

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

社会
2016·5
CJS
第36卷

以第三期妇女地位调查为例

庄家炽 刘爱玉 孙超

摘要：本文通过倾向值匹配的方法发现：在控制了其他因素之后，互联网使用者的平均工资收入是非使用者的1.38倍；同时，互联网溢价效应存在着显著的性别差异，女性的互联网工资溢价为男性互联网工资溢价的90.6%。此外，本文发现，互联网工资溢价效应与人们的网络行为密切相关。男性相比女性，具有更强烈的使用互联网资源进行再学习和人力资本再积累的偏好；而在女性互联网使用者之间，性别观念更平等的女性具有更强烈的使用互联网资源进行再学习和人力资本再积累的偏好。在传统的网络空间性别不平等的研究框架下，本文着重于探析性别文化观念如何影响人们对互联网的使用偏好和使用方式，从而成为导致网络空间性别不平等的再生产的重要原因和机制。

关键词：互联网 工资溢价效应 性别平等 性别观念

Does Internet Reproduce Gender Inequality? A Study on Internet Use Wage Premium

ZHUANG Jiachi LIU Aiyu SUN Chao

Abstract: Internet has changed our working life dramatically in the last few decades. Internet use wage premium refers to the positive return of internet use on wage. This study attempts to examine the impact of internet use on gender inequality in China by analyzing the data from the Third Chinese National Survey on Women's Social and Economic Status. Propensity Scores indicate that people who use internet have 1.38 times more income than people

* 作者1:庄家炽 北京大学社会学系(Author 1: ZHUANG Jiachi, Department of Sociology, Peking University)E-mail: zhuangjiachi@pku.edu.cn;作者2:刘爱玉 北京大学社会学系(Author 2: LIU Aiyu, Department of Sociology, Peking University);作者3:孙超 北京大学社会学系(Author 3: SUN Chao, Department of Sociology, Peking University)

who do not. Although men and women today have relatively equal internet access, internet use wage premium remains gender differentiated. The return of internet use on income for women is 90.6% of that for men. Different kind of internet usages result in different returns as well. Men are more likely to use internet for learning and career advancement than women. Women who use internet for the same purpose have higher wage premium than women who use internet primarily for entertainment. We find that women who believe in gender equality are predisposed to use internet for self-betterment. The study aims to explain the effect of cultural values on people's preference and types of internet usage, and how it become an important source and mechanism of reproducing gender inequality in cyberspace.

Keywords: internet, wage premium effect, gender inequality, gender conception

一、前言

21 世纪是以互联网的应用为基础的数字信息时代,随着信息化进程的不断推进,互联网的使用在很大程度上改变了人们的生产和生活方式。一方面,互联网让人们之间的沟通与联系更加方便;另一方面,互联网也给人们提供了更多的资源与机会(Golder and macy, 2014)。列维(Levy and Murnane, 1996)指出,工人的能力水平与技术的互补效应具有很强的正相关性。通过快速适应新技术而给人们带来的额外收入,就被称为互联网对工资的“溢价效应”(Krueger, 1993)。

随着互联网在我国的蓬勃发展,两性之间上网比例的数字鸿沟也在逐年缩小。20 世纪 90 年代,中国网民的男女性别比在 5.6:1,女性占 15.1% 左右;到 2000 年 7 月,女性网民的比例上升至 25.3%;截至 2015 年 6 月,中国网民的男女性别比为 55.1:44.9。¹但是,看似接近的上网性别比例背后,互联网带来的福利能否一致? 互联网的使用对收入分配的性别差异又产生了怎样的影响?

1. 数据分别引自《第一次中国互联网络发展状况调查统计报告》、《第二次中国互联网络发展状况调查统计报告》、《第三次中国互联网络发展状况调查统计报告》、《第四次中国互联网络发展状况调查统计报告》、《第六次中国互联网络发展状况调查统计报告》、《第三十六次中国互联网络发展状况调查统计报告》。

本文借助第三期中国妇女地位调查数据主要讨论以下两个问题：第一，互联网的工资溢价效应是否存在显著的性别差异？第二，如果有，互联网的工资溢价效应存在性别差异的主要原因有哪些？

二、研究回顾

（一）互联网的工资溢价效应

互联网对人们的工资溢价效应体现在直接与间接两个方面。首先，工作领域中互联网的普及降低了信息处理成本，提高了工作效率，带来收入提升(Levy and Murnane, 1996; Mossberger and Tolbert, *et al.*, 2008)。大卫等人通过研究 1940—1996 年不同受教育程度工人的供求关系发现，技术的快速升级急剧扩大了对能够使用互联网技术的工人的需求，从而推动了他们工资收入的上涨(Autor, *et al.*, 1998)。其次，互联网技术使人们可以轻易地获取海量资源、增加自身的人力资本积累，从而间接导致工资的提升(DiMaggio, *et al.*, 2004)。研究发现，人们可以通过在网络上学习(Spooner and Rainie, 2000)、求职(DiMaggio and Hargittai, 2001)、医疗(Pandey, *et al.*, 2003)来提升个人素质，从而增强自身在劳动力市场中的竞争力。

基于澳大利亚的调查数据，研究者发现互联网可以产生 12%—14% 的工资收入溢价(Miller and Mulvey, 1997)。2001 年，美国工人互联网使用的溢价率在 10% 左右(Lee and Kim, 2004)。基于 CFPS 2010 的研究也发现了互联网对中国工人的工资溢价效应(刘志龙、靳文杰, 2015)。

然而，互联网溢价效应对不同的性别是否具有同等的效应？这主要取决于两个方面：首先，女性与男性在互联网的使用上是否具有平等的机会；其次，在两性互联网使用者中，女性与男性通过互联网产生的工资溢价效应是否一致？

（二）互联网使用对性别平等的影响

虽然目前较少有文献讨论互联网的工资溢价效应是否存在性别差异，但是已经有许多研究就互联网与性别平等的问题进行了深入的讨论。

1. 女性与男性是否有平等的机会使用互联网

一部分研究者认为，社会资源与文化程度上的性别不平等会导致男性

相比女性有更高的机会上网(Warschauer, 2003)。诺里斯(Norris, 2001)对美国 and 欧洲各国的研究发现,上网人群一般是社会中的优势人群:白人、受教育程度较高的人群以及男性。小野和扎沃德尼(Ono and Zavodny, 2004, 2007)的一项跨国跟踪研究发现,不论是在家中,还是在工作中,甚至是在公共领域中(比如公共图书馆),男性使用互联网的机会显著高于女性。国内的一部分研究也发现了同样的趋势(刘霓, 2001; 周云, 2005)。

另一部分研究者则抱持着积极乐观的态度。他们认为,虽然一开始互联网会被一些社会优势阶层所把持,但是随着信息技术的发展,互联网的普及会经历一个由上及下的过程。布劳(Blau, 1977)在解释结构性不平等会随着科学技术的发展逐渐消失的过程时也解答了这个问题:虽然科技最早的使用者可能是社会中的最上层,如受教育程度较高的白人男性,但是随着技术的普及,中上层会逐渐受益,比如受教育较高的黑人男性或者受教育程度较高的白人女性可能也会开始使用新科技。这样逐级推广下去,最终会实现科学技术在全社会的全面适用。利和阿特金森(Leigh and Atkinson, 2001)认为,不同人群之间使用互联网的机会差异是由于互联网普及本身遵循一条S型曲线——各个群体间存在的差距只是因为他们正处于曲线的不同阶段,最终还是实现平等的,包括男性群体与女性群体。近几年来对欧洲和美国的研究也发现,互联网使用者的性别比正逐渐趋于平衡(Norris, 2001)。

2. 女性与男性通过使用互联网产生的工资溢价效应是否一致

虽然互联网为人们提供了海量的信息与资源,但是并不能就此认为使用互联网所产生的工资溢价效应对于男性和女性是一致的。我们必须考虑以下几个问题(DiMaggio, *et al.*, 2004):

第一,社会经济地位的性别差异是否会影响女性和男性的互联网使用效率。因为社会经济地位的高低、占有资源的多寡不仅会影响人们接触网络的机会,同时也会影响到人们的互联网使用技能。²

2. 克林(Kling, 1998)对互联网使用技能的定义为:使用互联网来增进自身专业工作与生活品质的能力。威尔逊(Wilson, 2000)认为,互联网使用技能是指人们在多大程度上能够在互联网上有效地搜索与评估自己所需要的信息。这种能力包括以下四个方面:(1)知道如何登陆、搜索以及下载需要的信息;(2)了解特定领域的背景知识(比如知道搜索引擎的计算方法,以对搜索结果进行分析判定);(3)掌握网络运营的综合知识(比如掌握不同搜索引擎之间的差异,以寻找适合搜索目的的网址);(4)知道软件与硬件的功能,以及知道如何应对计算机故障。

一项对美国网民的调查发现,男性的网络技能得分要显著高于女性(Wasserman and Richmond-Abbott, 2005),男性能更高速高效地在互联网上找到需要的信息(Hargittai and Hinnant, 2008)。

第二,互联网用途的性别差异是否会影响女性和男性的人力资本水平。由于使用习惯和使用偏好存在性别差异,所以即使使用互联网的机会均等,女性和男性从中获得的人力资本提升也是不同的。美国皮尤调查研究中心发现,虽然在美国男性与女性之间的网络普及率不存在显著差异,但是他们对互联网的使用方式却有明显不同(Bélanger and Carter, 2009)。女性更愿意使用互联网的社交功能,比如与好友聊天。另一项研究发现,女性网民较男性更多地使用电子邮件功能,而且更有可能是出于私人交流的目的,男性则更多地使用电子邮件来工作(Jackson, *et al.*, 2001)。同时,男性中有更高的比例会从事互联网上的各种商业、贸易活动(Akhter, 2003)。

第三,互联网对两性人力资本的提升能否有效地转化为现实的收益。即使不同性别通过互联网获得的人力资本提升没有差异,但社会仍然可能因为传统性别观念的作用而对这种提升产生不同评价。以网络求职为例,中国人民大学国家发展与战略研究院发布的研究报告指出,随机从北京高校抽取 100 名学生作为被试者,每位被试者制作两份简历,第二份简历通过将第一份简历转换“性别”得到,报告显示,使用“男性”性别的简历接到面试通知的次数比使用“女性”性别的相同简历高 42%(葛玉好等, 2015)。

三、研究框架

综上所述,现有研究对性别与互联网工资溢价效应间关系的分析主要是从社会和个体两个层面展开的。

社会层面包括结构的因素与文化的因素。结构的因素是指社会地位与资源在性别上的不平等分配,文化的因素是指劳动力市场中的性别歧视。一方面,社会资源的不平等分配导致女性相较于男性拥有更少的使用互联网的机会,³或者是男性通过自身的社会地位与资源优

3. 互联网代表了一种新技术与新技能,由于成本(包括计算机成本、训练成本)等因素,互联网首先是在社会优势阶层中普及,然后才由上及下逐步普及。

势天然地获得更高的互联网使用效率,从而导致互联网工资溢价效应产生性别差异,如图1中路径①所示。另一方面,性别歧视使得劳动力市场在具备同等人力资本的情况下优先选择优势性别,从而导致对互联网工资溢价效应的定价差异。换言之,即使女性与男性掌握着同样的互联网技能,他们获得的回报仍然是不同的,如图1中路径②所示。

在个体层面上,两性在互联网使用习惯和使用偏好上的差异也会导致男性的互联网工资溢价高于女性。如图1中路径③所示。

但新近研究指出,文化观念也会通过个体认知影响人们的使用偏好,这也可能最终导致互联网工资溢价效应产生性别差异,如图1虚线所示。一项跨国研究发现,在多数国家中,社会都会建构一种性别刻板印象,认为女性在掌握互联网技能方面不如男性。对美国新泽西州的一项调查发现,即使客观上两性互联网技能水平相同,女性的技能水平自评还是显著低于男性(Hargittai and Shafer, 2006)。布鲁斯(Broos, 2005)的研究发现,相比于男性,女性在学习互联网技能时的态度更消极、更焦虑。这种性别刻板印象会通过女性的父母和朋友影响她们学习互联网技能的态度与意愿(Abdelfattah, 2013)。库珀(Cooper, 2006)的研究发现,在同一所高中随机抽取的女学生中,受传统性别观念影响更强的女学生互联网技能更低,而那些对学生身份而非女性身份认同更强的女学生互联网技能更高。

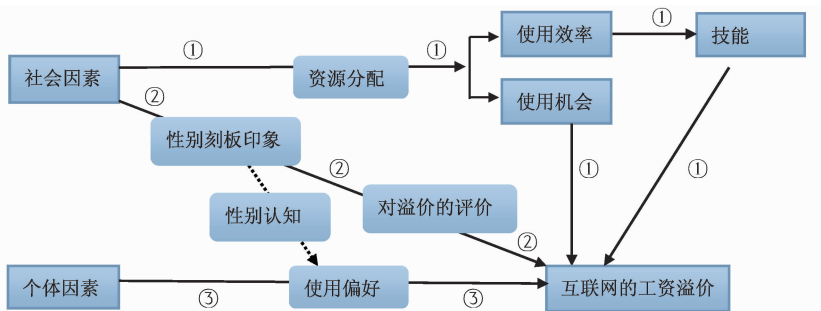


图1:互联网工资溢价效应的影响机制分析

随着信息技术的推进与女性地位的提升,中国网民的性别比渐趋平衡,这说明两性在互联网使用机会上已趋于平等。但是,由于自身社会经济地位、行为偏好的不同,加之性别歧视观念的影响,互联网工资

溢价效应在男性和女性之间可能仍存在较大差异。因此,本文的第一个假设为:

假设 1:在控制了其他因素之后,男性的互联网工资溢价效应要高于女性。

由于性别的刻板印象会影响女性对掌握互联网技能的主观意愿和自我认知,那些性别观念更趋于平等与现代的女性,可能在使用互联网时有更为积极的学习态度和更高的自我评价,并因此获得更多的人力资本提升。因此,本文的第二个假设为:

假设 2:在控制了其他因素之后,女性的性别观念越平等,其互联网工资溢价效应越高。

四、研究方法

互联网使用与人们的工资收入之间可能存在联立性偏误,从而导致内生性问题。因此,本文采用倾向值匹配的方法来评估人们的互联网工资溢价效应。该方法首先通过 Logistic 回归计算出人们使用互联网的倾向值分数 P 。然后,依据对照组(上网人群)中个案的倾向值分数(P_i),在控制组(不上网人群)中挑选出与其倾向值最为接近的一个个案(P_j)。若对照组个案的倾向值分数与控制组中的任一倾向值分数之差的绝对值超过倾向值标准差的 0.25 倍(0.25σ),则将该控制组个案删除,进行下一轮匹配。本文倾向值的标准差为 2.560,因此控制组与对照组的倾向值之差的绝对值应该小于 0.640。公式如下(郭申阳, 2012):

$$C(P_i) = \min | P_i - P_j |, j \in I_0$$

$$\min | P_i - P_j | < \epsilon = 0.25\sigma, j \in I_0$$

第三步,将匹配好的一对个案从总体样本中抽出(不放回),如此循环往复,被抽出的个案就组成了一个新样本。通过倾向值匹配选出的样本基本上解决了内生性问题。

第四步,在倾向值匹配样本的基础上计算出互联网的工资溢价效应,并进一步分析互联网的工资溢价效应是否存在性别差异。

最后,通过结构方程模型分析女性的性别观念如何影响其对互联网的使用方式,以及如何因互联网使用方式的差异影响到互联网的工资溢价。

五、数据与变量介绍

本文利用第三期中国妇女地位调查获得的数据展开研究。中国妇女地位调查是由全国妇联和国家统计局自1990年起开展的全国规模的抽样调查,每隔10年进行一次,旨在全面和准确地反映中国妇女社会地位的状况和变化。本文采用的第三期调查数据,以2010年12月1日为标准时点,调查内容涵盖健康、教育、经济、社会保障、政治、婚姻家庭、生活方式、法律权益和认知、性别观念和态度九个方面。为了讨论互联网使用对人们工资收入的影响,本文保留了目前有工作且年龄在18—60岁之间的个案。在剔除所有可用变量的无效样本后,共保留样本18721个。⁴

本文使用的因变量为取自然对数之后的“个人上一年年劳动总收入”。

自变量包括:

(1)是否上网。由于第三期中国妇女地位调查问卷调查的是人们的上网时间,⁵为了适应倾向值匹配的需要,本文将上网时间重新编码为二分虚拟变量(从不上网的人为0,其他为1)。

(2)网络行为。网络行为通过七个问题来测量:上网浏览新闻的频次、上网炒股投资的频次、上网学习/工作的频次、上网购物的频次、上网发表言论的频次、上网交友聊天的频次、上网娱乐的频次。可选项分为从不、偶尔、有时、经常,赋值为从0到3。通过主成分因子分析法,从中提取出两个因子,分别命名为“发展因子”与“娱乐因子”,经极差标准化方法处理后,生成两个0—100的标准化变量,代表着人们两种不同的网络行为模式。分值越高,代表人们使用互联网学习或者娱乐的程度越高。⁶

(3)性别观念。第三期中国妇女地位调查问卷设计了多项测量人

4. 删除的样本中,包括了有工作但工作日劳动时间为零以及职业为非农但年均月收入低于200元的个案,共571个。

5. 问卷中对受访者上网行为的调查并没有明确区分受访者使用的是PC互联网还是移动互联网。

6. 发展型因子包括:上网浏览新闻、炒股/投资、学习;娱乐型因子包括购物、发表言论、交友聊天、娱乐。

们对性别分工、性别气质等态度的题目。效度分析显示,性别观念可分为性别角色分工观念、性别角色期待与性别平等意愿三个方面。信度分析显示,最为有效和可信的是关于性别角色分工观念的测量(刘爱玉、佟新,2014)。本文主要使用性别角色分工观念讨论性别观念对人们互联网使用方式的影响,其对应的调查问题包括:“男人应该以社会为主,女人应该以家庭为主”、“挣钱养家主要是男人的事情”、“丈夫的发展比妻子的发展更重要”、“干得好不如嫁得好”。问卷对上述每个问题提供了五个选项:非常同意、比较同意、说不清、不太同意、很不同意。赋予上述各选项的分值依次为5分、4分、3分、2分和1分。

控制变量包括:(1)年龄;(2)城乡,分为城镇与乡村;(3)受教育程度,分为小学及以下、初中、高中、大专及以上四类;(4)职业类别,分为5类:管理人员、专业人员、办事人员、工人与农业工作者;(6)家务劳动时间。⁷变量的分布情况见表1。

如表1所示,2009年男性的平均工资收入为22522.25元,女性的平均工资收入为14687.71元,男性的平均工资收入显著地高于女性。样本中,男性的平均年龄为41.059岁,女性的平均年龄为39.959岁。男性与女性的城镇人口比例分别为47.9%和46.7%。受教育程度为小学及以下的男性占比为20%,女性占比为31.1%;高中教育程度的男性占比为17.2%,女性为13.4%;大专及以上学历的男性占比为23.7%,女性为23.2%。

在职业地位上,男性较高于女性。在男性受访者中,管理人员占比4.3%,而在女性受访者中,管理人员占比2.3%。在男性受访者中,职业地位较低的农业劳动者占比为34.7%,而职业地位相对较高的专业人员、办事人员分别占比为8.6%和24.5%;女性受访者中,农业劳动者占比为43.4%,专业人员、办事人员分别占比11.7%和30.2%。女性受访者的职业更为集中地分布于这两种职业类型,同时,呈现出“沙漏式”的职业地位分化严重的特征。

7. 这里可能有必要对家务劳动时间补充一点说明。因为之前的研究发现,家务劳动的不平等分配影响了女性在劳动力市场中的竞争力(刘爱玉、佟新等,2015;刘爱玉、庄家焯等,2015)。承担过多的家务劳动同样可能影响女性对互联网的使用,从而影响她们的互联网工资溢价。

表 1:变量描述分布

变量	男性	女性
劳动收入	22522.250(54059.230)	14687.710(57700.050)
年龄	41.059(10.299)	39.959(9.674)
城乡变量(城镇)	0.479(0.500)	0.467(0.499)
受教育程度		
小学及以下	0.200(0.400)	0.311(0.463)
初中	0.391(0.488)	0.324(0.468)
高中	0.172(0.377)	0.134(0.340)
大专及以上学历	0.237(0.425)	0.232(0.422)
职业类别		
管理人员	0.043(0.204)	0.023(0.151)
专业人员	0.086(0.280)	0.117(0.321)
办事人员	0.245(0.430)	0.302(0.459)
工人	0.279(0.449)	0.125(0.331)
农业劳动者	0.347(0.476)	0.434(0.496)
社会经济地位指数	35.110(17.411)	33.976(18.172)
性别观念	49.7(17.984)	54.366(17.777)
发展型因子得分	36.865(20.824)	34.522(20.542)
娱乐型因子得分	26.111(18.663)	28.332(18.966)
家务劳动时间	59.224(73.556)	144.963(100.979)
是否使用互联网(是)	0.360(0.480)	0.322(0.467)
样本量	10 091	8 630

注:括号内为标准差。

在互联网的使用比例上,男性与女性也存在着显著差异,男性样本中使用互联网的比例为 36%,而女性样本中使用互联网的比例为 32.2%,男性较女性高出约 3.8%。较高的比例差异表明男性与女性在使用互联网的机会上仍然存在着不平等。在互联网使用方式上,基于对上网人群的调查研究发现,男性相比女性更有可能使用互联网进行学习与工作,而女性对互联网娱乐功能使用的可能性更高。男性的发展型因子得分为 36.865,女性为 34.522,而女性的娱乐型因子得分则高于男性,二者得分分别为 28.332 和 26.111。

六、研究发现

(一)倾向值匹配的必要性

诸多关于互联网的研究已经发现,性别、年龄、学历、城乡类别与职业地位等因素是决定人们是否使用互联网的重要因素(胡鞍钢、周绍

杰, 2002; Barzilai-Nahon, 2006; Bennett, *et al.*, 2008; Stern, *et al.*, 2009; Hargittai, 2010)。如表 2 模型 1 所示, 男性比女性有更高的几率使用互联网。在控制了其他因素之后, 女性使用互联网的几率是男性的 0.705 倍($e^{-0.35} = 0.705$); 年龄每增长一岁, 人们使用互联网的几率下降约 10% ($1 - e^{-0.102} = 0.097$); 城镇居民使用互联网的几率是农村居民的 2.4 倍($e^{0.877} = 2.40$)。人们是否使用互联网也受到教育程度的显著影响。受教育程度为初中的人使用互联网的几率是受教育程度为小学及以下者的 4.998 倍($e^{1.609} = 4.998$), 教育程度为高中的人使用互联网的几率是受教育程度为小学及以下者的 11.793 倍($e^{2.468} = 11.793$), 而受教育程度为大专及以上的人使用互联网的几率是受教育程度为小学及以下的人的 37.288 倍($e^{3.619} = 37.288$)。职业也是影响人们是否使用互联网的重要因素。模型 1 显示, 专业人员使用互联网的几率为管理人员使用几率的 72.9% ($e^{-0.316} = 0.729$), 办事人员使用互联网的几率为管理人员使用几率的 43.9% ($e^{-0.821} = 0.439$)。工人与农业工作者使用互联网的可能性更低, 工人使用互联网的几率为管理人员使用几率的 29.8% ($e^{-1.210} = 0.298$), 农业工作者使用互联网的几率仅为管理人员使用几率的 11.2% ($e^{-2.185} = 0.112$)。

(二) 互联网工资溢价效应的性别差异

通过倾向值匹配, 本文一共抽取了 5864 个个案, 样本保留比例相对较高。回归模型显示, 互联网使用者的工资收入显著高于非互联网使用者。如模型 2 所示, 在控制了其他因素之后, 互联网使用者的平均工资收入是非互联网使用者的 1.38 倍($e^{0.319} = 1.375$)。模型 3 显示, 互联网的工资溢价效应更多地体现在男性身上, 女性的互联网工资溢价相对较低。在控制了其他因素之后, 女性的互联网工资溢价为男性的 90.6% ($e^{-0.098} = 0.906$)。研究假设 1 得证, 即在控制了其他因素之后, 男性的互联网工资溢价效应显著高于女性。

(三) 互联网使用方式的性别差异

为了探明导致互联网溢价效应性别差异背后的原因与机制, 本文在倾向值匹配所得样本的基础上, 进一步分析了受访者的上网行为。通过因子分析, 本文将人们的网络行为归类为“发展型因子”与“娱乐型因子”。“发展型因子”主要是指利用互联网进行学习和人力资本的积

表 2:人们是否上网的影响因素分析

自变量	模型 1
性别(参照项:男性)	-0.349*** (0.046)
年龄	-0.102*** (0.003)
城乡(参照项:农村)	0.877*** (0.057)
受教育程度(参照项:小学及以下)	
初中	1.609*** (0.104)
高中	2.468*** (0.110)
大专及以上	3.619*** (0.112)
职业类别(参照项:管理人员)	
专业人员	-0.316** (0.125)
办事人员	-0.821*** (0.113)
工人	-1.210*** (0.116)
农业劳动者	-2.185*** (0.127)
常数	2.364*** (0.199)
-2 log likelihood	13 052
X ²	11 008***
自由度	10
样本量	18 721

注:双尾检验显著度 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

表 3:工资收入的回归模型

自变量	模型 2	模型 3
年龄	0.058*** (0.009)	0.059*** (0.009)
年龄的平方	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
城乡(参照项:农村)	0.066** (0.031)	0.066** (0.031)
受教育程度(参照项:小学及以下)		
初中	0.214*** (0.064)	0.220*** (0.064)
高中	0.151** (0.066)	0.157** (0.066)
大专及以上	0.402*** (0.069)	0.406*** (0.069)
职业类别(参照项:管理人员)		
专业人员	-0.236*** (0.067)	-0.233*** (0.067)
办事人员	-0.440*** (0.058)	-0.438*** (0.058)
工人	-0.394*** (0.060)	-0.393*** (0.060)
农业劳动者	-1.315*** (0.067)	-1.313*** (0.067)
是否使用互联网(参照项:不使用)	0.319*** (0.024)	0.359*** (0.032)
性别(参照项:男性)	-0.372*** (0.026)	-0.325*** (0.035)
是否使用互联网 × 女性		-0.098** (0.049)
常数	8.948*** (0.186)	8.543*** (0.184)
R-squared	25.34%	25.39%
样本量	5 864	5 864

注:双尾检验显著度 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

累。“发展型因子”有利于增强人们在劳动力市场的竞争力,从而增加自身的收入。本文发现,相较于女性,男性在“发展型因子”方面有更高的得分,而在“娱乐型因子”得分上,两性之间没有显著差异。如模型 4 所示,在控制了其他因素之后,男性的“发展型因子”得分比女性高

3.823个单位。

“娱乐型因子”主要是指将互联网作为娱乐消遣的一种方式,比如在网上购物、与网友聊天,等等。“娱乐型因子”对互联网使用者人力资本的积累和市场竞争力的增强几乎没有帮助。经分析,男性与女性在“娱乐型因子”得分上没有显著差异。如模型5所示,受教育程度对人们“娱乐型因子”得分没有显著影响,这表明人们对互联网的娱乐性使用很可能是一种跨阶层的行为。从模型4与模型5的截距项也可以进一步发现,目前国民对互联网的使用更多地是娱乐性使用。

表4:影响人们互联网使用行为的因素分析

自变量	模型4(发展型)		模型5(娱乐型)	
年龄	0.269***	(0.041)	-0.621***	(0.036)
城乡(参照项:农村)	0.930	(0.842)	-1.827**	(0.732)
受教育程度(参照项:小学及以下)				
初中	1.183	(1.741)	0.238	(1.514)
高中	5.902***	(1.814)	2.231	(1.577)
大专及以上	12.18***	(1.909)	0.572	(1.660)
职业类别(参照项:管理人员)				
专业人员	1.710	(1.769)	3.041**	(1.538)
办事人员	-5.438***	(1.472)	1.301	(1.280)
工人	-7.101***	(1.515)	2.318*	(1.318)
农业劳动者	-9.844***	(1.736)	0.470	(1.510)
性别(参照项:男性)	-3.823***	(0.777)	0.704	(0.675)
家务劳动时间	0.002	(0.005)	0.00753*	(0.004)
常数项	25.56***	(2.807)	44.61***	(2.441)
样本量		2 928		2 928
R-squared		16.1%		15.4%

注:双尾检验显著度 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。

(四)性别观念与互联网的工资溢价效应

性别观念会通过个体的自我认知影响到人们对互联网的使用意愿和使用方式,从而引发网络空间中性别不平等的再生产,最终成为导致互联网工资溢价效应产生性别差异的重要原因。

为了检验本文的假设2:“在控制了其他因素之后,女性的性别观念越平等,她们的互联网工资溢价效应更高”,本文保留了通过倾向值匹配抽取的样本中的女性互联网使用者,共计1046个样本,采用反事实回归预测的方法(Cattaneo, 2010),计算女性互联网使用者的工资溢价。具体的计算方法如下:首先,构建女性非互联网使用者的工资收入

的回归方程;其次,用这个方程预测女性互联网使用者在不使用互联网的情况下的收入(反事实状态);最后,用女性互联网使用者的实际收入减去其在反事实状况下的收入,即为女性的互联网工资溢价。

通过结构方程模型⁸(如图 2),我们发现,女性的性别观念与她们的互联网使用方式显著相关。即:在控制了其他因素后,性别观念越倾向于平等的女性,越有可能使用互联网进行学习,其“发展型因子”得分越高。女性的性别观念与其“发展型因子”的得分的标准化相关系数为 0.27,且具有统计显著性。这个发现与之前的许多研究结论较为一致,因为传统的性别观念对女性的性别角色期待是情感型的,对男性的性别角色期待是工具型的。因此,女性对互联网的使用更多地是情感维系型、社会交往型的,而男性对互联网的使用更多地是工具型、目标导向型的(Kennedy, 2000)。因此,性别观念越平等的女性受传统性别角色期待的影响越小,也相对越有可能使用互联网进行学习与工作。

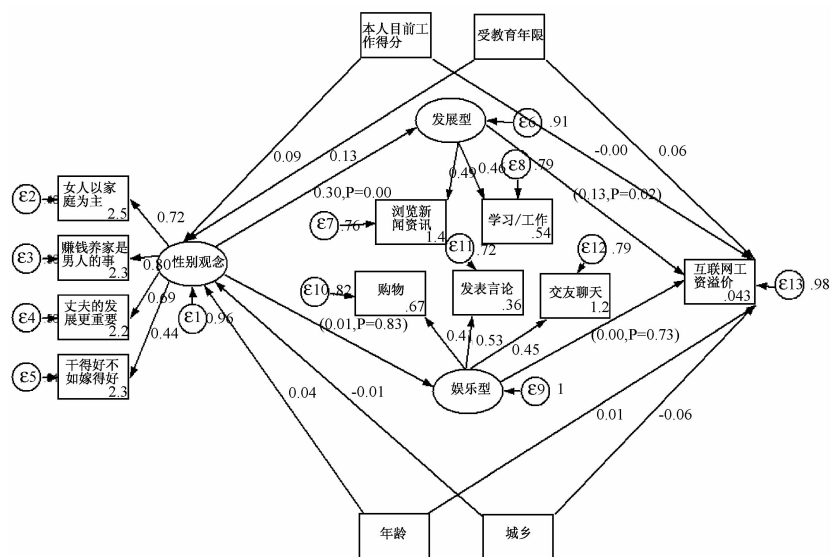


图 2:女性性别观念与互联网工资溢价关系图

同时,女性互联网使用者的“发展型因子”得分和她们的互联网工资

8. 为了模型的简洁与直观,在模型建构的过程中,本文将控制变量“职业”转换成职业 isei,将“受教育程度”转换成“受教育年限”。

溢价显著相关。“发展型因子”得分与互联网工资溢价的标准化相关系数为 0.13,具有统计显著性。因此,女性互联网使用者的性别观念对其互联网工资溢价的间接作用为: $0.3 \times 0.13 + 0.01 \times 0.00 = 0.036$ 。因此,研究假设 2 得证,即:在控制了其他因素之后,女性的性别观念越平等,她们的互联网溢价效应更高。并且,女性的性别观念主要是通过影响对互联网的发展型使用进而影响她们的互联网工资溢价。女性的性别观念与娱乐型网络行为的相关系数仅为 0.01,且不存在统计显著性。

七、结论与讨论

本文通过倾向值分析验证了互联网工资溢价效应具有显著的性别差异,这种差异主要体现在:男性的互联网工资溢价效应显著地高于女性。同时,根据结构方程模型计算结果分析得出:(1)女性互联网使用者的性别观念对其使用偏好和使用方式具有显著影响,表现为女性互联网使用者的性别观念越平等,就越倾向于在互联网中进行再学习,实现人力资本的再积累;(2)女性互联网使用者的使用偏好和使用方式对于她们的互联网工资溢价效应具有显著影响,表现为女性互联网使用者的“发展型因子”得分越高,则互联网工资溢价效应越强;(3)女性互联网使用者的性别观念通过影响她们的使用偏好和使用方式而对互联网工资溢价效应产生间接作用,且影响显著。文章的两个假设得证。

具体而言,本文首先验证了互联网工资溢价效应确实存在:在控制了其他因素之后,互联网使用者的平均工资收入是非使用者的 1.375 倍。但是,网络空间也并非如人们所想像的那样,是一个“无国界、跨性别”的乌托邦,相反,现实中的性别不平等成功地在网络空间中进行了再生产——互联网工资溢价效应存在着巨大的性别差异,在控制了其他因素之后,女性的互联网工资溢价仅为男性互联网工资溢价的 90.6%。

本文进一步发现,互联网工资溢价效应与人们的网络行为密切相关。男性相比女性,具有更强烈的使用互联网资源进行再学习和人力资本再积累的偏好;而在女性互联网使用者之间,性别观念越平等的女性具有越强烈的使用互联网资源进行再学习和人力资本再积累的偏好,从而提升了她们的互联网工资溢价效应。

与以往研究相比,本文从以下两个方面拓展了对互联网工资溢价效应的研究和讨论:其一,既有研究仅探讨了网络空间中性别不平等存

在的机制和可能性,本文则以工资收入为切入点直接证明了互联网工资溢价效应确实存在显著的性别差异;其二,既有研究仅分别从“社会层面”和“个体层面”单向维度地探索了网络空间中性别不平等的再生产机制。“社会层面”的再生产机制主要包括社会资源的不平等分配所导致的互联网使用机会不平等和使用效率不平等,以及社会性的性别歧视所导致的互联网工资溢价效应的定价差异。“个体层面”的再生产机制主要指个体的习惯和偏好差异导致互联网工资溢价效应产生相应的性别差异。总的来说,“社会层面”的再生产机制体现的是结构性的影响,“个体层面”的再生产机制分析的是个体的行动与选择。本文则着重于探析性别文化观念如何影响人们的使用偏好和使用方式,从而成为导致网络空间性别不平等的再生产的重要原因和机制。

互联网时代,连接就意味着价值,而没有与互联网连接就很可能意味着被淘汰(卡斯特,2006)。在网络空间中,碎片化的资源与碎片化的时间被重新整合起来,从而给予人们更大的平台和更多的可能。本文的研究发现,在这个虚拟的空间中,男性又一次走在了女性的前面。固有的性别观念对个体偏好和行为方式的影响,很有可能导致“第二道数字鸿沟”的出现,从而使性别差异在网络空间中非但不会消失,反而实现了性别不平等的再生产。因此,在推行互联网的过程中,国家、社会还需要做进一步的努力,不断推进女性对互联网资源的有效利用,以避免“第二道数字鸿沟”的出现(Bimber,2000)。

当然,网络空间中性别不平等的再生产不仅仅局限于人们如何使用互联网,还受到诸如职业隔离、劳动力市场潜规则等因素的影响(第三期中国妇女社会地位调查课题组,2011;佟新、刘爱玉,2015),而互联网对人们的影响也不仅仅体现在工资收入方面。除了本文讨论的性别文化观念对人们的互联网使用偏好和使用方式的影响外,其他社会因素所产生的影响也需要做进一步的研究。网络空间给人们展开了无限的可能性,而人们的网络行为有待更细致和深入的研究。

参考文献(References)

- 第三期中国妇女社会地位调查课题组.2011.第三期中国妇女社会地位调查主要数据报告[J].妇女研究论丛(6):5-15.
- 葛玉好、邓佳萌、张帅.2015.大学生就业存在性别歧视吗?[R].北京:中国人民大学国家发展与战略研究院.

- 郭申阳. 2012. 倾向值分析[M]. 重庆大学出版社.
- 胡鞍钢、周绍杰. 2002. 新的全球贫富差距:日益扩大的“数字鸿沟”[J]. 中国社会科学(3): 34-48.
- 卡斯特,曼纽尔. 2006. 网络社会的崛起[M]. 夏铸九、王志弘,等,译. 北京:社会科学文献出版社.
- 刘爱玉、佟新. 2014. 性别观念现状及其影响因素——基于第三期全国妇女地位调查[J]. 中国社会科学(2): 116-129.
- 刘爱玉、佟新、付伟. 2015. 双薪家庭的家务性别分工:经济依赖、性别观念或情感表达[J]. 社会 35(2): 109-136.
- 刘爱玉、庄家炽、周扬. 2015. 什么样的男人做家务——情感表达、经济依赖或平等性别观念? [J] 妇女研究论丛(3): 20-28.
- 刘霓. 2001. 信息新技术与性别问题初探[J]. 国外社会科学(5): 51-57.
- 刘志龙、靳文杰. 2015. 计算机网络的工资收入溢价效应分析——基于 CFPS2010 基线调查数据[J]. 产业经济评论(1): 67-78.
- 佟新、刘爱玉. 2015. 城镇双职工家庭夫妻合作型家务劳动模式——基于 2010 年中国第三期妇女地位调查[J]. 中国社会科学(6): 96-111.
- 周云. 2005. 女性与互联网研究现状回顾[J]. 妇女研究论丛(2): 71-76.
- Abdelfattah, Belal M. T. 2013. *Essays on the Digital Divide*. El Paso: The University of Texas.
- Akhter, Syed H. 2003. “Digital Divide and Purchase Intention: Why Demographic Psychology Matters.” *Journal of Economic Psychology* 24 (3): 321-327.
- Autor, David H., Lawrence F. Katz, and Alan B. Krueger. 1998. “Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?” *Quarterly Journal of Economics* 113 (4): 1169-1213.
- Bennet, Sue, Karl Maton, and Lisa Kervin. 2008. “The ‘Digital Natives’ Debate: A Critical Review of the Evidence.” *British Journal of Educational Technology* 39 (5): 775-786.
- Bimber, Bruce. 2000. “Measuring the Gender Gap on the Internet.” *Social Science Quarterly* 81 (3): 868-876.
- Bélanger, France and Lemuria Carter. 2009. “The Impact of the Digital Divide on E-Government Use.” *Communications of the Acm*: 132-135.
- Barzilai-Nahona, Karine. 2006. “Gaps and Bits: Conceptualizing Measurements for Digital Divides.” *The Information Society* 22 (5): 269-278.
- Blau, Peter. 1977. “Inequality and Heterogeneity: A Primitive Theory of Social Structure.” *Social Forces* 58(2).
- Broos, Agnetha. 2005. “Gender and Information and Communication Technologies (ICT) Anxiety: Male Self-Assurance and Female Hesitation.” *Cyberpsychology & Behavior* 8 (1): 21-31.
- Cooper, Joel. 2006. “The Digital Divide: The Special Case of Gender.” *Journal of Computer Assisted Learning* 22 (5): 320-334.
- Cattaneo, Matias D. 2010. “Efficient Semiparametric Estimation of Multi-Valued Treatment Effects under Ignorability.” *Journal of Econometrics* 155 (2): 138-154.
- DiMaggio, Paul and Eszter Hargittai. 2001. “From the ‘Digital Divide’ to ‘Digital Inequality’: Studying Internet Use as Penetration Increases.” Working Papers.
- DiMaggio, Paul, Eszter Hargittai, Coral Celeste, and Steven Shafer. 2004. “From Unequal Access to Differentiated Use: A Literature Review and Agenda for Research on Digital Inequality.” *Social Inequality*: 355-400.
- Golder, Scott A. and Michael W. Macy. 2014. “Digital Footprints: Opportunities and

- Challenges for Online Social Research.” *Annual Review of Sociology* 40(1): 129 – 152.
- Hargittai, Eszter. 2010. “Digital Na(t)ives? Variation in Internet Skills and Uses among Members of the ‘Net Generation’.” *Sociological Inquiry* 80 (1): 92 – 113.
- Hargittai, Eszter, and Amanda Hinnant. 2008. “Digital Inequality Differences in Young Adults’ Use of the Internet.” *Communication Research* 35(5): 602 – 621.
- Hargittai, Eszter, and Steven Shafer. 2006. “Differences in Actual and Perceived Online Skills: The Role of Gender.” *Social Science Quarterly* 87 (2): 432 – 448.
- Jackson, Linda A, Kelly S. Ervin, Philip D. Gardner, and Neal Schmitt. 2001. “Gender and the Internet: Women Communicating and Men Searching.” *Sex Roles* 44(5): 363 – 379.
- Krueger, Alan B. 1993. “How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984 – 1989.” *The Quarterly Journal of Economics* 108 (1): 33 – 60.
- Kennedy, Tracy. 2000. “An Exploratory Study of Feminist Experiences in Cyberspace.” *Cyberpsychology & Behavior* 3 (5): 707 – 719.
- Leigh, Andrew, and Robert D. Atkinson. 2001. “Clear Thinking on the Digital Divide.” *Policy Report* (June): 1 – 20.
- Lee, Sang-Hyop and Jonghyuk Kim. 2004. “Has the Internet Changed the Wage Structure Too?” *Labour Economics* 11 (1): 119 – 127.
- Levy, Frank and Richard J. Murnane. 1996. “With What Skills Are Computers a Complement?” *American Economic Review* 86 (2): 258 – 262.
- Miller, Paul, and Charles Mulvey. 1997. “Computer Skills and Wages.” *Australian Economic Papers* 36(68): 106 – 113.
- Mossberger, Karen, Caroline J. Tolbert, and Ramona S. McNeal. 2008. *Digital Citizenship: The Internet, Society, and Participation*. Cambridge: MIT Press.
- Norris, Pippa. 2001. *Digital Divide: Civic Engagement, Information Poverty, and the Internet Worldwide*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Ono, Hiroshi, and Madeline Zavodny. 2004. “Gender Differences in Information Technology Usage: U. S. A-Japan Comparison.” *Social Science Electronic Publishing* 48 (1): 105 – 133.
- Ono, Hiroshi, and Madeline Zavodny. 2007. “Digital Inequality: A Five Country Comparison Using Microdata.” *Social Science Research* 36 (3): 1135 – 1155.
- Pandey, Sanjay K., John J. Hart, and Sheela Tiwary. 2003. “Women’s Health and the Internet: Understanding Emerging Trends and Implications.” *Social Science & Medicine* 56 (1): 179 – 191.
- Spooner, Thomas, and Harrison Rainie. 2000. “African-Americans and the Internet.” *Pew Internet and American Life Project*.
- Stern, Michael J., Alison E. Adams, and Shaun Elsasser. 2009. “Digital Inequality and Place: The Effects of Technological Diffusion on Internet Proficiency and Usage across Rural, Suburban, and Urban Counties.” *Sociological Inquiry* 79 (4): 391 – 417.
- Warschauer, Mark. 2003. “Demystifying the Digital Divide.” *Scientific American* 289 (8): 42 – 47.
- Wasserman, Ira M., and Marie Richmond-Abbott. 2005. “Gender and the Internet: Causes of Variation in Access, Level, and Scope of Use.” *Social Science Quarterly* 86 (1): 252 – 270.
- Wilson, Ernest J. 2002. “Closing the Digital Divide: An Initial Review.” Briefing the President. Washington: The Internet Policy Institute. May. <http://www.internetpolicy.org/briefing/ErnestWilson0700.html>.