

# 互联网使用对离婚风险的影响\*

陈卫民 万佳乐 李超伟

**【摘要】**文章基于2017年中国综合社会调查数据,研究互联网使用对个人离婚风险的影响,并对其作用机理和群体差异性进行实证分析。研究发现:(1)互联网使用会显著增大离婚风险。(2)互联网使用对离婚风险的影响存在两种机制,一是扩展了社交,增加了社交的广度和深度,二是促进了观念变化,更加认同独立平等、追求婚姻质量、注重自我感受的现代婚姻观念。(3)互联网使用对离婚风险的影响具有显著的群体差异性,低年龄与工作时间较长的群体互联网使用对离婚风险影响更大。文章为信息时代下中国持续升高的离婚率提供了新的解释,为婚姻方面的公共政策制定提供了经验证据。

**【关键词】**互联网使用 离婚风险 社交扩展 认知观念

**【作者】**陈卫民 南开大学人口与发展研究所,教授;万佳乐 南开大学人口与发展研究所,博士研究生;李超伟 南京农业大学金融学院,博士研究生。

## 一、引言

2019年《中国民政统计年鉴》数据显示,中国的离婚登记数已从2003年的133万对持续增长至2018年的446.1万对,粗离婚率从1.1‰上升到3.2‰,离婚数量、离婚率均增长了两倍左右。关于离婚率升高的原因,学者们从不同角度进行了探讨。一类研究关注影响个体离婚风险的微观层面因素,发现离婚风险与年龄、婚姻持续时间、个人收入水平、流动状况、家庭背景、子女数量和性别等因素有关(陆益龙,2009;许琪等,2013;莫玮俏、史晋川,2015);另一类研究关注导致社会离婚水平升高的宏观层面因素,如婚姻观念、社会流动、社会交往方式变化、信息传播和获取的效率(李萍,2011)。除婚姻观念变化和大众对离婚的态度更加宽容外,离婚率升高也与社会生活快节奏有关。快节奏不仅表现在职场上,也体现在社会生活的很多方面。互联网普及和广泛使用是助推快节奏的重要因素之一。互联网提高信息传播的效率,扩大个人获取信息的范围,增加个人获取信息的便利性,不仅改变个人信息获取方式、社会交往模式,也在塑造和引导社会价

\* 本文为南开大学亚洲研究中心课题“低生育率陷阱的形成机制:基于东亚经验的研究(编号:AS2118)”的阶段性成果。

值观念方面发挥重要作用,并影响个人行为。

离婚是对错误或低质量婚姻的纠错。按照贝克尔(Becker, 1974)的解释,婚姻出错的主要原因:一是婚姻收益没有达到预期,这可能是由于对配偶的了解有误,发现配偶不是自己预想的“意中人”,也可能是由于婚后生活有变化,婚姻收益减少,原来合意的婚姻变得不合意;二是发现能增加婚姻收益的更合意的人,缔结新婚姻能提高婚姻收益。后一种情况可能会带来帕累托改进。不论是哪一种情况的离婚,原因均与信息增加有关。更多的信息改变对现有婚姻收益的判断,诱发离婚念头。扩大信息来源和提高获取信息的便利性正是互联网的价值所在。就婚姻而言,一方面,互联网扩大个人的社会交往范围,改变传统婚姻市场的配偶搜寻模式,提高在婚姻市场找到合意的结婚对象的概率,有利于提高结婚率(Vozár, 2011; Zheng 等, 2019);另一方面,互联网高效获取信息的优点也可能不利于婚姻的稳定,毕竟婚姻生活需要磨合,个人的性格和生活习惯等需要在密切接触中了解,这些靠共同生活体验到的信息不可能通过互联网提供。单凭语言和文字传递的信息进行判断,婚姻犯错的风险较大。这是互联网时代容易发生闪婚闪离现象的原因。互联网提供的虚拟交往空间也可能对婚姻的稳定性的威胁,特别是当婚姻出现问题后,把互联网作为情感宣泄出口和寄托的行为对婚姻有极强的破坏力。另外,互联网促进社会价值观念包括婚姻观念的多元化。互联网在扩大个人社会交往范围的同时,也筑起个人私生活保护的藩篱,社会对个人生活方式包括婚姻行为的态度更加包容。离婚难度降低,离婚者的社会压力减小。

国外学者对互联网使用与离婚风险的关系研究主要有3种代表性观点。第一种观点主要关注婚前的互联网使用,认为互联网提高个人婚前在婚姻市场找到合意配偶的概率,可以提高婚配质量,使婚姻关系更稳固,降低离婚风险(Bellou, 2015)。第二种观点更关注婚后的互联网使用,认为互联网获取信息的便利性增加个人婚后延续寻找伴侣行为的可能性,不利于婚姻关系的稳定。一旦搜寻到更高质量的伴侣,会降低对现有婚姻的接受程度,增大离婚风险(Stevenson 等, 2007; Zheng 等, 2019; Murray, 2020)。此外,互联网使用会增大个人接触色情制品的概率,引发婚外情、婚外性行为,影响对伴侣感情和外表的满意度,减少夫妻间的亲密沟通,甚至会导致对婚姻价值的怀疑和生育意愿减弱等,对婚姻关系产生较大的负面影响(Manning, 2006; Murray, 2020)。第三种观点认为,互联网使用对离婚风险没有直接影响。Kendall(2011)利用美国州级层面与微观家庭层面的数据进行研究,发现互联网在降低搜寻成本的同时,并未增加个体的离婚倾向,二者没有必然的因果关系。

中国离婚率上升的原因很多,互联网的使用是否也起到助推作用?互联网使用对离婚风险的影响是否具有异质性?什么样的婚姻更容易受到影响?本文试图回答上述问题。

## 二、理论分析与研究假设

### （一）互联网使用对离婚风险的影响

家庭经济学认为,婚姻的稳定是婚姻市场匹配后形成的一种均衡。但这种均衡可能是短暂的,进入婚姻的个体会评估婚姻净收益的动态变化,该净收益包括与现配偶保持婚姻的收益、个人在既有婚姻中的特定投资、与婚姻市场上潜在的新伴侣结婚的收益、发现新伴侣的投入和搜寻成本等,其中个人在既有婚姻中的特定投资包括生育孩子的数量、维系婚姻关系的投资等。如果与现配偶保持婚姻的净收益小于与新伴侣结成婚姻的净收益,那么个体将会与现配偶离婚。这样原有的均衡被打破,婚姻市场中具有婚恋意向的人将重新匹配、结婚。

互联网会通过降低传统婚姻市场的搜寻成本增加伴侣的潜在替代者数量。互联网强大的信息搜寻与匹配机制降低个体寻找伴侣的成本,扩展可接触范围,增大个体接触到高质量新伴侣的概率,而配偶的潜在替代者越多,婚姻的脆弱性越高(South 等,1995);与此同时,互联网的社交功能加快了对新伴侣的认识和了解,降低了信息不对称,进一步提高潜在伴侣的期望收益,导致离婚风险增大。互联网使用会降低个体对现有婚姻特定“资本”的投资,包括投入子女教育、家庭劳务的时间减少,配偶间面对面交流频率下降等,从而增大离婚风险(李晓敏,2014)。另外,互联网促进文化和价值观念多元化,会影响个人的婚姻观,追求独立和个人幸福、注重情感归属和人格尊重成为现代婚姻观的标签,这使个体更加关注自我,更愿意增加自我投资时间,而不是通过婚姻依附于另一方,从而降低对婚姻特定“资本”的投入,增大离婚风险。

互联网还会改变个体婚姻的参照点,使婚姻预期效用与实际效用出现较大偏离,不利于婚姻稳定。在婚前,网上的综艺、影视节目及公众人物的情感新闻等信息容易使人们对婚姻产生情感幻想,放大对婚姻的期望效用;婚后,随着对伴侣信息的不断积累,个体从婚姻中获得的实际效用与预期效用的偏差逐渐增大,从而导致婚姻的不稳定,增大离婚风险。另外,互联网的出现导致双方沟通交流减少,关系紧张(Murray, 2020),与社交网络上的朋友、认识的人、甚至只是陌生关注者的交流挤占夫妻间增进感情的对话,不利于情感的维系,离婚风险由此上升。基于上述分析,本文提出假设 1:婚后互联网使用会增大离婚风险。

### （二）互联网使用影响离婚风险的机制与路径

互联网使用很大程度上重塑社交网络,网络提供的社交媒体、在线交友网站、情感类 APP 等工具降低搜寻成本,扩大人际圈子,使当下伴侣的可行替代者数量增加,夫妻间的情感交流时间减少,从而增大离婚风险。一方面,互联网的社交挤出个体对夫妻关系的时间投资。特别是那些婚姻已出现危机的人,网上的社交时间更有可能挤压与婚姻

伴侣的交流,造成夫妻关系恶化,成为离婚风险增大的潜在导火索(Zheng等,2019)。某些情况下,互联网社交可能削弱婚姻中的夫妻信任,引发伴侣的嫉妒与猜疑,有损于双方的情感质量(Elphinston等,2011;Ellison等,2007)。Muise等(2009)的研究证实个体使用Facebook会引发伴侣产生情感嫉妒,导致伴侣增加对个体Facebook页面的监视频率,致使双方的信任感降低,从而引发婚姻危机。基于此,本文提出假设2:互联网使用通过扩展个体社交进而增大离婚风险。

互联网使用推动独立、平等、婚姻幸福等为核心的现代婚姻观念的扩散与传播,使个体认知观念悄然改变,有助于脱离传统婚姻观念的束缚,更加注重婚姻质量和自我感受,而不是将就和忍耐,从而增大离婚风险。中国传统家庭观和婚姻观强调“从一而终”“传宗接代”“有胜于无”“为了孩子而忍耐”等,这使个体在面临婚姻问题时更多地选择忍耐和压抑情感需求以维持婚姻关系。互联网是一个能汇集各类观点、立场和言论的包容、开放的信息平台,这种自由言论的表达对人们观念和认知产生积极影响(Sorokowski等,2015)。互联网使用增强个人追求自我权利的欲望,一定程度上降低离婚恐惧,从而提升离婚风险(Zheng等,2019)。此外,已有研究发现,大众传媒带来的新生活观念、婚姻观念、生活方式或家庭模式对原有的保持婚姻存续的社会习俗、伦理观念产生前所未有的冲击,使以传统的婚姻观和家庭观为核心的社会规范的约束性降低,婚姻变得更加脆弱和不稳定(鲁建坤等,2015)。基于此,本文提出假设3:互联网使用能够通过提升个体的认知观念进而增大离婚风险。

### (三) 互联网使用影响离婚风险的群体差异性

互联网使用对离婚风险的影响可能存在群体差异。首先,不同年龄阶段个体的学习能力和所处的生活状态有所不同,其离婚风险受外界因素影响的程度也会有很大差异。年轻群体学习新事物的能力更强,同时运用新事物进行沟通和结识好友的能力也更强,接触互联网后,年轻的群体更容易在网络平台交友并将网友转化到线下,从而影响现实中的婚姻关系,增大离婚风险。已婚的年轻人性格上更加开放和包容,自身婚姻受传统社会习俗、伦理道德的影响较小,更容易改变自身的婚姻观念,由此对婚姻产生不利影响。而年龄大的群体婚龄相对较长,婚姻关系更稳定,其传统婚姻观念更强,对于互联网新生事物的接纳能力相对较弱,因而受互联网使用的影响程度较低。其次,工作时长不同的个体之间的婚姻状态存在差异,其离婚风险受互联网影响的程度会有所不同。个体时间包括工作和闲暇时间,后者包括家庭共处时间和个体社交时间。个体若将更多的时间分配于工作而非家庭,那么闲暇时间将减少,直接降低陪伴家庭成员和处理家务的时间,导致家庭特有“资本”投资减少,不利于夫妻双方情感的交流,情感亲密程度也会逐渐降低,由此降低婚姻关系的稳定性。与此同时,较长的工作时间增加个体使用互联网进行休闲、娱乐的精神需求,挤出家庭共处时间,使夫妻双方面对面交流时间变得稀缺,



长此以往,必将降低个体对婚姻中婚姻关系、家务劳动、亲子关系等的特有“资本”投资,增大互联网使用对离婚风险的影响。基于以上分析,本文提出假设 4:互联网使用对离婚风险的影响存在显著的群体差异,对年轻群体与工作时间长的群体的离婚风险的影响更大。

### 三、研究设计

#### (一) 数据来源

本文使用 2017 年中国综合社会调查(CGSS)数据,该调查覆盖中国 31 个省份,全面收集了社会、社区、家庭、个人多个层次的数据。由于离婚风险主体是处在法定婚龄范围内的个体,本文将男性样本限定在 22 岁及以上,女性样本限定在 20 岁及以上。由于本文的研究目标为个体的离婚风险,故删除未婚、同居、丧偶的样本,保留已婚和离婚(包括分居未离婚)的样本。此外,本文主要考察互联网使用对第一次婚姻解体的影响,因此剔除再婚有配偶的样本,最终得到 7 881 个样本。

#### (二) 变量定义

1. 离婚风险。本文的因变量为“离婚风险”,使用个体是否离婚来表示离婚风险,将目前婚姻状态为“离婚”的赋值为 1,反之,赋值为 0。

2. 互联网使用。本文使用互联网的使用频率这一指标来表示个体互联网使用水平,该指标有 5 个层次,分别为:从不=1;很少=2;有时=3;经常=4;非常频繁=5,该变量为离散变量,其数值越大表示个人互联网使用水平越高。

3. 控制变量。本文的控制变量包括性别、年龄、户籍、受教育水平、健康状况,并加入年龄平方项除以 100 来检验年龄与离婚风险之间是否存在非线性关系,同时控制了受访者的子女数量及地区变量。受教育水平分为 5 组,即小学及以下(没有受过任何教育、私塾、扫盲班、小学)、初中、高中(普通高中、职业高中、中专、技校)、大专(包括成人高等教育)、大学本科及以上(包括成人高等教育),其中“小学及以下”定为参照组;健康状况分为三组,即不健康(不健康、比较不健康)、一般、健康(比较健康、很健康),其中“不健康”定为参照组;性别变量中,女性取值为 0,男性取值为 1;户籍状态若为农村则取值为 0,城市取值为 1。地区层面,为了控制区域异质性对个体离婚风险的影响,本文对东中西地区虚拟变量进行了控制。

#### (三) 基本统计分析

从表 1 中可以看到,样本中 40.76% 的个体从不使用互联网,不同程度使用互联网的样本占 59.24%,该数字与官方发布的 2017 年互联网普及率为 55.8% 的数据比较接近<sup>①</sup>。

<sup>①</sup>《国内市场繁荣活跃 消费结构转型升级——改革开放 40 年经济社会发展成就系列报告之七》,国家统计局([http://www.stats.gov.cn/zjtj/ztfx/ggkf40n/201809/t20180905\\_1621054.html](http://www.stats.gov.cn/zjtj/ztfx/ggkf40n/201809/t20180905_1621054.html)),2018 年 9 月 5 日。

表 1 互联网使用不同水平下的离婚风险比较

互联网使用	样本量	样本占比	离婚均值	标准差
从不	3212	0.4076	0.0156	0.1238
很少	494	0.0627	0.0364	0.1876
有时	652	0.0827	0.0322	0.1767
经常	1542	0.1957	0.0357	0.1855
非常频繁	1981	0.2514	0.0379	0.1909

不使用、很少使用、有时使用、经常使用及非常频繁使用网络的样本各自对应的离婚比例分别为 1.56%、3.64%、3.22%、3.57%和 3.79%，大致体现了个体互联网使用频率越高其离婚风险越高的特征。

(四) 模型设定

本文采用 OLS 和 Probit 模型来估计互联网使用对离婚风险的影响。OLS 模型为：

$$DR_i = \beta_0 + \beta_1 Internet_i + \beta_2 control_i + \mu_i \tag{1}$$

同时，被解释变量离婚风险属于典型的二值虚拟变量，因此在基准模型 OLS 的基础上建立 Probit 模型，模型设定为：

$$P(DR_i = 1) = \Phi(\alpha \cdot Internet_i + \beta \cdot control_i + \mu_i) \tag{2}$$

式(1)、式(2)中， $DR_i$  为个体  $i$  的离婚风险， $Internet_i$  为个体  $i$  的互联网使用水平， $control_i$  为影响离婚风险的其他变量， $\mu_i$  为随机扰动项。

从影响机制上看，互联网使用影响离婚风险的机制主要为社交扩展机制与认知观念改变机制。本文建立中介效应模型予以检验，模型设定为：

$$DR_i = \alpha Internet_i + \beta control_i + \mu_i \tag{3}$$

$$M_i = \phi Internet_i + \beta control_i + \mu_i \tag{4}$$

$$DR_i = \gamma Internet_i + \lambda M_i + \beta control_i + \mu_i \tag{5}$$

其中， $M_i$  为中介变量，表示社交扩展和认知观念的指标； $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\phi$ 、 $\gamma$ 、 $\lambda$  为待估参数。系数  $\phi$  衡量互联网使用对中介变量的影响，系数  $\lambda$  衡量控制互联网使用后中介变量对个体离婚风险的作用。如果  $\phi$  和  $\lambda$  显著，则表明间接影响显著。如果  $\phi$  和  $\lambda$  至少有一个不显著，则需要进行 Sobel 检验，进而判断是否存在中介效应。

四、实证分析

(一) 基础回归分析

表 2 为使用 OLS 模型和 Probit 模型对互联网使用影响离婚风险进行估计的结果，在加入不同的控制变量的回归中，互联网使用对离婚风险均具有显著正向影响，这表明互联网使用水平越高，离婚风险越大。本文假设 1 得到验证。

控制变量方面，从模型 6 的回归结果看，年龄对离婚风险具有显著影响，其一次项系数为正，二次项系数为负，表明二者呈倒“U”形关系；健康状况会降低离婚风险，越健康的个体离婚风险越低；户籍对离婚风险具有正向影响，平均而言，城镇居民的离婚概

表 2 互联网使用影响离婚风险的基础回归结果(N=7881)

变 量	OLS			Probit		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
互联网使用	0.0056*** (5.1892)	0.0032* (1.9062)	0.0035** (2.0774)	0.0057*** (5.0895)	0.0025* (1.6665)	0.0029* (1.9155)
性别		0.0027 (0.6944)	0.0025 (0.6278)		0.0025 (0.6729)	0.0021 (0.5816)
年龄		0.0017** (2.1266)	0.0018** (2.1581)		0.0033*** (2.6636)	0.0034*** (2.7937)
年龄平方项		-0.0015** (-1.9898)	-0.0015* (-1.9396)		-0.0032** (-2.4679)	-0.0032** (-2.5226)
受教育水平(小学及以下)						
初中		0.0023 (0.4777)	0.0028 (0.5694)		0.0037 (0.6230)	0.0046 (0.7869)
高中		-0.0020 (-0.3129)	-0.0013 (-0.1951)		-0.0033 (-0.5171)	-0.0022 (-0.3420)
大专		-0.0057 (-0.4511)	-0.0044 (-0.3436)		-0.0073 (-0.8197)	-0.0056 (-0.6110)
大学本科及以上		-0.0065 (-0.7472)	-0.0051 (-0.5768)		-0.0075 (-1.0235)	-0.0059 (-0.8065)
健康状况(不健康)						
一般		-0.0084 (-1.4511)	-0.0076 (-1.3322)		-0.0083 (-1.1927)	-0.0070 (-1.0238)
健康		-0.0148*** (-2.7141)	-0.0138** (-2.5478)		-0.0154** (-2.3849)	-0.0140** (-2.2108)
户籍		0.0083** (2.0917)	0.0103** (2.5276)		0.0084* (1.7721)	0.0108** (2.2226)
子女数量		-0.0177*** (-8.0397)	-0.0183*** (-8.0362)		-0.0315*** (-7.4682)	-0.0323*** (-7.6292)
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.0033	0.0159	0.0164	0.0133	0.0912	0.0936

注：表中数据为边际效应，括号内数据为 t 值。模型 3 和模型 6 控制了地区变量，其他模型未控制。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

率比农村居民高 1.08%；子女数量显著降低离婚风险，且这一结果在 1% 的水平上显著，子女不仅可以增加个体对家庭的投资，还可以增进夫妻间的情感，是降低离婚风险的重要因素。而性别和受教育水平对离婚风险不具有显著影响。

（二）内生性问题处理

互联网使用与个体离婚风险之间可能存在内生性问题。一是双向因果。个体在使用互联网后可能会增大自身的离婚风险，与此同时，个人在离婚后更可能会频繁地求助于网络服务，寻求社会支持或改善其单身的社交生活。互联网与婚姻风险可能存在的双向

因果关系会导致估计结果有偏。二是遗漏变量。个体婚姻的稳定性还会受到某些不可观测变量的影响,如性格特质、个人情商等因素,这也会导致其内生性。对此,本文使用工具变量法解决内生性问题。本文选择“地区互联网普及率”作为工具变量,该变量满

表 3 互联网使用对离婚风险影响的内生性分析

变 量	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
互联网使用	0.0499*** (2.6420)	0.6176*** (5.1437)		
上网时间越来越长			0.0005** (2.0754)	
和周围的人变得更疏远				0.0005*** (3.2697)
性别	0.0009 (0.2087)	0.0072 (0.1454)	0.0027 (0.2701)	0.0027 (0.2725)
年龄	0.0058*** (3.1796)	0.0929*** (5.8762)	0.0030 (1.3343)	0.0030 (1.3482)
年龄平方	-0.0031*** (-3.0299)	-0.0604*** (-3.7318)	-0.0032 (-1.3673)	-0.0033 (-1.3840)
受教育水平(小学及以下)				
初中	-0.0262** (-2.0108)	-0.3062*** (-2.6306)	-0.0304 (-1.5756)	-0.0301 (-1.5599)
高中	-0.0557** (-2.3680)	-0.7064*** (-4.1571)	-0.0316 (-1.4913)	-0.0312 (-1.4731)
大专	-0.0839** (-2.3459)	-1.0621*** (-4.2727)	-0.0131 (-0.4186)	-0.0129 (-0.4137)
大学本科及以上	-0.0750** (-2.4391)	-0.9490*** (-4.5333)	-0.0377 (-1.6348)	-0.0379 (-1.6422)
健康状况(不健康)				
一般	-0.0148** (-2.1807)	-0.1635** (-2.1765)	-0.0343 (-1.5506)	-0.0338 (-1.5310)
健康	-0.0237*** (-3.4102)	-0.2879*** (-4.0835)	-0.0539** (-2.5611)	-0.0538** (-2.5541)
户籍	-0.0091 (-1.0101)	-0.1008 (-1.0255)	0.0069 (0.5637)	0.0072 (0.5828)
子女数量	-0.0153*** (-6.0301)	-0.3621*** (-3.8241)	-0.0309*** (-4.9604)	-0.0309*** (-4.9642)
Cragg-Donald Wald F statistic	58.456			
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	58.498			
样本量	7781	7781	1600	1600

注:表中数据为边际效应,括号内数据为t值,控制了地区变量。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

足相关性 与 外生性 要求。由于互联网使用为离散变量,普通模型无法解决核心解释变量为离散变量情形下的内生性问题,强行使用传统的 IV-Probit 进行内生性处理会导致估计结果有偏。基于此,本文使用 MLE 极大似然估计法进行内生性检验,并利用扩展回归模型(ERM)中的 Eprobit 回归模型来解决核心解释变量为离散变量情形下的内生性问题。使用工具变量法得到的估计结果如表 3 所示。模型 7 的 2SLS 的估计结果显示,一阶段 Cragg-Donald Wald F 值为 58.456,Kleibergen-Paap rk Wald F 值为 58.498,均大于经验值 10,不存在弱工具变量问题,说明本文选择的工具



变量是合适的。考虑了模型内生性后的 2SLS 估计结果显示互联网使用对离婚风险具有正向影响。模型 8 使用扩展回归 Eprobit 模型的估计结果同样显示互联网使用显著增大离婚风险。

此外,本文使用的截面数据难以确认互联网使用情况与离婚行为孰先孰后,这影响到对两者之间因果关系的判断。由于调查问卷没有询问离婚时间,难以直接判断调查时的互联网使用情况是否与离婚前的情况一致,我们只能通过调查对象对一些问题的回答做合理推断。比如,问卷中问到“和以前相比,我上网的时间越来越长了”“因为上网,我和周围的人变得更疏远了”,由于个体使用网络后对生活的评价具有时间延续性,同意该表述的人相对来说使用互联网的历史应该较长,调查时的互联网使用状况更有可能反映离婚前的情况。基于这个逻辑,表 3 的模型 9 和模型 10 分别检验了调查对象对“和以前相比,我上网的时间越来越长了”和“因为上网,我和周围的人变得更疏远了”的认可程度与离婚风险的关系,结果显示,同意这两种表述的程度(非常不符合到非常符合)对离婚风险在 5%的水平上具有显著正向影响。这进一步验证本文的假设 1。

(三) 稳健性检验

本文采取替换变量、改变模型设定形式、改变变量设定形式以及使用倾向得分匹配(PSM)4 种方法进行稳健性检验。(1)替换变量。使用空闲时间上网频率作为互联网使用的替代变量,观察该变量对离婚风险的影响。从表 4 可以看出,个体空闲时间上网频率越高,离婚风险越大,且估计结果在 5%的水平上显著,前面的结果依旧成立。(2)改变模型设定形式。将 Probit 模型换为 Logit 模型,通过改变数据的分布形式进行稳健性检验。表 4 结果显示,改变模型的设定形式后,互联网使用仍然增大离婚风险,前面的结果依旧成立。(3)改变变量设定形式。将互联网使用设定为虚拟变量(不使用为 0,使用为 1)的形式后,互联网使用仍然会增大离婚风险,证明结果稳健。(4)使用倾向得分匹配(PSM)。为了缓解选择偏误问题,在改变变量设定形式的基础之上,本文进一步使用 PSM 来构造反事实因果框架检验互联网使用与离婚风险之间的因果效应。PSM 将样本分为处理组(使用互联网)与对照组(未使用互联网),使其类似于一个自然实验,进而降低选

表 4 稳健性检验(N=7881)

变 量	替换变量	改变模型设定形式	改变变量设定形式	倾向得分匹配法
空闲时间上网频率	0.0028**(1.9639)			
互联网使用		0.0028*(1.7971)		
互联网使用(0-1 变量形式)			0.0110**(2.0865)	0.0117*** (2.8791)
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.0939	0.0966	0.0941	

注:表中数据为边际效应,括号内数据为 t 值。倾向得分匹配法给出的是 ATT 的估计结果,卡尺匹配参数设置为 0.6。控制了控制变量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

择偏误,能够更好地观测互联网使用影响离婚风险的净效应。为此,本文先采用卡尺匹配将处理组和对照组进行匹配。然后进行平衡性检验,根据“共同支持假设”和“独立性假设”检验匹配的有效性,确保对照组和处理组除互联网使用以外其他解释变量不存在系统差异,保证处理过程近似于自然实验从而得到更真实结果。匹配后大多数变量的标准化偏差小于10%,t检验表明大多数的处理组和对照组没有显著的系统性差异,因此满足随机实验的基本要求。最后,计算平均处理效应(ATT)。由于本文主要关注互联网使用影响个体离婚风险的平均处理效应,因此表4只给出ATT的估计结果。从表4可以发现,在使用PSM法降低选择偏误后,其净效应仍然为正,这说明基础回归的结果是稳健的。

(四) 机制分析

关于社交扩展机制,本文使用“上网社交频率”表征个体的社交扩展情况,指标数值越大表明程度越深。社交频率是社交扩展的必要条件,社交频率增加,既可以提高原本社交圈的深度,同时也能在原有社交圈的基础上拓宽社交的广度,从而扩展社交。信息时代和互联网广泛普及的今天,社交主要通过线上方式进行,所以上网社交频率可以表示个体的社交扩展情况。表5的模型11和模型12为使用中介效应模型对该作用路径的检验结果。通过模型11可知,互联网使用提高个体上网社交的频率,有利于社交扩展。结合模型12的结果可知,互联网使用通过提高个体上网社交的频率,增大离婚风险。首先,上网社交频率越高,人们越容易通过线上的联系和沟通来巩固线下的关系网络并进一步拓宽新的网络渠道,从而扩展社交网络;其次,社交网络的扩展导致个体与社交网络朋友的交流取代夫妻间的互动,挤出夫妻间面对面情感交流的时间,破坏家庭情感支持功能的实现,不利于情感的维系,使离婚风险上升。互联网重塑人际关系的形

表5 机制分析(N=7881)

变 量	上网社交 频率 (模型 11)	离婚风险 (模型 12)	婚姻观 (模型 13)	离婚风险 (模型 14)	家庭观 (模型 15)	离婚风险 (模型 16)
互联网使用	0.1501*** (35.5252)	0.0049*** (4.1433)	-0.0187*** (-2.8819)	0.0034** (2.1273)	-0.0544** (-2.3191)	0.0034** (2.1485)
上网社交频率		0.0048* (1.6538)				
婚姻观				-0.0058** (-2.1228)		
家庭观						-0.0014* (-1.8360)
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.1381	0.0037	0.0192	0.0170	0.0243	0.0168

注:表中数据为边际效应,括号内数据为t值,控制了控制变量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

成,社交网络的扩展改变传统婚姻市场的结构,增加个体接触到的伴侣替代者的数量,由此增大离婚风险。假设 2 得到验证。

关于认知观念改变机制,本文通过婚姻观和家庭观两个角度予以分析。用对“婚姻再不好,也比离婚强”的认可程度反映婚姻观,用对“为了传宗接代,至少要生一个儿子”的认可程度反映家庭观,两项指标认可程度越高,反映观念越传统。表 5 的模型 13 至模型 16 为使用中介效应模型对该作用路径的检验结果。从模型 13 结果中可以发现,互联网使用显著降低个体对“婚姻强于离婚”的认可程度,说明互联网使用确实冲击传统婚姻观念。结合模型 14 的估计结果可知,互联网使用对离婚风险的影响可以通过削弱个体传统婚姻观念来发挥作用。从模型 15 的结果可以看出,互联网使用程度越高,其传宗接代的传统家庭观念越弱。结合模型 16 的估计结果可知,互联网使用冲击传统家庭观念,促使个体注重追求自身幸福感,增加离婚风险。认知观念改变机制的检验结果说明,互联网使用有利于新观念、新思想的传播与扩散,增强对独立、平等、婚姻幸福等为核心的现代婚姻观念的认同,个体更加注重婚姻质量和自我价值,从而增大离婚风险。假设 3 得到验证。

(五) 异质性分析

互联网使用对不同群体离婚风险的影响可能存在差异,本文将从年龄和每周工作时间两个角度进行异质性分析,然后利用似不相关回归(SUR)对其估计系数进行组间差异检验,以验证不同分组之间是否存在真实差异。

1. 不同年龄的影响差异

本文将小于等于 35 岁的群体定义为低年龄组,高于 35 岁的群体定义为高年龄组,两个年龄组的回归结果如表 6 所示。从表 6 中可以看到,互联网使用对不同年龄群体的离婚风险具有不同影响,互联网使用对低年龄组群体的离婚风险在 5%的水平上具有显著影响,但对高年龄组则没有统计上的显著影响。进一步利用似不相关回归进行组间差异检验,p 值为 0.0421 通过检验,这说明互联网使用对离婚风险的影响具有显著的年龄差异,对低年龄群体的影响程度大于高年龄群体,由此验证假设 4 中的年龄异质性。

表 6 异质性分析

变 量	低年龄组	高年龄组	短工作时间	长工作时间
互联网使用	0.0103** (2.0081)	0.0016 (0.9647)	0.0007 (0.3146)	0.0068*** (2.9039)
组间差异检验 p 值	4.13 (0.0421)		3.43 (0.0641)	
样本量	1117	6764	4006	3875
R <sup>2</sup> /Pseudo R <sup>2</sup>	0.0263	0.0199	0.0213	0.0151

注:表中数据为边际效应,括号内数据为 t 值,组间差异检验括号内的数据为 p 值,控制了控制变量。  
\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

## 2. 工作时间长短的影响差异

本文将每周工作时间低于或等于均值水平的样本定义为短工作时间组,高于均值水平的定义为长工作时间组,以此来检验个体每周工作时间差异下互联网使用对离婚风险的影响情况,回归结果如表6所示。结果与理论预期一致,并通过组间差异检验( $p$ 值为0.0641),这说明工作和家庭时间分配不同的群体之间互联网使用对个体离婚风险的影响具有显著异质性,工作时间越长,牺牲陪伴家庭成员和参与家庭事务的时间越多,婚姻关系越脆弱,越容易受互联网使用的影响,并且工作时间长还可能增加个人对互联网的娱乐、社交需求,挤出个体原本较少的家庭共处时间,使互联网使用对离婚风险的正向影响更大,由此验证假设4中的工作时长异质性。

## 五、结论与讨论

本文基于CGSS(2017)微观数据,研究互联网使用对个人离婚风险的影响,并对其作用机理和群体差异进行实证分析。结果显示:(1)互联网使用会显著增大离婚风险。(2)互联网使用对离婚风险的影响存在两种机制,一是扩展了社交,增加个体社交的广度和深度,二是促进观念变化,互联网使用者更加认同独立平等、追求婚姻质量、注重自我感受的现代婚姻观念。(3)互联网使用对离婚风险的影响具有显著的群体差异,对低年龄与工作时间较长的群体互联网使用对离婚风险影响更大。

互联网改变传统婚姻市场特征与结构,提高婚姻市场搜寻效率,改变人际交往模式,促进人们婚姻家庭观念的转变,已经成为某些婚姻关系不稳定的诱发因素,成为导致问题婚姻走向终结的助推剂。当然,互联网本身作为信息技术发展的产物,具有技术中性的特征,并非所有的互联网使用行为都会对婚姻产生负面冲击,结果会因人、因时和因使用目的而不同,个体使用互联网进行社交、娱乐的行为对离婚风险的助推作用可能更大。事实上,互联网使用对婚姻的危害往往发生在婚姻已出现危机的家庭中,正因为婚姻出现问题,当事人对通过互联网寻求情感宣泄和寄托的需求更强烈,互联网使用对出现问题的婚姻更具破坏性。那些沉迷于网络游戏、直播、虚拟世界无法自拔的人,互联网使用可能会减少其投入家务、子女教育、家人陪伴等方面的时间,导致夫妻双方情感交流骤减、情感亲密程度降低,这无疑会激化家庭矛盾,增加离婚风险。应该正确认识互联网使用与离婚风险的关系,既要正视可能存在的问题,也不应夸大互联网使用对离婚率上升所起的作用。一方面应倡导正确的婚姻观和家庭观,增强个人家庭责任感,加强新型家庭婚育文化建设;另一方面应规范和正确引导互联网使用,特别是让社交软件回归“聊”而非“撩”的功能本位,让网络成为家庭生活的调节剂而不是婚姻破裂的催化剂。



## 参考文献:

1. 李萍(2011):《当前我国农村离婚率趋高的社会学分析》,《中国青年研究》,第5期。
2. 李晓敏(2014):《互联网普及对离婚率的影响》,《中国人口科学》,第3期。
3. 鲁建坤等(2015):《大众传媒对婚姻稳定性的影响研究》,《人口研究》,第2期。
4. 陆益龙(2009):《“门当户对”的婚姻会更稳吗?——匹配结构与离婚风险的实证分析》,《人口研究》,第2期。
5. 莫玮俏、史晋川(2015):《农村人口流动对离婚率的影响》,《中国人口科学》,第5期。
6. 许琪等(2013):《子女因素对离婚风险的影响》,《社会学研究》,第4期。
7. Becker G.S.(1974), A Theory of Marriage: Part II. *Journal of Political Economy*. 82(2): 11–26, Part II.
8. Bellou A.(2015), The Impact of Internet Diffusion on Marriage Rates: Evidence from the Broadband Market. *Journal of Population Economics*. 28(2): 265–297.
9. Ellison N.B., Steinfeld C., and Lampe C.(2007), The Benefits of Facebook “Friends”: Social Capital and College Students’ Use of Online Social Network Sites. *Journal of Computer-Mediated Communication*. 12(4): 1143–1168.
10. Elphinston R.A., and Noller P.(2011), Time to Face It! Facebook Intrusion and the Implications for Romantic Jealousy and Relationship Satisfaction. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*. 14(11): 631–635.
11. Kendall T.D.(2011), The Relationship Between Internet Access and Divorce Rate. *Journal of Family and Economic Issues*. 32(3): 449–460.
12. Manning J.C.(2006), The Impact of Internet Pornography on Marriage and the Family: A Review of the Research. *Sexual Addiction & Compulsivity*. 13(2–3): 131–165.
13. Muise A., Christofides E., and Desmarais S.(2009), More Information than You Ever Wanted: Does Facebook Bring Out the Green-eyed Monster of Jealousy?. *Cyberpsychology & Behavior*. 12(4): 441–444.
14. Murray S.(2020), How Broadband and Cell Phone Access have Impacted Marriage and Divorce in the US. *Review of Economics of the Household*. 18(1): 431–459.
15. South S.J., and Lloyd K.M.(1995), Spousal Alternative and Marital Dissolution. *American Sociological Review*. 60(1): 21–25.
16. Sorokowski P., Sorokowska A., Oleszkiewicz A., Frackowiak T., Huk A., and Pisanski K.(2015), Selfie Posting Behaviors are Associated with Narcissism among Men. *Personal and Individual Differences*. 85: 123–127.
17. Stevenson B., and Wolfers J.(2007), Marriage and Divorce: Changes and Their Driving Forces. *Journal of Economic Perspectives*. 21(2): 27–52.
18. Vozár M.(2011), Marriage Dot EU: The Effect of Internet Usage on Marriage Hazard. CERGE-EI Working Paper No.444.
19. Zheng S., Duan Y.W., and Ward M.R.(2019), The Effect of Broadband Internet on Divorce in China. *Technological Forecasting and Social Change*. 139: 99–114.

(责任编辑:朱 犁)