

社会链接与中国人的再婚机会

伍亦雯

提 要：从结构性视角分析，社会链接对个体的再婚机会会有重要影响。本文通过家庭、朋友和工作关系网络分析了社会链接在个体再婚中发挥的作用，并采用中国国家家庭追踪调查 2010 年的数据，运用事件史分析方法进行实证检验。结果显示，在控制了其他变量后，家庭、朋友和工作关系网络均对个体的再婚机会会有显著影响。在家庭关系因素中，亲戚规模越大，再婚机会会越多；子女抚养压力会加快再婚进程；而父母健在则会延缓再婚进程。在工作关系因素中，工作经历明显增加了个体的再婚机会。在朋友关系中，朋友密切交往则延缓了个体的再婚进程。此外，还发现社会链接对个体再婚机会的影响也存在显著的性别差异和城乡差异。

关键词：再婚机会 社会链接 性别差异 城乡差异

一、引 言

改革开放以来，随着经济社会的迅速发展与西方文化的不断渗入，人们的婚恋观、家庭观发生了剧烈变迁。夫妻间观念和行为的冲突增加了婚姻失败的风险。民政部官方数据显示，近年来我国离婚对数与离婚率呈逐年上升趋势：2016 年依法办理离婚手续的共有 415.8 万对，离婚率为 3.0‰（冯亚平，2016）。2013 年至 2015 年的离婚对数分别为：350.0 万对、363.6 万对、384.1 万对；离婚率分别为：2.58‰、2.67‰、2.79‰。与离婚趋势相对应，再婚人数与再婚率也呈逐年上涨趋势，2013 年至 2015 年的再婚人数分别为：307.9 万人、326.7 万人、340.4 万人；再婚率分别为：2.26‰、2.40‰、2.50‰（中华人民共和国民政部，2016）。然而，即使离婚^①和再婚的人数不断上升，再婚机会^②却只有一部分人能够实现。那么，哪

① 一个人自离婚起，即暴露在再婚的风险下。

② 再婚机会，指从初婚离婚到再婚的时间，也就是发生概率。

些人更容易再婚？背后的作用机制是什么？对这一问题的考察关乎婚姻公平。毕竟，家庭这一组织形式不仅有利于成员拥有更好的生活机会和生命体验，也保障了社会秩序的有效运转。要深入理解这一现象，需将其放在历史结构的背景下进行考察。国内外已有研究多从婚姻市场理论出发，将婚姻视为类似于经济市场的交换行为并证明个体和家庭所拥有的资源越多，再婚机会越大（Bumpass et al., 1990; Sweeney, 1997; 彭大松, 2015）。这一视角从“理性人假设”出发关注个体行为为理性的一面，但忽视了人类行背后的结构性因素。费孝通在 1998 年提出，理解中国人的观念与行为，必须厘清中国的社会结构性质。他用“差序格局”这一概念来阐释传统中国社会关系结构，认为血缘关系及在此基础上形成的亲属群体，对中国人的行为影响最重要。无独有偶，生命历程理论创始人格伦（Glen. H. E）认为：社会链接（social links）是影响个体观念和行为的重要维度（Giele & Elder, 1998）。社会链接，指在一定社会历史条件下个体所拥有的社会关系网，其功能是将宏观社会的目标转换成个体的内驱力和行动力。因此，本文尝试从“社会人”假设出发，探索在现代中国社会结构中，影响个体再婚机会的社会链接。我们采用 CFPS（2010）数据，运用事件史分析方法，探讨三种不同的社会链接类型：家庭关系网、朋友关系网和工作关系网对再婚机会的影响，并考察其影响的性别差异和城乡差异。

二、文献回顾

（一）婚姻市场理论与再婚研究

婚姻市场理论，从理性人假设出发透视人类的婚姻行为，将其类比成经济市场里的交换行为，将男女双方的婚姻选择看作资源交换。在贝克尔（Becker. G. S）提出这一理论后，伊斯特林（Easterlin, R. A）和奥本海默（Oppenheimer, V. K）等学者分别从不同的视角提出了不同的理论观点。贝克尔通过“婚姻市场”（marriage market）这一概念，将经济市场里的交换行为引入对婚姻行为的解释，提出了关于婚姻的“交易收益”（gains to trade）模型（Becker, 1973）。该理论模型有两个核心原则：第一，择偶偏好原则。相对于单身，婚姻可以提高生活的“有用性”（utility）。贝克尔认为，在经济市场中，“有用性”来自于消费者购买的商品和服务；而在婚姻市场中，“有用性”来自婚配双方提供的商品或服务。第二，婚姻市场原则。存在一个婚姻市场，两

性在这一市场中通过竞争获得最佳配偶。同时，个体的行为也受到婚姻市场条件的限制（Becker, 1973）。贝克尔将两性视为“贸易伙伴”，认为只有当双方感受到“交换”产生价值——结婚比单身带来更好的生活，婚姻才会发生。由于传统上两性在劳动力市场和家庭中的不同分工，贝克尔认为当男性与女性依据传统的性别分工时，婚姻收益最高；当女性参与劳动力市场且有较高的收入，对家庭的贡献则降低，从而削弱了自己在婚姻市场中的竞争力（Becker, 1981）。基于这一框架，贝克尔的理论表明，较高的社会经济地位会增加男性的婚姻竞争力，降低女性的婚姻机会。

与贝克尔的“交易收益”模型相对，伊斯特林关注“两性对婚姻支付能力的感知”，并提出了“相对收入”假设。他认为，只有当两性有足够的经济安全感（以其父母的收入水平为标准），他们才会步入婚姻。在某些情况下，倘若男性的经济能力不足以“支付”婚姻，那么女性较高的收入水平便可作为补充，从而促进了婚姻的实现。因此，“相对收入”假设表明：无论男性还是女性，较高的社会经济地位都会增加婚姻发生的概率（Easterlin, 1978）。

不同于前两种理论模型，奥本海默提出了“婚姻时间”理论（theory of marriage timing）。该理论认为拥有较高社会经济地位的个体会延长婚姻发生时间，因为其寻找合适配偶这一过程本身需花费较多时间。此外，社会经济地位越高，个体择偶的最低标准也越高，其潜在的婚姻市场则相对缩小（Oppenheimer, 1988）。

依据这三种不同的理论观点，斯威尼（Sweeney, 1997）在其研究中分别提出了三个互斥的研究假设，以检验较高的社会经济地位增加还是降低了两性的再婚机会，以及是否影响了个体的再婚时间。其结论表明，对于女性而言，再婚模型的适用性与女性初婚离婚年龄相关。如果女性初婚离婚年龄相对较小，社会经济地位越高，再婚率越低；若初婚离婚年龄相对较大，社会经济地位越高，再婚率越高。然而，其研究结论并未发现社会经济地位对男性再婚机会的影响。这一结论回应了贝克尔和伊斯特林看似矛盾的理论，并往前推进了一步。实际上，较高的社会经济地位推延了初婚离婚年龄较小女性的再婚发生时间，增加了初婚离婚年龄较大女性的再婚发生概率。这一点也验证了奥本海默关于再婚时间的阐述。此外，戈德沙伊德（Goldscheider & Kaufman, 2006）等发现，受教育程度较高的个体通常不愿意与有过婚姻经历或者有孩子的对象结婚。结合本土化视角，彭大松提出中国人的再婚行为不仅受到个人资源的影响，如受教育程度、收入等，也受到家庭因素的影响，如是否隶属大家族、家庭亲属网络规模等（彭大松, 2015）。

此外，再婚机会也与人口学因素相关，包括性别、年龄和种族等。年龄是个体再婚发生的重要因素。初婚离婚年龄在既往研究中被证明是影响女性再婚的因素之一。女性再婚的可能性会随着年龄增长而降低——很大可能是因为随着年龄增长潜在的婚配对象越来越少（Goldman et al. , 1984）。然而，尽管初婚离婚年龄是女性再婚重要的影响因素，但是对于男性而言重要性相对较低。初婚年龄如果相对较小，个体倾向于延长再婚发生时间（Bumpass et al. , 1990）。

（二）缺失的视角：结构性视角与再婚机会

婚姻市场理论从经济学视角出发，提出婚姻市场概念，将择偶行为类比成经济市场的资源交换行为，并系统分析了两性行为差异的作用机制。这一理论解释了人类择偶行为中理性的一面。理性人假设是经济学视角的重要前提。该假设将行动者看作独立的个体，将行动看作以自我利益为取向的“理性人”行动，个体行动的首要准则是利益最大化。学者对再婚进行的实证研究或是从社会经济地位的匹配出发，或是从人口学因素，即个体社会特征的相似性出发等进行探索。也就是说，既往研究大多关注再婚主客观因素的“匹配”，却忽视了个体行为的结构性特征——个体行为受到宏观层次的社会历史因素制约和中观层次的组织因素影响，即社会人假设。该假设认为，行动者的行动是“社会人”行动，行动者是社会化的个体，具体社会情境下的行动受社会惯例、规则和义务的形塑，受社会历史结构、社会关系的制约（Coleman, 1988）。结构性视角关注宏观社会秩序与微观互动之间的关联，比如以迪尔凯姆和帕森斯为代表的功能主义理论，莫斯和列维·斯特劳斯为代表的交换理论，以及在社会心理学派里布鲁默提出的“生态学视角”，强调社会环境对个体的影响。实际上，任何单一的视角都不足以透视人类行为的复杂性，故而必须统筹效用性导向的经济学视角和社会性导向的结构性视角。因此，从结构性视角研究个体再婚机会的差异，是对经济学视角的重要补充。遗憾的是，至今仍少有学者从这一角度探索个体再婚行为。

本文用社会链接这一概念工具考察个体再婚的结构性因素。这一概念来自于生命历程理论，该理论将影响个体行为的因素划分成五个维度，^① 社会链接（social links）是其中之一。社会链接，指在一定社会历史条件下个体所拥有的社会关系网。链接的作用力是双向的：宏观社会历史结构将社会目标通过组织、群体传达给个人，

^① 生命历程理论的五个维度包括：时间和空间；社会链接；个体意志；事件发生的时间和生命全过程轨迹。

内化成个人目标或通过外在规范约束个人行为；个体也通过自身价值观和行为的力量影响着群体的动力形态，进而影响宏观社会结构的变迁。中观层次的社会关系网络便是这一机制的载体，包括家庭、社区、朋友群体、学校等，是人们日常面对的可感知的“社会”。我们运用社会链接这一概念来定位再婚机会的结构性约束——宏观社会历史结构是如何影响个体的再婚机会。

讨论中国人的再婚机会，必须先厘清我们的社会结构性性质、道德价值体系和社会关系构成。传统中国社会以农业为基础产业，全国 80% 的人口居住在农村，家庭组织和血缘组织是社会的主要组织形式（刘祖云，2000）。费孝通认为传统中国的社会结构是一种“差序格局”，在此基础上形成了我们的道德价值体系和社会关系结构：“我们的格局不是一捆一捆扎清楚的柴，而是好像把一块石头丢在水面上所发生的一圈圈推出去的波纹，每个人都是他社会影响所推出去的圈子的中心，被圈子的波纹所推及的就发生联系，每个人在某一时间某一地点所动用的圈子是不一定相同的。”（费孝通，1998）。推动水波外延的动力便是以家庭为核心的血缘关系。“差序格局”即以己为中心构成同心圆性质的社会关系，关系的亲疏与圆心的远近相关，越亲密的关系越接近圈子的中心。在中国社会，亲属关系是最重要的社会关系，即通过婚姻和生育所结成的网络（费孝通，1998）。“差序格局”决定了家庭及亲属群体是传统中国社会最重要的社会链接，进而形塑着个体的价值观念和行为模式。然而，工业化和城市化的发展部分的瓦解了传统社会结构的基础：农村人口大量流动到城市，家庭结构与价值观念发生剧烈变迁，大多数社会成员被组织到一个个具体的“单位”中。家庭，已不再是唯一影响个体价值观念和行为模式的组织（李路路、李汉林，2000）。人们从熟人社会不断走向陌生人社会，单位意识、朋友群体对个体的影响力逐渐增强。不过，即使影响中国人的关键社会链接朝多元化方向发展，我们认为“家”的意识在中国人心中依旧根深蒂固。因此，本文主要从家庭关系网络、朋友关系网络和工作关系网络三种类型的社会链接探究中国人的再婚机会差异。

三、研究假设

（一）家庭关系网络对再婚机会的影响

以家庭为核心建构的关系网络，包括父母、孩子和亲戚群体等，影响着个体的

再婚机会。如前所述，“差序格局”是传统中国社会影响个体行为的重要结构性因素，而以家庭为核心建立的血缘关系是“差序格局”的核心链接系统。婚姻，不仅是个人行为，也是家庭决策。从某种意义上说，婚姻对于中国人而言不只是一种生活方式的选择，更是一种责任，是稳定生活的保障。因而父母及长辈亲属会极力促使单身子女婚姻的达成。从性别差异角度看，相对于男性单身者，女性单身者对婚姻的“迫切度”更高（谭琳、李军峰，2002）。“迫切度”是某种社会文化共识，比如认为婚姻对于女性而言更具保障性功能等。因而，我们认为父母健在的家庭对女性再婚机会的提高大于男性。从城乡差异角度看，社会的不断发展与城乡分割日益深化，现代化生活方式对于城市居民的影响远大于农村居民，城市社会关系的异质性亦远高于农村。在城市，有丰富的文化生活以及不同类型的文化组织、社会团体，人们社会交往对象的范围较大，且异质性较强。相对而言，农村居民社会关系的同质性强，一个村子里的居民几乎都是亲戚、邻里，社会属性高度相似。即使目前大多数农村青年、中年来到城市谋生，但社会交往圈仍未突破自己原有的范围（杨菊华，2015）。所以，我们认为，由于社会交往群体的异质性及可动用社会资源的差异，同等家庭规模的城市人口再婚可能性高于农村人口。据此，我们提出以下假设：

假设 1.1：家庭规模、亲戚规模对再婚有促进作用，同住家庭人数与来往亲戚规模越多，个体再婚机会越大。

假设 1.2：家庭规模、亲戚规模对城市人口再婚的影响大于农村人口。

假设 1.3：父母健在的家庭有助于提升个体再婚机会。

假设 1.4：父母健在的家庭对女性再婚者影响比男性更大。

孩子对个体再婚的作用是西方学者较为关注的一个问题，不同研究有不同的结论。斯威尼（Sweeney，1997）认为，未成年孩子部分的消耗了个体的时间和精力，影响了其社会地位和资源获得，从而不利于个体在再婚市场上的成功。其研究发现初婚离婚时孩子的数量越多，再婚概率越低；孩子的年龄越小，再婚概率越低。伊万诺娃等（Ivanova et al.，2013）提出孩子是两性再婚差异的重要影响因素，孩子增加了个体尤其是女性的生活压力，从而促进了女性的再婚进程。彭大松（2015）则认为未成年孩子对于中国人再婚更多的起促进作用。抚养孩子需要消耗个体大量的金钱、时间和精力，如果缺乏家庭的帮助和支持，无疑增加离异者的生活压力，因而加速了个体重新组建家庭共同承担生活压力的步伐。结合婚姻的经济功能与劳动力市场中的性别差异，我们认为未成年孩子增加了中国人的再婚机会，且对于女性

的影响大于男性。据此，我们提出以下假设：

假设 1.5：孩子增加了个体的再婚机会。初婚离婚时，孩子的数量越多，个体再婚概率越大；孩子的年龄越小，个体再婚概率越大。

假设 1.6：孩子对女性再婚的促进作用大于男性。

（二）朋友关系网络对再婚机会的影响

现代社会，在家庭关系网络外，朋友关系网络日益成为重要的社会链接系统。首先，朋友关系网络由一群价值观、生活经历以及社会位置相似的人组成，这一社会链接通过价值同化与群体压力的方式将社会目标传达给个人并促进个体行动力的转换；其次，朋友关系网络是重要的社会资源网络，网络资源的丰富会提供给个体更多遇见潜在配偶的机会；最后，在现代社会，朋友群体承担的一个重要功能即提供个体在原子化社会里的归属感，朋友的存在会给离异者多方面的慰藉。也就是说，异性朋友本身也可能是再婚对象的一个重要来源。当然，城市人口朋友群体的异质性、拥有社会资源的质量和数量都高于农村人口，所以，我们认为朋友关系网络对于城市人口的再婚影响高于农村人口。据此，我们提出以下假设：

假设 2.1：交往的朋友人数越多，再婚可能性越大。

假设 2.2：休息日与朋友交往的时间越长，再婚可能性越大。

假设 2.3：朋友规模对城市人口再婚的影响大于农村人口。

（三）工作关系网络对再婚机会的影响

工作关系网络，在现代社会中对成年个体行为的影响越来越深。一方面，人们花费大量时间扮演职业角色，这一过程本身会影响个体的价值观和行为方式，包括规范的内化和行为的形塑；另一方面，工作关系给个体提供了一个“圈子”，即由不同社会属性的人组成的社会关系网络。社会关系网络的规模和质量影响个体再婚机会，也就是说，个体会有更多的机会遇见未来的再婚配偶。所以从这个角度说，工作关系网络，而非职业地位影响了个体的再婚机会。由于男性与女性在劳动力市场上的参与度不同，我们认为工作对男性再婚的促进作用比女性更大。据此，我们提出以下假设：

假设 3：工作增加了个体的再婚机会。

假设 3.1：工作对男性再婚的影响大于女性。

四、数据、变量与方法

（一）数据

本文采用中国家庭追踪调查（CFPS）2010年数据。该数据由北京大学中国社会科学调查中心实施，是一项全国性、综合性的社会跟踪调查数据。CFPS调查的目标总体是中国25个省、自治区、直辖市中的家庭户和家庭户中的所有家庭成员，上述25个省、自治区、直辖市的人口约占全国总人口（不含港澳台地区）的95%，因此可以被视为一个全国代表性样本。CFPS采用多阶段、内隐分层和与人口规模成比例的系统概率抽样方式，抽样分三个阶段进行：抽取行政区/县、抽取行政村/居委会和抽取家庭户（谢宇等，2014）。经比对，CFPS样本中的人口结构与全国第六次人口普查的人口结果分布相当吻合。CFPS（2010）已对全国完成样本和全国再抽样样本完成了加权处理。同时，CFPS的问卷设计中涵盖了丰富的婚姻史信息，鉴于研究对象的性质，该数据适用于本研究。

在样本选择上，我们根据研究对象的性质，选择有过婚姻史的群体。同时，由于二次再婚及多次再婚信息不全且模型复杂，我们只选取初婚离婚后第一次再婚的样本；在再婚结合形式上，本文区分了同居与婚姻，有过离婚经历的同居群体未发生法律意义上的再婚，在计算再婚时间时，算作删失样本。满足研究需要的初婚离婚群体共有：初婚离婚的再婚群体，共有432人；初婚离婚的离婚群体，共有408人；初婚离婚且有多个婚姻经历的离婚群体，共有27人；初婚离婚且多次婚姻后丧偶群体，36人；初婚离婚的同居群体，18人；初婚离婚，且多次婚姻后的同居群体，2人。总样本量一共是923人，剔除信息缺失，共852人。

（二）变量

1. 因变量

再婚机会，本文中操作化为再婚发生概率。再婚发生概率指个体离婚后在暴露（exposure）的时间里发生再婚的概率。风险起始点设定为初婚解体时间，时间单位为“月”，终点设定为被访者再婚时间点，未发生事件的个体以调查时点为终点（2010年7月）。在这段时间里未发生再婚的个体视为删失样本（censoring）。

2. 自变量

本文的关键自变量包括家庭关系网、朋友关系网和工作关系网，表 1 报告了变量的具体操作化方法。家庭关系网主要从四个方面测量：家庭规模、亲戚网络、父母因素和孩子因素。朋友关系网络从与朋友交往时间及朋友规模两方面测量。工作关系网，由于问卷中有关工作的问题基本上是基于调查时间点的考察，将之用于测量再婚有偏差，因此，我们将工作关系网络操作化为二分变量，在问卷中表达为“您是否有过正式的、连续超过 6 个月的工作经历”，以没有工作经历为参照组。

表 1 变量描述统计分析

| 类型 | 变量名 | 总量 | 平均值 | 标准差 | 性质 | 描述 |
|------|------------|-----|-------|------|------|--|
| 研究变量 | 再婚发生比 | 846 | 0.51 | 0.50 | 时间变量 | 离婚至再婚的概率 |
| 家庭变量 | 家庭规模 | 846 | 3.43 | 1.76 | 连续变量 | 1—12 人 |
| | 来往亲戚规模 | 842 | 3.91 | 5.84 | 连续变量 | 0—100 人 |
| | 父母是否健在 | 765 | 1.11 | 0.82 | 定类变量 | 1 = 父母均不在世 2 = 父母有一人在世 3 = 父母均在世 |
| | 初婚离婚时孩子数量 | 846 | 1.43 | 1.02 | 连续变量 | 0—7 人 |
| | 初婚离婚时孩子年龄 | 846 | 5.51 | 6.87 | 连续变量 | 0—35 岁 |
| 朋友变量 | 与朋友交往时间 | 844 | 0.88 | 1.27 | 连续变量 | 0—10 小时 |
| | 来往朋友数量 | 839 | 2.84 | 5.89 | 连续变量 | 0—100 人 |
| 工作变量 | 是否有过正式工作经历 | 846 | 0.84 | 0.37 | 二分变量 | 0 = 没有；1 = 有 |
| 控制变量 | 性别 | 846 | 0.56 | 0.50 | 二分变量 | 0 = 女；1 = 男 |
| | 初婚年龄 | 716 | 23.73 | 4.20 | 连续变量 | 11—49 岁 |
| | 初婚离婚年龄 | 760 | 32.89 | 7.98 | 连续变量 | 13—68 岁 |
| | 户籍类型 | 844 | 0.48 | 0.50 | 二分变量 | 0 = 农村；1 = 城市 |
| | 年收入对数 | 623 | 9.03 | 1.41 | 连续变量 | 2.30—13.46 |
| | 受教育程度 | 844 | 1.97 | 0.96 | 定序变量 | 1 = 小学及以下 2 = 初中 3 = 高中及中职 4 = 大专、大学及以上 |
| | 父亲受教育程度 | 846 | 1.56 | 1.00 | 定序变量 | 1 = 文盲或半文盲 2 = 小学 3 = 初中 4 = 高中及中职 5 = 大专及大学 |

3. 控制变量

本文纳入模型中作为控制变量的因素包括人口学因素、个体资源因素和家庭背

景因素。人口学因素包括初婚离婚年龄、初婚年龄、性别与户籍类型。个体资源因素包括学历与年收入。家庭背景因素用父亲的最高学历测量。

(三) 分析方法

本文将采用韦布尔回归 (Weibull) 模型就社会链接对再婚机会 (从初婚离婚到再婚发生的持续时间) 的影响进行量化分析。韦布尔回归属于事件史分析方法的一类模型。由于本文的研究变量属于时间变量以及存在大量的删失数据, 运用事件史分析方法较为恰当。我们采用卡普兰—迈耶方法 (Kaplan-Meier, 简称 K-M 方法) 对再婚发生概率进行描述。K-M 方法是生存函数一种乘极限的估计方法, 采用无参数的极大似然估计。利用 K-M 方法我们不仅可以估计出再婚发生概率的生存函数, 还可以进行双因素的相关比较, 即比较两个不同生存函数的差异, 并利用时序检验 (log-rank) 方法进行检验。通过观察生存函数的分布形态 (图 1-a), 我们发现再婚发生概率 (T) 符合 $\alpha = -0.5$ 的韦布尔分布, 为了进一步验证判断的准确性, 我们对生存函数 $S(t)$ 取 $\ln(S(t))$ 并作出 $\ln(S(t))$ 对时间的图形, 图形显现出的模式大致呈一条直线, 即二者线性相关。当存活时间实际上服从韦布尔分布时, 韦布尔模型比比例风险模型 (Cox) 更可取 (因为韦布尔模型识别出了参数的类型), 且韦布尔回归模型既是加速失效模型 (AFT) 又是比例风险模型, 即既可以算出两个时间之比 (生存函数之比), 又可以算出两个风险函数之比。因此, 本文采用韦布尔回归模型。韦布尔回归不要求失败率保持不变, 而是允许失败率随时间均匀地提高或降低。韦布尔模型意味着, $\ln(-\ln(s(t)))$ 是 $\ln(t)$ 的线性函数。韦布尔回归加速失效模型和比例风险模型的函数表达式分别为:

$$\text{加速失效函数表达式: } \log T_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \cdots + \beta_k x_k + \sigma \varepsilon$$

$$\text{比例风险函数表达式: } \log h(t) = a \log T + \beta_0^* + \beta_1^* x_1 + \cdots + \beta_k^* x_k$$

五、结果与分析

(一) 描述性分析

本文首先用卡普兰—迈耶生存函数估计了从初婚离婚到再婚的持续时间。数据

显示，研究对象从初婚离婚到再婚发生的平均持续时间为 6.9 年。因含有删失样本，所以平均再婚年龄被拉长，平均再婚发生概率为 0.46。从图 1 - a 可以看出，在离婚后的最初几年（0 ~ 5 年）生存率迅速下降，一定阶段后逐步趋于平缓。在此基础上，我们分别比较了不同年龄群体、不同性别群体、不同区域群体的生存函数差异。图 1 - b 反映出不同年龄群体生存函数的差异估计。从图中可以看出，在初婚解体后的最初 5 年里，老年人再婚概率大于青年人，青年人的再婚概率大于中年人。而第 5 年之后，青年人的再婚概率最大，其次老年人，最后是中年人。用时序检验做统计检验，结果显示卡方值为 16.93 ($p > 0.000$)，意味着这一结果在总体上具有显著性。图 1 - c 反映里生存函数的性别差异估计。总体上来说女性的再婚概率高于男性，等到约 10 年后，男性与女性的再婚概率基本趋于平缓。时序检验的结果显示卡方值为 6.95 ($p > 0.000$)。图 1 - d 反映了生存函数城乡差异的估计，图形清晰的反映出农村人口再婚概率高于城市人口。时序检验的结果显示卡方值为 29.72 ($p > 0.000$)。以上分析只是对再婚发生概率与人口学因素的相关性进行描述。下面我们将纳入控制变量，建立韦布尔模型对再婚发生概率进行分析。

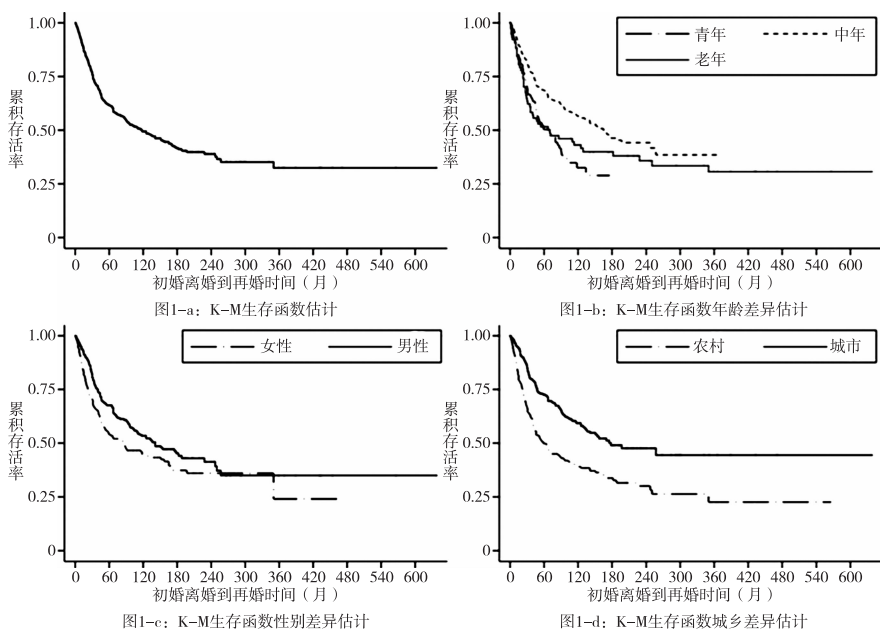


图 1 Kaplan-Meier 生存函数估计

(二) 韦布尔模型回归分析

1. 家庭关系网络对再婚机会的影响分析

我们采用三个模型分别考察家庭关系网络、朋友关系网络和工作关系网络对再婚机会的影响。表2报告了三个模型的回归结果。模型一纳入控制变量和家庭关系网络变量；模型二在模型一的基础上纳入朋友关系网络变量；模型三在模型二的基础上纳入工作关系网络变量，以此确定三类社会链接对再婚发生概率影响的稳定性。模型结果表明，除了父母只有一人健在这一因素不显著，其他因素均统计显著。有意思的是，父母双方健在对个体再婚有显著的负向作用。为了检验家庭关系网络因素的稳定性，我们分别纳入朋友关系网络因素和工作关系网络因素，建立模型二和模型三。结果表明：父母只有一人健在这一因素在纳入了朋友与工作关系网络因素后产生了显著的负向效应；其他家庭关系网络因素依旧保持统计显著，且未发生方向的变化。可以说，家庭关系网络对再婚发生概率具有稳定的效应。具体表现在以下几个方面：

第一、同住家庭人数与来往亲戚人数越多，个体再婚机会越大。在控制其他因素的情况下，家庭规模每增加一人，家庭成员再婚概率平均提高26.74%。同样的，在控制其他因素的情况下，日常交往的亲戚人数每增加一人，个体再婚概率平均提高3.4%。这一结果说明假设1.1成立，即家庭规模和亲戚规模对个体再婚具有促进作用。第二、父母健在降低了个体再婚机会。在控制其他因素的前提下，相对于父母都不在世，父母有一人在世的个体再婚概率下降了36.87%，父母均在世的个体再婚概率下降了42.25%，也就是说，父母健在对个体再婚存在负向效应。这一结果拒绝了假设1.3，父母健在对再婚起负向的延缓作用。第三、孩子增加了个体再婚机会。在控制其他因素的情况下，初婚离婚时孩子的数量每增加一人，个人再婚概率平均提高22.26%。这一结果表明孩子数量越多，个体再婚概率越高。在控制其他因素的情况下，初婚离婚时孩子的年龄每增加一岁，个体再婚概率平均降低8.88%。也就是说，初婚离婚时孩子年龄越小，个体再婚概率越高。这两个结果表明假设1.5成立，孩子的存在增加了个体的再婚机会。由于单亲者独自抚养年幼孩子需要承担较高的经济压力，促使个体更快的进入再婚。孩子的年龄越大及至成人独立，个体感受到的经济压力降低，进而延缓了再婚进程。

2. 朋友关系网络对再婚机会的影响分析

模型二（表2）纳入朋友因素的考察，包括朋友规模和与朋友交往的时间。有

意思的是,模型给出的结果表明与朋友交往的时间对再婚发生概率起负向的显著效应,朋友群体的规模对再婚发生概率亦起到负向效应但不显著。模型三(表2)纳入工作因素以考察朋友效应的稳定性,结果表达稳定且方向一致。具体而言,在控制了其他因素的前提下,休息日与朋友的交往时间每增加一小时,再婚概率平均降低23.81%,也就是说,在休息日与朋友社会交往时间越长,再婚发生率越低。这一结果拒绝了假设2.2。模型亦表达出与朋友的交往规模对再婚概率起到负向作用,但不具有统计显著性。

表2 家庭、朋友与工作关系网络对再婚机会影响的 Weibull 模型回归结果

| 变量 | 模型一 | 模型二 | 模型三 |
|-------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 家庭规模 | 0.238 *** (-0.047) | 0.245 *** (-0.049) | 0.237 *** (-0.049) |
| 父母只有一人健在 | -0.339 (-0.238) | -0.393 (-0.242) | -0.461 * (-0.243) |
| 父母双方健在 | -0.578 (-0.302) | -0.483 (-0.306) | -0.549 * (-0.308) |
| 亲戚规模 | 0.024 ** (-0.011) | 0.030 *** (-0.011) | 0.033 *** (-0.011) |
| 初婚离婚时孩子数量 | 0.196 ** (-0.08) | 0.205 ** (-0.087) | 0.201 ** (-0.085) |
| 初婚离婚时孩子年龄 | -0.090 *** (-0.02) | -0.094 *** (-0.02) | -0.093 *** (-0.02) |
| 与朋友社交时间 | | -0.242 *** (-0.087) | -0.272 *** (-0.089) |
| 朋友规模 | | -0.006 (-0.007) | -0.007 (-0.007) |
| 工作经历(无工作经历) | | | 0.499 ** (-0.254) |
| 性别(女) | -0.580 *** (-0.184) | -0.547 *** (-0.186) | -0.528 *** (-0.186) |
| 中年(青年) | -0.398 * (-0.223) | -0.325 (-0.225) | -0.354 (-0.225) |
| 老年(青年) | -0.525 (-0.363) | -0.518 (-0.355) | -0.631 * (-0.357) |
| 初婚年龄 | -0.090 *** (-0.031) | -0.093 *** (-0.031) | -0.099 *** (-0.031) |

续表

| 变量 | 模型一 | 模型二 | 模型三 |
|----------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| 初婚离婚年龄 | 0.066 *** (-0.02) | 0.066 *** (-0.02) | 0.067 *** (-0.02) |
| 户口(农村) | -0.067 (-0.208) | -0.016 (-0.211) | -0.064 (-0.214) |
| 年收入对数 | 0.125 (-0.076) | 0.154 ** (-0.078) | 0.148 * (-0.076) |
| 学历(小学及以下) | | | |
| 初中 | 0.168 (-0.232) | 0.034 (-0.237) | -0.005 (-0.242) |
| 高中及中职 | 0.189 (-0.283) | 0.016 (-0.292) | -0.037 (-0.292) |
| 大专及大学 | 0.013 (-0.381) | -0.028 (-0.386) | -0.030 (-0.387) |
| 父亲学历(文盲及半文盲) | | | |
| 小学 | 0.441 (-0.305) | 0.438 (-0.309) | 0.492 (-0.309) |
| 初中 | 0.462 (-0.291) | 0.402 (-0.298) | 0.450 (-0.301) |
| 高中及中职 | 0.564 (-0.419) | 0.312 (-0.447) | 0.334 (-0.452) |
| 大专及大学 | -0.012 (-0.531) | -0.011 (-0.525) | 0.048 (-0.531) |
| Constant | -5.981 *** (-1.06) | -6.038 *** (-1.074) | -6.189 *** (-1.071) |
| Log likelihood | -402.210 | -395.925 | -393.801 |
| LR chi2(20) | 94.900 | 100.740 | 104.990 |
| Prob > chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| N | 398 | 395 | 395 |

注：(1) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$ ；(2) 变量一栏括号内变量为参照组，模型结果一栏括号内数值为标准误。

3. 工作关系网络对再婚机会的影响分析

模型三(表2)纳入工作关系网络变量,模型结果表达了显著的正向效应。在控制了其他因素的前提下,相对于没有工作经历的个体,有过工作经历的个体再婚概率增加了约64.71%。这一结果证明了假设3,工作经历增加了个体再婚机会。工作经历,对个体的影响不仅仅是社会关系范围的增加和异质性的提高,而且影响一

个人的视野、价值观和行为方式，从而影响个体的再婚选择。

4. 社会链接对再婚机会影响的性别差异

为了检验父母因素对个体再婚的影响是否存在性别差异，我们在模型三的基础上增加了性别与父母是否健在的交互项，建立模型四（表3）。结果显示，性别的主效应是 -1.128 ($p < 0.001$)，表示在其他因素不变的条件下，父母均不健在的男性比父母均不健在的女性再婚概率低 67.63%，即父母健在对于女性再婚的影响高于男性。这一结果证明了假设 1.4。父母因素的两个主效应均具有统计显著性，父母有一人健在的主效应估计值为 -1.010 ($p < 0.001$)，意味着与父母均不健在的女性相比，父母有一人健在的女性再婚概率降低了 63.58%。父母均健在的主效应估计值为 -1.089 ($p < 0.001$)，表明与父母均不健在的女性相比，父母均健在的女性再婚概率降低了 66.34%。这一结果反映出就女性而言，父母健在对其再婚起负向作用。两个交互项均表达了轻微的统计显著性。性别与父母有一人健在的交互效应估计值为 0.794 ($p < 0.1$)，意味着相对于父母均不健在的女性而言，父母有一人健在的男性其再婚概率下降 9.99%。性别与父母双方均健在的交互效应估计值为 0.788 ($p < 0.1$)，反映了相对于父母均不健在的女性，父母均健在的男性再婚概率下降 14.08%。

表 3 社会链接对再婚机会影响的性别差异

| 变量 | 模型四 | 模型五 | 模型六 |
|---------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| 父母只有一人健在 | -1.010 *** (-0.376) | -0.487 ** (-0.239) | -0.470 * (-0.243) |
| 父母双方健在 | -1.089 *** (-0.409) | -0.558 * (-0.302) | -0.568 * (-0.31) |
| 亲戚规模 | 0.033 *** (-0.011) | 0.032 *** (-0.011) | 0.033 *** (-0.011) |
| 初婚离婚时孩子数量 | 0.222 ** (-0.087) | 0.498 *** (-0.148) | 0.202 ** (-0.085) |
| 工作经历 (无工作经历) | 0.506 ** (-0.254) | 0.484 * (-0.253) | 0.274 (-0.373) |
| 性别 (女) | -1.128 *** (-0.34) | 0.029 (-0.309) | -0.872 + (-0.481) |
| 性别 * 父母只有一人健在 | 0.794 + (-0.447) | | |
| 性别 * 父母双方均健在 | 0.788 + (-0.422) | | |

续表

| 变量 | 模型四 | 模型五 | 模型六 |
|----------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| 性别 * 初婚离婚时孩子数量 | | -0.378 ** (-0.161) | |
| 性别 * 工作经历 | | | 0.394 (-0.509) |
| Constant | -5.756 *** (-1.07) | -6.581 *** (-1.092) | -5.882 *** (-1.141) |
| Log likelihood | -391.762 | -391.210 | -393.504 |
| LR chi2 (20) | 109.070 | 110.170 | 105.580 |
| Prob > chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| N | 395 | 395 | 395 |

注：(1) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$ ；(2) 变量一栏括号内变量为参照组，模型结果一栏括号内数值为标准误；(3) 受篇幅所限，表中只呈现了进行交互检验的相关变量，未呈现模型中的其他变量，下同。有兴趣的读者可向作者索取相关结果。

为了考察孩子对个体再婚的影响是否存在性别差异，我们在模型三的基础上纳入性别与孩子数量的交互项，建立模型五（表3）。结果显示：性别的主效应估计值为0.029，不具备统计显著性。初婚离婚时孩子数量的主效应为0.498（ $p < 0.001$ ），表明孩子数量的增加对女性再婚具有促进作用。具体而言，在控制其他因素不变的条件下，初婚离婚时孩子的数量每增加一个，女性再婚概率平均增加64.54%。性别与初婚离婚时孩子数量的交互效应估计值为-0.378（ $p < 0.01$ ），说明初婚离婚时孩子数量的增加降低了男性再婚概率。具体而言，初婚离婚时孩子数量的增加对女性再婚概率的作用更显著，在控制其他变量的情况下，孩子对女性再婚的促进作用比男性高出33.07%。这一结果证实了假设1.6。

模型六（表3）在模型三的基础上增加工作与性别的交互项，以检验工作关系网络对与个体的再婚影响是否存在性别差异。结果显示：性别的主效应估计值为-0.872（ $p < 0.1$ ），表明没有工作经历的男性比没有工作经历的女性再婚概率低58.19%。这一数据验证了假设3.1，工作关系网络对于男性再婚的影响高于女性。工作因素的主效应估计值为0.274，不具有统计显著性。工作与性别的交互效应为0.394，亦不具有统计显著性。

5. 社会链接对再婚机会影响的城乡差异

为了验证家庭规模与亲戚规模对个体再婚的影响是否存在城乡差异，我们在模型三基础上分别纳入户籍与家庭规模、户籍与亲戚规模的交互项，建立模型七与模

型八（表4）。模型七结果显示：家庭规模的主效应估计值不具有统计显著性。户口的主效应估计值为-1.029（ $p < 0.001$ ），即在控制其他因素的前提下，家庭规模小的城市居民比同等条件下的农村居民再婚发生概率下降64.26%。交互效应估计值为0.252（ $p < 0.001$ ），表明相对于农村人口，家庭规模的增加对提高城市人口再婚的作用更为显著，在控制其他因素不变的前提下，家庭规模对城市人口再婚的促进作用比农村人口高出39.95%。模型八结果显示：亲戚规模的主效应估计值为0.213（ $p < 0.001$ ），说明亲戚规模的增加对农村人口的再婚有正向影响。在控制其他因素的前提下，亲戚规模每增加一人，农村人口的再婚概率提高23.74%。户口的主效应估计值为-0.332，不具有统计显著性。交互项效应估计值为0.055（ $p < 0.01$ ），表明亲戚规模人数的增加对提高城市人口的再婚作用更显著，在控制其他因素不变的条件下，亲戚规模对城市人口再婚的促进作用比农村人口高出29.39%。这一结果证明了假设1.2，家庭规模、亲戚规模对城市人口的再婚影响高于农村人口。

表4 社会链接对再婚机会影响的城乡差异

| 变量 | 模型七 | 模型八 | 模型九 |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 家庭规模 | 0.107 (-0.068) | 0.213 *** (-0.05) | 0.235 *** (-0.049) |
| 亲戚规模 | 0.031 *** (-0.011) | 0.019 (-0.015) | 0.030 *** (-0.011) |
| 朋友规模 | -0.004 (-0.007) | -0.006 (-0.007) | -0.013 (-0.008) |
| 户口(农村) | -1.029 *** (-0.395) | -0.332 (-0.249) | -0.327 (-0.224) |
| 户口 * 家庭规模 | 0.252 *** (-0.088) | | |
| 户口 * 亲戚规模 | | 0.055 ** (-0.024) | |
| 户口 * 朋友规模 | | | 0.096 *** (-0.024) |
| Constant | -5.306 *** (-1.12) | -5.944 *** (-1.087) | -6.348 *** (-1.088) |
| Log likelihood | -389.662 | -391.383 | -387.267 |
| LR chi2 (20) | 113.270 | 109.820 | 118.050 |
| Prob > chi2 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| N | 395 | 395 | 395 |

注：(1) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, + $p < 0.1$ ；(2) 变量一栏括号内变量为参照组，模型结果一栏括号内数值为标准误。

我们在模型三基础上纳入了城乡因素与朋友网络规模的交互项建立模型九（表3），以检验朋友规模对个体再婚的影响是否存在城乡差异。结果显示：朋友规模的主效应估计值为0.235（ $p < 0.001$ ），意味着朋友规模的增加对农村人口的再婚有正向影响。在控制其他因素的前提下，朋友规模每增加一人，农村人口的再婚概率提高26.49%。户口的主效应估计值为-0.327，不具有统计显著性。交互项效应估计值为0.096（ $p < 0.001$ ），表明朋友规模人数的增加对提高城市人口的再婚作用更显著，在控制其他因素不变的条件下，朋友规模对城市人口再婚的促进作用比农村人口高出36.57%。这一结果验证了假设2.3，即朋友规模对城市人口的再婚影响高于农村人口。

6. 控制变量的影响

本文纳入模型的控制变量主要包括三个方面：人口学因素、个人资源因素和家庭背景因素。从模型三的结果来看，人口学因素中性别、年龄、初婚年龄、初婚离婚年龄对再婚发生概率有显著影响；个人资源中年收入对再婚概率有显著影响；家庭背景用父亲的最高学历表达，这一因素在本文中未发现显著影响。具体分析如下：性别因素对再婚发生概率的效应是-0.582（ $p < 0.001$ ），即在控制了其他变量的前提下，男性的再婚概率比女性低44.12%。年龄因素中老年人效应显著。即在控制了其他变量的前提下，老年人的再婚概率比青年人低46.79%。初婚年龄，在控制了其他因素不变的前提下，初婚年龄每增加一岁，再婚概率平均降低9.43%。初婚离婚年龄，在控制了其他因素不变的前提下，初婚离婚年龄每增加一岁，再婚概率平均增加6.93%；年收入，在控制了其他因素不变的前提下，年收入每增加一个单位，再婚概率平均增加15.95%，表明年收入越高的个体，再婚发生概率越高。

六、结论与讨论

本文借用社会链接概念，从结构性视角出发探索宏观社会结构如何差异化的型塑个体的再婚行为。基于CFPS（2010）年数据，我们运用事件史分析方法并采用韦布尔回归模型分析了三类社会链接对中国人再婚机会的影响，并检验了影响再婚机会的性别差异和城乡差异。本文的发现可概括为以下几点：

第一、总体而言，家庭关系网络增加了个体的再婚机会。家庭规模和来往亲戚

规模的增大提高了个体的再婚可能。不同于西方社会，即便是再婚，中国人依旧受到原生家庭及家族的重要影响。这反映出传统以血缘关系为核心的“差序格局”依旧是影响中国人行为与态度的重要结构性力量。在现代中国，家庭始终是影响我们行为的重要社会链接。孩子对个体再婚具有重要的影响力。初婚离婚时孩子的数量越多，个体再婚可能性越大；孩子的年龄越小，个体再婚可能性越大。独自抚育孩子带来的生活压力加速了个体尤其是女性进入下一段婚姻的进程。然而，不同于初婚，父母健在降低了子女的再婚机会。这一现象从反面反映婚姻的经济功能——男女双方分工合作共同应对生存压力。但是，由于中国家长对子女的无限责任制，父母健在部分地承担了子女抚养孩子等经济压力，反而延缓了子女的再婚进程。这一点也表明了家庭是个体行为重要的支持和保障系统。

第二、朋友关系网络延缓了中国人的再婚进程。与朋友的交往时间越长，再婚可能性越小。一个可能的解释是，人们倾向于与自己价值观和其他社会属性类似的人交往。因此，来往频繁的朋友群体可能具有某些属性上的同质性，包括离异状态。与朋友过多的交往反而会影响与潜在配偶的交往，且朋友群体提供的社会支持和心理支持给个体一定的慰藉，延缓了再婚进程。但这只是一个猜想，需要后续研究的科学验证。

第三、工作关系网络提高了个体的再婚机会。工作环境提供给人们一个不同于家庭和朋友的社会交往圈，交往圈里的不同社会成员对个体产生了不同于朋友与家庭成员的影响。同时，成年人大部分时间投入于工作，反过来又会影响人们的价值观和行为方式。再婚一般发生在中年以后，因此，工作关系网络对于个体再婚行为的影响非常重要。

第四、不同社会链接对个体再婚机会的影响存在性别差异。家庭对个体再婚影响的性别差异主要表现在父母与孩子两个方面。父母健在对女性再婚的影响高于男性，相对于男性而言，父母健在的女性再婚可能性更低。中国传统上“男主外女主内”的模式，加上劳动力市场上女性的弱势地位，使得女性在离婚后遭遇更大的生活压力和风险。如果父母健在，其提供的帮助将会延缓女性因生活压力而进入下一段婚姻。同时，由于大多数离婚者的父母都处于人生的中老年阶段，所处的社会位置及可利用的社会资源已不同于过去，缺乏利用社会关系资源促进子女再婚的能力。因此，父母健在对离婚者的影响大多是提供精神支持、经济支持及生活扶持，这一点对于女性的重要性高于男性，并因此延缓了女性的再婚时间。初婚离婚时孩

子数量对女性的影响高于男性。孩子的数量越多，女性的再婚可能性越高。工作经历对男性再婚的影响高于女性。

第五、相对于农村人口，家庭和朋友这两类社会链接系统对城市人口再婚机会的影响更大。中国户籍制度对城乡二元区隔的影响是全方位的，包括人们的再婚行为。具体表现在：家庭规模、亲戚规模、朋友规模大的城市人再婚可能性高于农村人。相对于农村人口，城市人口社会关系网络构成的异质性更强，相应的，也拥有不同类型的社会资源。所以，异质性高的社会关系网络增加了个体寻找潜在配偶的可能性。同时，尽管近二十年来大多数农村青年、中年背井离乡来到城市谋生，但并未真正融入城市，很重要的一点就是社会交往的区隔性。农村人口来到城市，陌生的环境促使他们与老乡、亲戚交往的密切，以抵御在城市中遇到的各种风险，也由于不同社会阶层拥有不同的居住区域、生活环境以及不同的生活方式，农村人很难与城市人，尤其是拥有各类社会资源的城市人建立社会交往圈，所有农村人高同质性的社会链接未因进城务工而改变。

综上所述，我们从结构性视角出发，认为个体的再婚行为不仅具有理性的一面，也具有社会性特征，即受到宏观社会历史结构的影响。社会链接是社会结构影响个体态度和行为的一个重要作用机制：社会链接系统将宏观社会目标转换成文化价值、组织规范并通过群体压力、人际互动等方式来影响个人态度和行为，最终塑造了表达社会目标的个体行动。再婚，属于一次社会行动，背后牵引着文化规范的形塑、时代属性的约束和社会政策的指引，通过我们每天面对的“社会”传达给个体，最后转化为个体自身意志并通过行动表达。通过运用社会链接这一概念工具，我们发现了变迁中的中国社会关系结构中的“变”与“不变”：不变的是，家庭依旧处于“差序格局”的中心地位，是影响个体再婚机会的重要链接；变的是工作和朋友关系网络日益成为我们重要的社会链接系统，影响着我们的再婚机会。本文的局限性在于，尽管父母和朋友因素反映对个体再婚机会的负向作用，但是缺乏明确的原因加以解释和证明，这一现象背后的作用机制有待更为详尽的发现和证明。

参考文献：

- 费孝通，1998，《乡土中国：生育制度》，北京：北京大学出版社。
- 冯亚平，2016，《中国民政统计年鉴·2016》（中国社会服务统计资料），北京：中国统计出版社。
- 刘祖云，2000，《从传统到现代：当代中国社会转型研究》，武汉：湖北人民出版社。

- 李路路、李汉林, 2000, 《中国的单位组织: 资源、权力与交换》, 杭州: 浙江人民出版社。
- 彭大松, 2015, 《个人资源, 家庭因素与再婚行为——基于 CFPS2010 数据的分析》, 《社会学研究》第 4 期。
- 谭琳、李军峰, 2002, 《婚姻和就业对女性意味着什么?》, 《妇女研究论丛》第 4 期。
- 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。
- 杨菊华, 2015, 《中国流动人口的社会融入研究》, 《中国社会科学》第 2 期。
- 中华人民共和国民政部, 2017, 《中华人民共和国 2016 年社会服务发展统计公报》, 北京: 中国统计出版社。
- Becker, G. S. 1973, "A theory of Marriage: Part I." *Journal of Political Economy* 81 (4).
- 1981, *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bumpass, L., J. Sweet & T. C. Martin 1990, "Changing Patterns of Remarriage." *Journal of Marriage and the Family* 747 - 756.
- Coleman, J. S. 1988, "Social Capital in the Creation of Human Capital." *American Journal of Sociology* 94, S95 - S120.
- Easterlin, R. A. 1978, "What Will 1984 Be Like? Socioeconomic Implications of Recent Twists in Age Structure." *Demography* 15 (4).
- Giele, J. Z. & G. H. Elder 1998, *Methods of Life Course Research: Qualitative and Quantitative Approaches*, CA: Sage Publications.
- Gieryn, T. F. 2000, "A Space for Place in Sociology." *Annual Review of Sociology* 26 (1).
- Goldman, N., C. F. Westoff & C. Hammerslough 1984, "Demography of the Marriage Market in the United States." *Population Index* 5 - 25.
- Goldscheider, F. & G. Kaufman 2006, "Willingness to Stepparent: Attitudes about Partners Who Already Have Children." *Journal of Family Issues* 27 (10).
- Ivanova, K., M. Kalmijn & W. Uunk 2013, "The Effect of Children on Men's and Women's Chances of Re-partnering in A European Context." *European Journal of Population/Revue Européenne De Démographie* 29 (4).
- Oppenheimer, V. K. 1988, "A Theory of Marriage Timing." *American Journal of Sociology* 94 (3).
- Putnam, R. D. 2016, *Our Kids: The American Dream in Crisis*, NY: Simon & Schuster.
- Sweeney, M. M. 1997, "Remarriage of Women and Men after Divorce: The Role of Socioeconomic Prospects." *Journal of Family Issues* 18 (5).

作者单位: 中国社会科学院研究生院社会学系
责任编辑: 戈艳霞