

互联网普及对离婚率的影响

李晓敏

【摘要】文章运用中国 31 个省份 2003~2011 年的面板数据,研究了中国的互联网普及对离婚率的影响。结果发现,互联网普及率对离婚率有显著的正向影响,且对当年离婚率的影响小于其对未来 1~3 年离婚率的影响,这种滞后效应在第二年达到最大。另外,人均收入水平和城镇化率对当年和未来 1~3 年的离婚率都有显著的正向影响,即人均收入水平和城镇化率越高,离婚率越高。文章分别从 5 种机制对中国互联网普及提高离婚率的可能原因进行了解释。

【关键词】互联网普及率 离婚率 面板数据

【作者】李晓敏 河南大学产业经济与农村发展研究所,副教授。

一、问题的提出

21 世纪以来,尤其是 2003 年新修订的《婚姻登记条例》颁布以来,中国的离婚率迅速增长。2003~2011 年,中国的粗离婚率从 1.05‰ 上升到 2.13‰,离婚宗数由 133 万对上升到 287.4 万对,均增长了 1 倍以上。根据民政部最新发布的《2012 年社会服务发展统计公报》^①:“2012 年共依法办理离婚手续的有 310.4 万对,增长 8.0%,粗离婚率为 2.3‰,比上年增加 0.2 个千分点。”

中国不断攀升的离婚率引起了全社会的高度关注,也吸引众多的国内学者从不同的学科视角探究这一现象背后的原因。林川、常青松(2012)对中国 1997~2012 年“离婚原因”做了比较全面的综述。从伦理学视角出发,一些学者认为近年中国离婚现象的增加与传统文化中道德约束的变迁有关,特别是由于社会转型引起的伦理关系和道德标准的变化;一些学者从法学视角认为中国法律对“个人离婚自由权利”的确认和离婚条件的放宽、离婚诉讼程序的简化及妇女社会地位的不断提升都直接或间接促进了中国离婚数量的增加;一些学者从社会学视角出发,指出社会流动增强、传统家庭功能外移、社会舆论变化、人口城市化等社会因素导致了中国的离婚率上升;还有一些学者从经济学视角出发,通过运用经济学

^① 《2012 年社会服务发展统计公报》,中央政府门户网站(http://www.gov.cn/gzdt/2013-06/19/content_2428923.htm),2013 年 6 月 19 日。

中的成本—效益分析法来探究中国离婚现象增加的原因,认为近年中国离婚数量增多与离婚成本显著下降密切相关。

上述研究主要是理论分析,缺乏实证研究;另外,少有研究关注到在当今的网络时代,互联网普及和离婚行为的关系。互联网时代的到来无疑正在改变着人们的生产和生活方式,自然也有可能对传统的男女交往方式和家庭稳定造成冲击,进而影响到离婚行为。Merkle等(2000)发现,人们使用互联网媒介寻找“浪漫伙伴”的趋势在增加。Bauernschuster等(2011)指出互联网是一种有影响力的交流工具,会影响人们生活和“浪漫关系”的潜力。

在互联网普及与离婚率的关系上,国外学者和机构开展了许多研究。Dedmon(2002)通过对美国专门打离婚官司的律师的调查发现,42%的离婚案件与婚姻一方在网络上遇上第三者有关。Mileham(2007)调查发现,在美国,28%的已婚网络使用者承认经历过或正在经历“网络恋情”,而且有许多网友已经在现实中见面。英国著名的专门处理离婚事务的法律机构离婚在线 2009 年底表示,该公司所负责的离婚案件中有 1/5 将社交网络 Facebook 列为导致夫妻反目的原因之一^①。然而,网络普及率和离婚率在统计上的相关,并不必然意味着二者存在真实的因果关系,得出互联网普及提高了离婚率的结论还为时尚早。Kendall(2011)以美国各州为样本,首次从经验上研究了互联网使用对离婚率的影响,在控制了人均收入、失业率和家庭规模等人口因素后,并没有发现互联网使用对离婚率有显著影响;而 Vozár(2011)通过对欧洲 21 个国家 1990~2008 年的数据分析,发现互联网使用导致初婚的离婚率上升。在网络普及率和离婚率的关系上,学界还需要寻找新的证据。

在中国,互联网普及和离婚行为之间的关系并没有被广泛关注。关于离婚的相关文献大多单纯从伦理学、法学或社会学的角度展开,缺乏经济学意义上的理论和实证分析。本文重点关注中国互联网迅速发展以来和新婚姻法颁布以后(2003~2011 年)31 个省份的网络普及率与离婚率之间的关系,尝试从经济学视角对二者之间的关系做出系统的理论分析和规范的经验检验,充实相关领域的研究成果。

二、理论基础

贝克尔(Becker, 1973)开创了对婚姻和家庭行为的经典分析,他认为当人们通过婚姻所获得的预期效用大于单身时的效用时,人们就会结婚;当重归单身或另行婚配的预期效用大于离异的效用损失——包括与亲生骨肉分离、家庭财产的分割、法律费用的支出及其他损失时,已婚者将终止其婚姻。之后,又把婚姻市场视为在(婚姻结果)不确定条件下一个重复搜索的过程(Becker 等, 1977):个体首先会选择或设置一个未来对象的保留值(或称门阀值,即一个最低可接受的质量水平),然后在可接触的人群范围内重复搜索;当找到一个超

^① 《社交网站导致越来越多的人离婚》,新华网,2009 年 12 月 24 日, http://news.xinhuanet.com/internet/2009-12/24/content_12699759.htm。

过保留值的对象时,就会结婚;当搜索成本较高时,个体的保留值一般会比较低,否则个体将在一个无法接受的相当长的时期内放弃婚姻的收益。在贝克尔的模型中,无论在婚前还是婚后,寻找伴侣的搜索成本都是一个重要的参数。互联网则在很大程度上降低了这种搜索成本。然而,即使互联网的确导致搜索成本的下降,在标准的贝克尔理论框架里得出离婚率一定上升的结论也是武断的。从理论上讲,互联网的普及(搜索成本的下降)有可能提高离婚率,也同样有可能降低离婚率。

互联网的普及可能导致更高离婚率的原因有3个。第一,已婚者在婚后可以更加便利地搜寻“第三者”,如果高质量的“第三者”出现,那么新配对的预期收益可能会超过离婚的成本,这时就会导致离婚。如 South 等(1995)认为,配偶的替代者越多,婚姻越脆弱。第二,富有前瞻性的、预期到婚后搜索成本较低的已婚人士会更少“投资”于婚姻特有的“资本”,如对孩子的教育或家务劳动,因为这些特有的“投资”将使离婚的成本更高。也就是说,相信以后可能会遇见一个更好匹配者的已婚人士可能会放弃那些未来可能会增加离婚成本的“投资”行为,而“投资”行为的减少容易增加夫妻矛盾和离婚隐患。第三,预期到婚后搜索成本较低的单身者可能会降低寻找匹配者的保留值并缩短搜索对象的时间,因为他们明白婚后也可以继续寻找(尽管可能比单身时成本要高),这样就会导致更多低质量的婚姻匹配,进而导致更多的离婚。

然而,互联网的普及也可能导致离婚更少。第一,正如贝克尔(Becker, 1977)所言,搜索成本的下降可能会导致更长时期的搜索,改进最终的匹配质量。这种效应对于未婚人士尤其重要,当搜索成本下降时,未婚人士将会匹配到更好的对象,获得更高质量的婚姻,进而减少离婚的可能性。第二,与传统方式相比,已婚者使用互联网搜索伙伴的方式更容易保护隐私,更不易暴露。如果婚后搜索的目的主要是寻找婚外情,而不是寻找更高质量的婚姻匹配者^①,那么增加的隐私可能减少婚外情被发现的可能,并且因此减少离婚的可能性。

上述分析表明,互联网既可能提高离婚率也可能降低离婚率,最终影响取决于5种机制的总效应。为了在这一问题上寻找新的经验证据,本文运用中国31个省份的面板数据进行实证检验。

三、模型和数据

(一) 模型和数据来源

本研究所用数据是31个省份2003~2011年的面板数据,选择2003年为研究起始期主要是因为中国互联网信息中心开始分省份统计互联网普及率是从2003年开始的。此外,由于2003年修订后的《婚姻登记条例》规定办理离婚手续不再需要单位开具证明,符合条件的当天即可办理离婚手续,只需要支付少量的工本费。离婚手续的简化可能对中国2003年

^① 有研究认为(如 Posner, 1992),婚外情和离婚是互为替代品。

之后的离婚率有系统性的影响,从2003年开始研究可以剔除这一影响。

Kendall(2011)认为,婚姻匹配的过程与劳动力市场工作上的搜寻过程在本质上是一样的。与婚姻类似,一个劳动者和一个企业之间的就业“匹配”通常也要经历一段时期的搜索,在此过程中,匹配的质量也是不确定的,而这也意味着日后在企业 and 劳动者之间存在“离婚”(辞职或被辞退)的可能。因此,本文设定的基本计量模型为:

$$\log(\text{divorce}_{it}) = \alpha \log(\text{internet}_{it}) + \beta X_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 和 t 分别表示省份 i 和年份 t , β 表示待估参数, α 为关键参数, γ_i 和 μ_t 分别表示省份和年份的固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项。

因变量 divorce_{it} 表示第 i 个省份 t 期的粗离婚率,粗离婚率=当期登记离婚宗数(件数)÷当期的平均人口数×1000‰。离婚率还有另一种算法:粗离婚率=当期登记离婚宗数(件数)÷当期15~64岁人口数×1000‰,这一指标能更准确地衡量婚龄人口的离婚比例^①。这两种离婚率在本质上是一样的,因此我们在计量回归部分用第一种方法计算的离婚率,用第二种方法计算的离婚率进行稳健性检验。两种方法计算出的离婚率数据均来自2004~2012年《中国统计年鉴》。显然,这两种方法得出的粗离婚率都是根据官方登记数据计算的,没有包含那些婚姻名存实亡但没办理离婚手续的情况。

关键自变量 internet_{it} 表示第 i 个省份 t 期的互联网普及率,即网民数量占本省年末人口的百分比。中国互联网中心对网民的定义是:平均每周使用互联网至少1小时的中国公民。中国互联网络信息中心从1997年开始每年发布《中国互联网络发展状况统计报告》,从2004年开始统计和公布31个省份的互联网普及率。该报告每年1月和7月各公布一次。本研究中,各省当年的网络普及率数据来自后一年1月发布的《中国互联网络发展状况统计报告》。

X_{it} 表示一系列控制变量。参考以往研究,控制变量分为五组。

第一组变量包括人均收入水平(Bergstrom等,1993;Vozár,2011;高梦滔,2011)、城镇化率(高梦滔,2011)和收入差距状况(Victory等,2002)。引入人均收入的理由是:互联网使用需要花费金钱成本,较富裕省份的人们使用互联网的比例可能更高;另外,研究表明,金钱是导致离婚的一个重要因素(Gudmunson等,2007;Seery等,2008;Dew等,2010)。之所以引入城镇化率,是因为即使在一省范围内,城市和农村的离婚率也可能存在显著差异。高梦滔(2011)的研究表明,表征社会转型与环境认同的城镇化率会影响到离婚率。引入收入差距的原因是根据Victory等(2002)的研究,测量美国家庭互联网使用不平等的洛伦茨曲线与测量收入分配不平等的洛伦茨曲线有类似的形状。人均收入以各省真实人均GDP表示,以

① 中国统计局对粗离婚率的统计口径曾做出过调整(徐安琪、叶文振,2002;高梦滔,2011)。除本文介绍的两种计算方法外,还有一种媒体习惯采用的离婚率:当年登记离婚数÷当年登记新结婚数×100%,考虑到人口年龄因素的变动对这一方法计算的指标冲击较大,故本文没有采用。

2003 年为基期,根据各省历年名义 GDP、GDP 折算指数和各地区年末人口数计算得出,所需数据来自历年《中国统计年鉴》。城镇化率等于当年城镇人口除以该地区年末总人口,数据来自历年《中国统计年鉴》。其中,2010 年各省城镇化率数据来自 2011 年各省的统计年鉴。收入差距状况用基尼系数来衡量,数据来自田卫民(2012)。田卫民(2012)根据基尼系数计算公式计算了中国 26 个省份^①1995~2010 年的基尼系数,但湖南和云南的数据分别只到 2005 和 2006 年(因为其数据来源是各省统计年鉴,而在少数年份,统计年鉴上缺失相关统计数据)。这决定了包含基尼系数的回归方程所用数据是一个非平衡面板数据。

第二组变量包括平均家庭户规模和总抚养比,表征该地区家庭的人口结构和离婚的家庭成本情况。平均家庭户规模等于该省年末人口数除以总户数,数据来自相应年份《中国统计年鉴》。社会总抚养比=(0~14 岁人口数+65 岁及以上人口数)÷15~64 岁劳动年龄人口数×100%。

第三组变量是人均受教育年限,表征各地区的人力资本存量水平。该指标根据历年《中国统计年鉴》的数据计算,具体方法为:人均受教育年限=(不识字或识字很少人口数×2 年+小学学历人口数×6 年+初中学历人口数×9 年+高中学历人口数×12 年+大专及以上学历人口数×16 年)÷6 岁及以上人口数。

第四组变量考虑司法实践对离婚难易程度的影响,表征该地区离婚政策对离婚的容忍度和离婚程序的便利性,是一个政策或制度变量。各地区每年的离婚宗数由两部分构成:一是登记离婚数,二是法院办理离婚数;其中法院办理离婚数又由法院调解离婚数和判决离婚数两部分组成。司法实践难易度根据历年《中国统计年鉴》的数据计算,司法实践难易度=(当年法院判决不离婚件数+调解不离婚件数)÷(当年法院判决离婚件数+调解离婚件数)×100%。该指标的数值越大,表明当地的政策越不鼓励离婚。

值得说明的是,Kendall (2011)和 Vozár (2011)的研究表明失业率会影响到婚姻稳定,但中国缺乏权威的准确衡量各省失业率的数据,所以我们放弃了失业率变量。

(二) 互联网普及率和离婚率的总体特征

从图 1 和图 2 可以看出,2003~2011 年中国的互联网普及率和粗离婚率总体上呈同步上升趋势。图 3 给出了中国 31 个省份 2003~2011 年粗离婚率与互联网普及

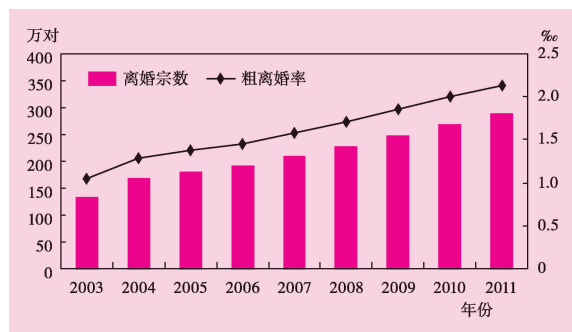


图 1 中国历年离婚宗数和粗离婚率

资料来源:历年《中国互联网络发展状况统计报告》。

^① 不包括天津、吉林、山东、海南和西藏。

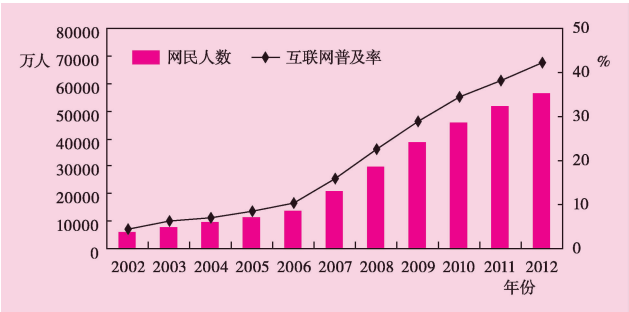


图2 中国历年网民规模和互联网普及率
资料来源：历年《中国统计年鉴》。

来看，离婚率与网络普及率之间的相关系数为 0.382，表明两者存在明显的统计上的正相关关系。城镇化率与人均 GDP 之间的相关系数为 0.927，存在严重的多重共线性，这提醒我们在回归时需要谨慎处理。此外，其他变量之间不存在严重的多重共线性。

四、回归结果和解释

用面板数据建立的模型通常有 3 种，即混合模型、固定效应模型和随机效应模型。通过 F 值检验和 Hausman 检验，本研究选用个体固定效应模型。因变量离婚率、自变量人均 GDP

率的面板数据散点图，以及二者取自然对数的散点图。从图 3 可以看出，中国的互联网普及率和粗离婚率之间存在正相关关系。

(三) 变量的描述性统计

表 1 给出了各变量的描述性统计。各省的互联网普及率和粗离婚率均有较大差异。表 2 给出了变量之间的相关系数矩阵。从相关系数的大小

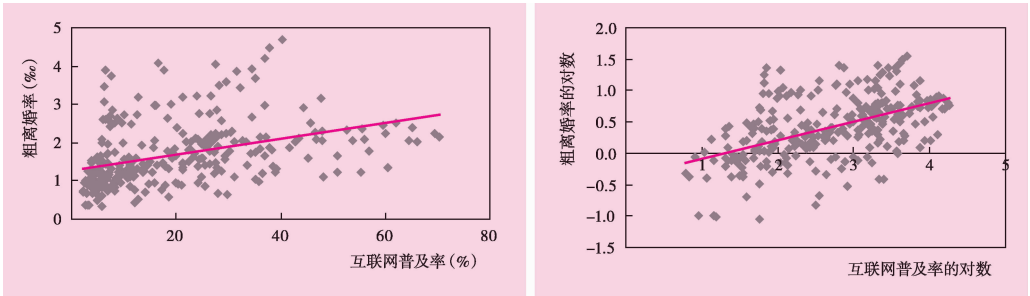


图3 互联网普及率与粗离婚率散点图

表 1 变量的描述性统计

变 量	最大值	最小值	均值	中位数	标准差	观测值
粗离婚率(‰)	4.693	0.352	1.692	1.486	0.829	279
网络普及率(%)	70.300	2.200	20.145	15.900	15.487	279
人均实际 GDP(元)	40929.79	3692.473	13189.38	10507.33	8087.329	279
城镇化率(%)	89.300	22.610	47.217	44.510	14.883	279
基尼系数	0.491	0.267	0.404	0.408	0.049	199
人均受教育年限(年)	11.592	4.649	8.399	8.435	1.039	279
平均家庭户规模(人/户)	5.073	2.330	3.303	3.243	0.428	279
总抚养比(%)	57.580	19.270	37.335	37.760	7.084	279
司法实践难度度(%)	70.732	5.798	31.122	29.335	11.929	279

表 2 变量之间的相关系数矩阵

	粗离 婚率	网络 普及率	人均 GDP	城镇 化率	基尼 系数	人均受教 育年限	平均家庭 户规模	总抚 养比	司法实践 难易度
粗离婚率	1.000								
网络普及率	0.382	1.000							
人均 GDP	0.294	0.640	1.000						
城镇化率	0.418	0.685	0.927	1.000					
基尼系数	-0.272	-0.272	-0.750	-0.725	1.000				
人均受教育年限	0.480	0.628	0.748	0.746	-0.748	1.000			
平均家庭户规模	-0.581	-0.495	-0.531	-0.634	0.647	-0.713	1.000		
总抚养比	-0.460	-0.598	-0.653	-0.731	0.650	-0.715	0.610	1.000	
司法实践难易度	-0.076	0.409	0.509	0.428	-0.245	0.370	-0.351	-0.243	1.000

和自变量网络普及率均取对数形式。由于人均 GDP 和城镇化率之间存在严重的多重共线性,所以不能同时将这两个变量放入回归方程。表 3 给出了 4 个模型的回归结果。其中,模型 1 和模型 3 是不包含基尼系数的 2003~2011 年 31 个省份的平衡面板数据的回归结果,共 279 个观测值;模型 2 和模型 4 是包含基尼系数的 2003~2010 年 26 个省份的非平衡面板数据的回归结果,共 199 个观测值。模型 1 和模型 2 控制变量为人均 GDP,模型 3 和模型 4 控制变量为城镇化率。

(一) 基本模型结果

从表 3 可以看出,4 个模型中互联网普及率的回归系数均为正,且在 1%的水平上显著。这说明在控制了其他影响离婚的因素后,互联网普及的确对离婚率有显著的正向影响,即中国的互联网普及提高了离婚率。

表 3 对离婚率的估计结果

解释变量	粗离婚率的对数			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
网络普及率对数	0.153*** (0.022)	0.109*** (0.028)	0.173*** (0.021)	0.073*** (0.026)
真实人均 GDP 对数	0.771*** (0.109)	0.967*** (0.137)		
城镇化率			0.025*** (0.004)	0.047*** (0.005)
基尼系数		0.277 (0.671)		0.580 (0.621)
人均受教育年限	0.048 (0.044)	0.003 (0.061)	0.058 (0.045)	0.015 (0.056)
平均家庭户规模	-0.093* (0.054)	-0.113* (0.063)	-0.073 (0.054)	-0.032 (0.059)
总抚养比	0.0001 (0.003)	-0.005 (0.004)	0.006* (0.003)	0.003 (0.004)
司法实践难易度	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.007*** (0.001)
常数项	-4.899*** (1.007)	-6.059*** (1.374)	0.750 (0.494)	-0.179 (0.679)
R ²	0.962	0.957	0.962	0.963
观测值	279	199	279	199

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著;括号中数据为稳健标准误。

回归结果还表明,人均收入对离婚率有显著的正向影响,这意味着经济发达省份的离婚率更高,这个结论与人们的感知和媒体的报道一致:在中国离婚率最高的十大城市中,北京和上海分别位居第一和第二^①。本研究结果与李雨潼、杨竹(2011)和徐安琪、叶文振(2012)的结论相似。

4个模型中,基尼系数和人均受教育年限的系数均不显著;平均家庭人口规模的回归系数为负,但控制了城镇化率后则不显著。总抚养比的回归系数大多不显著,或许表明生活的经济压力并不是导致离婚的直接原因^②。司法实践难易度在4个模型中均显著为负,表明法院判决离婚越严格或调解离婚案件越有效,离婚率越低。

由于表2显示人均GDP与城镇化率高度相关,为避免多重共线性,在模型3和模型4的回归中,以城镇化率代替了人均GDP。城镇化率的系数显著为正,这表明城镇化率对离婚率有显著的正向影响。在中国城镇化进程中,大量的农村人口进城务工,并在城镇长期生活。随着社会流动性的增强和社会交往范围的扩大,这部分城市常住人口的婚姻观念和生活观念都会发生变化;再加上夫妻长期两地分居、情感孤独、婚姻替代资源的增加等,容易造成婚外恋、甚至重婚等问题,进而提高了离婚率。因此,高城镇化水平总体上增加了离婚率。

(二) 滞后回归模型结果

互联网使用与离婚率可能存在内生性问题。关于互联网使用内生性的来源,一种可能是遗漏变量(Levine等,1997),另一种是互为因果,即随着离婚的增加,上网交友行为和网民比例都可能随之改变。在这种情况下,处理内生性的一种办法是工具变量法,寻找一个和网络普及率高度相关而与离婚率没有直接关系的变量;另一种办法是所有解释变量都滞后一期或多期进入回归方程。本文采取后一种办法,分别对解释变量滞后一期、二期和三期,因基尼系数在滞后回归中不显著,所以滞后回归中去掉了此变量,回归结果如表4所示。

由表4可知,滞后回归中互联网普及率的系数在6个模型中均为正,这说明互联网普及对离婚率有正向影响的结论是稳健的。另外,滞后回归中互联网普及率的系数值大于即期,这说明互联网普及对未来1~3年离婚率的影响大于对即期离婚率的影响。这个发现也符合上网交友——婚外情——被发现——家庭纠纷——离婚这一过程,说明互联网普及对离婚的影响有一个时间过程。滞后二期的互联网普及率回归系数值比滞后一期和三期的回归系数值更大,这说明互联网使用对未来离婚率的影响在第二年达到最大。人均GDP的系数在模型5~7中均显著为正,这表明人均收入对即期的离婚率和未来1~3年的离婚率都有显著的正向影响,即人均收入水平越高,该省份的离婚率越高。城镇化率的系数也

① 《中国离婚率最高的十大城市》,凤凰网财经(<http://finance.ifeng.com/city/dhcs/pic/2009/1110/271.shtml?pic=1>)。

② 总抚养比和少儿抚养比高度相关(相关系数为0.945),在回归中我们用少儿抚养比来替换总抚养比,发现系数的方向和显著性均没有区别。

表 4 对离婚率的滞后估计结果

解释变量	粗离婚率的对数					
	滞后一期 模型 5	滞后二期 模型 6	滞后三期 模型 7	滞后一期 模型 8	滞后二期 模型 9	滞后三期 模型 10
网络普及率对数	0.167*** (0.021)	0.197*** (0.022)	0.160*** (0.026)	0.194*** (0.020)	0.220*** (0.021)	0.203*** (0.024)
真实人均 GDP 对数	0.583*** (0.107)	0.526*** (0.125)	0.574*** (0.149)			
城镇化率				0.015*** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.008* (0.004)
人均受教育年限	-0.022 (0.047)	-0.153*** (0.049)	-0.097* (0.054)	-0.016 (0.048)	-0.145*** (0.050)	-0.063 (0.055)
平均家庭户规模	-0.007 (0.050)	-0.023 (0.058)	-0.147** (0.071)	0.005 (0.051)	-0.030 (0.060)	-0.189** (0.074)
总抚养比	-0.004 (0.003)	-0.008** (0.003)	-0.009** (0.004)	-0.00008 (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.004 (0.004)
司法实践难易度	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.002* (0.001)	0.0004 (0.001)	-0.00009 (0.001)	-0.003** (0.001)
常数项	-2.793*** (1.042)	-0.970 (1.241)	-1.192 (1.447)	-0.617 (1.064)	0.933* (0.564)	1.100 (0.664)
R ²	0.972	0.974	0.975	0.970	0.973	0.973
观测值	248	217	186	248	217	186

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著；括号中数据为稳健标准误。

显著为正，表明城镇化率对离婚率同样存在滞后影响，城市人口占该省人口比重越高，离婚率越高。

（三）稳健性检验

为了进一步检验结论的稳健性，本文采用当期登记离婚宗数(件数)/当期 15~64 岁人口数×1000‰来表征离婚率，控制变量、样本期和回归方法不变。在基本模型中，离婚率的系数为 0.074~0.174，并且均在 1%的水平上显著；人均 GDP 和城镇化率的系数都在 1%的水平显著为正。在滞后回归模型中，离婚率的系数为 0.155~0.206，并且均在 1%的水平上显著；人均 GDP 和城镇化率的系数都在 1%的水平显著为正。本文的实证结果具有稳健性。

五、结 语

按照贝克尔的理论，互联网普及既可能提高离婚率也可能降低离婚率，最终影响取决于 5 种机制的总效应。然而，中国的情况却有所不同。第一，相比于美国，中国人没有派对文化，在互联网出现之前，中国已婚者结交异性的圈子更为狭小，配偶的替代者相对较少。互联网的出现和普及极大地扩展了中国已婚者接触异性的范围，即时聊天软件(如 QQ、MSN、

微信)、在线交友和婚恋网站的出现增加了中国已婚者接触异性的空间和交往异性的深度,配偶替代者的增多可能导致婚姻更加脆弱。第二,在中国,年轻夫妻一方或双方由于沉溺网络聊天或网络游戏而疏于家务和照顾孩子的情况很多,婚姻特有“投资”行为的减少,一方面增加了年轻夫妻的矛盾和离婚隐患,另一方面降低了他们离婚的成本。第三,在中国,“短平快”恋爱的婚姻远高于“马拉松式”的婚姻。中国婚姻质量调查数据显示^①,在接受调查的800对夫妻中,双方从结识到走进婚姻殿堂不到半年的高达23%,认识0.5~1年内结婚的占24.2%,恋爱时间在1~1.5年的占18.2%,1.5~2年的占13.9%,恋爱2年以上结婚的占21.9%。我们有理由相信,中国互联网的普及总体上缩短而不是延长了单身者搜索对象的时间,导致更多低质量婚姻的出现,这样一来,“闪婚”带来“闪离”,离婚率上升。第四,芝加哥大学心理学系统统计了2005~2012年结婚的近2万对美国夫妇的婚姻状态,发现通过网络结识的情侣婚姻更美满,离婚率更低^②。然而,与美国不同的是,中国社会目前处于转型期,社会发展造成的生活压力加大使人们在婚姻决策时更加看重物质因素,传统的婚姻观念和道德文化受到极大冲击,越来越多的人不再相信爱情。功利和物质主义的网上搜索匹配虽然可能延长搜索的时期。第五,对于以寻找婚外情为主要目标的已婚网民而言,互联网的便利和隐蔽性只能增加其“成功出轨”的次数,而不会降低其被配偶发现的概率。

综上所述,本研究得出的主要结论是:(1)互联网普及率对离婚率有显著的正向影响;(2)互联网普及对当年离婚率的影响要小于其对未来1~3年离婚率的影响,这种滞后效应在第二年达到最大;(3)人均收入水平和城镇化率无论对即期的离婚率还是对未来1~3年的离婚率都有显著的正向影响,即人均收入水平和城镇化率越高,离婚率越高。可见网民的上网行为的确影响了中国家庭的婚姻稳定,上网行为引发的婚外情是“中国式离婚”的诱因之一。构建和谐社会是当前社会主义现代化建设中一个越来越重要的话题,而达成社会和谐状态的一个重要前提则是家庭和谐。未来如何引导和规范网民的上网行为是公共政策制定者需要考虑的一个重要问题。

参考文献:

1. 高梦滔(2011):《农村离婚率与外出就业:基于中国2003~2009年村庄面板数据的研究》,《世界经济》,第10期。
2. 李雨潼、杨竹(2011):《东北地区离婚率特征分析及原因思考》,《人口学刊》,第3期。
3. 林川、常青松(2012):《1997~2012年中国大陆“离婚原因”研究述评》,《人口与发展》,第6期。

① 《中国人的婚姻质量究竟如何》,东方新闻网(<http://news.eastday.com/epublish/gb/paper148/20010302/class014800009/hwz325814.htm>),2001年3月2日。

② 《统计表明通过网络结识的情侣婚姻更美满》,中文业界资讯站(<http://www.cnbeta.com/articles/267477.htm>),2014年1月7日。

4. 田卫民(2012):《省域居民收入基尼系数测算及其变动趋势分析》,《经济科学》,第2期。
5. 徐安琪、叶文振(2002):《中国离婚率的地区差异分析》,《人口研究》,第4期。
6. 徐安琪、叶文振(2012):《离婚风险的影响机制——一个综合解释模型探讨》,《社会学研究》,第2期。
7. Bauernschuster, S., Falck, O., & Woessmann, L. (2011), Surfing Alone? The Internet and Social Capital: Evidence from an Unforeseeable Technological Mistake? (No. 3469). CESifo Working Paper: Economics of Education.
8. Becker, G.S. (1973), A Theory of Marriage: Part I. *The Journal of Political Economy*. 813-846.
9. Becker, G.S., Landes, E.M., & Michael, R.T. (1977), An Economic Analysis of Marital Instability. *The Journal of Political Economy*. 85(6):1141.
10. Bergstrom, T.C., Bagnoli, M. (1993), Courtship as a Waiting Game. *Journal of Political Economy*. Vol.101(1): 185-202.
11. Dedmon, J. (2002), Is the Internet Bad for Your Marriage? Online Affairs, Pornographic Sites Playing Greater Role in Divorces. PR Newswire Association LLC.
12. Dew, J., Price, J. (2010), Beyond Employment and Income: The Association between Young Adults' Finances and Marital Timing. *Journal of Family and Economic Issues*. 32(3):424-436.
13. Gudmunson, C.G., Beutler, I.F., Israelsen, C.L., McCoy, J.K., Hill, E.J. (2007), Linking Financial Strain to Marital Instability: Examining the Role of Emotional Distress and Marital Interaction. *Journal of Family and Economic Issues*. 28(3):357-376.
14. Kendall, T.D. (2011), The Relationship between Internet Access and Divorce Rate. *Journal of Family and Economic Issues*. 32(3):449-460.
15. Mileham, B.L.A. (2007), Online Infidelity in Internet Chat Rooms: An Ethnographic Exploration. *Computers in Human Behavior*. 23(1):11-31.
16. Merkle, E.R., Richardson, R.A. (2000), Digital Dating and Virtual Relating: Conceptualizing Computer Mediated Romantic Relationships. *Family Relations*. Vol.49(2):187-192.
17. Posner, R.A. (1992), *Sex and Reason*. Cambridge, Harvard University Press.
18. Seery, B.L., Corrigan, E.A., Harpel, T. (2008), Job-related Emotional Labor and Its Relationship to Work-family Conflict and Facilitation. *Journal of Family and Economic Issues*. 29(3):461-477.
19. South, S.J., Lloyd, K.M. (1995), Spousal Alternatives and Marital Dissolution. *American Sociological Review*. 60(1):21-35.
20. Vozár, M. (2011), Marriage dot EU: The Effect of Internet Usage on Marriage Hazard. Economics Institute, Academy of Sciences of the Czech Republic.
21. Victory, N.J., & Cooper, K.B. (2002), A Nation Online: How Americans are Expanding Their Use of the Internet.

(责任编辑:李玉柱)