

DOI: 10.19361/j.er.2018.01.04

互联网使用对居民幸福感的影响

——来自 CSS2013 的经验证据

祝仲坤 冷晨昕*

摘要: 基于 2013 年度中国社会状况综合调查数据(CSS2013), 本文系统考察了互联网使用对居民主观幸福感的影响。实证结果表明, 使用互联网会显著提升居民的主观幸福感, 在加入其他控制变量、考虑地区异质性后, 这一效应依然存在。为了克服互联网使用的潜在内生性问题, 本文以居民 2012 年通讯支出为工具变量, 运用双变量有序 Probit 模型(Bioprobit 模型)和工具变量条件混合过程估计法(CMP 方法)进行回归, 并进一步使用倾向得分匹配法构造反事实框架纠正选择性偏误, 结论依然支持互联网使用对居民主观幸福感的正向效应。分样本估计结果还显示, 农村居民使用互联网获得的“幸福效应”要明显强于城镇居民, 同时, 中西部地区居民使用互联网获得的幸福感要显著强于东部地区。

关键词: 互联网; 主观幸福感; 内生性; Bioprobit 模型; CMP 方法

一、引言

近年来, 伴随着中国对“唯 GDP 论”发展战略的反思, 政府以及社会各界更为清晰地意识到增进居民幸福感才是经济增长的最终归宿, 保障和改善民生, 让居民共享经济发展成果也成为政府的重要施政纲领之一。与之同时, 理论界也在探讨如何才能提升居民的幸福感, 从经济因素到社会因素, 从微观因素到宏观因素, 学者们对幸福感的研究可谓汗牛充栋。然而, 探讨互联网对居民幸福感影响的研究却十分鲜见。

众所周知, 近年来互联网信息技术在中国蓬勃发展, 已经渗透到人们生活的各个方面, 并潜移默化地改变着人们的生活方式, 日渐成为人们工作和生活的重要工具(王鹏, 2014)。据中国互联网络信息中心(China Internet Network Information Center, 简称 CNNIC)2016 年第 38 次中国互联网络发展状况统计报告显示, 截至 2016 年 6 月, 中国网民规模超过 7 亿人, 互联网普及率超过 50%。^① 从新闻搜索到通讯社交, 再到购物理财、视频游戏, 互联网正逐步与人们的工作、娱乐乃至生活的方方面面实现深度融合。于此时代背景之下, 探讨互联网会如何影响居民的幸福感就具有较强的现实意义, 不仅有助于我们加深对互联网的理解, 更有

*祝仲坤, 中国人民大学农业与农村发展学院, 邮政编码: 100872, 电子信箱: zzkandqq@ruc.edu.cn; 冷晨昕(通讯作者), 中国农业大学经济管理学院, 邮政编码: 100083, 电子信箱: lengchenxin@163.com。

本文系中国人民大学 2016 年度拔尖创新人才资助培育计划的阶段性研究成果。作者感谢匿名审稿人富有建设性的修改意见, 感谢编辑老师的工作。当然, 文责自负。

^①参见: http://www.cnnic.net.cn/hlwfzyj/hlwxyzbg/hlwjtjbg/201608/t20160803_54392.htm。

助于我们利用互联网工具使民众拥有更多获得感。为此,本文基于2013年度中国社会状况综合调查数据,旨在系统考察互联网使用对居民主观幸福感的影响。分析过程中,为了克服潜在的内生性偏误,本文以居民2012年通讯支出为工具变量,借鉴Sajaia(2008)提出的双变量有序Probit模型和Roodman(2011)提出的工具变量条件混合过程估计法进行回归,并进一步使用倾向得分匹配法构造反事实框架,最终得出互联网使用对居民主观幸福感具有正向效应的结论。

本文后续的安排如下:第二部分针对主观幸福感以及互联网对主观幸福感的影响展开文献综述;第三部分介绍数据来源、描述相关变量并建立计量分析模型;第四部分展示研究结果并进行分析;第五部分概括研究结论并提出相应的政策启示。

二、文献综述

幸福是人类追求的终极目标,是亘古常新的话题。进入20世纪50年代,欧美国家开始研究主观幸福感,不过,研究多集中在心理学、社会学等学科。经济学家对于主观幸福感的关注相对较晚,1974年,美国经济学家Easterlin提出了著名的“伊斯特林悖论(Easterlin Paradox)”。此后,越来越多的经济学家开始致力于对居民主观幸福感的探讨。目前,对居民幸福感的研究主要围绕绝对收入(Ferrer-I-Carbonell,2005)、相对收入(Clark et al.,2008;鲁元平、王韬,2011)、失业率(Tella et al.,2001)、通货膨胀(Tella et al.,2001;Wolfers,2003)等经济因素对居民主观幸福感的影响;政治因素如民主发育程度(Dorn et al.,2007;Stadelmann and Vatter,2012;陈前恒等,2014)、政府公共服务(陈刚、李树,2012)等对居民主观幸福感的影响;自然环境因素(地理条件、空气质量等)与居民主观幸福感的关系(Welsch,2006;Brereton et al.,2008);社会人口学特征(年龄、性别、受教育程度、婚姻状况、身体状况等)对居民主观幸福感的影响(Blanchflower and Oswald,2001;Dolan et al.,2008)。然而,鲜有文献研究互联网对居民主观幸福感的影响。值得一提的是,王鹏(2014)曾探讨过互联网与居民主观幸福感的关系,但该研究使用的中国综合社会调查2006年度数据于当前而言稍显陈旧,且研究只针对城镇地区,研究范围略显局限。

随着互联网的快速发展,互联网对政治、经济和文化等领域产生了深刻的影响,并冲击了传统的生活方式与思维模式,在人们生活中的地位也日益重要。已有研究表明,互联网不仅能够影响工业生产、金融发展、交通运输等宏观领域(Lasserre,2004;谢平、邹传伟,2012),而且还改变了居民的消费决策、休闲娱乐、政治信任、民主参与、价值观等(O' Cass,2000;陈思宇等,2016)。那么,互联网会如何影响居民的主观幸福感呢?一方面,互联网使用可以通过提供信息获取、休闲娱乐、互动参与和网络消费等路径,对人们主观幸福感可能产生积极影响(Cilesiz,2008)。当前,互联网不仅为人们提供了获取信息的新渠道(杨东,2015),还提供了更多的休闲娱乐方式。同时,互联网作为社会交往媒介,有助于提高社会互动水平,提升个人自我效能感,从而降低人们的压力与抑郁水平(Shaw and Gant,2002)。更进一步,互联网提供了表达民意、反映民情的平台,拓展了民主参与度,使人们获得更多的公平感与满足感(苏振华、黄外斌,2015)。此外,尤为重要的是,人们可以利用互联网进行网上购物、网上销售,使日常生活得到极大丰富。当然,另一方面,互联网同样可能产生不良影响。其一,由于网上信息的垄断、网络技术的滥用以及网络使用主体的不合理利用等,互联网可能导致网络成瘾,不仅会减少社交参与度,甚至可能诱发网络犯罪(Sum et al.,2008)。其二,互联网

会对心理健康产生影响,Chen(2012)基于对台湾大学生的调查认为,过度的、不良的互联网使用,很可能降低心理健康水平;Kraut 和 Burke(2015)也指出虚拟的互联网很可能增加人们的孤独感、甚至诱发抑郁症等心理疾病。

有别于相关领域的以往研究,本文可能的创新之处体现在:第一,利用具有时效性及代表性的调研数据从微观层面探讨了互联网对居民主观幸福感的影响,并对包括是否使用互联网、互联网使用的频率以及对待互联网的态度等方面对居民主观幸福感的影响进行实证研究。第二,利用双变量有序 Probit 模型和工具变量条件混合过程估计法比较有效地克服了潜在的内生性问题,并通过倾向得分匹配法构造反事实框架纠正了选择性偏误,最终得到了稳健、可信的实证结果。第三,从分户籍、分性别、分区域的角度对互联网使用对主观幸福感的影响进行分样本回归,探讨不同群体使用互联网对主观幸福感影响的异质性。

三、数据、变量与模型

(一)数据来源与说明

本文使用的数据是 2013 年的中国社会状况综合调查(Chinese Social Survey,简称 CSS),该调查是由中国社会科学院社会学研究所于 2005 年发起的一项全国范围的双年度纵贯性抽样调查项目^①。调查采用多阶段分层概率抽样的入户访问方式,覆盖全国 31 个省级行政单位,包括 151 个县(区),604 个居(村)民委员会,2013 年完成调查问卷共 10 206 份,本文通过对变量的缺失值、错误值处理后,最终得到含有 10 170 个观测值的基准样本。

(二)变量选择

1.被解释变量

本文的被解释变量为居民的主观幸福感,问卷向被访者询问“总的来说,我是一个幸福的人”,被访者的回答分别为“非常不同意、不同意、不太同意、比较同意、同意、非常同意和不好说”,研究过程中,本文删除了回答“不好说”的样本,并将这六项分别赋值为“1、2、3、4、5、6”。样本范围内,被访居民主观幸福感的平均水平为 4.083 分,略高于“比较同意”的水平。当前关于幸福感的研究,有部分学者指出幸福感的度量主观性太强,难以获取客观真实的数据。但正如陆铭等(2014)所述,以幸福感作为被解释变量,即便幸福感是主观指标,但只要误差具有随机性,度量就不会产生估计偏误。

2.核心解释变量

互联网使用情况的衡量分为三个层面:第一个层面为居民是否使用互联网,这一变量为二值虚拟变量,其中 1 表示使用,0 表示不使用。第二个层面为互联网使用的频率,CSS2013 问卷中,询问了“您平时使用互联网进行下列活动的频率是”,回答的选项包括几乎每天、一周多次、一周至少一次、一月至少一次、一年几次、几乎不,分别赋值为 6、5、4、3、2、1;其中活动主要包括浏览新闻、收发电子邮件、查找资料、聊天交友、使用微博/博客、玩网络游戏、网上购物、网上投资理财共 8 类。第三个层面是居民对待互联网的态度,选取指标为:“互联网是目前最能表达民意和反映社会真实情况的渠道”(简称“反映民意”)、“互联网对政府工作的确能够起到一定的监督作用”(简称“监督”)。被访者回答的选项包括“很同意、比较同意、不太同意、很不同意”,分别赋值为“1、2、3、4”。

^①作者感谢中国社会科学院社会学研究所向本文提供的数据协助,当然,文责自负。

图 1 展示了使用互联网的居民和不使用互联网的居民主观幸福感的柱状分布,可以看出使用互联网居民报告“同意”和“比较同意”(自己是一个幸福的人)的比例要明显高于不使用互联网居民,而相比之下不使用互联网居民报告“非常不同意”、“不同意”和“不太同意”的比例则更高。此外,根据 CSS2013 数据我们还发现,使用互联网的居民主观幸福感的均值为 4.147 分,要明显高于不使用互联网居民的 4.054 分。当然,两者之间更为准确的数量关系,还有待后文进一步探究。

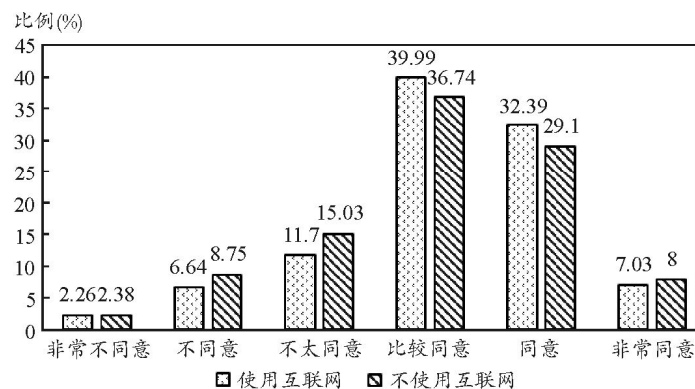


图 1 是否使用互联网与主观幸福感的柱状分布图

3. 其他解释变量

依据 CSS2013 问卷并参考过往相关研究,本文还控制了一些可能对居民幸福感产生影响的变量,如表 1 所示,包括收入、收入平方项、年龄、年龄平方项、受教育程度、户籍、性别与婚姻状况等。

表 1 描述性统计

变量名称	观测值	变量定义	平均值	标准差	最小值	最大值
主观幸福感	10 030	非常不幸福=1,不幸福=2,不太幸福=3,比较幸福=4,幸福=5,非常幸福=6	4.083	1.130	1	6
互联网使用	10 170	不使用=0,使用=1	0.307	0.461	0	1
互联网使用频率	10 170	几乎不=1,一年几次=2,一月至少一次=3,一周至少一次=4,一周多次=5,几乎每天=6	5.066	8.862	0	40
反映民意	2 988	很同意=1,比较同意=2,不太同意=3,很不同意=4	2.109	0.732	1	4
监督	3 000	很同意=1,比较同意=2,不太同意=3,很不同意=4	1.917	0.723	1	4
收入	10 140	被访者家庭收入的对数	11.023	2.210	2.996	18.421
收入平方	10 140	对数家庭收入的平方	126.393	60.327	8.974	339.322
年龄	10 170	被访者的年龄	45.721	13.657	18	72
年龄平方	10 170	年龄平方项	2276.934	1230.739	324	5 184
受教育程度	9 540	未上学=1,小学=2,初中=3,高中/中专=4,大学及以上=5	2.801	1.110	1	5
户籍	10 169	农业户籍=1,非农业户籍=0	0.715	0.451	0	1
性别	10 170	男性=1,女性=0	0.447	0.497	0	1
婚姻状况	10 165	未婚=1,在婚=2,离异或丧偶=3	1.976	0.403	1	3

(三) 模型设定

居民的幸福感是典型的离散型排序数据 (Order Data)。陈强 (2014) 指出,若使用普通的 OLS 回归会将排序视为基数来处理,可能影响估计的准确性。不过, Ferrer-I-Carbonell 和 Frijters (2004)、Angrist 和 Pischke (2008) 则指出,只要模型设定正确, OLS 估计和 Orderd Probit (简称“Oprobit”) 模型并无优劣之分。鉴于此,本文将采用 OLS 估计和 Oprobit 模型分别进行回归。同时,为了便于比较, Oprobit 模型汇报各变量的边际效应。

1. OLS 估计

普通的 OLS 估计将 $Happiness_i$ 作为基数进行处理,具体模型如下所示:

$$Happiness_i = \alpha_1 + \beta_1 Net_i + \gamma_1 Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

(1) 式中: $Happiness_i$ 表示第 i 位居民的主观幸福感; Net_i 表示第 i 位居民的互联网使用情况; Z_i 则为其他控制变量 (包括收入、年龄、受教育程度、户籍、性别以及婚姻状况等)。 α_1 、 β_1 为待估参数, γ_1 则为待估系数的向量, ε_i 为随机扰动项。

2. Oprobit 模型

Oprobit 模型将居民的主观幸福感视为排序变量看待,需要使用潜变量推导出 MLE (极大似然估计) 估计量。

$$Happiness_i^* = \alpha_2 + \beta_2 Net_i + \gamma_2 Z_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2) 式中: $Happiness_i^*$ 表示第 i 位居民主观幸福感的潜变量,与 $Happiness_i$ 存在一定的数量关系。当 $Happiness_i^*$ 低于临界值 $C1$ 时,居民感到非常不幸福 ($Happiness_i = 1$); 高于 $C1$ 但低于 $C2$ 时,感到不幸福 ($Happiness_i = 2$); 以此类推,当 $Happiness_i^*$ 高于 $C5$ 时,居民感到非常幸福 ($Happiness_i = 6$)。如式 (3) 所示:

$$Happiness_i = \begin{cases} 1, & Happiness_i^* \leq C1 \\ 2, & C1 < Happiness_i^* \leq C2 \\ \dots\dots\dots \\ 6, & C5 < Happiness_i^* \end{cases} \quad (3)$$

假设 $\varepsilon_i \sim N(0, 1)$ 分布, X 表示所有解释变量, $\Phi(\cdot)$ 表示累积分布函数,则 $Happiness_i$ 可以表示为:

$$P(Happiness_i = 1) = \Phi(C1 - X\beta) \quad (4)$$

$$P(Happiness_i = 2) = \Phi(C2 - X\beta) - \Phi(C1 - X\beta) \quad (5)$$

$$\dots\dots\dots \quad (6)$$

$$P(Happiness_i = 6) = 1 - \Phi(C5 - X\beta) \quad (7)$$

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

我们首先探讨是否使用互联网对居民主观幸福感的影响。表 2 汇报了 OLS 回归和 Oprobit 模型的估计结果。通过对比我们可以看出,无论是将主观幸福感视为连续变量的 OLS 回归,还是考虑主观幸福感内在排序的 Oprobit 模型,使用互联网都显著提高了居民的主观幸福感,即便加入了其他控制变量以及省份虚拟变量后,使用互联网依然在 5% 水平下

与居民主观幸福感显著正相关。

表 2 互联网使用对居民主观幸福感的影响

变量名称	OLS 回归			Oprobit 模型(边际效应)		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
互联网使用	0.093 *** (3.89)	0.085 *** (3.52)	0.077 ** (2.35)	0.011 *** (3.92)	0.009 *** (3.21)	0.008 ** (2.00)
收入			0.560 *** (11.50)			0.063 *** (10.65)
收入平方			-0.019 *** (-10.91)			-0.001 *** (-10.11)
年龄			-0.045 *** (-6.66)			-0.005 *** (-6.38)
年龄平方			0.001 *** (8.26)			0.0002 *** (7.76)
未上学为参照 小学			0.081 ** (2.02)			0.012 ** (2.53)
初中			0.140 *** (3.35)			0.019 *** (3.95)
高中			0.192 *** (3.92)			0.024 *** (4.13)
大学及以上			0.118 * (1.92)			0.015 ** (2.05)
户籍			0.094 *** (3.38)			0.011 *** (3.12)
性别			-0.060 ** (-2.51)			-0.006 ** (-2.15)
未婚为参照 在婚			0.269 *** (4.55)			0.029 *** (4.30)
离异或丧偶			-0.121 (-1.60)			-0.015 * (-1.78)
常数	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份	不控制	控制	控制	不控制	控制	控制
R ²	0.001	0.034	0.079	-	-	-
Pseudo R ²	-	-	-	0.001	0.012	0.027
N	10 030	10 030	9 370	10 030	10 030	9 370

注:括号内为经过稳健标准差校正过的 t 统计量,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平下显著。

就控制变量而言,绝大多数变量也会对居民的主观幸福感产生显著影响,且回归结果与以往文献基本一致。正如 Oprobit 模型第(3)列汇报的边际效应所示,家庭收入与居民主观幸福感的关系呈现“倒 U”形走势,即居民主观幸福感并不随收入的增长而持续增加,这与田国强和杨立岩(2006)、张学志和才国伟(2011)等研究结论一致。相比之下,年龄对居民主观幸福感的影响则呈“U”形分布,这一结果与祝仲坤和冷晨昕(2017)等研究结论一致。受教育程度方面,以未上过学为参照,接受过小学、初中、高中、大学及以上教育对居民主观幸福感均有显著正向影响。进一步,从具体的影响程度来看,高中教育对居民主观幸福感影响最大,初中教育位居其次,而大学及以上教育仅位居第三,这很可能意味着,并非受教育程度越高居民越幸福。其中的原因在于,虽然高等教育可能通过提高居民收入、提升居民社会地位,增进其主观幸福感,但是接受过高等教育的居民对教育的收益期望可能更高(Michalos, 2004),且大多在大城市打拼,生活节奏快、工作压力大,主观幸福感可能因此而弱化。性别

方面,女性的主观幸福感在 5%水平下显著高于男性。这与女性本身所固有的社会角色及社会期望有关(Blanchflower and Oswald,2001)。婚姻方面,以未婚为参照,在婚状态对居民主观幸福感有显著正向效应,说明在婚状态有助于增进居民的主观幸福感,凸显出美满婚姻的重要性;而离婚/丧偶对居民主观幸福感有显著负向影响,说明离婚/丧偶很可能导致居民的主观幸福感出现“流失”。户籍方面,农村居民的主观幸福感在 1%水平下显著高于城镇居民,这很可能是因为两者的心理期许与参照群体有所不同。当然,需要申明的是,考虑到部分控制变量可能具有潜在的内生性问题,所以我们不对这些变量的结果进行过多的讨论与引申。

(二) 扩展性回归

上文仅仅能够判断是否使用互联网对居民主观幸福感的影响,但是不同居民互联网使用的频率存在很大差异,因此,互联网的使用频率对居民主观幸福感的影响仍值得进一步探讨。不仅如此,居民对待互联网的态度也大不相同,为此,本文进一步运用“反映民意”和“监督”两个变量探讨对待互联网态度对居民主观幸福感的影响,具体回归结果如表 3 所示。

表 3 互联网使用频率、对待互联网态度对居民主观幸福感的影响

变量名称	Oprobit 模型(边际效应)					
	(1)	(2)	(3)	4)	(5)	(6)
互联网使用频率	0.0004*** (2.99)	0.0005** (2.15)				
反映民意			-0.010*** (-3.07)	-0.013*** (-3.49)		
监督					-0.013*** (-3.84)	-0.015*** (-3.81)
其他变量	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
常数	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.012	0.027	0.009	0.025	0.010	0.024
N	10 030	9 370	2 970	2 381	2 983	2 390

注:括号内为经过稳健标准差校正过的 *t* 统计量,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%水平下显著。

由表 3 可知,互联网使用频率增加有助于提升居民的主观幸福感。当然,文中的“频率高”也仅仅指的是“几乎每天”使用互联网的居民其主观幸福感要高于互联网使用频率偏低的居民。此外,非常遗憾的是,CSS2013 问卷并未询问居民互联网使用时间,因此无法估测居民互联网使用的“强度”。进一步来看,对待互联网态度“积极”的居民其主观幸福感则要强于对待互联网态度“消极”的居民,即认为互联网能够反映民意、能够对政府工作起到监督作用的居民主观幸福感要更强。

(三) 内生性讨论

是否使用互联网很可能由于遗漏变量、测量误差等而存在内生性问题。首先,一些难以衡量的遗漏变量,如被访者心理因素、生活习惯抑或是接受新鲜事物的能力等,很可能同时影响居民互联网使用以及主观幸福感,从而产生遗漏变量问题。其次,主观幸福感是主观评价,不同居民对幸福的理解可能存在差异,由此导致测量误差问题。解决内生性问题通常采用普通的工具变量估计法,如两阶段最小二乘法,但由于文中的居民主观幸福感和互联网使用都是离散变量,基于连续变量的两阶段最小二乘法可能会失效(Sajaia,2008;卿石松、郑加梅,2016)。因此,本文尝试利用 Sajaia(2008)提出的双变量有序 Probit 模型(Bioprobit 模型)和 Roodman(2011)提出的条件混合过程方法(Conditional Mixed Process,CMP)对模型进行重

新估计,目前两种方法均已得到学术界的认可与较为广泛的应用(Russo,2012;董香书等,2013;翁辰、张兵,2015)。

值得注意的是,两种方法均属于两阶段回归^①,第一阶段寻找核心解释变量的工具变量,并评估其相关性;第二阶段将工具变量代入模型进行回归,并根据内生性检验参数检验互联网使用的外生性。若内生性检验参数显著异于 0,则说明模型存在内生性问题,即 Bioprobit 模型和 CMP 方法的估计结果优于 Oprobit 模型的估计结果。相反,若内生性检验参数不显著异于 0,则参考 Oprobit 模型估计结果即可。两种方法的不同点在于,在第二阶段中 Bioprobit 模型采用的是完全信息的极大似然估计法,而 CMP 方法则是进行联立似然估计。

于是,本文将“居民 2012 年家庭通讯支出的对数形式”(简称通讯支出)作为是否使用互联网的工具变量,分别通过 Bioprobit 模型和 CMP 方法进行估计。根据表 4 可知,Bioprobit 模型和 CMP 方法的第一阶段回归均显示,通讯支出对互联网使用在 1%水平下显著正相关,满足工具变量相关性条件。进一步来看,Bioprobit 模型的内生性检验参数 athrho 在 5%水平下显著,说明互联网使用是内生解释变量,即 Bioprobit 模型结果要优于 Oprobit 模型结果。同样,CMP 方法估计结果中的内生性检验参数 atanhrho_12 在 1%水平下显著,同样说明互联网使用为内生解释变量。接下来,Bioprobit 模型第二阶段回归结果显示,在纠正可能的内生性偏误后互联网使用对居民主观幸福感仍存在显著正向作用,统计结果在 1%水平下显著。CMP 方法呈现出类似的估计结果,且两种方法最终所得的估计系数比较接近,这进一步印证了互联网使用对居民主观幸福感的正向作用。控制变量的结果与前文基本保持一致,篇幅所限,并未一一呈现。

表 4 互联网使用对居民主观幸福感的影响

变量名称	Bioprobit 模型		CMP 方法	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
互联网使用		0.408 *** (2.57)		0.353 *** (4.36)
通讯支出	0.209 *** (7.01)		0.100 *** (30.47)	
athrho	-0.215 ** (-2.17)			
atanhrho_12			-0.099 *** (-2.81)	
其他变量	控制	控制	控制	控制
省份	不控制	控制	不控制	控制
Wald 检验	1818.62		1695.93	
N	9 014		10 114	

注:括号内为经过稳健标准差校正过的 t 统计量,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%水平下显著。

(四) 分样本估计

上文已经考察了互联网使用对居民主观幸福感的影响,并能够基本得出互联网有助于提升居民主观幸福感的结论。但上述结果只是全样本层面的平均效应,并未考虑到不同居民群体之间的差异,为此,本文基于 CMP 方法考察不同户籍、不同性别、不同区域居民使用互联网对主观幸福感影响的异质性,估计结果如表 5 所示。

^①文中的 CMP 方法只涉及两阶段分析,不过 CMP 方法可实现多阶段分析,详见 Roodman(2011)。

分户籍来看,农村居民使用互联网对主观幸福感在 1%水平下存在显著正向影响,反之,城镇居民使用互联网对其主观幸福感的影响却不显著,这意味着农村居民使用互联网会获得更为明显的“幸福效应”,而对于城镇居民这一效应并不明显。可能的原因在于,城镇地区互联网发展较早,普及度较高,或已处于稳定的成熟期,对于城镇居民而言,互联网可能早已司空见惯。相比之下,农村地区的互联网起步较晚,目前正处于快速成长期,对于农村居民而言,互联网还颇具新鲜感。一方面,互联网的海量信息、即时的社交媒体以及便捷的电子商务等给农村居民带来较为强烈的满足感;另一方面,在当前互联网使用水平偏低的农村地区,使用互联网可能还给农村居民带来一定的成就感。

分性别来看,男性与女性使用互联网对主观幸福感均在 1%水平存在显著正向影响,且针对女性样本的回归系数为 0.347,略高于男性样本的 0.342,但是由此得出女性使用互联网获得幸福感要强于男性的结论可能会稍显“武断”。为此,参照连玉君等(2010)的研究进一步对两组样本进行组间差异检验^①,经检验,互联网使用的经验 p 值为 0.370,在统计上不具备显著性,因此,本文认为男性与女性使用互联网获得的主观幸福感不存在显著差异。

分区域来看,东部地区居民使用互联网对主观幸福感影响在统计上不显著,中西部地区居民使用互联网对主观幸福感则在 1%水平下有正效应,这说明相比于东部地区居民,中西部地区居民使用互联网获得的“幸福效应”更为明显。这一差异与农村城镇居民之间差异的解释比较接近,中西部地区,尤其是西部地区,经济发展层次偏低,互联网的基础设施相对薄弱,导致互联网的推广普及程度偏低。因此,对于中西部地区居民来讲,使用互联网获得的主观幸福感更为强烈。

表 5 分样本回归结果

变量名称	户籍		性别		区域		
	农村	城镇	男	女	东部地区	中部地区	西部地区
互联网使用	0.510 *** (4.73)	0.074 (0.52)	0.342 *** (2.84)	0.347 *** (3.12)	-0.008 (-0.07)	0.463 *** (3.06)	0.703 *** (3.92)
atanhrho_12	-0.178 *** (-4.06)	-0.037 (-0.56)	-0.151 *** (-2.80)	-0.114 ** (-2.42)	0.009 (0.19)	-0.158 ** (-2.39)	-0.294 *** (-3.88)
第一阶段估计——是否使用互联网							
通讯支出	0.074 *** (23.04)	0.133 *** (15.97)	0.109 *** (22.34)	0.091 *** (20.91)	0.110 *** (20.61)	0.095 *** (16.86)	0.084 *** (14.35)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份	控制	控制	控制	控制	不控制	不控制	不控制
Wald 检验	1147.46	474.41	928.47	835.42	565.96	435.34	426.83
N	7 246	2 850	4 525	5 589	4 195	3 202	2 717

注:括号内为经过稳健标准差校正过的 t 统计量,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%水平下显著。

(五) 稳健性检验

虽然上文已经运用 Bioprobit 模型和 CMP 方法尽可能克服遗漏变量、测量误差等内生性问题,但由于数据、变量等的限制,实证分析仍然可能存在选择性偏误(Selection Bias)问题,即是否使用互联网可能并不满足随机抽样,而是“自选择(Self Selection)”的结果,这样一来直接回归很可能导致选择性偏误。为此,本文运用倾向得分匹配方法(Propensity Score Matching,PSM)构建互联网使用对居民主观幸福感影响的反事实框架来纠正可能的选择性

^①作者感谢匿名审稿人提出的建议,当然,文责自负。

偏误,以验证互联网使用对居民主观幸福感的正向作用是否具有一致、稳定的效果^①。此外,本文还通过调整被解释变量展开更进一步的稳健性检验。

1. 倾向得分匹配

使用 PSM 方法的前提是样本必须通过平衡性检验。平衡性检验的目标就在于确保经过匹配后,两组样本除关键解释变量存在差异外,其他变量不存在系统性差异。如表 6 所示,匹配前各项控制变量均存在显著性差异,两组样本差异的 t 值均在 1% 水平显著;但在使用核匹配方法后,两组样本的 t 值均在 10% 水平下不显著,说明经过倾向得分匹配后,两组样本中各项控制变量的系统性差异不显著,即使用倾向得分匹配法能够通过平衡性检验,基本达到类似随机试验的效果。

表 6 平衡性检验结果

变量名称	匹配类型	使用互联网	未使用互联网	偏误比例	偏误降低比例	两组差异 t 值
收入	匹配前	11.488	10.755	34.8		14.62***
	匹配后	11.425	11.367	2.8	92.1	0.81
收入平方	匹配前	136.04	120.47	26.7		11.36***
	匹配后	135.02	133.71	2.3	91.5	0.64
年龄	匹配前	35.357	50.615	-131.9		-56.75***
	匹配后	37.758	37.73	0.2	99.8	0.07
年龄平方	匹配前	1386	2693.4	-127.7		-52.36***
	匹配后	1562.4	1567.2	-0.5	99.6	-0.15
教育程度	匹配前	3.747	2.4639	136.8		57.74***
	匹配后	3.532	3.539	-0.7	99.5	-0.23
户籍	匹配前	0.581	0.81332	-47.9		-21.74***
	匹配后	0.619	0.59968	3.9	91.9	1.06
性别	匹配前	0.507	0.41781	18		7.74***
	匹配后	0.483	0.49236	-1.8	89.9	-0.53
婚姻状况	匹配前	1.832	2.0596	-56.6		-26.63***
	匹配后	1.905	1.9086	-1	98.2	-0.30

注:鉴于文章篇幅,表 6 中只报告了运用核匹配方法进行倾向得分匹配后的平衡性检验结果。

表 7 展示了四种匹配方法下互联网使用对居民主观幸福感的影响。处理组平均处理效应(Average Treatment Effect on Treated, ATT)的结果显示,在消除了样本间可观测的系统性差异后,使用互联网对居民的主观幸福感仍然存在显著的正向影响,这与前文实证结果保持一致,进一步验证了结果的稳健性。

表 7 倾向得分匹配的结果

匹配方法	最小近邻匹配	半径匹配	核匹配	局部线性匹配
处理组平均处理效应	0.0768**	0.0733**	0.0418*	0.0743*
其他变量	控制	控制	控制	控制
省份	控制	控制	控制	控制
处理组样本数	2 508	1 738	2 508	2 508
对照组样本数	6 862	5 156	6 862	6 862

注:最小近邻匹配元数为 2,半径匹配中半径设定为 0.0005,核匹配与局部线性匹配使用默认的核函数与带宽。

^①倾向得分匹配法主要控制的是可观测变量的影响,若可观测变量选择不当或过少,则很容易引起估计偏差(陈强,2014),由于我们没有足够的把握证明本文选取的可观测变量(即各个解释变量)不存在任何遗漏,因此仅将倾向得分匹配法作稳健性检验。除了 PSM 方法外,Maddala 于 1983 年提出的处理效应模型(Treat Effect Model)应对模型中的选择性偏误问题也十分有效,为此,本文也尝试利用该方法对模型进行处理,最终结论与 PSM 方法保持一致,支持了互联网使用对居民主观幸福感的正向作用。

2.调整被解释变量

本文将居民主观幸福感调整为“我的生活状况非常好”和“我对我的生活感到满意”(变量的测量方式与主观幸福感一致),并利用 CMP 方法进行估计。由表 8 可知,第一阶段回归结果显示,工具变量通讯支出对互联网使用在 1%水平下显著正相关,说明了工具变量的相关性。第二阶段 atanhrho 值显著异于 0 意味着 CMP 方法所得估计结果更为准确。进一步来看,使用互联网对居民主观幸福感的影响在 1%水平下显著为正,即便在加入省份虚拟变量和其他控制变量后,结果依然保持不变。这充分证明了使用互联网对居民主观幸福感有正向作用的结果是稳健、可信的。

表 8		稳健性检验结果		
变量名称	我的生活状况非常好		我对我的生活感到满意	
	(1)	(2)	(1)	(2)
互联网使用	0.340*** (5.02)	0.371*** (4.39)	0.284*** (4.27)	0.325*** (3.92)
atanhrho_12	-0.207*** (-6.36)	-0.164*** (-4.41)	-0.180*** (-5.65)	-0.136*** (-3.71)
第一阶段估计——是否使用互联网				
通讯支出	0.101*** (31.07)	0.100*** (30.71)	0.101*** (30.75)	0.100*** (30.51)
其他变量	不控制	控制	不控制	控制
省份	控制	控制	控制	控制
Wald 检验	1284.35	1716.26	1182.88	1632.11
N	10 153	10 115	10 153	10 116

注:括号内为经过稳健标准差校正过的 t 统计量,***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平下显著。

五、结论与启示

本文利用中国社会状况综合调查 2013 年度数据,系统考察了互联网使用对居民主观幸福感的影响。实证结果显示,使用互联网会显著提升居民的主观幸福感,在加入其他控制变量、考虑地区异质性后,这一效应依然存在。考虑到基准回归模型可能存在遗漏变量、测量误差等潜在的内生性问题,本文以居民 2012 年通讯支出为工具变量,分别运用 Bioprobit 模型和 CMP 方法进行回归,并结合倾向得分匹配方法(PSM)构造反事实框架纠正可能的选择性偏误,所得结果依然支持互联网使用对居民主观幸福感的正向效应。分样本估计结果还显示,不同群体使用互联网获得的“幸福效应”存在异质性。其中,农村居民使用互联网比城镇居民获得的“幸福效应”更明显,同时,中西部地区居民使用互联网获得的“幸福效应”要比东部地区居民更明显。

以上结论的政策含义在于,应当将互联网作为提升居民主观幸福感的有力“抓手”,加大投入力度,加快互联网建设步伐,加快信息化服务普及,为民众提供用得上、用得起、用得好的信息服务,让民众共享互联网发展的时代成果。尤其要结合当前“互联网+”的时代背景,实施“互联网+教育”、“互联网+医疗”以及“互联网+文化”等多种模式,让普通民众感受互联网带来更多获得感。不仅如此,“互联网+”时代还要求政府与社会之间打破“壁垒”,让居民能够发表政治见解、表达利益诉求,通过互联网这一便捷渠道,形成政府与居民之间有效的互动与反馈机制,力争使互联网成为“监督好声音”、“民主大舞台”。此外,由于教育隔离以及互联网知识

的匮乏等因素,城乡之间、东中西部地区之间“数字鸿沟”现象依然明显。为此,要通过财政转移支付加大对农村地区、中西部地区的财政支持力度,推动其尽快补齐互联网基础设施上的短板,还应当发挥互联网在助推脱贫攻坚中的“催化”作用,着力推进“互联网+农业”、“互联网+金融”、“互联网+旅游”等扶贫新思想、新模式,力求使精准扶贫工作获得“乘数效应”。

参考文献:

- 1.陈强,2014:《高级计量经济学及 Stata 应用》,高等教育出版社。
- 2.陈前恒、林海、吕之望,2014:《村庄民主能够增加幸福吗?——基于中国中西部 120 个贫困村 1800 个农户的调查》,《经济学(季刊)》第 2 期。
- 3.陈刚、李树,2012:《政府如何能够让人幸福?——政府质量影响居民幸福感的实证研究》,《管理世界》第 8 期。
- 4.陈思宇、胡志安、陈斌开,2016:《技术与文化:互联网如何改变个人价值观?》,《经济学动态》第 4 期。
- 5.董香书、A.Proochista、肖翔,2013:《中国农村医生离职倾向研究——基于工作收入、医院管理与医患关系的实证分析》,《经济评论》第 2 期。
- 6.连玉君、彭方平、苏治,2010:《融资约束与流动性管理行为》,《金融研究》第 10 期。
- 7.鲁元平、王韬,2011:《收入不平等、社会犯罪与国民幸福感——来自中国的经验证据》,《经济学(季刊)》第 4 期。
- 8.陆铭、蒋仕卿、佐藤宏,2014:《公平与幸福》,《劳动经济研究》第 1 期。
- 9.卿石松、郑加梅,2016:《工作让生活更美好:就业质量视角下的幸福感研究》,《财贸经济》第 4 期。
- 10.苏振华、黄外斌,2015:《互联网使用对政治信任与价值观的影响:基于 CGSS 数据的实证研究》,《经济社会体制比较》第 5 期。
- 11.田国强、杨立岩,2006:《对“幸福-收入之谜”的一个解答》,《经济研究》第 11 期。
- 12.王鹏,2014:《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》,《软科学》第 10 期。
- 13.翁辰、张兵,2015:《信贷约束对中国农村家庭创业选择的影响——基于 CHFS 调查数据》,《经济科学》第 6 期。
- 14.谢平、邹传伟,2012:《互联网金融模式研究》,《金融研究》第 12 期。
- 15.杨东,2015:《互联网金融的法律规制——基于信息工具的视角》,《中国社会科学》第 4 期。
- 16.张学志、才国伟,2011:《收入、价值观与居民幸福感——来自广东成人调查数据的经验证据》,《管理世界》第 9 期。
- 17.祝仲坤、冷晨昕,2017:《中国进城农民工的居住状况与主观幸福感——基于流动人口动态监测数据的实证分析》,《劳动经济研究》第 2 期。
18. Angrist, J. D., and J. Pischke. 2008. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press.
19. Blanchflower, D., and A.J. Oswald. 2001. "Well-being over Time in Britain and the USA." *Journal of Public Economics* 88 (7-8): 1359-1386.
20. Brereton, F., J.P. Clinch, and S.Ferreira. 2008. "Happiness, Geography and the Environment." *Ecological Economics* 65(2): 386-396.
21. Chen, S. K. 2012. "Internet Use and Psychological Well-being among College Students: A Latent Profile Approach." *Computers in Human Behavior* 28(6): 2219-2226.
22. Cilesiz, S. 2008. "Educational Computer Use in Leisure Contexts: A Phenomenological Study of Adolescents' Experiences at Internet Cafes." *American Educational Research Journal* 46(1): 232-274.
23. Clark, A.E., P. Frijters, and M.A. Shields. 2008. "Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation for the Easterlin Paradox and Other Puzzles." *Iza Discussion Papers* 46(1): 95-144.
24. Dolan, P., T. Peasgood, and M. White. 2008. "Do We Really Know what Makes Us Happy? A Review of the Economic Literature on the Factors Associated with Subjective Well-being." *Journal of Economic Psychology* 29(1): 94-122.
25. Dorn, D., J.A.V. Fischer, G. Kirchgässner, and A. Sousa-Poza. 2007. "Is It Culture or Democracy? The Impact of Democracy and Culture on Happiness." *Social Indicators Research* 82(3): 505-526.
26. Ferrer-I-Carbonell, A. 2005. "Income and Well-being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect." *Journal of Public Economics* 89(5-6): 997-1019.
27. Ferrer-I-Carbonell, A., and P. Frijters. 2004. "How Important Is Methodology for the Estimates of the Determinants of Happiness?" *The Economic Journal* 114(497): 641-659.
28. Lasserre, F. 2004. "Logistics and the Internet Transportation and Location Issues Are Crucial in the Logistics

- Chain.” *Journal of Transport Geography* 12(1):73–84.
- 29.Kraut, R., and M.Burke.2015. “Internet Use and Psychological Well-being: Effects of Activity and Audience.” *Communications of the ACM* 58(12):94–100.
- 30.Michalos, A. C. 2004. “Social Indicators Research and Health-Related Quality of Life Research.” *Social Indicators Research* 65(1):27–72.
- 31.O’ Cass, A.2000. “An Assessment of Consumers Product, Purchase Decision, Advertising and Consumption Involvement in Fashion Clothing.” *Journal of Economic Psychology* 21(5):545–576.
- 32.Roodman, D.2011. “Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Model with CMP.” *The Stata Journal* 29(2):159–206.
- 33.Russo, G. 2012. “Job and Life Satisfaction among Part-time and Full-time Workers: The “Identity” Approach.” *Review of Social Economy* 70(3):315–343.
- 34.Sajaia, Z.2008. “Maximum Likelihood Estimation of a Bivariate Ordered Probit Model: Implementation and Monte Carlo Simulations.” *The Stata Journal* 4(2):1–18.
- 35.Shaw, L.H, and L.M.Gant.2002. “In Defense of the Internet: The Relationship between Internet Communication and Depression, Loneliness, Self-esteem and Perceived Social Support.” *Cyber Psychology & Behavior* 5(2):157–171.
- 36.Sum, S., R. M. Mathews, and I. Hughes. 2008. “Internet Use and Loneliness in Older Adults.” *Cyber Psychology & Behavior* 11(2):208–211.
- 37.Stadelmann, S.I., and A.Vatter.2012. “Does Satisfaction with Democracy Really Increase Happiness? Direct Democracy and Individual Satisfaction in Switzerland.” *Political Behavior* 34(3):535–559.
- 38.Tella, R. D., R. J. Macculloch, and A. J. Oswald.2001. “Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness.” *American Economic Review* 91(1):335–341.
- 39.Welsch, H. 2006. “Environment and Happiness: Valuation of Air Pollution Using Life Satisfaction Data.” *Ecological Economics* 58(4):801–813.
- 40.Wolfers, J.2003. “Is Business Cycle Volatility Costly? Evidence from Surveys of Subjective Well-Being.” *International Finance* 6(1):1–26.

The Impact of Internet Use on the Subjective Well-being of Residents: Evidence from CSS2013

Zhu Zhongkun¹ and Leng Chenxin²

(1: School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China;

2: College of Economics and Management, China Agricultural University)

Abstract: Based on the survey data of China’s social situation in 2013 (CSS2013), this paper systematically investigates the impact of Internet use on the subjective well-being of residents. The empirical results show that the use of the Internet will significantly enhance the subjective well-being of residents. After adding other control variables and taking into account the heterogeneity of the region, this effect still exists. In order to overcome the potential endogeneity problem, residents’ communication expenditures in 2012 are used as instrumental variable, using the bivariate ordered probit model (Bioprobit model) and instrumental variable conditions of mixing process regression estimation method (CMP method), and further using the propensity score matching approach to construct the counterfactual framework and to eliminate selection bias, the conclusion still holds for the positive impact of internet use on the subjective well-being of residents. The results of sub sample also show that the “happiness” effect generated by the rural residents using the Internet is much stronger than that of the urban residents. At the same time, the “happiness” effect on residents in the central and western regions is significantly stronger than that in the eastern region.

Keywords: Internet, Subjective Well-being, Endogeneity, Bioprobit Model, CMP Method

JEL Classification: I31, L86

(责任编辑:惠利、陈永清)