

个人资源、家庭因素与再婚行为^{*}

——基于 CFPS2010 数据的分析

彭大松

提要:本文运用事件史分析方法对 2010 年中国家庭追踪调查数据 (CFPS2010) 进行分析,从个人和家庭双重视角探讨了中国社会再婚行为背后的文化逻辑及其影响因素。研究表明,个人的再婚行为既受个人资源的影响,也受到家庭因素的影响。家庭规模、家庭亲属网络规模以及家庭隶属于大家族等因素都有助于个体再婚;除了教育之外,个体资源总体上对再婚有正向影响。然而,由于中国社会的城乡差异以及受家庭角色分工差异的影响,这些因素对再婚的影响也因性别和城乡差异而不同。

关键词:个人资源 家庭因素 再婚 事件史分析

一、引言

随着人们生活方式日趋多元化和个体化,婚姻生活中的冲突也越来越频繁。与此同时,物质生活的进步和医疗条件的改善大大延长了人们的预期寿命,也让婚姻平均寿命比历史上任何时期都要长,这在一定程度上增加了生命历程中后期婚姻解体的风险。这似乎也印证了古德(1986)的断言,即一切现代化的力量都会促使婚姻关系紧张,而离婚则可以缓解这种紧张关系。正因如此,婚姻解体和婚姻重组也被看成是中国现代化进程中的一种可预见性后果。根据国家民政部门发布的数据,2011 年依法办理离婚的人数为 350 万人,而 1990 年离婚人数为 245.5 万人。随着离婚人数的增加,再婚人数也出现大幅增长。民政事业统计报告显示,2011 年再婚人数达到 281.1 万人,而 1990 年再婚人数只有 72.24 万,20 年间再婚人数翻了数倍(中华人民共和国民

^{*} 本研究受国家自然科学基金项目“中国性别失衡与社会风险控制研究”的资助(项目批准号:71173100)。感谢匿名审稿人提出的诸多宝贵意见,也感谢南京大学陈友华教授对本文的指导。文责自负。

政部,2014)。快速增长的再婚人口让再婚问题成了学界和公众关注的热点话题。当然,学者们关注再婚,不仅仅是因为其规模庞大,更在于再婚背后隐藏着重要的社会学意义。一般而言,婚姻解体会导致家庭成员的福利在不同程度上受损,而再婚则是家庭成员“重拾”幸福的重要途径。再婚能确保家庭完整和子嗣延续,完整的家庭有利于后代的抚育与健康成长。再婚可以使得家庭经济 and 消费变得更加有效率。因此,探索社会转型时期的中国人的再婚行为及其影响因素,从本土化立场出发厘清影响中国人再婚行为的文化逻辑,具有十分重要的理论意义和实践价值。

本文在梳理再婚相关理论的基础上,运用事件史分析方法(Event History Analysis, 简称 EHA)对 2010 年中国家庭追踪调查数据(CFPS2010)进行深入分析。本文将从个体和家庭双重视角出发,探讨个体资源和家庭因素如何影响个人的再婚行为,并结合中国独特的文化情境,从本土化视角对中国人的再婚行为及其影响因素进行比较、诠释与思考。

二、理论视角与研究假设

(一)婚姻市场理论

婚姻市场是指男女两性择偶关系的总和(Lamanna & Riedmann, 1991)。婚姻市场并非严格意义上的市场,与实际的商品市场也有很大的不同。婚姻市场理论旨在描述在一定时间和范围内,潜在配偶的供给与需求关系(陈友华,2004)。婚姻市场为我们理解人们的婚姻行为提供了重要的理论视角。然而,由于婚姻市场理论大多是基于初婚而形成的,难以对再婚行为进行完美的诠释(Kalmijn, 1988)。初婚市场与再婚市场之间的差异至少表现在三个方面:一是潜在再婚者是在其生命历程的中后期遭遇婚姻解体,他们对婚姻的理解和选择与初婚者有很大不同(舍特曼,2005)。二是再婚市场比初婚市场规模小。婚姻解体者能否顺利再婚,与再婚市场上潜在配偶数量密切相关。^① 三

^① 不可否认,一些人可以凭借社会阶层和资源上的优势跨越婚姻市场的种种障碍,在初婚市场上找到再婚配偶。然而,对多数再婚者而言,在再婚市场寻找配偶依然是其主要选择。

是潜在再婚者缺乏进入婚姻市场的有效途径,从而使得再婚市场的效率较差。例如,初婚者可以通过在学校接受教育、参加志愿者协会、到公共场所参加活动等途径进入婚姻市场(Kalmijn,1994)。而潜在再婚者多数处于青年后期和中老年时期,正规的学校教育早已结束,参与志愿活动和其他公共活动的意愿也相对较低。这样一来,潜在再婚者邂逅潜在配偶的机会大大减少(Wallerstein et al.,1995)。因为初婚和再婚的种种差异,婚姻市场理论在再婚行为研究中的解释力受到了一些限制。但不可否认的是,婚姻市场理论对于我们理解婚姻行为的外部约束条件仍然具有重要参考价值。

(二)个人选择行为

再婚也是一种个人选择行为,因此从个人视角探索再婚的影响因素成了另一个重要的研究路径。影响再婚的微观因素主要包括性别、年龄、收入、教育、工作以及未成年子女等方面。相关经验研究大多也围绕这些因素而展开。

1. 教育、收入对再婚的影响

许多研究都认为,教育和收入关系十分密切。然而,二者对再婚行为的作用却具有一定的独立性。

西方学界通常假定人是具有经济理性的个体。在婚姻选择中,他们会权衡利弊,规避风险。在这种预设下,形成了一些有影响的婚姻理论。其中,贝克尔(G. Becker)的婚姻“交易收益”(Gains to Trade)理论和伊斯特林(R. Easterlin)的“相对收入假说”颇具影响力。前者认为,婚姻市场中的适婚男女是潜在的婚姻交易对象,当婚姻双方都预计自己能从婚姻中获益时,他们就会选择结婚(Becker,1981)。但由于男女两性的社会角色差异决定了女性需要在家务劳动和劳务市场中做出选择,即当预期经济收入较高时,女性会选择进入劳务市场,从而降低了女性的结婚率。后者则认为,无论男性还是女性,只有当经济收入满足最低生活保障之后才会考虑结婚。这种最低生活保障以他/她被父母抚养时的生活水平为参照(Easterlin,1978)。换句话说,潜在的结婚对象中,经济收入较好的个体更容易结婚。这也表明,经济收入上的优势将有助于提高再婚机会。尽管上述两个理论都获得了较多经验研究的支持,但仍有学者对纯粹经济学的理性人假说提出了批评。因为婚姻行为并不像商品交换那样能明晰地进行理性计算,更何况婚姻中还渗透

着诸如情感这样的非理性因素。可能也正是基于这种考虑,奥本海默和卢(Oppenheimer, 1988; Oppenheimer & Lew, 1995)转向了婚姻匹配难易程度,进而指出经济收入较高并不必然让个体加速进入婚姻,相反他们可能会推迟进入婚姻,因为寻找合适的配偶需要耗费较多的时间成本。

与经济收入一样,教育对再婚的影响在经验研究中也获得了较多的关注,但其作用机制却与经济收入大不相同。一方面,教育作为一项人力资本,内在地丰富了个人资源,增强了对异性的吸引力,提升了个体在再婚市场中的地位,从而有利于找到配偶(Wolf & McDonald, 1979; 乐国安等, 2006)。然而另一方面,受教育程度高的离异者寻找受教育程度同样高的结婚对象时又受到了再婚市场配偶数量的限制,从而会降低其再婚的概率(Goldman et al., 1984)。教育在再婚中的负面作用在女性再婚决策中表现得尤为显著。例如杨记(2007)通过对2000年全国人口普查数据的分析,指出教育提高了男性的再婚机会,却对女性再婚有负向影响。对这种负向机制的一种诠释是教育增加了个体资源的同时,也增强了个人的独立性,减少了其对婚姻的依赖,从而降低了再婚意愿。当然也有另外一种解释机制,即高教育程度的女性再婚受到了婚姻市场中与其教育相匹配的潜在对象数量的限制,从而降低了其再婚的可能性(Goldman et al., 1984)。由此可见,教育作为一种资源,对个体的再婚行为可能产生两种方向相反的影响。

2. 工作及其与人口学因素的交互性影响

在再婚研究中,“工作”因素可能是继收入和教育之后获得较多关注的变量之一。由于“工作”对再婚的影响因性别不同而有较大的差异,因此分析工作对再婚的作用时,通常也要考虑到其与人口学因素的交互性影响。

考虑性别因素的时候,有研究发现女性通常需要在家务劳动和劳务市场之间进行抉择。因而男性比女性有更高的再婚率。^①这可能既是个人理性选择的结果,也可能是社会对男女两性进入婚姻的要求不同所致。从经济理性角度考虑,在现行的“准工资”水平上女性愿意从事家务工作的意愿相对较低,而男性则不同,他们更容易从婚姻中获

① 原因有三:一是女性具有生存优势,进入中老年阶段后,女性数量开始多于男性;二是男性的择偶年龄选择范围较女性大很多;三是男性料理家务的能力不及女性,造成离婚或丧偶后对男性生活的影响要大于女性。

益,因而有较高的再婚率。这一假说随后也获得了一些实证研究的支持(舍特曼,2005:319)。另外,女性再婚率低于男性可能还与社会对进入婚姻的男女两性要求不同有关,例如社会更注重和苛求女性青春年少,而对男性这方面却没有过多要求,这也是造成男女两性再婚率差异的另一个原因(舍特曼,2005)。

当进一步将子女因素考虑进来的时候,这一选择机制将会发生改变。婚姻解体以后,未成年子女的监护人多数是母亲,因此未成年子女的存在将会使得再婚选择行为发生变化。许多研究都得出了近乎一致的结论:个体在婚姻解体之后,往往因为孩子而陷入更加糟糕的境地(Hampton, 1975; Hoffman, 1977; Espenshade, 1979)。对于女性而言,她们面临着抚养孩子的压力,却又因为没有工作经验而在劳动力市场处于弱势,因而她们需要通过再婚获得经济上的支持。从这个意义上来说,孩子是激励女性更快再婚的因素。然而,也有研究指出,孩子也可能对再婚有负面影响(Sweet, 1973; Beck, 1974; Beck et al., 1977)。首先,对于潜在的再婚配偶而言,选择与有孩子的女性开始一段婚姻,需要考虑抚养孩子的责任与压力。其次,女性抚养孩子需要消耗很多精力和时间,减少了其与潜在再婚配偶接触的机会,从而大大减缓了再婚进程。例如,格拉夫与卡米津(Graaf & Kalmijn, 2003)指出,为照顾孩子她们减少了出门参与公共活动的机会(舞会、锻炼等),因而减少了遇到潜在配偶的机会。而在公共场所与异性相遇是获得再婚机会的重要途径之一(Wallerstein & Blakeslee, 1989)。此外,也有研究者发现,再婚者的年龄和是否有孩子具有交互性作用。库和萨钦德兰(Koo & Suchindran, 1980)对 1975 年 CPS (Current Population Survey) 数据的分析表明,孩子是否对再婚行为产生影响与婚姻解体时个体的年龄相关。婚姻解体时小于 25 岁且无孩子的女性会更快地再婚。因为为了生育下一代,她们组建新家庭的意愿更强(Lampard & Peggs, 1999)。而当再婚者年龄在 35 岁以上时,没有子女的女性再婚机会将会减少。而处于中间年龄(26-34 岁)的女性再婚机会则没有差异。简言之,当前的研究表明,年龄、未成年子女以及工作都将影响再婚行为,但在经验研究中并未取得一致的结论。

(三)缺失的本土化视角:研究假设

毫无疑问,导源于西方学界的若干婚姻理论为我们理解中国人的

婚姻行为提供了诸多启示。然而,如果直接基于西方理论建立研究假设,以此来检视中国人的再婚行为,可能有失偏颇。因为婚姻行为除了受个体理性选择的影响之外,它还因文化情境不同而有根本的差异。况且中国是一个有着数千年农业文明的国度,传统文化对婚姻的影响根深蒂固。^① 因此,笔者认为对中国人的再婚研究,需要在借鉴西方相关理论的基础之上,结合本土文化对其做出新的诠释。下面我们将基于本土文化立场,通过对比中西方社会影响婚姻行为因素的差异来建立研究假设。

1. 家庭与家族的影响

无论是婚姻市场理论、婚姻交易收益理论还是婚姻相对收入假说等,均将个人看成是婚姻行为的主要行动者和命运的主宰者。这些理论都预设了理性的个体可以通过权衡婚姻的利弊,自行决定是否再婚,而家庭因素并未在理论中纳入考虑。缺乏家庭维度的婚姻理论显然与中国的事实不符,从而难以圆满地诠释中国人的再婚行为。因为在中国文化情境下,结婚从来都不是个人行为,它同时还受家庭、家族以及围绕家庭所建构起来的人际网络的影响(费孝通,1998)。正如金耀基(2010)所指出的,中国的家庭是“紧密结合的团体”,整个社会价值系统都由家庭的“育化”和“社化”作用传递给个人。因而家庭对中国人的婚姻而言具有重要作用(费孝通,1998;金耀基,2010)。结婚成家、生儿育女被看成是家庭兴旺、家族繁荣的重要标志。反过来,个体的婚姻解体会引起其他家庭成员的关心和焦虑,^②其中父母的焦虑尤其强烈。在中国文化情境下,父母对子女似乎具有无限责任。他们不仅要生养子女,还要帮子女成家,甚至抚养孙子女也成了应有之义。家庭成员的焦虑和关心将从两个方面影响个体再婚行为。一是包括父母在内的家庭成员的焦虑和关心会对婚姻解体者形成一种无形的心理压力,迫使其尽快进入新的婚姻。二是父母和其他家庭成员通过交往网络,为婚姻解体的家庭成员结交新的结婚对象提供了有效的途径,从而促进了再婚。

① 尽管一些学者认为,中国社会在走向现代化的过程中,传统文化的影响力日渐式微,然而中国人的婚姻观念和行为还是不可避免地受其影响,这些影响我们将在下文中予以进一步分析说明。

② 这种焦虑和关心可以通过父母的唠叨、家庭成员之间的日常交谈以及亲属间的交谈等形式表现出来。

与家庭的作用类似,家族同样也会对再婚产生积极影响。一般而言,一个大家族由多个家庭组成,隶属于同一宗族的不同家庭之间的关系也超越了无宗族关联的家庭间的关系。因此,隶属大家族的家庭成员如出现婚姻解体,也会得到有宗族关联的其他家庭成员的关心和帮助。这种关心同样会对婚姻解体者构成一种压力,迫使其更快地再婚。此外,隶属大家族的家庭之间有更大的交往网络,也让婚姻解体者找到再婚配偶的可能性增加。总之,基于家庭、家族与婚姻之间的依存关系,笔者认为家族、家庭及围绕家庭形成的亲属网络对促进个体再婚具有积极影响。故而提出如下假设:

假设 1:整体上而言,家庭或家族对个体再婚具有促进作用。

假设 1a:父母健在的家庭,子女再婚的可能性增加。

假设 1b:家庭成员多、规模大的家庭中,个体再婚的可能性增加。

假设 1c:亲属交往频繁、亲属网络规模大的家庭中,个体再婚的可能性增加。

假设 1d:隶属于大家族的家庭中,个体再婚的可能性相应增加。

2. 个体资源的影响及其城乡、性别差异

除了家庭因素之外,个体资源也是影响再婚的重要因素。按照婚姻市场和择偶理论,资源占优的个体将会在择偶中获得主动权。理论上而言,像受教育程度高、从事非农工作、收入高、拥有住房等因素对再婚都具有积极作用。然而,由于中国所独有的城乡差异以及传统文化影响下的两性角色差异,个人资源在不同的再婚群体中的影响也有所不同。

中国独有的户籍制度导致了城乡之间的二元分割。这不仅限制了城乡居民的自由迁徙,而且也限制了城乡之间婚姻市场的融合。与此同时,始于 20 世纪 80 年代的独生子女政策,以及简单易行、价格低廉的胎儿性别鉴定与流引产技术的迅速普及,让中国社会整体上出现了出生性别失衡现象,其中农村尤为严重。这就使得农村男性“择偶难”、“结婚难”现象普遍存在。一旦农村男性出现婚姻解体,再婚将变得异常困难。受男性婚姻挤压的影响,农村女性再婚命运将截然不同,数量上的“稀缺性”让其再婚变得相对容易。反观城市的情况,我们会发现男性与女性再婚难易程度呈现出了另外一番景象。因存在城乡差异,且受到“从夫居”文化的影响,城市女性很少有“下嫁”农村男性的情况,因而她们再婚时可供选择的对象相对有限。由此可以推论,相比

城市女性而言,城市男性再婚可能更具优势。基于上述情况,我们建立本文第二个研究假设。

假设2:与农村女性相比,农村男性再婚的可能性相对较低。与城市女性相比,城市男性再婚的可能性相对较高。

性别差异还表现在个人资源对再婚影响程度和影响路径上的不同。一方面,受传统家庭分工模式的影响,男女择偶标准存在差异。“男主外,女主内”的家庭分工传统将男性塑造成养家糊口者角色,而女性则主要提供家务劳动。尽管当前大量女性也参加工作,为家庭经济做出了贡献,但男女两性家庭角色定位并未发生根本的改变。男性依然被看成是家庭经济的主要承担者,女性工作的同时也要做家务劳动。^①这种角色期待上的差异,让再婚择偶时,男女两性个人资源的相对重要程度有所不同。具体而言,男性受更高的教育、有更好的收入、从事非农工作、有较好的住房条件等将使得他在再婚市场中具有竞争力,从而更容易再婚。另一方面,对于女性而言,尽管个人资源上的优势也能增强其在再婚市场上的吸引力,但同时也会让个体减少对婚姻的依赖,降低再婚动力,从而减少了因生活所迫而再婚的可能。此外,受择偶梯度的影响,个人资源占优的女性要在再婚市场中寻找合适的再婚配偶困难程度随之增加,从而延缓了再婚。根据上述分析,我们建立本文第3个研究假设。

假设3:教育水平高、收入高、住房条件良好等资源优势将有助于男性更快地再婚。而对于女性而言,个人资源上的优势对再婚的积极影响因同时存在两种不同的作用而被削弱。

3. 工作、未成年子女及年龄因素对再婚的影响

与一些西方福利国家不同,中国女性劳动参与率普遍较高。上个世纪90年代,农村打工潮的兴起让曾经以家务劳动为主的农村女性也加入了打工的行列。2009年美国统计数据显示,中国女性劳动参与率接近70%,居全球第一。

中国女性长期保持较高的劳动参与率有以下几个方面原因:一是外出工作在给家庭带来经济收入的同时也改善了女性在家庭中边缘化的地位,让女性在一定程度上摆脱了对男性经济上的依赖,在家庭内部

① 尽管在一些城市(例如上海),男性也大量参与家务劳动,但男女两性择偶标准仍然有性别角色上的差异。

获得了更多的平等权利。因而她们有足够的动力保持较高的劳动参与率。二是中国家庭有隔代抚养的传统,这让有孩子的女性可以从抚育孩子工作中解放出来,有更多的时间投入劳动力市场。三是政府尚没有建立起完善的社会保障体系,这迫使那些经济收入较低且有孩子的女性离婚后不得不继续工作以维持生计。这与西方理论中所说的当劳务市场工资高于家务劳动预期收益时女性将进入劳务市场而推迟结婚是不同的。西方理论中预设的个体在工作和结婚之间的选择问题在中国社会可能并不存在。^① 基于这些分析,我们认为女性参与工作不应看成是阻碍再婚的因素,相反,女性参加工作的同时,也增加了同异性接触的机会,从而会促进再婚。对于男性而言,工作则是一种资源。有一份体面的工作显然能增加个体在再婚中的择偶优势,从而促进再婚。基于上述分析,我们建立假设4。

假设4:无论男性还是女性,工作对再婚有促进而不是阻碍作用。换句话说,工作对于再婚有积极影响且不存在性别差异。^②

未成年子女的影响是许多再婚者不可回避的问题。未成年子女的存在,究竟是再婚的“拖油瓶”还是助推剂?既往的经验研究并未取得一致的结论。在中国社会,对未成年子女的抚养有两点不同于西方福利国家:一是中国社会里孩子的抚养费用大多由家庭承担,二是中国家庭对未成年子女有隔代抚养的传统。正是这些差异让未成年子女对再婚的影响有不同的作用路径。

在中国社会,一旦个体离婚,独自抚养孩子的一方将面临较大的经济压力,这显然会对再婚构成负面影响。但另一方面,经济压力也可能对再婚有正向作用,这种经济上的压力会迫使个体积极寻找可能的再婚对象,实现夫妇对孩子的共同抚养,以减轻自己的经济负担。笔者认为,在中国社会,未成年子女对再婚的正向作用可能大于其带来的负面影响。因为未成年子女的抚养不仅仅需要经济成本,同时也耗费时间成本。如果没有人(通常是离异者的父母)帮助抚养子女,就会导致其无法全职参加工作,这会使得经济状况不佳的离异者生活难以为继。因此,积极地寻找另一半、重新组建家庭将是其最重要的出路。这种情

① 当然,我们也不排除有这样的例外:如离异女性自身能力较弱,无法找到工作养活自己和孩子,这在一定程度上也会迫使她更快地再婚,以寻求婚内帮助。

② 尽管奥本海默(Oppenheimer, 1997)报告了女性参与工作有助于再婚,但多数西方文献都得出了相反的结论。

况下,个体不仅有较强的再婚动力,而且也可能会采取“低就”策略,以达成再婚愿望。^① 不过,鉴于中国社会有隔代抚养的传统,那些父母健在的离异者可以将未成年子女交由父母抚养,而自己则将更多的时间投入劳务市场以获取生活费用。在这种情况下,婚姻解体者可以有足够的时间寻找合适的再婚配偶,从而在一定程度上延缓再婚进程。基于上述分析,我们建立假设5。

假设5:总体而言,未成年子女的存在对再婚有正向影响。与未成年子女同住的离异者再婚可能性更大。

假设5a:由于性别角色上的差异,男性不善抚育未成年子女,因此一旦男性有未成年子女或与未成年子女同住,其再婚发生比要比女性高。

假设5b:隔代抚养传统让那些父母健在的离异者可以将孩子交由父母暂时抚养,从而可能延缓再婚。

有研究表明,年龄也是影响婚姻的重要因素之一(李建新,2014)。人类婚姻规律表明,结婚有最佳年龄期。个体一旦错过了最佳结婚年龄,其结婚的可能性就会降低(主动不婚者除外)。对于再婚者来说,尽管多数人已经不在最佳结婚期间,但“年轻”仍然被看成是再婚择偶中的优势资源。一般而言,越年轻的个体,在再婚中越有优势,从而有助于再婚。另外,年龄对于男女两性而言,其意义和价值也大不相同。与男性相比,“年龄”对于女性更加重要。原因有二:一是结婚成家、子嗣延续对于中国家庭来说至关重要,尽管再婚夫妇双方或其中一方可能已有子女,但再婚夫妇共同孕育和抚养自己的子女仍然具有特殊的意义。因此,处于生育期的年轻女性,在再婚中将会占有优势。二是择偶文化中,追求女性“青春年少”总是在男性择偶要求中占有重要地位。反过来,在女性择偶中,对男性年龄的要求则居于次要地位。正如舍特曼(2005)所指出的,社会过分苛求女性的“青春年少”是造成大龄女性陷入婚姻困境的重要原因之一。基于上述分析,我们建立假设6。

假设6:总体而言,年龄对再婚有负向影响。年龄越大,发生再婚的可能性越低。年龄对再婚的负向影响存在性别差异,即年龄对于女性再婚的负向影响大于男性。

① 低就策略是指再婚者在达成婚姻过程中降低标准换取婚姻。例如,年轻的女性可能会找一个经济基础较好但年龄较大的男性组成家庭。

三、数据、变量与方法

(一)数据来源与变量操作化

本研究采用北京大学中国社会科学调查中心主持的中国家庭追踪调查数据(CFPS2010)。^① 该数据有婚姻史方面的问题,为再婚研究提供了极大的便利。在样本选取上,我们考虑如下三点:一是考虑到经历多次再婚的个体与初次再婚个体的影响因素可能有所差异,因此只抽取个体初次再婚信息进行分析,而对个体的二次再婚信息不再纳入分析;二是尽管丧偶也是再婚的重要来源之一,但考虑到离婚再婚个体和丧偶再婚个体在再婚动机、再婚需求等方面有着很大区别,从而可能使得两类样本在再婚影响因素上也不大相同,因此本研究样本只保留离婚再婚样本;三是CFPS2010数据是基于家庭的调查数据,有少数家庭有1个以上再婚被访者情况,考虑到家庭背景相似性可能对系数估计带来的影响,本文借鉴李建新(2014)的做法,只保留其中1个被访者的信息。^② 结合问卷问项,我们从数据库中获取分析样本1257个,剔除信息不全样本,最后获得有效样本1033个。^③

根据本文的研究目的,本文将因变量操作化为再婚发生比(或再婚风险率,hazard rate of remarriage)。再婚发生比是指个体离婚后一段时间内发生再婚的概率比。^④ 本研究的风险期起点设定为初婚解体时间(单位为“月”),终点设定为被访者再婚时点,未发生再婚的被访者以调查时点为终点(2010年7月)。在这段时间内仍然没有再婚的个

① 该数据涵括了25个省、直辖市、自治区(不含澳门、香港等)中的家庭户和家庭户中所有成员。调查采用了内隐分层、多阶段、与人口规模成比例的抽样方法。调查方法科学严谨、覆盖范围广、代表性强,数据质量较高(谢宇等,2014)。

② 由于家庭中有1个以上再婚被访者的情况较少,因此将其中1个被访者剔除所带来的信息损失属于可忽略的范围。

③ 从在婚样本中获得798人为非初婚者,其中两次结婚者771人,三次结婚者23人,四次结婚者1人,另有2人拒答,1人信息不全。同居样本中,有20人为初婚离婚者。有学者认为同居是婚姻的一种重要替代形式,因此这里将离婚后的同居也视同再婚。离婚样本中有408人是初婚离婚者,30人经历二次婚姻,1人经历三次婚姻。在这1257个分析样本中,有些样本缺少再婚年份,有些样本初婚年份不详,这里已将信息不全样本剔除。

④ 风险一词有负面的含义,为了表述上不引起误解,文中也以“再婚发生比”、“再婚概率”等词语替代。这里的“一段时间内”是指风险期,即从婚姻解体时点起、到再婚时点或调查时点止的时间段。

体视为删失样本。^①

本研究的自变量分为两个部分,包括反映个体因素的变量和反映家庭影响的变量。前者主要包括受教育程度、收入、工作、是否有未成年子女同住、住房条件等变量。后者主要包括家庭规模、父母是否健在、亲属网络规模、是否隶属于大家族等变量。另外,我们将户籍、婚姻解体时的年龄、性别、民族、地区等作为控制变量纳入分析。

变量具体操作化方法如下:(1)婚姻解体年龄通过出生年龄和初婚解体发生时间来计算。考虑到初婚发生时个体所处的年龄段不同,其再婚愿望和动机可能有差异,本文借鉴兰帕德和派格(Lampard & Pegg, 1999)的做法,将年龄分为4组,即25岁以下年龄组(参照组)、25-34岁年龄组,35-45岁年龄组,以及45岁以上年龄组。(2)受教育程度根据个人问卷中详细的教育史调查信息,可以十分方便地操作化为4个类别,即未受正规教育(参照组)、接受义务阶段教育(小学、初中)、接受中等教育(高中、中专)以及接受高等教育(大专及以上教育)。(3)收入操作化为年收入对数。工作指个体是否从事非农工作,以农业工作为参照组。性别、民族也处理为二分变量,分别以女性、汉族作为参照组。(4)地域操作化为分类变量,根据中国地理区划将其划分为西部地区(参照组)、中部地区和东部地区。(5)住房情况用两个变量来测量,分别是“住房条件评价”、“是否存在居住困难”。住房条件评价是由访问员根据受访者所在地的住房情况做出的一种评价,赋值1-7,分别代表了住房条件从差到好的等级水平,在实际分析时做连续变量处理。是否存在住房困难操作化为二分变量(住房困难为参照组)。^②(6)家庭因素通过4个变量来测量:家庭规模操作化为连续变量;^③父母是否健在操作化为二分变量,以父母双方均去世为参照组;家庭亲属网络规模操作化为连续变量,以春节走亲戚人数来测量;是否隶属于大家族操作化为二分变量,以是否有完整的族谱来测量。

① 删失样本以从初婚解体开始直到调查终止的时间段为风险时间。变量单位在计算时以“月”为单位,在统计分析时单位统一为“年”。

② 具体操作化时,有以下情况之一者可视为住房困难:12岁以上子女与父母同住一室;老少三代同住一室;12岁以上异性子女同住一室;有的床晚上架起,白天撤掉;客厅里也架起睡觉的床。

③ 家庭规模是家庭问卷数据库中自带变量,考虑到这一变量包括再婚者配偶和再婚后生育子女人数,为了数据准确起见,我们将这些人从家庭规模里剔除出去,因此经过重新计算以后的家庭规模基本反映了再婚发生前的家庭规模。

一般而言,完整的族谱通常和较大的宗族或家族相联系。我们认为有完整族谱的家庭隶属于大家族的可能性较大。因此,将有完整族谱的家庭视为隶属于大家族的家庭,而没有完整族谱的家庭则成为参照组。(7)未成年孩子,即是否有18岁以下子女同住,这里操作化为三分类变量,即无未成年子女(参照组)、有未成年子女但不同住、有未成年子女且同住。^①

(二)分析方法与策略

本文运用事件史分析中常用的COX比例风险模型来探索中国人再婚行为及其影响机制。事件史方法的优点是可以同时考虑删失样本及时变变量提供的信息。COX比例风险模型的优势是无需参照任何理论分布,且系数估计稳定。

COX比例风险模型可以设定为: $h(t) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k)$,也可等价地表达为 $\ln[h(t)] = \ln[h_0(t)] + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k$,其中, $h(t)$ 是时间 t 上失败的风险率,^② $h_0(t)$ 为基准风险率。本文数据分析将分为两个部分。首先是针对全样本进行描述性分析,以获得初婚解体后再婚样本的分布特征。其次,针对文中假设进行推断统计分析。

四、结果与分析

(一)生存数据的描述性分析

本研究运用Stata12.0对数据进行分析,先将数据转换成适合事件史分析数据,然后对有关变量进行描述性统计分析。

结果表明,被访对象平均再婚历时为6.4年,平均再婚发生比为0.63。农村被访者平均再婚历时为5.5年,城市为6.9年。农村平均再婚发生率0.73,城市则为0.57。性别上也有差异,男性再婚历时平均为6.8年,女性为5.8年,这表明相比男性而言,女性会更快地再婚。再婚发生率也存在地区差异,西部地区平均再婚历时要比中部和东部

① 限于篇幅,这里省略了变量分布基本情况列表,如有需要,请向作者索取。

② 失败,在这里是指初婚解体者再婚这一事件发生。

地区短 1 年以上。住房条件也是影响再婚的重要因素,有住房困难的个体要比无住房困难的个体延迟 0.6 年。有未成年孩子且同住的被访者在一定程度上加速了其再婚步伐,缩短了再婚的等待时间。具体而言,无未成年孩子的个体再婚历时平均为 7.3 年,有未成年孩子但不同住的个体再婚历时平均为 5.8 年,有未成年孩子且同住的个体,再婚历时平均则缩短为 3.4 年。这些描述性统计分析,可以让我们从整体上了解单个变量对个体再婚行为的影响。

此外,我们通过 K - M 生存函数估计发现,在婚姻解体的最初阶段(0 - 5 年),生存率急剧下降,而到了一定阶段以后趋于平缓。这就表明,婚姻解体的最初几年是再婚的高发阶段,而后再婚发生相对缓慢甚至停止。再婚在整体上所表现出来的这种规律性与我们实际情况大体一致。

(二)再婚的影响因素的检验

1. 家庭因素的影响效应估计

考虑到本文一个重要的任务是检验家庭因素对再婚行为的影响。我们将采取两步分析策略。首先在模型 1 中只纳入控制变量和家庭相关变量进行估计。然后在模型 1 的基础上纳入对再婚有潜在影响的个人变量,形成模型 2。最后,通过比较模型 1 和模型 2 的估计结果,以确定家庭因素影响再婚行为的效应是否具有稳定性(见表 1)。

表 1 个人因素和家庭因素对再婚发生率影响的 ML 估计结果 N = 1033

变量	模型 1	模型 2
性别	-. 38 *** (. 007)	-. 34 *** (. 08)
城市	-. 29 *** (. 08)	-. 19 * (. 09)
中部	-. 12 (. 10)	-. 10 (. 10)
东部	-. 12 (. 10)	-. 05 (. 09)
民族	. 07 (. 14)	. 21 (. 15)
25 - 34 岁组	-. 47 *** (. 13)	-. 64 *** (. 14)

续表 1

变量	模型 1	模型 2
35 -44 岁组	-. 36 ** (. 12)	-. 69 *** (. 13)
45 岁以上组	-. 26 + (. 14)	- 1. 01 *** (. 16)
家庭规模(人)	. 16 *** (. 02)	. 12 *** (. 02)
父母健在	-. 13 (. 08)	-. 03 (. 08)
亲属网络规模	. 02 *** (. 006)	. 02 *** (. 01)
隶属于大家族	. 21 ** (. 10)	. 20 * (. 10)
非农工作		. 15 + (. 08)
年收入对数		-. 00 (. 01)
义务教育		-. 15 (. 09)
中等教育		-. 23 + (. 13)
高等教育		-. 32 + (. 17)
住房条件		. 06 * (. 03)
住房困难		. 20 * (. 09)
未成年子女不同住		1. 10 *** (. 25)
未成年子女同住		1. 13 *** (. 09)
Log Likelihood	- 4045	- 3981
卡方检验统计量	178. 1	371. 2

注:(1) + p < 0. 1, * p < 0. 05, ** p < 0. 01, *** p < 0. 001(双尾检验)。(2)括号中的数字为标准误。

模型 1 只纳入了家庭变量和年龄、性别、地域、民族等控制变量。从分析结果可以看出,衡量家庭对再婚影响的 4 个变量中,除了“父母

是否健在”这一变量统计不显著之外,其他3个关键变量均有统计显著性。而且,3个统计显著的变量对再婚行为也都具有正向影响。这一结果基本上证实了假设1。模型2在模型1的基础上纳入全部的个人影响变量,结果发现家庭因素的4个变量的估计值几乎没有发生变化,而且依然具有统计显著性。这表明家庭变量对再婚的影响相当稳定。我们以模型1的系数估计来说明家庭对再婚的影响效应。首先,家庭规模每增加1人,其家庭成员再婚发生比平均提高17% ($e^{0.16} - 1 \approx 0.17$)。这一结果验证了假设1b,即家庭成员越多、规模越大的家庭中,个体再婚的可能性越大。其次,家庭亲属交往网络规模也有助于家庭成员再婚。家庭亲属交往网络规模每增加1家,将会让再婚发生比平均提高2% ($e^{0.02} - 1 \approx 0.02$)。这一结果证实了假设1c,即亲属交往频繁,亲属网络规模越大的家庭中,个体再婚的可能性增加。第三,隶属于大家族的家庭成员再婚概率会显著提高。相比没有族谱的家庭而言,有族谱的家庭成员再婚概率比将会提高22% ($e^{0.20} - 1 \approx 0.22$),假设1d得到证实。

在假设1中设置的4个分假设中,惟有假设1a没有获得数据的支持。笔者认为这其中的原因可能是父母对离婚子女再婚的影响具有两面性。一方面,父母积极为子女寻找新的配偶,但通过父母的途径为再婚子女寻找配偶的效率不高。另一方面,父母健在可以为子女提供力所能及的帮助,例如照看孩子、帮做家务等。这在一定程度上大大削减了子女离婚后为生活所迫而草率再婚的行为(下文模型9的交互项分析证实了这种推测)。

2. 个人资源的影响效应估计

模型2也估计了个人资源对再婚的影响。总体而言,除了“教育”之外,其余的测量个人资源的相关变量均对再婚有着正向影响。其中,年收入对数尽管对再婚影响微弱,但结论仍具有统计意义。参加非农工作也将显著提高个体的再婚发生概率,即与没有非农工作的离婚者相比,有非农工作的人再婚发生比平均提高16% ($e^{0.15} - 1 \approx 0.16$)。住房条件在再婚中的正向作用尤为显著。代表住房情况的变量中,无一例外地都具有统计显著性。具体来说,住房条件评价值每增加1个单位,再婚发生比平均提升6% ($e^{0.61} - 1 \approx 0.06$)。与有住房困难的离婚者相比,无住房困难的离婚者再婚发生比平均提高了22% ($e^{0.20} - 1 \approx 0.22$)。这充分说明了“住房”对于中国人再婚有重要意义。

为了检验个体资源因素对再婚的影响是否因为性别不同而有所差

异,笔者在模型 2 的基础上,纳入了性别与个体资源交互项进行验证(见表 2)。在交互项分析中,除了“工作”、“收入”的交互项不显著之外,其他各项交互项均具有统计显著性。这一结果暗示,个体资源因素对两性再婚作用存在显著差异。

表 2		个体资源与性别交互项系数的 ML 估计结果			N = 1033
变量	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	
性别	-.29 ** (.11)	-.53 ** (.22)	-1.25 *** (.23)	-.51 *** (.14)	
工作	.20 * (.10)	.16 ** (.08)	.16 ** (.08)	.16 ** (.08)	
年收入对数	-.00 (.01)	-.01 + (.00)	-.00 (.01)	-.00 (.00)	
住房条件	.06 * (.03)	.06 * (.03)	-.06 * (.03)	.06 * (.03)	
义务教育	-.16 * (.09)	-.15 (.09)	-.12 (.09)	-.20 (.12)	
中等教育	-.24 * (.13)	-.24 ** (.03)	-.21 + (.03)	-.47 ** (.17)	
高等教育	-.32 * (.17)	-.29 ** (.17)	-.25 (.17)	-.82 ** (.26)	
性别 × 工作	-.08 (.14)				
性别 × 收入		.03 (.03)			
性别 × 义务教育				.11 (.17)	
性别 × 中等教育				.46 ** (.23)	
性别 × 高等教育				.95 ** (.32)	
性别 × 住房条件			.22 *** (.05)		
Log Likelihood	-3539	-3539	-3532	-3535	
卡方检验统计量	320.2	319.6	333.9	333.7	

注:(1) + P < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 (双尾检验)。(2) 括号中数字为标准误。(3) 受篇幅所限,表中只呈现进行交互项检验的相关变量,其他未呈现的变量为户籍、区域、民族、年龄、家庭规模、父母健在、家庭亲属网络规模、隶属于大家族、是否有未成年子女。

模型 3 中,工作主效应估计值为 0.20 ($p < 0.05$),说明女性参加非农工作将有利于其再婚。具体来说,与未参加非农工作的女性离异者相比,有非农工作的个体再婚发生比将提高 22% ($e^{0.20} - 1 \approx 0.22$)。性别主效应的估计值为 -0.29 ($p < 0.05$),表明未参加非农工作的男性将比未参加非农工作的女性再婚更困难,其再婚发生比相应下降 25% ($e^{-0.29} - 1 \approx -0.25$)。性别与非农工作的交互项并没有统计显著性,这表明参加非农工作对再婚的促进作用不存在性别差异,即无论男性还是女性,参加非农工作对再婚都有相似的促进作用。这一结果证实了假设 4。

模型 4 纳入了性别与收入的交互项,结果显示:性别主效应为 -0.53 ($p < 0.01$),这表示与女性相比,收入低对男性再婚的负面影响更大。低收入女性比低收入男性再婚发生比要平均高出 41% ($e^{-0.53} - 1 \approx -0.41$)。收入主效应估计值为 -0.01 ($p < 0.1$),表明收入对女性的再婚有微弱的负向影响,性别与收入的交互效应为 0.03,尽管这一估计值不具有统计显著性,但收入对男性再婚的正向影响大于女性的趋势是明确的。由此我们认为,收入对女性再婚具有两面性,一方面对再婚有促进作用,但随着收入的增长,其对婚姻的依赖程度却出现了下降趋势,进而延缓了再婚进程。

模型 5 纳入了住房条件和性别的交互项。模型 5 估计结果显示,性别主效应为 -1.25 ($p < 0.001$),这表示在控制其他变量的前提下,住房条件差的男性平均比同等条件的女性再婚发生比下降 71% ($e^{-1.25} - 1 \approx -0.71$)。住房条件主效应的估计值为 -0.06,说明住房条件的改善对女性再婚有负向影响。这种负向作用机制,同样可解释为女性对婚姻依赖程度下降以及找寻合适再婚对象的时间延长所致。交互项效应值为 0.22 ($p < 0.001$),这说明住房条件的改善对于提高男性再婚比的作用更显著,在控制其他变量的情况下,住房对男性再婚的促进作用比女性高出 18.8% [$(e^{0.22} - 1) + (e^{-0.06} - 1) \approx 0.188$]。

模型 6 纳入了教育和性别的交互项,性别主效应为 -0.51 ($p < 0.00$),表示其他条件不变的前提下,未受正规教育的男性与同等条件的女性相比,再婚发生比相应下降 40% ($e^{-0.51} - 1 \approx -0.40$)。教育的 3 个估计值均小于 0,说明随着教育程度的提高,女性再婚发生比将呈现下降趋势。与未受正规教育的女性相比,受过中等教育的女性再婚发生比将下降 37% ($e^{-0.47} - 1 \approx -0.37$),受过高等教育的女性再婚发

生比将下降 56% ($e^{-0.82} - 1 \approx -0.56$)。3 个交互项中有 2 项具有统计意义,这表明接受中等教育和高等教育对再婚的作用存在性别差异。具体而言,与未受正规教育的女性相比,受中等教育的男性再婚发生比平均下降 19% [$(e^{0.46} - 1) + (e^{-0.47} - 1) + (e^{-0.51} - 1) \approx -0.19$],受过高等教育的男性再婚发生比则平均下降 7%。

除了教育因素外,模型 4 至模型 6 的分析结果基本上验证了假设 3 的推断。即个体资源优势对再婚的影响存在性别差异。对于男性而言,较好的经济收入、良好的住房条件、参与非农工作都有利于再婚。但对于女性而言,则因资源类型不同而有不同的影响。具体来说,除了工作这个变量对女性再婚有积极影响之外,其余个人资源因素均对其再婚构成负向影响。

需要引起关注的是,在以往的研究中,教育对女性再婚的负向影响在许多经验研究中都有所发现 (Goldman et al., 1984; 杨记, 2007),也在本文的分析中得到证实。但教育对于男性再婚的负向影响却很少有报道。本研究发现,以未受教育的女性为参照,受中等教育和高等教育对男性再婚发生率呈现负向影响。^① 笔者认为这可能是因为“教育”有别于一般的“个体资源”,它不仅仅是一种择偶“资源”,同时还代表着个人的“内在特质”。正如舍特曼 (2005) 所说,教育影响婚内日常交流和相互行为,对子女的教育投资、闲暇时间支配方面也都有影响。可以说,教育程度相匹配是婚姻稳定的重要基础。许多经验研究发现,夫妻教育水平存在较高的相关性,相关系数达到 0.5 - 0.6 之间。(Layard & Zabalza, 1979; 莱赫尔, 2001)。对于再婚的情况也是如此,离婚者教育程度越高,找到相似教育程度的配偶组建家庭的难度就会加大,再婚发生比就相应下降。

3. 城乡差异、未成年子女及年龄的影响

再婚的性别差异不仅体现在个体资源对再婚影响方面,也体现在“城乡”、“是否有未成年子女”以及“年龄”这样的因素上。为了检验城乡、子女因素是否因为性别不同而对再婚产生不同的影响,我们分别设置了性别与城乡、未成年子女以及年龄等变量的交互项进行验证 (见表 4)。

① 为了验证这种负向变化是否是因为变量操作化不当所致,笔者将教育重新用连续变量来代替,结果得到了相似的结论,这表明教育对再婚的负向影响具有稳健性。

表 3 回归估计结果汇总表 (2010) N = 1033

变量	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
性别	-. 76 *** (. 12)	-. 46 *** (. 10)	-. 35 *** (. 08)	-. 25 (. 17)
户籍	-. 57 *** (. 12)	-. 56 ** (. 11)	-. 17 * (. 09)	-. 18 * (. 09)
未成年子女不同住	1. 11 *** (. 24)	. 64 ** (. 32)	1. 27 *** (. 24)	1. 11 *** (. 25)
未成年子女同住	1. 08 *** (. 09)	. 97 *** (. 12)	. 96 *** (. 12)	1. 13 *** (. 09)
25 - 34 岁组	-. 63 *** (. 07)	-. 67 *** (. 14)	-. 63 *** (. 14)	-. 29 (. 19)
35 - 44 岁组	-. 65 *** (. 13)	-. 73 *** (. 13)	-. 65 *** (. 13)	-. 32 + (. 18)
45 岁以上组	-. 92 *** (. 16)	-1. 04 *** (. 16)	-. 96 *** (. 16)	-. 73 *** (. 22)
父母健在	-. 02 (. 08)	-. 00 (. 08)	-. 16 (. 11)	-. 03 (. 08)
性别 × 户籍	. 77 *** (. 15)			
性别 × 未成年子女不同住		1. 02 ** (. 42)		
性别 × 未成年子女同住		. 30 * (. 15)		
父母健在 × 未成年子女不同住			-. 92 (. 73)	
父母健在 × 未成年子女同住			-. 35 * (. 16)	
性别 × 25 - 34 岁组				-. 20 (. 19)
性别 × 35 - 44 岁组				-. 18 (. 24)
性别 × 45 岁以上组				. 45 + (. 26)
Log Likelihood	- 3969	- 3536	- 3528	- 3536
卡方检验统计量	365. 6	336. 3	397. 8	315. 8

注:(1) * p < 0. 1, * p < 0. 05, ** p < 0. 01, *** p < 0. 001 (双尾检验)。(2) 括号中的数字为标准误。(3) 受篇幅所限,表中只呈现进行交互项检验的相关变量,其他未呈现的变量为区域、民族、家庭规模、家庭亲属网络规模、隶属于大家族、工作、年收入对数、教育、住房条件、住房困难。

模型7中加入了性别与户籍交互项。结果显示,性别主效应为 $-0.76(p < 0.001)$,这说明在控制其他条件的情况下,与农村女性相比,农村男性的再婚发生比平均要低53% ($e^{-0.76} - 1 \approx -0.53$)。这也就意味着农村男性再婚将比农村女性更加困难。户籍主效应估计值为 $-0.57(p < 0.001)$,说明在控制其他条件不变的情况下,城市女性相比农村女性而言,再婚发生比平均下降43% ($e^{-0.57} - 1 \approx -0.43$)。交互项系数估计值为 $0.77(p < 0.001)$,表明城市男性再婚发生率明显高于农村女性19% [$(e^{0.77} - 1) + (e^{-0.57} - 1) + (e^{-0.76} - 1) \approx -0.19$],更明显高于城市女性。这一分析结果基本证实了假设2的推断,即与城市女性相比,城市男性再婚的可能性相对较高。与农村女性相比,农村男性再婚的可能性相对较低。

模型8将性别与未成年子女变量的交互项纳入模型进行估计。结果显示,性别主效应为 $-0.46(p < 0.001)$,这表明在无未成年子女的情况下,男性再婚发生比比女性低37% ($e^{-0.46} - 1 \approx -0.37$)。有未成年子女但不同住的主效应估计值为 $0.64(p < 0.001)$,表明与没有未成年子女的女性相比,有未成年子女的女性再婚发生比将提高90% ($e^{0.64} - 1 \approx 0.90$)。有未成年子女且同住的主效应估计值为 $0.96(p < 0.001)$,表明一旦未成年子女与其同住,再婚发生比将成倍增加。交互项的效应值分别为 $1.02(p < 0.01)$ 和 $0.30(p < 0.01)$,这表明未成年子女对再婚的影响存在性别差异。具体而言,有未成年子女的男性再婚发生比是无未成年子女的女性的2.3倍 [$(e^{1.02} - 1) + (e^{0.64} - 1) + (e^{-0.46} - 1) \approx 2.30$],有未成年子女且同住的男性再婚发生比则是其1.69倍。这一结果基本验证了假设5以及假设5a的推断。

模型9将未成年子女变量与父母是否健在变量的交互项纳入分析,旨在检验隔代抚养对再婚带来的影响。父母健在这一变量的主效应估计值为 -0.16 ,但并不显著。这表明在没有未成年子女的前提下,父母是否健在对个体的再婚并不构成实质性影响。未成年子女的两个主效应值分别为 $1.27(p < 0.001)$ 和 $0.96(p < 0.001)$ 。这表明父母都不在世的情况下,未成年子女因素都对再婚具有促进作用。两个交互项估计系数均小于0,并且未成年子女同住与父母健在交互项系数估计值为 $-0.35(p < 0.01)$ 。这表明父母健在会削弱未成年子女对再婚的影响。这一分析结果证实了假设5b。

模型10纳入了年龄与性别交互项,旨在检验年龄因素对再婚影响

是否存在性别差异。结果显示,性别主效应系数为 -0.25 ,且没有统计显著性。这表明对于25岁以下年龄组而言,年龄对再婚的影响没有性别差异。三个年龄组主效应值均小于0,这表明女性随着年龄的增长,年龄对再婚的影响具有负向效应。除了25-34岁年龄组不显著外,其他两组均有统计显著性。这说明,年龄越大对女性再婚的负向影响也越强。具体来说,与25岁以下女性相比较,35-44岁年龄组女性再婚发生比下降27% ($p < 0.05$),45岁以上年龄组女性再婚发生比下降52%。三个交互项中只有“45岁以上年龄组”与性别的交互项有统计意义。从三项估计系数来看,尽管男性再婚也受到年龄增长带来的负向影响,但其影响程度比女性小得多。由此可见,年龄作为一种特殊资源对于女性的意义远远超过了男性。这一结果也验证了假设6。

五、结论与思考

(一)结论

本文基于CFPS2010数据,运用COX比例风险模型分析了再婚的影响因素。文章着重检验了家庭因素、个人资源因素对再婚的影响。本文的研究发现可以归纳为以下几点:

首先,家庭因素对再婚具有重要影响。受家本位文化的影响,中国人无论是初婚还是再婚都打上了家庭的烙印。因此,家庭因素对中国人的再婚影响不仅不能忽略,而且相当重要。数据分析结果表明,家庭规模越大,越能促进个体再婚。家庭亲属网络规模大、隶属于大家族等因素都对再婚有正向影响。

其次,个人资源对再婚也构成显著影响。总体而言,收入高、从事非农工作、有良好的住房条件等资源上的优势都有助于个体再婚。受角色期望和家庭分工的影响,个体资源因素对男女两性再婚的作用存在一定差异。具体来说,收入高、良好的住房条件等资源对男性再婚的积极作用要显著地大于女性。而年龄、受教育程度等方面的因素对女性再婚的影响要显著地大于男性。

第三,教育程度对再婚具有负向影响。尽管我们假设中将教育作为个人资源来看待,但实际上教育不仅仅是单纯的“个人资源”,同时也反映了个人的“内在秉性”。这种“内在秉性”对于婚姻的稳定性具

有重要意义。正因如此,高学历的离婚者试图寻找与自己“内在秉性”相似的配偶将变得很困难。而且,这种困难程度在高学历女性那里表现得异常突出。

第四,中国户籍制度造成了城乡二元区隔的同时,也阻碍了城乡婚姻市场的融合。再加上始于上个世纪80年代的独生子女政策,使得很多地方出现了男性婚姻挤压。当这些因素交织在一起的时候,性别和户籍两个变量对再婚行为也产生了交互性作用。具体来说,比起农村男性,农村女性再婚相对容易。而城市女性再婚相比于城市男性而言更加困难。

第五,未成年子女对再婚有正向影响。无论对男性还是女性,未成年子女的存在都会激励其尽快找到另一半,重组家庭,以实现对未成年子女的双系抚养。当有未成年子女与离异者同住的时候,这种激励机制表现得更加明显。不过,隔代抚养会削弱未成年子女对再婚的正向激励作用。

(二)思考

从比较上来看,中国人再婚行为及其影响因素与西方社会有相似之处,也有不同之处。中国特有的户籍制度、独生子女政策、家本位文化、“从夫居”传统等都为中国再婚的独特性设定了宏观背景。本研究将再婚置于这样一个背景中来考察,发现中国家庭对再婚具有独立的影响。它弥补了西方理论中缺失的家庭维度,有助于我们理解中国人再婚行为及其影响因素。

值得反思的是,中国社会正处于高速工业化进程之中,传统文化的影响力日渐式微,然而在再婚方面,传统力量的影响似乎依旧强劲。原因何在?笔者认为除了中国传统文化延续所带来的影响之外,它还是一种制度选择的结果。与西方福利国家相比,中国社会缺乏完善的社会保障体系。正因如此,失婚者在无法获得社会支持的情况下,将陷入生活窘境。他们最终也只能求助于家庭,以获取帮助。家庭的“避风港”功能填补了制度缺失所遗留的真空,有效降低了因失婚所招致的风险。从这点来说,社会保障体制的缺失,使得失婚者对家庭的依赖不是在减弱,而是在增强。

然而,家庭作为社会保障体制的替代物具有一定的脆弱性。一旦家庭不能为失婚个体提供有效保障的时候,“再婚”就成了个体的惟一

选择。例如,受传统文化影响,娘家对于失婚女性的保障是有限的。对于那些自身资源较差的女性来说,她们不得不降低标准,以寻求新的婚姻来保障生活。与此类似,那些独自抚养未成年子女的离异者也将面临同样的困境。本文的实证分析表明,未成年子女的存在对离异者再婚起到了一种激励作用。实际上,这种激励机制多半是一种无奈之举。我们看到,当家庭无法为离异者抚养孩子提供支持的时候,再婚成了离异者最主要的出路。他们尽快地组建家庭,可以减轻独自抚养未成年子女的压力。

再婚作为一种婚姻形态,本应该由个体自主选择。然而,由于缺乏必要的社会保障体制,使得“再婚”变成了一种谋求生存的“工具”。正如郭艳茹、张琳(2013)所说,中国中老年婚姻中存在一种“保姆换养老”的现象一样,因缺乏适当的社会保障制度,离婚者为生活所迫,不得不牺牲个人的婚姻选择权,以此来换取生活保障。或许,这种看不见的平等只有依靠婚姻保障制度的完善才能予以消除。

参考文献:

- 陈友华,2004,《中国和欧盟婚姻市场透视》,南京:南京大学出版社。
- 郭艳茹、张琳,2013,《保姆换养老:收入、健康对中老年女性再婚的影响》,《世界经济文汇》第1期。
- 古德,W. J.,1986,《家庭》,魏章玲译,北京:社会科学文献出版社。
- 金耀基,2010,《从传统到现代》,北京:法律出版社。
- 李树茁、姜全保、伊莎贝尔·阿塔尼等,2006,《中国的男孩偏好和婚姻挤压——初婚与再婚市场的综合分析》,《人口与经济》第4期。
- 李建新、王小龙,2014,《初婚年龄、婚龄匹配与婚姻稳定——基于 CFPS2010 年调查数据》,《社会科学》第3期。
- 舍特曼,苏珊娜·格罗斯巴德,2005,《婚姻与经济》,王涛译,上海:上海财经大学出版社。
- 谢宇、胡婧炜、张春泥,2014,《中国家庭追踪调查:理念与实践》,《社会》第2期。
- 杨记,2007,《影响再婚的个人和社会因素分析》,《西北人口》第1期。
- 乐国安、陈浩、王恩界、高文珺,2006,《初婚者与再婚者择偶心理机制的比较——对西方进化心理学“初/再婚择偶市场”假说的检验》,《应用心理学》第2期。
- 中华人民共和国民政部,2014,《中华人民共和国 2013 年社会服务发展统计公报》,北京:中国统计出版社。
- Becker, G. S. 1981, *A Treatise on the Family* Cambridge. MA: Harvard University Press.
- Becker, G. S., M. Landis & R. Michael 1977, “An Economics Analysis of Marital Instability.” *Journal of Political Economy* 85.
- Easterlin, R. A. 1978, “What Will 1984 Be Like? ——Socioeconomic Implications of Recent Twists

- in Age Structure.” *Demography* 15.
- Espenshade, T. 1979, “The Economic Consequences of Divorce.” *Journal of Marriage and the Family* 41.
- Goldman, N. , C. F. Westoff & C. Hammerslough 1984, “Demography of the Marriage Market in the United States.” *Population Index* 50.
- Hampton, R. 1975, “Marital Disruption: Some Social and Economic Consequences” In G. J. Duncan & G. N. Morgan (eds.), *Five Thousand American Families* (vol. 3). Ann Arbor: University of Michigan, Institute for Social Research.
- Kalmijn, M. 1994, “Assortative Mating by Cultural and Economic Occupational Status.” *American Journal of sociology* 1.
- Koo, H. P. , C. M. Suchindran & J. D. Griffith 1984, “The Effects of Children on Divorce and Subsequent Remarriage: A Multivariate Analysis of Lifetable Probabilities.” *Population Studies* 38.
- Lamanna, Mary Ann & Agnes Riedmann 1991, *Marriages and Families: Choice and Facing Change* (4th Edition). Belmont, California: Wadsworth Publishing Company.
- Lamped, R. & Kay Peggs 1999. “Repartnering: The Relevance of Parenthood and Gender to Cohabitation and Remarriage among the Formerly Married.” *British Journal of Sociology* 50.
- Lundberg, S. & R. A. Pollak 1993, “Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market.” *Journal of Political Economy* 101(6).
- 1996, “Bargaining and Distribution in Marriage.” *Journal of perspectives* 10(4).
- Manser, M. & M. Brown 1980, “Marriage and Household Decision Making: A Bargaining Analysis.” *International Economic Review* 21(1).
- Oppenheimer, V. K. 1988, “A Theory of Marriage Timing Assort Mating under Various Degrees of Uncertainty.” *American Journal of Sociology* 94.
- 1997, “Women’s Employment and the Gains to Marriage: The Specialization and Trading Model of Marriage.” *Annual Review of Sociology* 23.
- Oppenheimer, V. K. & V. Lew 1995, “American Marriage Formation in the Eighties: How Important Was Women’s Economic Independence?” In K. O. Mason & A. Jensen (eds.), *Gender and Family Change in Industrialized Countries*. New York: Oxford University Press.
- Sweet, J. A. 1973. “Differentials in Remarriage Probabilities.” Working paper, 73 – 29. Madison: University of Wisconsin, Center for Demography and Ecology.
- Wolf, W. C. & M. Macdonald 1979, “The Earnings of Men and Remarriage.” *Demography* 16.
- Wallerstein, J. S. , J. M. Lewis & S. Blakeslee 1995, *The Good Marriage: How and Why Love Lasts*. New York: Houghton Mifflin.

作者单位:南京大学社会学院
责任编辑:杨 可