成的工资差距, 即特征效应部分; 等式右边第二项则代表了男性农民工和女性农民工的要素收益率不同造成的工资差距, 即系数效应, 也可以把这部分理解为针对女性农民工的工资歧视。对于本文的核心解释变量互联网使用而言, 右边第一项表示不同性别农民工是否在工作中使用互联网的差异造成的工资差距; 第二项则衡量了互联网使用的回报率差异对农民工性别工资差距的贡献。

四、互联网使用对农民工工资收入的影响

1. 基本结果分析

表 2 给出了 (1) 式 OLS 的估计结果, 列 (1)—列 (3) 分别以全部农民工、女性农民工和男性农民工为样本对互联网使用的工资溢价效应进行的估计, 列 (4) 是在列 (1) 的基础上加入性别和互联网使用交互项的结果。由表 2 可知, 互联网使用对全部农民工、女性农民工和男性农民工的工资收入均有显著正向影响; 且在对全部农民工、女性农民工和男性农民工样本的回归中, 使用互联网的农民工比未使用互联网的农民工年工资收入分别高出 15.91 个百分点、14.06 个百分点和 15.61 个百分点。以上回归结果说明互联网使用对男性和女性农民工工资收入增长都产生了较大贡献。列 (4) 回归结果中性别和互联网使用的交互项系数为正, 说明互联网使用对增加女性农民工工资收入的效应要大于男性。性别对农民工工资收入的影响显著为负, 且性别的系数为 -0.3888, 表明农民工之间的性别工资差距确实存在, 且差异较大, 男性农民工的年工资收入比女性农民工高出 38.88 个百分点。

表 2 互联网使用对农民工工资收入的影响 (OLS 回归)

变量	(1) 全样本	(2) 女性样本	(3) 男性样本	(4) 全样本
互联网使用	0.1591 *** (6.50)	0.1406 *** (3.66)	0.1561 *** (4.85)	0.1411 *** (4.75)
女性	-0.3888 *** (-17.25)	—	—	-0.4079 *** (-14.20)
女性 * 互联网使用	—	—	—	0.0454 (1.07)
年龄	0.0804 *** (10.13)	0.0851 *** (4.97)	0.0875 *** (8.63)	0.0814 *** (10.19)
年龄的平方	-0.0011 *** (-10.56)	-0.0012 *** (-4.89)	-0.0011 *** (-9.16)	-0.0011 *** (-10.61)
已婚	0.0966 *** (2.96)	-0.0221 (-0.41)	0.1635 *** (3.81)	0.0959 *** (2.94)
党员	0.0410 (0.90)	0.0331 (0.42)	0.0312 (0.55)	0.0416 (0.91)
学历	0.1253 *** (7.98)	0.0961 *** (4.01)	0.1285 *** (6.10)	0.1244 *** (7.92)
健康	0.1037 ** (2.06)	0.1689 ** (2.36)	0.0726 (1.04)	0.1036 ** (2.06)
相貌	0.0088 (0.37)	-0.0442 (-1.21)	0.0379 (1.24)	0.0085 (0.36)
行业	控制	控制	控制	控制
职业	控制	控制	控制	控制
单位类型	控制	控制	控制	控制
省份	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
常数项	8.2296 *** (31.43)	8.2173 *** (16.37)	7.9392 *** (24.43)	8.2252 *** (31.41)
R-squared	0.2487	0.2136	0.2383	0.2489
N	4078	1724	2354	4078

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著；括号内数值为 *t* 值。下同。

2. 倾向得分匹配结果分析

首先基于 Logistic 模型估计出每个农民工样本使用互联网的预测概率，即倾向得分；然后对共同取值范围的观测值进行匹配，匹配结果通过了平衡性检验^①；最后运用倾向性得分匹配方法分别估计互联网处理组和对照组的平均工资水平和二者的差值（ATT）。文中分别估计了 *k* 近邻匹配、半径匹配和核函数匹配方法下的平均处理效应（ATT），估计结果见表 3。由表 3 可知全部农民工、男性农民工和女性农民工匹配前的 ATT 值分别为 0.2201、0.2378 和 0.2392，最近邻匹配后的 ATT 值分别缩减到 0.1684、0.1678 和 0.1309。在控制了选择性偏差后，互联网使用对全部农民工、男性农民工和女性农民工性别工资收入的影响为 16.84%、16.78%和 13.09%。全部农民工样本半径匹配和核匹配的 ATT 值分别为 0.1746 和 0.1676、男性农民工分别为 0.1645 和 0.1870、女性农民工分别为 0.0927 和 0.1081，均与最近邻匹配的估计结果基本一致，说明倾向值匹配估计结果具有较强的稳健性。三种匹配

① 鉴于篇幅限制，本文没有汇报平衡性检验的结果，如有需要可向作者索要。

结果与表 2 的估计结果有相似显著性和符号表现，表明估计结果稳健，进一步验证了互联网使用能显著提高农民工的工资收入。

表 3 互联网使用倾向得分匹配分析估计结果

样本	匹配方式	处理组样本量	对照组样本量	ATT 值	标准误	T 值
全部农民工	匹配前	—	—	0. 2201	0. 0227	9. 68 ***
	匹配后					
	最近邻匹配	1505	2348	0. 1684	0. 0396	4. 25 ***
	半径匹配	1607	2416	0. 1746	0. 0386	4. 52 ***
	核匹配	1607	2416	0. 1676	0. 0350	4. 78 ***
男性农民工	匹配前	—	—	0. 2378	0. 0305	7. 79 ***
	匹配后					
	最近邻匹配	810	1387	0. 1678	0. 0453	3. 70 ***
	半径匹配	855	1445	0. 1645	0. 0465	3. 54 ***
	核匹配	855	1445	0. 1870	0. 0427	4. 38 ***
女性农民工	匹配前	—	—	0. 2392	0. 0317	7. 54 ***
	匹配后					
	最近邻匹配	892	574	0. 1309	0. 0563	2. 33 **
	半径匹配	727	947	0. 0927	0. 0688	1. 35
	核匹配	727	947	0. 1081	0. 0581	1. 86 *

注：最近邻匹配元数设为 5，半径匹配的半径设置为 0. 05，核匹配带宽为默认值。***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著。

五、互联网使用对农民工性别工资差距的影响

1. 分位数回归分析

前面分析结果均证实了互联网使用对农民工性别工资有显著的正向影响，那么，互联网使用对不同分位数上农民工的性别工资有何影响？接下来将对此展开进一步探讨。

本文首先使用 RIF 分位数回归来观察不同性别农民工群体在不同分位数上互联网使用工资回报率的变化，估计结果见表 4。表 4 结果表明互联网使用对男性农民工和女性农民工的工资收入在第 10 分位数、第 50 分位数和第 90 分位数上均有正向影响，且在第 50 分位数和第 90 分位数有显著影响；互联网使用对男性农民工的影响系数先减小后增大，而对女性农民工的影响系数不断增大。

表 4 RIF 分位数回归分析

变量	男性农民工			女性农民工		
	Q10	Q50	Q90	Q10	Q50	Q90
互联网使用	0. 1887 (1. 59)	0. 0573 *** (3. 00)	0. 3029 *** (5. 22)	0. 0360 (1. 09)	0. 1209 *** (3. 60)	0. 2003 *** (3. 53)
N	2354	2354	2354	1724	1724	1724

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著，括号内数值为 t 值。表 4 的回归中还控制了其他个人特征变量、人力资本特征变量、工作特征变量、省份和年份等虚拟变量。

中低收入层农民工使用互联网的水平低、深度浅，互联网使用对增加其工资收入的边际效用较弱；但随着农民工使用互联网水平提高、深度加深，互联网使用对其工资的影响系数

会随着工资收入增长而递增。因此互联网使用对男性和女性农民工工资收入的影响本应呈正“U”型，但是对于女性农民工而言，除了边际效应外还存在使用互联网打破职业隔离带来的收入增加效应。由于性别优势在中低收入群体中造成的职业隔离效果更加明显，而互联网使用会弱化男性农民工的性别优势，打破原有的职业隔离，使女性农民工有机会进入之前被隔离的工作岗位，从而会增加女性农民工的工资收入。对于中低收入女性农民工而言，边际效应和打破职业隔离效应之和的总效应为正，因此互联网使用的影响系数随着中低收入女性农民工工资增加而递增。而随着女性农民工掌握了更高水平的互联网使用技能，边际效用和打破职业隔离的总效应依旧为正，因此互联网使用的影响系数随着女性农民工工资收入增加而递增，并非呈现和男性农民工同样的正“U”型趋势。

2. 互联网使用对农民工性别工资差距的影响

在 RIF 回归的基础上进一步使用 Oaxaca 分解得到农民工性别工资差距的特征效应和系数效应。表 5 分别报告了 10 分位数、50 分位数和 90 分位数的回归结果。从各个分位数特征效应和系数效应的系数值来看，除了 10 位数和 50 分位数特征效应为负值外，90 分位数的特征效应和系数效应均为正值，并且系数效应占工资差距的比重在各个分位数均大于 98%。这意味着性别歧视是造成农民工性别工资差距最重要的原因，且性别歧视对低收入层农民工性别收入差距的影响更为严重。

表 5 农民工性别工资差距分解（全部农民工群体）%

变量		10 分位数		50 分位数		90 分位数	
		系数	百分比	系数	百分比	系数	百分比
效应	工资差距	0.1785	100	0.3825	100	0.4577	100
特征效应	互联网使用	-0.0059	-3.30	-0.0108	-2.82	-0.0130	-2.85
	个人特征	-0.0276	-15.45	-0.0511	-13.37	-0.0432	-9.45
	人力资本	0.0065	3.63	0.0125	3.28	0.0117	2.56
	工作特征	-0.0178	-9.95	-0.0039	-1.03	0.0580	12.66
	地区特征	-0.0095	-5.32	-0.0161	-4.21	-0.0056	-1.23
	年份特征	-0.0005	-0.30	-0.0013	-0.34	-0.0020	-0.45
	合计	-0.0548	-30.69	-0.0707	-18.49	0.0057	1.26
系数效应	互联网使用	-0.0107	-6.02	-0.0726	-18.97	-0.0084	-1.84
	个人特征	3.2311	1809.75	0.4060	106.13	0.9206	201.12
	人力资本	0.0784	43.91	-0.0235	-6.13	0.0472	10.31
	工作特征	2.6072	1460.34	-0.2371	-61.97	-1.5716	-343.36
	地区特征	0.0716	40.09	0.1215	31.76	0.0920	20.10
	年份特征	-0.0474	-26.55	-0.0600	-15.68	-0.0776	-16.95
	常数项	-5.6968	-3190.84	0.3188	83.35	1.0498	229.36
	合计	0.2333	130.69	0.4533	118.49	0.4520	98.74

在特征效应方面，互联网使用的系数在三个分位数均为负，并且系数的绝对值随着工资分位数的上升而不断增加，说明互联网使用的特征差异可以减小农民工的性别工资差距；个人特征可以减小农民工的性别工资差距；而人力资本特征会增加农民工的性别工资收入差距。在系数效应方面，互联网使用在 10 分位数、50 分位数、90 分位数上系数为负，即男女农民工在互联网使用收益率上的差异可以在一定程度上降低农民工的性别工资差距；个人特

征收收益率差异会增加男女农民工性别工资差距；而人力资本收益率差异可以减小中收入层农民工群体的性别工资差距。

总体来看，互联网使用会减小农民工的性别工资差距。互联网使用对减小中低收入层农民工群体性别工资收入差距的作用较大，对减小高收入层农民工群体性别工资收入差距的作用较小。

六、进一步分析：互联网使用频率对农民工性别工资差距的影响

前面分析已经证明互联网使用可以给农民工的工资带来显著溢价效应并有助于农民工性别工资差距的缩小，对使用互联网的农民工群体而言，不同的互联网使用频率又会对农民工的工资收入以及性别工资差距带来怎样的影响？本部分将围绕该话题对本文的主题进行进一步分析。

首先，不同互联网使用频率对农民工工资收入溢价的效果可能有差异，因此，表 6 给出了不同互联网使用频率的 OLS 估计结果。由表 6 可知，在使用互联网的农民工群体中，互联网使用频率对全部样本、男性样本和女性样本的影响显著为正，且在对全部农民工、男性

表 6 互联网使用频率对农民工性别工资的影响（OLS 回归）

变量	(1) 全样本	(2) 男性样本	(3) 女性样本	(4) 全样本
互联网使用频率	0. 2246 *** (6. 04)	0. 2423 *** (4. 60)	0. 2005 *** (3. 66)	0. 2477 *** (5. 11)
女性	-0. 3576 *** (-9. 69)			-0. 3343 *** (-6. 90)
女性 * 互联网使用频率				-0. 0496 (-0. 74)
年龄	0. 1243 *** (8. 69)	0. 1437 *** (7. 61)	0. 1108 *** (3. 79)	0. 1239 *** (8. 66)
年龄的平方	-0. 0016 *** (-8. 44)	-0. 0018 *** (-7. 57)	-0. 0015 *** (-3. 45)	-0. 0016 *** (-8. 40)
已婚	0. 0446 (0. 94)	0. 0717 (1. 07)	-0. 0026 (-0. 04)	0. 0444 (0. 93)
党员	0. 0310 (0. 49)	-0. 0104 (-0. 12)	-0. 0176 (-0. 18)	0. 0283 (0. 45)
学历	0. 1482 *** (5. 03)	0. 1468 *** (3. 55)	0. 1187 *** (2. 68)	0. 1489 *** (5. 05)
健康	0. 3399 *** (3. 30)	0. 2272 (1. 52)	0. 5277 *** (3. 61)	0. 3422 *** (3. 32)
相貌	0. 0056 (0. 14)	0. 0319 (0. 58)	-0. 0547 (-0. 83)	0. 0062 (0. 15)
行业	控制	控制	控制	控制
职业	控制	控制	控制	控制
单位类型	控制	控制	控制	控制
省份	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
常数项	7. 0232 *** (17. 69)	6. 7475 *** (12. 98)	6. 6164 *** (9. 39)	7. 0185 *** (17. 68)
R-squared	0. 3030	0. 3136	0. 2717	0. 3032
N	1647	892	755	1647

农民工和女性农民工样本的回归中，经常使用互联网的农民工比很少或有时使用互联网农民工年工资收入分别高出 22.46 个百分点、24.23 个百分点和 20.05 个百分点。与表 2 互联网使用的系数相比，互联网使用频率的系数明显更大，即互联网使用频率对农民工工资收入的溢价效应更大。

其次，为了分析互联网使用频率对使用互联网农民工性别工资差距的影响，表 7 给出了相应的性别工资差距分解结果。从表 7 来看，互联网使用频率在 50 分位数的特征效应和系数效应系数均是负值，说明互联网使用频率的特征效应和系数效应可减小中收入层农民工的性别工资差距。

表 7 农民工性别工资差距分解（使用互联网农民工群体）%

变量		10 分位数		50 分位数		90 分位数	
		系数	百分比	系数	百分比	系数	百分比
总效应	工资差距	0.2866	100	0.3768	100	0.3847	100
特征效应	互联网使用频率	-0.0158	-5.50	-0.0420	-11.14	-0.0418	-10.88
	个人特征	0.0011	0.38	-0.0725	-19.25	-0.0549	-14.26
	人力资本	0.0018	0.64	-0.0003	-0.07	-0.0034	-0.89
	工作特征	0.0336	11.71	0.0551	14.63	0.0755	19.62
	地区特征	0.0248	8.66	-0.0020	-0.54	0.0221	5.74
	年份特征	-0.0035	-1.23	-0.0053	-1.41	-0.0091	-2.36
	合计	0.0420	14.76	-0.0670	-17.78	-0.0117	-3.03
系数效应	互联网使用频率	0.1333	46.50	-0.0314	-8.34	0.0446	11.59
	个人特征	2.8334	988.50	-0.7271	-192.96	0.2979	77.43
	人力资本	-0.6676	-232.91	0.3043	80.77	0.8903	231.42
	工作特征	1.9114	666.84	-0.7355	-195.19	-2.8773	-747.91
	地区特征	0.0551	19.21	0.0757	20.08	0.0155	4.04
	年份特征	0.0116	4.05	-0.0264	-6.99	-0.0818	-21.26
	常数项	-4.0326	-1406.86	1.5841	420.40	2.1072	547.72
	合计	0.2446	85.33	0.4438	117.78	0.3964	103.03

七、结论与政策启示

随着互联网技术的发展与使用，女性农民工可以通过掌握互联网使用技术增加自己的人力资本，进入更高端的行业，从事更高端的职业，减小性别歧视的影响，进而为缩小农民工的性别工资差距带来新的可能。本文利用 2014 年和 2016 年中国劳动力动态调查数据 (CLDS)，首先分析了互联网使用对农民工工资收入的影响，然后运用 RIF 回归和 Oaxaca 分解法剖析了农民工工作中使用互联网对其工资分位数及性别工资差距的影响，最后对使用互联网的农民工中不同互联网使用频率下对农民工性别工资差距的影响作了拓展性分析。研究结果显示：第一，农民工在工作中使用互联网可以显著提升其工资水平。第二，互联网使用对男性农民工工资收入的影响系数呈正“U”型，而随着女性农民工工资收入水平的逐渐上升，互联网使用对增加其工资收入的影响越来越大。第三，男女农民工在互联网使用和互联网使用收益率的差异方面可以缩小农民工的性别工资差距；互联网使用频率的增加有助于减小农民工的性别歧视，且互联网使用频率的特征效应和系数效应可以缩小中收入层农民工的

性别工资差距。

中国农民工的性别工资差距在扩大,但是随着人类社会进入信息时代,互联网的使用为农民工性别工资差距的缩小带来可能。鉴于此,本文建议:首先,政府要对农民工的互联网使用技能进行精准化培训,对年龄大、受教育年限短的底层农民工进行初级互联网使用技能培训,使其有机会从事使用互联网的工作;而对年龄小、受教育年限长的中高层农民工实施高级互联网使用技能培训,有助于进一步增加其工资收入。其次,互联网使用更有益于女性获得更高的工资收入,因此特别要重视加大对女性农民工使用互联网技能的培训力度,这有利于女性农工人力资本含量的增加,有助于减小其在劳动力市场上受到的性别歧视,进而有助于缩小农民工性别工资差距。

应当承认,本文仍存在一定的局限性。受微观数据可获得性所限,本文所使用的 CLDS 数据只有 2014 年和 2016 年的混合横截面数据,不能分析出随着时间推移,互联网使用对于农民工性别工资的影响效果。未来随着数据的不断完善,可以进一步推进此研究,检验出互联网使用在不同时间对于农民工性别工资差距的影响。

参考文献:

- [1] 李春玲,李实. 市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释[J]. 社会学研究, 2008 (2): 94-117, 244.
- [2] 国际劳工组织. 2018/2019 全球工资报告 [R], 2018.
- [3] MILLER P W, MULVEY C. Computer skills and wages [J]. Australian Economic Papers, 2003, 36 (68): 106-113.
- [4] DIMAGGIO P, HARGITTAI E. From the “digital divide” to “digital inequality”: studying Internet use as penetration increases [R], 2001.
- [5] KRUEGER A B. How computers have changed the wage structure: evidence from micro data, 1984-1989 [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1993, 108 (1): 33-60.
- [6] WASSERMAN I M, RICHMOND-ABBOTT M. Gender and the Internet: cause of variation in access, level, and scope of use [J]. Social Science Quarterly, 2005, 86 (1): 252-270.
- [7] HARGITTAI E, HINNANT A. Digital inequality differences in young adults’ use of the Internet [J]. Communication Research, 2008, 35 (5): 602-621.
- [8] WEINBERG B A. Computer use and the demand for female workers [J]. ILR Review, 2000, 53 (2): 290-308.
- [9] ATASOY H. The effects of broadband Internet expansion on labor market outcomes [J]. ILR Review, 2013, 66 (2): 315-345.
- [10] VAZQUEZ E J, WINKLER H J. How is the Internet changing labor market arrangements? evidence from telecommunications reforms in Europe [R], 2017.
- [11] DETTLING L J. Opting back in: home Internet use and female labor supply [R], 2012.
- [12] BANERJEE S, PARAI R, PARAI A K. Computer use and wage differentials: US and foreign born male and female workers [J]. Applied Economics Letters, 2007, 14 (6): 409-413.
- [13] BLACK S E, SPITZ-OENER A. Explaining women’s success: technological change and the skill content of women’s work [J]. The Review of Economics and Statistics, 2007, 92 (1): 187-194.
- [14] MORENO-GALBIS E, WOLFF F C. New technologies and the gender wage gap: evidence from France [J]. Relations Industrielles, 2008, 63 (2): 317-339.

- [15] POSTAR D R. The effect of high-speed Internet access on the gender wage gap [D]. Washington: Georgetown University, 2013.
- [16] 李雅楠, 谢倩芸. 互联网使用与工资收入差距——基于 CHNS 数据的经验分析 [J]. 经济理论与经济管理, 2017 (7): 87-100.
- [17] 刘晓倩, 韩青. 农村居民互联网使用对收入的影响及其机理——基于中国家庭追踪调查 (CFPS) 数据 [J]. 农业技术经济, 2018 (9): 123-134.
- [18] 华昱. 互联网使用的收入增长效应: 理论机理与实证检验 [J]. 江海学刊, 2018 (3): 219-224.
- [19] 陈玉宇, 吴玉立. 信息化对劳动力市场的影响: 个人电脑使用回报率的估计 [J]. 经济学 (季刊), 2008 (4): 1149-1166.
- [20] 卜茂亮, 罗华江, 周耿. Internet 对劳动力市场的影响——基于中国家庭动态跟踪调查 (CFPS) 数据的实证研究 [J]. 南方人口, 2011 (5): 1-10.
- [21] 庄家焱, 刘爱玉, 孙超. 网络空间性别不平等的再生产: 互联网工资溢价效应的性别差异 以第三期妇女地位调查为例 [J]. 社会, 2016 (5): 88-106.
- [22] 毛宇飞, 曾湘泉, 胡文馨. 互联网使用能否减小性别工资差距? ——基于 CFPS 数据的经验分析 [J]. 财经研究, 2018 (7): 33-45.
- [23] 张琼. 农民工工资性别差异的实证研究——基于珠江三角洲和长江三角洲的问卷调查 [J]. 广东社会科学, 2013 (3): 213-220.
- [24] 钟甫宁, 徐志刚, 栾敬动. 经济发达农村地区外来劳动力的性别差异研究 [J]. 人口与经济, 2001 (2): 31-37.
- [25] 蒯鹏州, 张丽丽. 农民工性别工资差异及其成因的解释——歧视的贡献到底有多大 [J]. 农业经济问题, 2016 (6): 43-50, 111.
- [26] 梁吉娜. 农村转移劳动力性别工资差异的影响因素分析 [J]. 山东理工大学学报 (社会科学版), 2009 (3): 5-9.
- [27] 黄志岭. 农村迁移劳动力性别工资差异研究 [J]. 农业经济问题, 2010 (8): 44-51, 110-111.
- [28] 罗俊峰. 农民工行业分布对性别工资差异的影响 [J]. 人口与经济, 2017 (6): 105-115.
- [29] 杨鹏, 张广胜. 农民工性别工资差异的实证分析——基于改进的 Brown 分解方法 [J]. 广东商学院学报, 2012 (2): 78-83.
- [30] 李明艳, 武岩, 马贤磊. 农民工工资决定机制及性别差异研究 [J]. 浙江学刊, 2017 (3): 41-49.
- [31] 李实, 杨修娜. 农民工工资的性别差异及其影响因素 [J]. 经济社会体制比较, 2010 (5): 82-89.
- [32] GROSS E. Plus, ca change...? the sexual structure of occupations over time [J]. Social Problems, 1968, 16 (2): 198-208.
- [33] ROBSENBAUM P R, RUBIN D B. The central role of the propensity score in observation studies for causal effects [J]. Biometrika, 1983, 70 (1): 41-55.
- [34] FIRPO S, FORTIN M, LEMIEUX T. Unconditional quantile regressions [J]. Econometrica, 2009, 77 (3): 953-973.

[责任编辑 刘爱华]