

## 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

毛宇飞, 曾湘泉, 胡文馨

(中国人民大学 劳动人事学院, 北京 100872)

**摘要:** 互联网的广泛应用为减小性别工资差距带来了新的可能。基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据, 文章考察了互联网使用及偏好对性别工资的影响作用, 利用RIF回归分解的方法分析了互联网对性别工资差距的影响。结果表明: 第一, 使用互联网促进了性别工资的增长, 并且对于不同婚姻状况、年龄和学历的就业者而言, 这种影响作用存在差异; 第二, 上网时长与性别工资之间呈“倒U形”关系, 并且男性无论在家还是在工作场所上网, 均对工资有正向影响, 而女性在工作场所上网对工资有显著影响; 第三, 利用网络收发邮件和信息获取能够提高男性工资, 但娱乐游戏会减小男性工资, 而上网专业学习能够提高女性工资; 第四, 使用互联网能够减小低收入层和中高收入层就业者的性别工资差距, 但却加大了高收入层就业者的性别工资差距。据此文章建议, 为减小性别工资差距, 不仅要强化网络建设和扩大教育培训, 增加女性互联网使用率和使用技能, 而且要发展新经济新业态, 升级产业结构, 减小职业性别隔离。

**关键词:** 互联网使用; 性别工资差距; 市场歧视; 非条件分位数回归

**中图分类号:** F244   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1001-9952(2018)07-0033-13

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.2018.07.003

### 一、引言

21世纪以来, 网络技术的蓬勃发展逐渐改变了人们的生活和工作方式。互联网不仅提高了人们的沟通频率, 降低了信息不对称性, 而且弱化了对身体条件的要求, 衍生出多元化工作形式, 对劳动力市场, 尤其对女性就业产生了积极影响(Weinberg, 2000; Atasoy, 2013)。已有研究表明, 互联网可以通过提高工作效率、丰富信息资源和增加人力资本等渠道对工资产生溢价效应(Krueger, 1993)。然而, 由于不同性别间网络使用及偏好存在较大差异, 由此造成互联网对性别工资的影响会有所区别。根据国际经验, 在互联网技术引入初期, 由于社会资源与教育水平不平等, 男性比女性有更多机会使用互联网, 但随着网络的普及, 这种差异会逐渐缩小(Wasserman 和 Richmond-Abbott, 2005)。我国互联网的发展同样遵循了这一规律。据第39次CNNIC(中国互联网络信息中心)报告显示, 截至2016年12月, 我国网民规模达7.31亿, 互联网普及率为53.2%, 网民中女性比例由2000年的30.4%增加为47.6%。随着网民性别比例得到改善, 互联网会对性别工资产生何种影响? 这种影响能否减小性别工资差距? 文章将对这些问题进行探讨。

国内外学者对性别工资差距的解释进行了丰富的讨论。但在国内文献中, 关于互联网使用

收稿日期: 2017-08-29

作者简介: 毛宇飞(1990—), 男, 山西文水人, 中国人民大学劳动人事学院博士研究生;

曾湘泉(1955—), 男, 湖南湘乡人, 中国人民大学劳动人事学院教授, 博士生导师;

胡文馨(1991—), 女, 内蒙古巴彦淖尔人, 中国人民大学劳动人事学院博士研究生。

与性别工资差距的研究较少,仅有几篇文献分析了计算机或互联网对工资回报率的影响,近来一些文献开始关注网络工资溢价的性别差异性(陈玉宇和吴玉立,2008;卜茂亮等,2011;庄家炽等,2016)。在国外文献中,已有研究讨论了互联网对性别工资差距的影响,但研究结论存在争议。有的研究认为,互联网提高了工资回报率,但由于女性职业生涯经常因照料家庭而中断,并且其在受教育程度和网络技能等方面也要弱于男性,因此,互联网可能会进一步加大工资差距;而另一些研究则认为,将互联网应用于工作中,更倾向于智力而非体力劳动,会弱化男性在工作中的比较优势,更有利于女性从事非常规性的研究分析和组织管理工作,使其能进入高薪职业,进而会缩小性别工资差距(Banerjee等,2007;Black和Spitz-Oener,2007;Moreno-Galbis和Wolff,2008;Postar,2013)。虽然国外研究探讨了互联网与性别工资差距的关系,然而很少有研究利用中国数据分析互联网对性别工资的影响。鉴于此,本文的研究内容如下:

第一,用2010年中国家庭追踪调查(CFPS)数据实证检验了互联网使用对性别工资的影响,并分析了异质性。关于工资的影响因素,已有文献主要从个人特征、人力资本和工作特征等角度进行分析。随着网络技术的发展,有研究关注了互联网带来的工资溢价效应(Levy和Murnane,1996)。分析互联网对工资的影响时,最佳的选择是使用包含个人上网情况的工作场所调查数据。目前由于数据的限制,本文使用了2010年CFPS数据。尽管该数据为家庭住户调查,但有专门针对个人网络使用的调查模块。并且也有研究发现,互联网对工资的影响不仅体现在工作场所,个人在家中上网同样有助于提高网络技能,增加信息技术方面的人力资本,从而对收入带来积极影响(DiMaggio和Bonikowski,2008),因此,使用该数据也具有一定合理性。在分析中,本文将从事工资雇佣工作者作为研究对象,选取小时工资率作为被解释变量,个人是否上网作为关键解释变量,在控制个人特征、人力资本、工作特征和区域特征等影响工资收入的主要变量之后,检验上网对性别工资的影响作用。此外,考虑到不同婚姻状况、年龄和学历的就业者上网情况可能存在差异,本文还加入上网与这些个人特征的交互项,以检验网络影响的异质性。

第二,基于基准模型,进一步探讨了不同互联网使用偏好对性别工资的影响,并使用工具变量法进行了内生性检验。由于上网的差异可能会对工资产生不同的影响,例如,用上网获取信息和在线学习有利于人力资本的积累,即使用于通信和商务办公也有利于办公效率的提高,这些都会对工资产生积极的影响。然而,将互联网过多地应用于娱乐游戏和网络购物等,可能造成时间浪费和工作效率下降,进而对工资带来不利影响。同时,网络的接入方式、时间及地点等差异,也可能对工资产生异质性效果。因此,本文还检验了不同互联网应用偏好对性别工资的影响。此外,考虑到互联网与工资之间可能存在反向因果关系或因遗漏变量而引起的内生性。本文参考已有文献,控制了影响工资收入的主要变量,并选取个人所在村居或社区的互联网普及率作为工具变量进行内生性检验。这是因为,互联网普及率会影响个人的上网情况,但不会对工资产生直接影响,符合IV的相关性和外生性假设。本文利用两阶段最小二乘法来检验结论的稳健性。

第三,运用非条件分位数(RIF)回归和分解法分析了互联网对不同分位数上性别工资及工资差距的影响。除了分析互联网对性别工资的平均效应外,本文还使用分位数回归检验了互联网对不同分位数上工资的影响效果。在分析互联网使用对性别工资差距的影响时,需要了解这种差距是由不同性别间上网特征差异造成的,还是上网回报率差异造成的。因为这两种差异恰好对应着两个层面的“数字鸿沟”现象。从上网特征来看,当前上网人群的性别比例已基本接近,男女上网机会趋于平等,并且由于互联网使女性能兼顾工作和家庭,有助于减少性别歧视,因此女性就业者中网络使用比例可能会更高(Herr和Wolfram,2012)。从上网回报率来看,由于不同性别上网的偏好和技能存在差异,会引起网络回报率的差异。例如,男性更倾向上网进行商务

办公、收发邮件和网络游戏等，女性则更倾向于上网进行社交聊天、网络购物和学习交流等(周兴生, 2014)，这种性别间网络使用的回报率差异可能会对工资差距产生影响。本文的分析区分了互联网使用的特征差异和回报率差异对性别工资差距的贡献，进而可以更好地理解其作用机制。

## 二、数据来源、计量模型与描述性统计

(一)数据来源。本文使用的数据来自 2010 年中国家庭追踪调查(CFPS)成人问卷,主要有以下考虑:一方面,CFPS 数据中有专门针对个人网络使用的调查,包括是否上网、上网时长、上网地点和网络应用等变量,并且囊括了个人特征、人力资本、工作特征及收入等方面的信息,与本文研究内容相契合;另一方面,CFPS 调查采用分层抽样设计,且 2010 年数据为全国基线调查,覆盖 25 个省级地区,具有权威性和代表性。本文选取的主要研究变量及解释如表 1 所示。

表 1 研究变量及说明

维度	变量	变量解释
工资收入	小时工资率	平均每月工资收入/月工作小时数
互联网使用	是否上网	是=1, 否=0
	手机上网	是否使用手机上网(是=1, 否=0)
	上网时间	最近一个月平均每天上网时间(单位: 小时)
	上网地点	家里=1, 工作场所=2, 其他=3
个人特征	互联网应用	包括即时通信、收发邮件、信息获取、社交网站、娱乐游戏、商务贸易和专业学习(使用=1, 未使用=0)
	婚姻状况	已婚=1, 未婚/单身=0
	年龄	按调查年份计算的实际年龄(单位: 年)
	户口	城镇=1, 农村=0
	民族	汉族=1, 少数民族=0
人力资本	政治面貌	党员=1, 非党员=0
	教育年限	实际受教育年限(单位: 年)
	健康状况	不健康=1, 比较不健康=2, 一般=3, 健康=4
工作特征	职务级别	无职务=1, 基层管理=2, 中层管理=3, 高层管理=4
	职业类型	虚拟变量, 按照《国家标准职业分类与代码》标准划分
	行业类型	虚拟变量, 按照《国民经济行业分类》标准进行划分
区域特征	所在地区	东部=1, 中部=2, 西部=3, 东北=4
	宏观经济	所在省份的人均 GDP(单位: 万元)

关于被解释变量工资收入,在以往国内文献中多选用个人年收入来衡量,但这样并未考虑由于个体工作时长不同所造成的工资差异。本文利用问卷中平均月工资除以月工作小时数,从而计算得到小时工资率,以此来衡量不同性别的工资收入。关于核心解释变量互联网使用,本文利用问卷中“是否上网”来反映个人互联网使用状态,并结合手机上网、上网时间、上网地点和互联网应用等变量来衡量个体的互联网具体使用方式和用途等。对于其他控制变量,本文参照已有研究文献,控制了个人特征、人力资本、工作特征和区域特征等变量。

(二)计量模型。

1.互联网使用对性别工资的影响。为估计互联网使用对性别工资的影响效果,本文参照 Krueger(1993)的模型设定形式,在分析时区分全样本和分性别样本,构建公式 1 如下:

$$\ln wage = \alpha + \beta Internet + \gamma X_1 + \lambda X_2 + \phi X_3 + \varepsilon \quad (1)$$

$\ln wage$  为小时工资对数,核心解释变量  $Internet$  表示是否使用互联网, $X_1$ 、 $X_2$ 、 $X_3$  分别表示个

人特征、人力资本和工作特征等控制变量。待估系数  $\beta$  表示互联网使用的工资溢价作用。

2.互联网使用偏好对性别工资的影响。为分析不同互联网应用和使用方式等对性别工资的影响作用,本文在基准模型的基础上,分别引入互联网应用、使用方式、时间及地点等变量,以考察这些使用偏好影响性别工资的异质性效果,列出模型如式(2)和式(3)所示:

$$\ln wage = \alpha + \beta IU_i + \gamma X_1 + \lambda X_2 + \phi X_3 + \varepsilon \quad (2)$$

$$\ln wage = \alpha + \beta_1 Internet_i + \beta_2 Internet \times mode_j + \gamma X_1 + \lambda X_2 + \phi X_3 + \varepsilon \quad (3)$$

式(2)中,  $IU_i$  为互联网应用变量,包括即时通信、收发邮件和社交网站等7类主要互联网应用,  $\beta$  表示不同互联网应用对性别工资的影响;式(3)中,  $mode_j$  为上网方式变量,主要从上网方式、时间及地点等方面来考察,  $\beta_j$  表示不同上网方式等变量对性别工资的影响。

3.互联网使用对性别工资差距的影响。本文运用非条件分位数(RIF)回归和分解法来探讨互联网对性别工资差距的影响。RIF回归方法由Firpo等(2009)提出,其原理是利用分布统计量的再集中影响函数进行回归,可以表示为:

$$RIFY;v = vF_Y + IFY;v \quad (4)$$

式(4)中,  $v$  为刻画分布  $F(y)$  的各种统计量,  $IF(Y;v)$  为特定统计量  $Y$  对应的复回中心影响函数。当分布统计量为分位数时, RIF回归即为非条件分位数回归。具体来说,位于  $Q_t$  分位数的  $Y$  变量的 RIF回归方程可写为:

$$RIFY;v = Q_t + \frac{\tau - \{Y \leq Q_t\}}{f_Y Q_t} \quad (5)$$

式(5)中,  $f_Y$  为  $Y$  的边际密度函数,  $Q_t$  为  $t$  分位点的非条件分布。RIF( $Y;v$ )可以线性地表示为其他被解释变量的函数。基于上述原理,本文在分析互联网使用等变量对不同性别样本分位数工资的影响作用时,构建非条件分位数回归方程如下:

$$RIF \ln wage; Q_t = X_t \beta_t + \varepsilon \quad (6)$$

式(6)中,  $Q_t$  为工资分位数,  $X_t$  为互联网使用、个人特征、人力资本及工作特征等变量。之后,运用RIF分解法,通过构建反事实工资函数,分析这些变量对性别工资差距的影响。性别工资差距可分解成两部分,即:

$$Q_r \ln w_m - Q_r \ln w_f = [Q_r \ln w_m - Q_r \ln w_c] + [Q_r \ln w_c - Q_r \ln w_f] \quad (7)$$

式(7)中,  $\ln w_m$  和  $\ln w_f$  分别表示男性和女性的小时工资对数,  $\ln w_c$  为反事实工资函数,本文利用女性特征变量与男性工资结构来构建反事实工资收入分布,即当女性劳动力要素特征回报率与男性相同时的工资分布函数。将式(6)代入式(7)中可得式(8):

$$Q_r \ln w_m - Q_r \ln w_f = [X_m - X_f \beta_m + \varepsilon_{mc}] + [\beta_m - \beta_f X_f + \varepsilon_{cf}] \quad (8)$$

式(8)中,  $X_m$  和  $X_f$  分别表示男性和女性的要素特征变量,  $\beta_m$  和  $\beta_f$  分别表示男性和女性要素特征收益率,  $\varepsilon_{mc}$  和  $\varepsilon_{cf}$  为近似误差项。等式右边第一项表示由于男女要素特征差异造成的工资差距,即特征效应部分;第二项衡量了男女在要素特征相同时,由于收益率不同而造成的工资差距,即参数效应,现有研究也将其视为由于市场歧视而造成的工资差距(刘进等,2017)。特别地,对于互联网使用变量,右边第一项表示不同性别是否上网,即网络的接入差异而引起的工资差距;第二项则表示互联网回报率差异对性别工资差距的贡献。

(三)描述性统计。依据我国劳动适龄人口的实际情况,本文选取年龄在15—65岁的男性就业者和15—55岁的女性就业者作为研究对象。在分析时剔除缺失关键变量的样本,以及从事自雇的样本之后,最终得到样本5572个。其中,男性占60.4%,女性占39.6%。从工资收入来看,男

性小时工资率要高于女性；从互联网使用情况来看，女性就业者中上网比例要多于男性；从个人特征和人力资本来看，男性中已婚占比更多、平均年龄更大、党员比例也相对更高，女性中城镇户口比例更多、平均教育年限更长，而不同性别在汉族比例和健康状况方面较为相近；从工作特征来看，男性中有行政管理职务的比例要多于女性。<sup>①</sup>

为了更直观地呈现不同性别互联网使用的特点，表2分性别列出上网方式、上网地点和互联网应用等情况。结果显示，调查样本中使用互联网的人数为2453个，其中男性占57.6%，女性占42.4%。在上网方式方面，使用手机上网的比例为37.8%，平均每天上网约2.4小时，不同性别无明显差异。在上网地点方面，在家里上网比例较高，为61.5%，在工作场所占比25.7%，在其他地点占比12.8%，相对来看，女性在工作场所上网的比例更高，男性在其他地点上网的比例更高。在互联网应用方面，互联网的信息获取、即时通信和收发邮件功能的使用比例最高，分别为88.4%、84.1%和60.1%。相对来看，女性上网进行即时通信、收发邮件、社交网站和商务贸易的比例明显高于男性，而男性上网进行娱乐游戏和专业学习的比例明显高于女性。

表2 互联网使用情况描述分析

维度	变量	全样本	男性样本	女性样本	均值差(女-男)
上网方式	手机上网	0.378(0.485)	0.372(0.484)	0.387(0.487)	0.015
	上网时间	2.366(2.357)	2.305(2.141)	2.450(2.621)	0.146
上网地点	家里	0.615(0.487)	0.617(0.486)	0.613(0.487)	-0.004
	工作场所	0.257(0.437)	0.243(0.429)	0.275(0.447)	0.032*
	其他	0.128(0.334)	0.14(0.347)	0.112(0.315)	-0.028**
互联网应用	即时通信	0.841(0.365)	0.808(0.394)	0.887(0.316)	0.080***
	收发邮件	0.601(0.490)	0.576(0.494)	0.635(0.482)	0.059***
	信息获取	0.884(0.320)	0.880(0.325)	0.889(0.314)	0.009
互联网应用	社交网站	0.402(0.490)	0.368(0.483)	0.447(0.497)	0.078***
	娱乐游戏	0.470(0.499)	0.522(0.500)	0.399(0.490)	-0.123***
	商务贸易	0.405(0.491)	0.321(0.467)	0.519(0.500)	0.198***
	专业学习	0.227(0.419)	0.252(0.435)	0.193(0.395)	-0.059***
观测值	—	2453	1414	1039	—

注：表中汇报了平均值，括号内为标准差。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。下表统同。

### 三、互联网使用及偏好对性别工资的影响机制

(一)互联网使用对性别工资的影响。本文就全样本和分性别样本对互联网的工资溢价效应进行了估计。表3报告了主要特征变量的估计结果。(1)列中，上网系数为0.198且在1%水平下显著，表明控制其他因素后，互联网对小时工资的影响显著为正，且使用互联网的就业者比未使用互联网的就业者小时工资要高出19.8%。(2)列和(3)列估计结果显示，上网系数分别为0.189和0.190，且均在1%水平下显著，说明平均来看互联网带来了明显的工资溢价效果，且对于不同性别工资的影响差异不大。

表3 互联网使用对性别工资的影响

变量	全样本(1)	男性样本(2)	女性样本(3)
是否上网	0.198***(0.020)	0.189***(0.025)	0.190***(0.032)

① 由于篇幅限制，主要变量的描述统计分析表格未列出，如有需要可向作者索要。

续表 3 互联网使用对性别工资的影响

变量	全样本(1)	男性样本(2)	女性样本(3)
性别	0.201*** (0.018)	—	—
婚姻状况	0.045* (0.024)	0.09*** (0.031)	-0.01 (0.038)
年龄	0.041*** (0.006)	0.048*** (0.007)	0.03** (0.012)
年龄平方/100	-0.048*** (0.007)	-0.057*** (0.009)	-0.034** (0.016)
户口	0.090*** (0.019)	0.089*** (0.025)	0.096*** (0.031)
民族	-0.075 (0.039)	-0.078 (0.051)	-0.068 (0.059)
政治面貌	0.059** (0.026)	0.032 (0.031)	0.152*** (0.048)
教育年限	0.039*** (0.003)	0.033*** (0.004)	0.044*** (0.004)
健康状况	0.042*** (0.011)	0.057*** (0.015)	0.012 (0.018)
基层管理	0.098*** (0.035)	0.103** (0.041)	0.070 (0.067)
中层管理	0.367*** (0.044)	0.359*** (0.051)	0.424*** (0.088)
高层管理	0.576*** (0.096)	0.673*** (0.103)	0.260 (0.241)
控制变量	是	是	是
常数项	-0.251 (0.188)	-0.068 (0.239)	-0.199 (0.286)
F 值	78.70***	40.69***	44.66***
R 方	0.3871	0.3546	0.4326
观测值	5 572	3 363	2 209

注：表中括号内为稳健标准误，在回归时加入职业类型、行业类型、所在区域和宏观经济等控制变量。由于篇幅限制，本文仅展示了部分变量的估计结果。下表统同。

从个人特征来看，全样本中性别的系数显著为正，表明目前男性小时工资率要明显高于女性。婚姻状况在全样本和男性样本中系数显著为正，而在女性样本中不显著，表明已婚男性的小时工资率要明显高于未婚男性，这是因为，男性在结婚后承担了更多的家庭经济收入来源，同时已婚人士工作经验增加和技能提升引起的人力资本积累也会带来小时工资率的增长。年龄及其平方项与小时工资率呈现“倒 U 形”关系，即随着年龄增加，小时工资呈现先增加后减小的变化，且在全样本和分性别样本中年龄的阈值均为 43 岁左右，这与生命周期理论相一致。户口在全样本和分性别样本中系数显著为正，表明拥有城镇户籍的小时工资率相对较高，但民族的系数不显著。政治面貌在全样本和女性样本中系数显著为正，表明在女性就业者中，政治面貌为党员的小时工资率相对较高。从人力资本来看，教育年限在全样本和分性别样本中的系数均显著为正，表明教育年限的提高会促进人力资本积累，进而引起小时工资率的增加。健康状况在全样本和男性样本中系数显著为正，表明健康状况的改善能够提高男性的小时工资率。从工作特征来看，在职务级别方面，与无职务相比，拥有管理职务对全样本和男性样本的小时工资有显著的正向影响。而在女性样本中，中层管理者的小时工资收入相对较高。最后，模型显著性检验结果显示，全样本和分性别样本的 F 检验均在 1% 水平下显著，证实了计量模型设定的合理性。

之前分析中将所有个体视为同质群体。但事实上，互联网对不同个人特征工资的影响存在异质性。本文在基准模型中，还加入了上网与婚姻、年龄和学历的交互项，以此来检验互联网影响的异质性效果。表 4 的(4)列显示，是否上网与婚姻状况的交互项对不同性别的小时工资有显著正向影响，表明使用互联网可以明显地提高已婚就业者的小时工资率。(5)列显示，是否上网与年龄的交互项对男性和女性工资的影响系数显著为正，是否上网与年龄平方的交互项对女性工资的影响显著为负，表明互联网对男性工资的影响随着年龄的增长而提高，而对女性工资的影响随着年龄增长呈现“倒 U 形”趋势。(6)列显示，是否上网与高中以上交互项的系数在分性

别样本中均显著为正,表明对于高中以上学历的就业者而言,使用互联网能够带来更高的工资回报,并且对于男性高学历者小时工资的影响更大。

表 4 互联网使用影响性别工资的异质性分析

变量	(4)		(5)		(6)	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
是否上网	0.069(0.053)	0.082(0.067)	-0.608 <sup>**</sup> (0.259)	-0.796 <sup>**</sup> (0.391)	0.143 <sup>***</sup> (0.027)	0.146 <sup>***</sup> (0.035)
是否上网×婚姻状况	0.144 <sup>**</sup> (0.057)	0.131 <sup>*</sup> (0.07)				
是否上网×年龄			0.033 <sup>**</sup> (0.014)	0.049 <sup>**</sup> (0.023)		
是否上网×年龄平方			-0.029(0.018)	-0.055 <sup>*</sup> (0.033)		
是否上网×高中以上					0.158 <sup>***</sup> (0.037)	0.133 <sup>***</sup> (0.043)
R方	0.3558	0.4336	0.3595	0.4361	0.3581	0.4352
观测值	3 363	2 209	3 363	2 209	3 363	2 209

(二)互联网使用偏好对性别工资的影响。从前文描述分析可知,不同性别在使用互联网时存在一定差异。本文将对这种差异是否会对性别工资带来不同影响进行进一步检验。表 5 中(7)列显示,上网进行收发邮件、信息获取和专业学习对小时工资有显著正向影响。这是因为,网络邮件有助于加强工作中的交流沟通,提高办公效率,而信息获取和专业学习有助于人力资本的积累,进而可以促进小时工资率的增加。此外,即时通信和商务贸易的系数为正,而社交网站和娱乐游戏的系数为负,但这些变量均不显著。(8)列显示,上网收发邮件和信息获取能够明显地提高男性的小时工资,但进行娱乐游戏会显著降低其小时工资。这是因为,男性更偏好于网络娱乐功能,如果过多地将时间和精力投入网络游戏则会降低个人工作学习效率,对小时工资带来负向影响。(9)列显示,上网进行专业学习对于女性小时工资有显著正向影响。这是因为,女性通过互联网进行在线学习,降低了成本,增加了灵活性,进而会对小时工资带来积极影响。

表 5 不同互联网应用对性别工资的影响

变量	全样本(7)	男性样本(8)	女性样本(9)
即时通信	0.012(0.030)	-0.001(0.038)	0.038(0.049)
收发邮件	0.068 <sup>**</sup> (0.028)	0.067 <sup>*</sup> (0.038)	0.057(0.043)
信息获取	0.131 <sup>***</sup> (0.029)	0.182 <sup>***</sup> (0.037)	0.040(0.049)
社交网站	0.041(0.027)	0.013(0.037)	0.055(0.040)
娱乐游戏	-0.022(0.024)	-0.064 <sup>*</sup> (0.033)	0.055(0.036)
商务贸易	0.004(0.026)	-0.033(0.036)	0.027(0.039)
专业学习	0.062 <sup>**</sup> (0.031)	0.047(0.039)	0.126 <sup>**</sup> (0.050)
R方	0.389	0.357	0.437
观测值	5 572	3 363	2 209

表 6 中汇报了不同互联网使用方式对性别工资的影响。(10)列显示,是否上网与手机上网的交互项系数为正,但并不显著,表明使用手机上网对于小时工资的促进作用并不明显。结合 2010 年 CNNIC 报告可知,当年主要上网设备为台式电脑,占比为 78%,手机上网比例仅为 46%。但值得注意的是,随着近年来移动互联网技术的发展和智能手机的普及,手机上网对工资的影响仍有待最新数据验证。(11)列显示,上网时长与工资呈“倒 U 形”关系,即上网时间增加会引起小时工资先增加后减小的变化,且男性和女性的上网时间阈值分别为 7.3 和 10 小时。从上网地点对性别工资的影响来看,已有研究发现,互联网的工资溢价效果并不局限于在工作中使用

互联网,在家上网同样会对个人的工资产生积极影响(Dimaggio 和 Bonikowski, 2008)。这是因为,在家中上网不仅可以实现远程办公,有助于保持工作连续性,而且进行其他网络活动时,也可以增加信息技术方面的人力资本积累,使个人获得更高的工资。(12)列结果显示,将其他地点作为参照组,在家上网和工作场所上网对男性工资均有明显的正向影响,而对于女性样本而言,在工作场所上网对小时工资的促进作用更大。

表 6 不同互联网使用方式对性别工资的影响

变量	(10)		(11)		(12)	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
是否上网	0.179***(0.028)	0.176***(0.035)			0.038(0.044)	0.102(0.063)
是否上网×手机上网	0.035(0.032)	0.047(0.037)				
上网时长			0.073***(0.011)	0.060***(0.014)		
上网时长平方			-0.005***(0.001)	-0.003***(0.001)		
是否上网×家里					0.154***(0.045)	0.094(0.061)
是否上网×工作场所					0.253***(0.053)	0.121*(0.069)
R 方	0.3548	0.4330	0.3524	0.4301	0.3588	0.4335
观测值	3 363	2 209	3 363	2 209	3 363	2 209

(三)内生性检验。考虑到可能存在互联网与性别工资呈反向因果关系而引起的内生性问题,本文参考已有文献,选取个体所在社区或村居层面的互联网普及率作为工具变量进行内生性检验(Agarwal, 2009; 王鹏, 2014)。其内在机理是,一方面,互联网普及率可以间接反映出该地网络基础设施状况,是决定个体上网的必要条件,并且临近居民上网可以通过“同群效应”对个体网络使用产生影响,符合 IV 的相关性假设;另一方面,互联网普及率不会直接对个体的工资产生影响,符合 IV 的外生性假设。本文运用 2SLS 方法进行再估计,表 7 第一阶段模型的结果显示,在全样本和分性别样本中,互联网普及率系数均显著为正,表明随着周围居民互联网普及率的提高,个人上网的概率也会增加。同时,第一阶段回归的 F 值均大于 10,即排除了存在弱工具变量的可能。从第二阶段的结果来看,互联网对工资的影响系数显著为正,并且要大于直接使用 OLS 法的估计结果,这与已有的研究结论相一致。本文认为,互联网普及率在一定程度上反映了该地区的经济状况,可能会对个人的就业机会产生影响,但内生性问题的存在可能会使得互联网对工资影响被低估。但可以肯定的是,使用互联网能带来工资溢价,并且从系数大小来看,对于女性的影响相对较大。

表 7 互联网使用对性别工资影响的内生性检验

变量	全样本		男性样本		女性样本	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
是否上网		0.868***(0.082)		0.788***(0.104)		1.06***(0.134)
社区或村居互联网普及率	0.767***(0.037)		0.774***(0.049)		0.769***(0.059)	
R 方	0.441	0.249	0.440	0.250	0.458	0.228
First Stage F	103.68***		62.11***		43.58***	
Wald $\chi^2$		2 783.59***		1 600.09***		1 272.00***
观测值	5 572	5 572	3 363	3 363	2 209	2 209

#### 四、互联网使用对性别工资差距的影响

(一)互联网使用对分位数工资的影响。来自全样本和分性别样本的估计结果证实了互联网

对性别工资有显著的正向影响。那么，使用互联网对不同分位数上的性别工资有何影响？这种影响能否减小性别工资差距？文章就此展开进一步分析。

本文运用 *RIF* 分位数回归法来检验互联网使用对分位数工资的影响。表 8 报告了 10 分位数、50 分位数和 90 分位数的系数。分析结果显示，在互联网使用方面，是否上网在各工资分位数上的系数均显著为正，并且在 10 分位数和 50 分位数上，互联网对女性工资率的影响系数要大于男性；而在 90 分位数上，互联网对男性工资率的影响要大于女性。

表 8 互联网使用对性别工资影响的 *RIF* 分位数回归结果

变量	10 分位数		50 分位数		90 分位数	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
是否上网	0.090 <sup>**</sup> (0.042)	0.136 <sup>***</sup> (0.050)	0.196 <sup>***</sup> (0.030)	0.243 <sup>***</sup> (0.045)	0.285 <sup>***</sup> (0.063)	0.204 <sup>***</sup> (0.077)
婚姻状况	0.139 <sup>**</sup> (0.059)	0.044(0.058)	0.108 <sup>***</sup> (0.038)	0.069(0.053)	-0.065(0.075)	-0.224 <sup>**</sup> (0.108)
年龄	0.070 <sup>***</sup> (0.015)	0.064 <sup>***</sup> (0.023)	0.039 <sup>***</sup> (0.008)	0.027 <sup>*</sup> (0.016)	0.045 <sup>***</sup> (0.015)	0.037(0.027)
年龄平方/100	-0.095 <sup>***</sup> (0.019)	-0.087 <sup>***</sup> (0.031)	-0.046 <sup>***</sup> (0.010)	-0.035 <sup>*</sup> (0.021)	-0.046 <sup>**</sup> (0.019)	-0.029(0.037)
户口	0.122 <sup>**</sup> (0.049)	0.131 <sup>**</sup> (0.058)	0.052 <sup>*</sup> (0.030)	0.154 <sup>***</sup> (0.044)	0.155 <sup>***</sup> (0.05)	-0.021(0.068)
民族	-0.005(0.106)	0.064(0.110)	-0.181 <sup>***</sup> (0.060)	-0.006(0.081)	-0.143(0.117)	-0.036(0.148)
政治面貌	0.070(0.055)	0.071(0.062)	0.023(0.035)	0.121 <sup>**</sup> (0.059)	-0.042(0.078)	0.353 <sup>**</sup> (0.154)
教育年限	0.018 <sup>**</sup> (0.007)	0.049 <sup>***</sup> (0.009)	0.034 <sup>***</sup> (0.004)	0.042 <sup>***</sup> (0.006)	0.029 <sup>***</sup> (0.008)	0.046 <sup>***</sup> (0.009)
健康状况	0.098 <sup>***</sup> (0.032)	0.017(0.036)	0.061 <sup>***</sup> (0.017)	-0.012(0.023)	0.057 <sup>*</sup> (0.032)	0.002(0.043)
<i>F</i> 值	7.54 <sup>***</sup>	5.67 <sup>***</sup>	38.67 <sup>***</sup>	46.25 <sup>***</sup>	10.98 <sup>***</sup>	7.15 <sup>***</sup>
<i>R</i> 方	0.0867	0.1051	0.2143	0.3223	0.2005	0.1862

为了更详细地观察互联网对性别工资的影响效果，本文绘制了各分位数上是否上网对分性别工资的影响系数。图 1 显示，从 10 分位数到 80 分位数，随着分位数的提高，互联网对女性工资的影响系数呈先增加后减小的趋势，在 55 分位数附近出现拐点；而对男性工资的影响系数呈现波动变化，并且在 40 分位数和 60 分位数附近出现拐点。在 80 分位数之后，互联网对男性工资的影响系数逐渐增加，而对女性工资的影响系数先增加后减小。从互联网对性别工资影响系数的相对大小来看，大致可以划分为两种情况：在 35 分位数以下，以及 50 分位数至 80 分位数区间，互联网对女性工资的影响系数要大于男性；而在 35 分位数至 50 分位数区间，以及 80 分位数以上，互联网对男性工资的影响系数要大于女性。以上结果意味着，对于低层和中高层收入的就业者而言，互联网对女性工资影响作用要大于男性，使用互联网可能有利于性别工资差距的缩小，但对于中低层和高层收入的就业者而言，互联网对男性工资的影响作用相对较大，可能会进一步拉大性别工资差距。

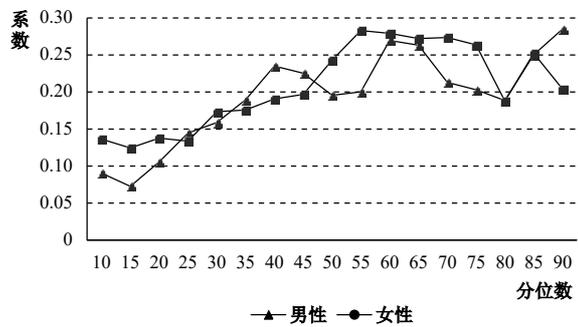


图 1 互联网使用在不同工资分位数上对收入的影响系数

注：选取不同的分位数，按照分性别样本，分别测算出使用互联网对两者小时工资的影响系数，并绘制散点图。

(二) 互联网使用对性别工资差距的影响。运用 *RIF* 分解方法将性别工资差距分解为特征效应和参数效应两个部分。表 9 汇报了 10 分位数、50 分位数和 90 分位数的回归结果。系数值大小显示，各分位数上的特征效应均小于参数效应；从参数效应占工资差距的比重来看，在 10 分位

数上最大,其次为 50 分位数,再次为 90 分位数。由此表明,当前劳动力市场上的性别歧视仍是造成工资差距的主要原因(葛玉好和曾湘泉,2011),并且这种性别歧视现象对于中低收入层的就业者更为明显;而对于高收入层的就业者,男女的自身特征差异对性别工资差距的解释超过了 37%。

表 9 性别工资差距的分解

	变量	10 分位数		50 分位数		90 分位数	
		系数 0.225	百分比 100%	系数 0.250	百分比 100%	系数 0.095	百分比 100%
特征效应	是否上网	-0.006	-2.8%	-0.012	-4.7%	-0.013	-14.0%
	个人特征	-0.02	-8.8%	0.016	6.3%	0.032	33.4%
	人力资本	-0.013	-5.8%	-0.018	-7.2%	-0.017	-17.6%
	职务级别	0.009	4.0%	0.016	6.4%	0.055	57.6%
	职业类型	0.018	8.0%	0.007	2.6%	-0.016	-17.1%
	行业类型	0.048	21.4%	0.047	19.0%	0.015	16.3%
	区域特征	-0.013	-5.8%	-0.011	-4.4%	-0.02	-21.3%
	合计	0.023	10.1%	0.045	18.0%	0.036	37.3%
参数效应	是否上网	-0.018	-7.8%	-0.018	-7.3%	0.031	32.8%
	个人特征	0.075	33.5%	0.068	27.3%	0.087	91.4%
	人力资本	-0.041	-18.2%	0.132	52.8%	0.012	13.0%
	职务级别	0.011	4.8%	-0.005	-1.8%	-0.008	-8.8%
	职业类型	0.605	268.6%	0.131	52.6%	0.439	461.0%
	行业类型	-0.052	-23.3%	-0.224	-89.5%	-0.187	-196.5%
	区域特征	-0.485	-215.2%	-0.172	-69.0%	0.527	554.2%
	常数项	0.107	47.6%	0.292	116.9%	-0.842	-884.3%
	合计	0.202	89.9%	0.205	82.0%	0.060	62.7%

具体来看,在特征效应方面,是否上网的系数为负,并且随着工资分位数的提高,系数绝对值在增加,表明目前女性就业者上网的比例相对较高,这种互联网接入的特征差异能够减小性别工资差距,且随着工资收入等级的提高,这种作用在逐渐增加。个人特征在 10 分位数上的系数为负,但在 50 分位数和 90 分位数上的系数为正,表明男女在年龄、婚姻、户口方面的差异仅能减小低收入者的性别工资差距,但却加大了中高收入者的性别工资差距。职务级别和行业类型是造成各分位数上性别工资差距的主要因素,并且随着收入等级的提高,行业类型的系数在减小,但职务级别的系数在增加。职业类型在 10 分位数和 50 分位数上系数为正,但在 90 分位数上系数为负,表明职业的性别隔离进一步加大了中低层收入者的性别工资差距(卿石松,2011;何泱泱等,2016)。由教育年限和健康状况构成的人力资本,以及区域特征对各分位数上的工资差距均有负向影响,且人力资本系数绝对值随着分位数提高逐渐增加,表明增加女性人力资本的积累对于减小性别工资差距的特征效应有重要作用(马超等,2013)。

在参数效应方面,是否上网在 10 分位数和 50 分位数上系数为负,但在 90 分位数上系数为正,且互联网对工资差距的解释为 32.8%。由此表明,男女在互联网收益率方面的差异可以在一定程度上降低中低收入者的性别工资差距,但却加大了高层收入者性别工资差距。个人特征和职业类型在各分位数上的系数均为正,表明男女由于个人特征以及职业选择等造成的收益率差异是构成工资性别歧视的主要部分。行业类型对各分位数上性别工资差距的影响系数为负,人力资本在 10 分位数上系数为负,而职务级别在 50 分位数和 90 分位数上系数为负,表明男女人力资本的收益率差异能够减小低收入层的工资差距,而职务级别上的收益率差异能够减小中高收入层的工资差距。

为了详细观测互联网使用对性别工资差距的作用,图2绘制了不同分位数上互联网使用对工资差距的贡献度。从互联网整体来看,在10分位数至85分位数区间,其对工资差距的贡献为负值;在85分位数以上,其对工资差距的贡献为正值,且能够解释工资差距的20%左右。这意味着,互联网使用整体能够减小低收入层和中高收入层就业者的性别工资差距,但却增加了高收入层就业者的工资差距。从特征效应和参数效应来看,互联网特征效应对工资差距的贡献为负,表明男女就业者在网络接入上的特征差异会减小两者的工资差距;而互联网参数效应对工资差距的贡献与互联网整体趋势相一致,表明不同性别在互联网使用收益率方面的差异有益于减小低收入者和中高收入者的工资差距,但却增加了高收入者的工资差距。

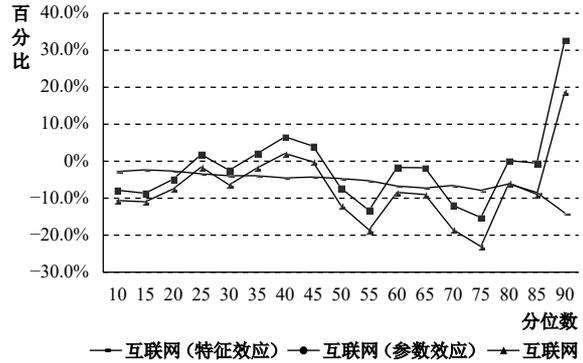


图2 互联网使用对不同工资分位数上收入差距的贡献

注:选取不同的分位数,分别测算出不同性别的工资差距以及互联网使用(区分特征效应和参数效应)对工资差距的贡献度,并绘制散点图。

## 五、结论与讨论

本文利用2010年的CFPS数据,分析了互联网使用及偏好对性别工资的影响作用。之后,还运用RIF回归和分解的方法,探讨了互联网使用对工资分位数及性别工资差距的影响。结果显示:第一,使用互联网能够带来明显的工资溢价,并且对于不同婚姻状况、年龄和学历的就业者而言,这种影响存在差异。第二,上网时长与性别工资呈“倒U形”关系,并且女性的上网时长临界点要高于男性;在家里和在工作场所上网,均促进了男性工资的增加,而在工作场所上网对女性工资的影响更大。第三,上网收发邮件和信息获取有助于提高男性工资,但网络娱乐对男性工资有负向影响;上网专业学习能够提高女性工资。第四,不同性别人群在互联网接入和使用收益率方面的差异能够减小低收入层和中高收入层就业者的性别工资差距,但却增加了高收入层的工资差距。

综合上述分析可知,考虑到现实因素和社会环境的复杂性,劳动力市场上的性别工资差距在短期内仍无法消除。但值得注意的是,互联网技术的普及推广为性别工资差距的缩小提供了新的可能。CNNIC报告显示,尽管近年来互联网接入的性别差异逐渐减小,但不同性别之间在网络使用技能、偏好及应用等方面的差异会对工资差距产生影响。因此,本文建议:首先,要完善网络基础设施建设,降低上网资费和提升上网速度,为女性互联网的接入创造有利条件;其次,要丰富网络应用,鼓励女性积极创业,通过在职培训和在线教育等手段提高女性就业者的互联网使用技能,有效促进互联网的工资溢价效果;再次,要加快产业结构升级,大力发展由“互联网+”衍生出的新经济、新业态等,进而减小职业行业间的性别隔离;最后,要健全法律体制和完善社会保障制度,为发展女性多元化就业形态、提高女性工资待遇等提供有利保障。

此外,需要说明的是,由于目前微观数据的限制,本文所使用的CFPS数据虽然有涉及到互联网使用的相关问题,但是不能较好地识别出在工作中上网对个人工资的贡献作用。另外,本文在分析中用到了个人所在社区或村居的互联网普及率作为工具变量来检验内生性,可能存在局限。在现实生活中,可以从供给和需求的角度对影响个人上网变量进行分类。从供给角度来看,是否有网络基础设施、上网费用、周围的上网环境和硬件设备等都会对个人的网络使用产生影

响;从需求角度来看,个人的上网意愿和技能、工作或生活中的上网需要等因素同样也会影响个人上网情况。未来随着数据的完善,可以使用不同的工具变量或面板数据等来对此问题进行检验。

主要参考文献:

- [1]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.
- [2]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.
- [3]葛玉好,曾湘泉. 市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响[J]. 经济研究,2011,(6): 45-56.
- [4]何泱泱,刘国恩,徐程. 中国职业隔离与性别工资差异的变化趋势研究[J]. 经济科学,2016,(4): 78-89.
- [5]刘进,赵思诚,许庆. 农民兼业行为对非农工资性收入的影响研究——来自 CFPS 的微观证据[J]. 财经研究,2017,(12): 45-57.
- [6]马超,顾海,李娃娃. 中国劳动力市场上的性别工资差异变化研究——来自面板分位数回归分解方法的证据[J]. 世界经济文汇,2013,(2): 96-108.
- [7]卿石松. 职位晋升中的性别歧视[J]. 管理世界,2011,(11): 28-38.
- [8]王鹏. 互联网使用对幸福感的影响--基于城镇微观数据的实证研究[J]. 软科学,2014,(10): 139-144.
- [9]周兴生. 大学生网络使用的性别差异分析[J]. 青年探索,2014,(1): 62-68.
- [10]脏家炽,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.
- [11]Agarwal R, Animesh A, Prasad K. Social interactions and the "Digital Divide": Explaining variations in internet use[J]. Information Systems Research,2009,20(2): 277-294.
- [12]Atasoy H. The effects of broadband internet expansion on labor market outcomes[J]. ILR Review, 2013, 66(2): 315-345.
- [13]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.
- [14]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.
- [15]DiMaggio P, Bonikowski B. Make money surfing the web? The impact of internet use on the earnings of U.S. workers[J]. American Sociological Review,2008,73(2): 227-250.
- [16]Firpo S, Fortin N M, Lemieux T. Unconditional quantile regressions[J]. Econometrica,2009,77(3): 953-973.
- [17]Herr J L, Wolfram C D. Work environment and opt-out rates at motherhood across high-education career paths[J]. ILR Review,2012,65(4): 928-950.
- [18]Krueger A B. How computers have changed the wage structure: Evidence from microdata, 1984-1989[J]. The Quarterly Journal of Economics,1993,108(1): 33-60.
- [19]Levy F, Murnane R J. With what skills are computers a complement? [J]. The American Economic Review, 1996, 86(2): 258-262.
- [20]Moreno-Galbis E, Wolff F C. New technologies and the gender wage gap: Evidence from France[J]. Relations Industrielles,2008,63(2): 317-339.
- [21]Postar D R. The effect of high-speed internet access on the gender wage gap[D]. Washington: Georgetown University, 2013.
- [22]Wasserman I M, Richmond-Abbott M. Gender and the internet: Causes of variation in access, level, and scope of use[J].

Social Science Quarterly, 2005, 86(1): 252—270.

[23]Weinberg B A. Computer use and the demand for female workers[J]. ILR Review, 2000, 53(2): 290—308.

## Does Internet Usage Reduce the Gender Wage Gap? Empirical Analysis based on CFPS Data

Mao Yufei, Zeng Xiangquan, Hu Wenxin

(School of Labor and Human Resources, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

**Summary:** Since entering the 21st century, the rapid development of network technology has gradually changed the way people live and work, and has an important impact on the labor market, especially the female employment. According to the 39th CNNIC report, the number of internet users in China reached 731 million, the internet penetration rate was 53.2%, and the proportion of female users was 47.6% up to December, 2016. With the gradual convergence of the gender structure in the net users and in the population, how does the internet impact on gender wages? Can the effect reduce the gender wage gap? This is the question to be answered in this paper. Although foreign studies have explored the relationship between the internet and the gender wage gap, few studies use Chinese data to analyze the impact of the internet on the gender wage gap. In addition, due to the diversity of network applications, the impact of different internet applications on gender wages may also be different. Therefore, it is of practical significance to explore the influence of internet preferences on gender wages.

The main contents of this paper are as follows: First, by using the data of Chinese family tracking survey (CFPS) in 2010, this paper analyzes the impacts of internet usage on gender wages, and discusses the heterogeneity of the impacts. Second, based on the benchmark model, this paper analyzes the effects of different internet time, internet locations and internet usage preferences on gender wages, and uses IV to test the endogeneity. Thirdly, this paper analyzes the influence of internet usage on gender wages and the gender wage gap on different quantiles by RIF regression.

The result shows that: First, internet usage can promote wage growth in different genders, and the effect varies with employment for different marital status, age and education. Second, the relationship between the internet usage time and hourly wages presents the “inverted U” shape curve, and using the internet at home or in the workplace has a greater impact on male wages, while using the internet in the workplace has a greater impact on female wages. Third, using the internet to send and receive messages, access to information can improve male wages, but the entertainment game will reduce male wages, and professional learning can improve female wages. Fourth, internet usage can reduce the gender wage gap between low income and middle-high income earners, but increase the gender wage gap among high-income earners. This paper suggests that to reduce the gender wage gap, should not only strengthen the network infrastructure and expand education and training to increase female internet usage rates and usage skills, but also develop new economics and new employment formats, and upgrade the industrial structure and reduce occupational gender segregation.

**Key words:** internet usage; gender wage gap; market discrimination; unconditional quantiles regression

(责任编辑 石头)