

配偶年龄差距对婚姻质量和婚姻稳定性的影响

——基于CHARLS 2013年全国数据

陈嫣然 秦雪征*

内容提要 婚姻匹配不仅对个人的生活轨迹有重要影响，还影响着社会结构和社会分层。而配偶之间的年龄差距，往往是婚姻匹配中首要考虑的因素之一，同时也反映了特定时期的社会风气和婚恋市场的基本情况。本文使用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据发现，对于中国大多数中老年人而言，当丈夫比妻子年长时，可以提高夫妻的生活满意度，减少抑郁情绪，并且该效应随夫妻双方年龄差距的增加而增大；而从婚姻稳定性的角度看，丈夫比妻子年长将增加离婚风险，且夫妻年龄差距与离婚风险呈U形关系（丈夫比妻子年长1~3岁时的离婚风险最低）。分样本分析结果显示，丈夫比妻子年长时，对男性和女性的婚姻质量都有提高，同时会降低男性的离婚风险；对农村和城市居民的婚姻质量均有显著影响，并主要降低城市居民的离婚风险；会同时增加初婚和非初婚群体的婚姻质量，并会降低初婚群体的离婚风险。从影响机制上看，夫妻年龄差距可以通过双方认知能力、家庭背景差异和婚后生育子女三种渠道影响婚姻的满意度和稳定性。

关键词 年龄差距 婚姻匹配 婚姻质量 生活满意度 离婚风险

一 引言

婚姻在一个人的生活中扮演着重要的角色，影响着个体在生命历程中的角色转换

* 陈嫣然，北京大学经济学院，电子邮箱：yanran.chen@pku.edu.cn；秦雪征，北京大学经济学院，电子邮箱：xqin@pku.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金面上项目“人力资本的代际传递对经济增长的影响机制研究”（项目批准号：71573003）和北京市社会科学基金研究基地项目“新常态下人力资本对经济发展的贡献机制研究”（项目编号：16JDLJB001）的支持。本文使用的数据来自北京大学“985”项目资助、北京大学中国社会科学调查中心执行的中国健康与养老追踪调查。作者感谢数据提供方的支持。

和发展方向,是重要的人生经历和关键选择之一,不同的婚姻选择会对一个人的未来生活产生重要影响(Bertrand et al., 2015)。同时,婚姻也是形成家庭的基础,进而影响着社会分工和社会结构的建立与发展。婚姻匹配问题已经不仅仅是涉及生活选择的个人问题,有越来越多的学者将微观个体的婚姻匹配问题与社会发展中的不平等程度和发展程度相联系,发现婚姻市场中不同个人特质(如教育背景)的青年之间的不同匹配方式可以在中长期解释国家层面的社会开放程度、社会不平等程度和投入产出差异等(Fernández & Rogerson, 2001; Kremer, 1997; Smits et al., 1998; Ultee & Luijkx, 1990)。目前,中国正处于人口结构、社会经济格局和思想文化的快速变革时期,这些改变都在一定程度上影响了婚恋市场的发展和人们婚姻匹配的选择。因此,婚姻匹配问题已经逐渐成为劳动经济学领域研究的热点话题。

其中,夫妻年龄差距对婚姻的影响一直是人们讨论的热点之一。自古以来,中国就有“女大三,抱金砖”的俗语,反映了传统观念中对于配偶年龄差距的偏好。而随着自由恋爱观念的兴起以及经济快速增长和思想解放,传统的婚姻观念和选择方式受到了巨大冲击,多样化、个性化的婚姻观开始出现,人们在婚配选择中的自主权也越来越大,越来越多的“姐弟恋”“老少配”式的婚姻匹配方式走入了人们的视野,成为社会热议的话题之一。一方面,不同时期的配偶年龄差距反映了特定历史时期的文化氛围、社会风气 and 经济发展状况,往往带有鲜明的时代烙印,反映了婚恋市场中的基本模式、结构、规模和挤压情况(姜全保等, 2013; 唐美玲, 2010),也是研究社会发展的重要切入点之一。另一方面,配偶年龄也是婚姻选择中最基本的要素之一,这种选择可能与个人特征、家庭特征和家庭背景特征相互影响,进而影响个人生活轨迹和社会发展进程。因此,配偶年龄差距问题对社会结构变迁、当代婚姻匹配模式和个人生命历程的研究都有重要意义。

本文从婚姻生活的质量和稳定性作为切入点,利用全国大型微观入户调查数据探讨配偶年龄差距对个人生活满意度、抑郁情绪(反映婚姻生活质量)、离婚风险(反映婚姻生活稳定性)的影响。文章的后续部分安排如下:第二部分对早期学者在此类问题上的研究进行文献汇总、分类和评述;第三部分介绍本研究的数据来源和实证策略;第四部分对模型结果进行归纳分析;第五部分为结论。

二 文献回顾

随着社会经济的发展,婚姻匹配问题已经不仅仅是社会学领域研究的问题,而被

作为人的一种理性选择进入经济学的研究领域，越来越多的学者利用经济学理论和实证策略对婚姻匹配问题进行了深入研究。作为家户经济学的开创者，Becker是最早利用新古典经济学对婚姻市场进行分析的学者。他通过引入效用可分的静态模型，从互补品和替代品的角度提出了“相似匹配”（assortative match）的婚姻结合模式（Becker, 1973, 1974）。此后便涌现出了一大批学者研究怎样的婚姻匹配方式是更令人满意和更稳定的。

而本文所重点关注的配偶年龄差距问题，国外也有诸多学者进行了专门研究。基于“生命历史进化模型”（evolutionary life history model），很多学者认为由于社会传统的性别角色规范，年轻女性往往对年龄较大的男性更有吸引力，男性则被相对年轻的女性所吸引。由于男性和女性在生育上的角色不同，男性会更倾向于匹配年轻的配偶，并且随着男性年龄的增长，男性对年轻女性的偏好更加明显以保持生育质量，但对于女性是不利的（Kenrick & Keefe, 1992; Buunk et al., 2001; Drefahl, 2010）。Otta et al. (1999) 利用巴西的样本发现，男性寻找更为年轻的女性进行婚配的趋势越来越明显，并且这种年龄差异婚配可以很好地拟合进化模型（evolutionary model）。Casterline et al. (1986)、Ní Bhrolcháin (2005) 分别讨论了发展中国家和英国夫妻年龄差距的现状，发现配偶年龄差距较大的原因主要来源于亲属关系结构和妇女地位，平等思想和现代化进程缩短了配偶之间的年龄差距。

在关于年龄差距对婚姻质量和稳定性影响的研究中，主要形成了两派截然不同的观点。一类研究支持了Becker同类匹配的观点，认为这种“相似匹配”是更优的匹配方式，即夫妻双方如果在年龄等方面有较大差距，婚姻的满意度和稳定性都将下降（Spanier & Glick, 1980; Blau et al., 1982; Choo & Siow, 2006; Dupuy & Galichon, 2014; Becker, 1993; Barham et al., 2009; Tzeng, 1992）。此外，Atkinson & Glass (1985) 研究发现，相较于年龄相仿的夫妻，丈夫更年长或丈夫更年轻的匹配方式都有较低的社会经济特征（包括收入、社会地位等）。Mansour & McKinnish (2014) 则进一步提出，那些选择年龄差别较大的伴侣结婚的人的认知技能得分偏低，学历偏低；在学历相同的情形下，工资和年薪偏低，甚至这些人在高中时期的体型、样貌得分也偏低。另一类研究则认为更美满稳定的婚姻匹配模式也有可能存在于“异质婚配”中。Goldscheider et al. (1986)、Burdett & Coles (1997)、Abramitzky et al. (2011)、Rogler & Procidano (1989) 发现，当性别比例失衡或是在传统性别角色分工显著的社会环境下，异质婚配也是较为稳定的婚配方式，夫妻年龄的不匹配等不会影响婚姻的质量和离婚风险。进一步地，Vera et al. (1985) 反对 Spanier & Glick (1980) 提出的观点，认为年

龄差距大的夫妻并非多出现于低社会阶层的群体，这其中可能存在因果倒置；同时，也并没有证据表明年龄差距大的夫妻的离婚风险更大，这更多的是人们的一种刻板印象。

相比国外学者丰富的研究内容和方法，中国学者在婚姻匹配模式上的研究起步较晚，但近期也有很多学者的研究推进了对这一领域的探索。这类研究多针对中国特有文化背景下的婚姻匹配模式展开分析，对隔代式择偶、门当户对和梯度匹配等问题展开了较为深入的分析（陆益龙，2009；沈新风，2011；李后建，2013；王智波、李长洪，2014；雷晓燕等，2015；郭婷、秦雪征，2016；李建新、王小龙，2014；彭大松、陈友华，2016）。而中国学者在配偶年龄差距问题的研究上，目前主要集中于对配偶年龄差距的基本情况描述分析，以及分析配偶年龄差距与特定人口学变量的关系（高颖，2012；高颖、张秀兰，2012）。在配偶年龄差距的描述分析上，沈崇麟和杨善华（1995）、郭志刚和邓国胜（2000）、李志宏（2004）、周炜丹（2009）等利用人口普查数据发现，中国夫妻年龄差距主要在1~4岁之间，并且分布较为集中。刘娟和赵国昌（2009）利用2005年中国综合社会调查（CGSS）数据发现，中国配偶的平均年龄差为2岁。由于数据和分析方法的不同，学界对配偶年龄差距的变化趋势没有达成共识，有学者认为中国夫妻年龄差距在逐年缩小（杜泳，1989；李银河，1995；李志宏，2004），也有学者认为差距在逐年扩大（沈崇麟等，1999）或呈U形变化（周炜丹，2009）。在研究配偶年龄差距与特定变量的关系上，主要侧重于讨论年龄差距与初婚年龄（时安卿，1987）、城乡户籍（顾鉴塘，1987）、文化程度（李煜，2008，2011）等方面的关联性，而鲜有讨论与婚姻质量、婚姻稳定性关系的文献。

综上所述，目前国内外在专门研究配偶年龄差距对婚姻质量和稳定性上的研究还较少。首先，大部分研究配偶年龄差距的文献多是从社会学的角度分析，而经济学方面的讨论较少。其次，很多学者的研究中使用的数据年份较为久远，对当前社会发展和婚配模式的刻画不足。最后，现有文献中更多只是进行了相关性研究和描述统计分析，并没有深入挖掘两者之间的因果关系，也没有试图解决可能存在的内生性问题和对特定人群的不同影响。

本文的贡献主要体现在以下三方面。第一，本文利用2013年CHARLS全国数据，首次对中国中老年人婚姻中的配偶年龄差距问题进行刻画，并对其发展变化趋势进行了分析。第二，很多文章都仅仅将年龄作为婚姻匹配中的一个环节进行分析，本文则集中探讨配偶年龄差距对个体主观满意度、抑郁情绪、离婚风险三个维度的影响。第

三，本文在相关性和描述性分析的基础上，重点解决很多研究中所忽略的模型内生性问题，对配偶年龄差距与婚姻质量和稳定性之间的关系进行因果识别，从而更加全面准确地探究年龄差距对于婚姻质量和稳定性的影响。

三 数据与方法

（一）数据来源

本文使用的数据来自 2013 年中国健康与养老追踪调查（CHARLS），该调查由北京大学中国社会科学调查中心组织实施。CHARLS 与其他发达国家设计并实施的全国性健康与养老追踪调查数据类似^①，旨在收集 45 岁及以上人群及其配偶的个人基本信息、家庭情况、健康状况、体格测量、医疗服务利用和医疗保险、工作、退休和养老金、收入、消费、资产以及社区基本情况等信息（雷晓燕等，2015）。在样本选取上，CHARLS 利用按概率比例规模抽样方法在全国共抽取了 150 个县，然后随机在每个县抽取 3 个村或社区，随后在每个村或社区随机抽取年龄满 45 周岁的人作为主要受访者，一经选定，不论其配偶年龄多大，该受访者及其配偶都将成为调查的受访者^②。

从个体层面看，在 2013 年全国调查中，共调查了 18604 名受访者，其中追访受访者 15770 名，新增受访者 2834 名。每个家户基本有两位受访者接受访问（少数丧偶者除外），可较好地反映中国人口老龄化背景下的实际情况，数据较为客观，质量较高。

（二）实证策略

2013 年 CHARLS 对每位受访者的婚姻状况进行了详细询问，对每位受访者最近一次婚姻的配偶信息进行了记载。因此，在本文中，基于研究主题，主要考察受访者最近一次婚姻中配偶的年龄差距对生活满意度、抑郁情绪以及离婚风险的影响。基本的处理原则为：对于追访样本，如果 2013 年询问时婚姻状态没有发生变化，则不再询问最近一次婚姻中配偶的相关信息，因此这部分数据来源于 2011 年全国基线数据的匹配；如果受访者在 2013 年的婚姻状态发生变化或是新增受访者，配偶信息可以直接从

① 比如美国的健康与退休调查（HRS）、欧洲的健康、养老与退休调查（SHARE）、英国老年追踪调查（EISA）、韩国的中老年人口跟踪调查（KIOSA）、日本养老和退休调查（ASTAR）等。

② 具体数据简介及信息请见以下网址：<http://charls.nsd.edu.cn/zh-CN>。

2013年数据中提取。

CHARLS 问卷中在询问个体婚姻状态时进行了细分，共分为“已婚，与配偶一同居住”“已婚，但因为工作等原因暂时没有跟配偶在一起居住”“分居（不再作为配偶共同生活）”“离异”“丧偶”“从未结婚”“同居”七类。由于从未结婚的群体不属于本文的研究范畴，同时在调查中我们也无法追踪到丧偶群体的配偶信息和曾经的婚姻生活状况，且其对普通婚姻状态群体的分析存在干扰，因此在样本选择上本文剔除了从未结婚和丧偶的群体（共计 2715 个样本）。此外，本文将事实离异（即分居）等同于离异状态，将事实婚姻（即同居）等同于已婚状态。同时，本文对变量进行了清理，更正了部分错误值和显著离群值并剔除了在数据合并过程中信息缺失的样本，最后得到样本共 16080 个。

1. 关键变量定义

本文所定义的配偶年龄差距是指丈夫年龄与妻子年龄之差，正数表示丈夫较妻子年长，反之表示妻子较丈夫年长。如图 1，将配偶年龄差距分为 8 组，描述了样本中年龄差距的基本分布情况。可以看出，目前占有主导地位的是夫妻年龄差距在 3 岁以内的婚姻匹配方式，占比达到了 60% 以上。其中，丈夫年长 0~3 岁的样本占比最高；妻子年长 0~3 岁的样本也达到了 30% 左右，体现了中国农村广泛流传的谚语“女大三，抱金砖”。妻子年长 5 岁以上和丈夫年长 10 岁以上的样本占比非常小。

为了进一步分析配偶年龄差距的分布情况，图 2 和图 3 分别考察了不同年龄组和

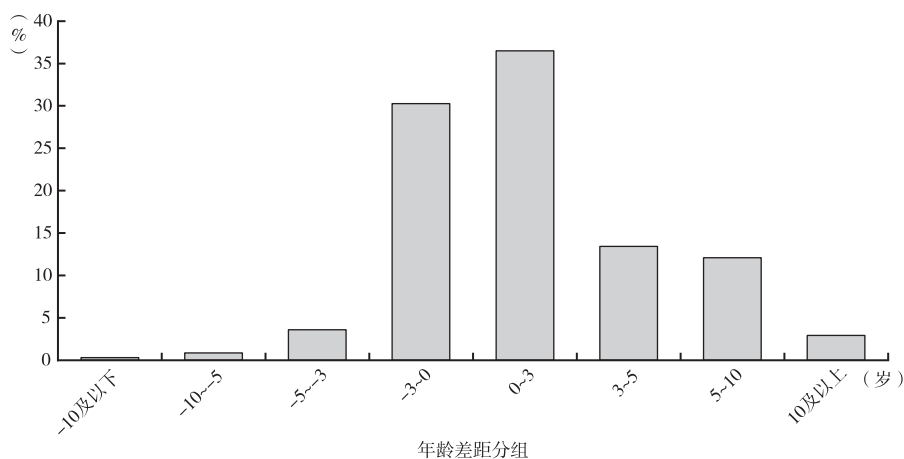


图 1 配偶年龄差距分布

资料来源：根据 CHARLS 2013 年全国数据计算得到。

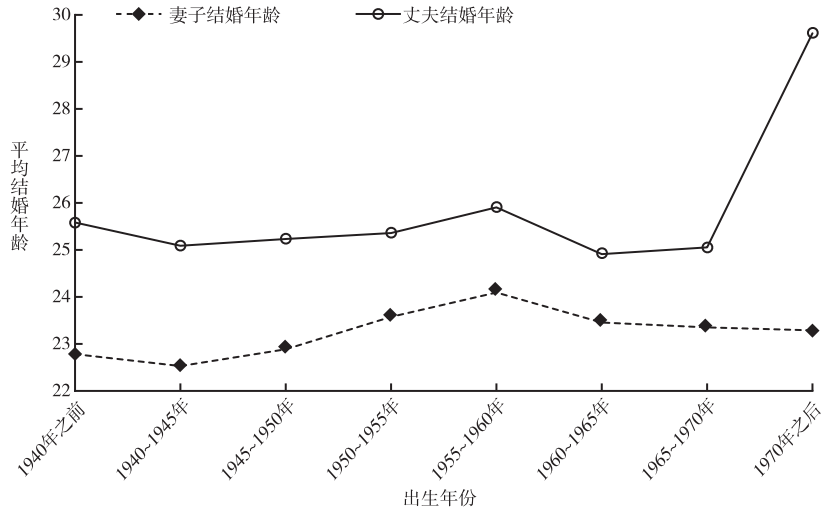


图2 结婚年龄与出生时间

资料来源：根据 CHARLS 2013 年全国数据计算得到。

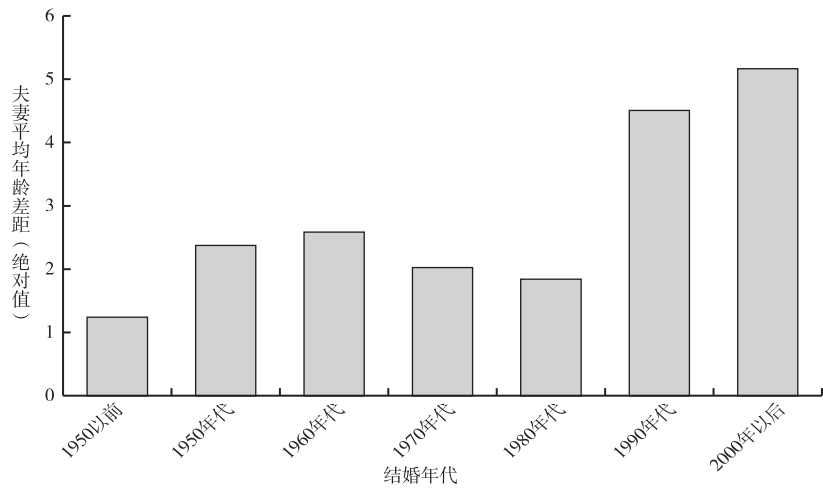


图3 年龄差距与结婚时间

资料来源：根据 CHARLS 2013 年全国数据计算得到。

不同结婚年代群体中配偶年龄差距情况。由图2可以看出，对于1965年及以前出生的群体而言，男性的平均结婚年龄在25岁左右，女性的平均结婚年龄在22岁左右，年龄差距为丈夫年长妻子0~3岁左右。但是对于70后群体，男性的结婚年龄陡增至29岁，而女性的结婚年龄没有太大变化。进一步地，由图3可以看出，对于在1980年代及以

前结婚的夫妻而言,年龄差距一般维持在0~3岁之间。但是随着经济社会发展,在20世纪90年代及以后结婚的夫妻的平均年龄差距达到了4~5岁左右,明显高于较为年轻群体的婚姻匹配方式。

本文采用生活满意度作为衡量婚后生活质量的主要指标,利用抑郁量表进一步验证所得到的结果,这也是文献中比较常见的处理方式。在CHARLS问卷中,询问了受访者对于生活满意度的自我评价,即“总体来看,您对自己的生活是否感到满意?”,并由访员进行五级询问:1 极其满意、2 非常满意、3 比较满意、4 不太满意、5 一点也不满意。在本文的模型设计和结果解释上,我们沿用了这种排序方式,取值1~5分别表示生活满意度情况的递减。关于抑郁量表,CHARLS采取的是CES-D (Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, 流调用抑郁自评量表) 简化版十个问题的量表,这也是家务问卷中最常用的抑郁量表^①,用于反映个体的心理和情绪状况。简化版的十个问题涉及十个情景,访员对这十个情景在一周内发生的频率进行询问。CHARLS问卷中涉及的十个场景为正、负向交替提问。我们首先根据每道题目的选项为其赋分为0~3分:“几乎没有(不到一天)”得0分,“有些时候(1~2天)”得1分,“经常有(3~4天)”得2分,“大多数时候有(5~7天)”得3分。然后,将正向提问的得分调整为负向提问的模式(即得分越高抑郁情绪越多),并将十道题目的得分加总,得到一个抑郁量表的总得分,取值范围为0~30分,得分越高代表个体抑郁程度越高。Radloff (1977)证实了这个量表具有很高的信度和效度。

本文采用“最近一次婚姻是否离婚(二元变量)”作为婚姻稳定性的指标,即如果最近一次婚姻离婚,则赋值为1;如果最近一次婚姻未离婚,则赋值为0。一般而言,若个体的婚姻发生了解体,则认为这段婚姻的稳定性较差,以至于出现了婚姻结束的严重后果。

本文所关心的是不同年龄差距的婚姻匹配方式对生活满意度和离婚风险的影响,因而在表1中,我们分不同性别描述了主要变量的均值和标准差。表中的结果均根据CHARLS数据提供的样本抽样权重进行了调整,以使得样本能够代表全国该年龄段的人群特征。为了避免干扰,样本剔除了最近一次婚姻状态为从未结婚和丧偶的群体。由于影响个体婚姻质量和稳定性的因素非常多,我们还在表1中加入了多个控制变量。总体而言,所有控制变量可以分为三类:个人特征、家庭特征、家庭背景特征。考虑到初次婚姻和非初次婚姻在婚姻选择和婚姻表现的决定因素上存在区别,将结婚次数、

^① 如中国家庭追踪调查(CFPS)中也采取了该量表。

是否为初婚、婚龄作为控制变量^①。考虑到个人生活的时代、认知水平、健康状况等也会影响婚姻，在个人特征中我们主要包括了年龄及其平方项、受教育程度、健康状况（使用“是否日常活动有障碍”和“是否罹患慢性病”作为代理变量）、结婚次数、是否为初次婚姻、婚龄等变量。考虑到子女和经济状况也是影响配偶双方婚姻情况的主要因素，在家庭特征变量中我们控制了家庭子女总个数、家庭儿子数量、家庭人均年支出等因素。考虑到在婚姻匹配过程中往往会考虑到双方家庭背景的匹配程度，在家庭背景特征变量中，我们利用个体父亲教育程度、配偶受教育程度等变量来度量夫妻双方的匹配情况。

表 1 变量描述统计（分性别）

变量类型	变量名称	女性			男性		
		样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
被解释变量	自评生活满意度	7453	2.953	0.848	7203	2.835	0.817
	抑郁得分	6903	8.678	5.068	6829	7.158	4.436
	离婚风险(1 = 离婚, 0 = 未离婚)	8054	0.011	0.102	8026	0.016	0.126
个体特征变量	年龄差距	8054	2.193	3.773	8026	2.204	3.753
	年龄	8054	57.418	9.154	8026	59.847	9.472
	年龄平方	8054	3380.596	1098.082	8026	3671.305	1182.874
	受教育程度	7406	2.522	1.389	7393	3.292	1.234
	日常活动有障碍(1 = 日常活动有障碍, 0 = 日常活动无障碍)	8047	0.276	0.447	8017	0.215	0.411
个体特征变量	慢性病(1 = 罹患慢性病, 0 = 没有慢性病)	7758	0.606	0.488	7717	0.586	0.493
	结婚次数	8054	1.251	0.486	8026	1.256	0.487
	初次婚姻(1 = 非初次婚姻, 0 = 初次婚姻)	8054	0.247	0.431	8026	0.250	0.433
	婚龄	8054	35.023	10.433	8054	36.213	10.601
家庭特征变量	家庭子女数	8054	2.657	1.379	8026	2.660	1.383
	家庭儿子数	8054	1.418	1.005	8026	1.419	1.006
	家庭人均年支出(自然对数)	8054	7.542	1.084	8026	7.537	1.084

① 由于 CHARLS 问卷中没有追踪个体每段婚姻配偶和始末的详细信息，因此无法把个体曾经婚姻经历的影响纳入模型。

续表

变量类型	变量名称	女性			男性		
		样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
家庭背景	父亲受教育程度	7509	1.764	1.088	7489	1.752	1.079
特征变量	配偶受教育程度	7414	3.194	1.285	7400	2.618	1.393

注：受教育程度、父亲受教育程度、配偶受教育程度的取值为：1 = 未上过学、2 = 未读完小学、3 = 小学毕业、4 = 初中毕业、5 = 高中毕业及以上。

资料来源：根据 CHARLS 2013 年全国数据计算得到。

2. 模型设定

由于生活满意度是一个 1 ~ 5 的定序变量，因此本文通过构建有序 Probit (ordered Probit) 模型来研究哪一种婚姻结构更幸福。具体模型如式 (1) 所示：

$$Happiness^* = \alpha_0 + \alpha_1 age_gap + \beta x + \varepsilon \quad (1)$$

关键解释变量 age_gap 为配偶的年龄差距，控制变量 x 为个人特征、家庭特征和家庭背景特征变量。被解释变量 $Happiness^*$ 表示受访者不可观测的主观幸福感的潜变量。假设每个受访者根据自己的 $Happiness^*$ 水平去选择一个合适的选项，我们只能观测到每个受访者回答该问题的具体选择 $Happiness$ 的水平。在模型 (1) 中假定 ε 在大样本中服从标准正态分布，则可根据标准正态分布求出不同 $Happiness$ 水平的发生概率。进一步地，由于我们关心的是解释变量对于受访者生活满意度的影响而不是系数自身，因而需要计算每个解释变量的边际影响。在后文中，我们将同时报告回归系数及其标准误差，并在解释模型时使用边际影响值。

由于抑郁量表得分是一个取值在 0 ~ 30 的连续变量，因此本文通过普通最小二乘 (OLS) 回归模型来研究哪一种婚姻结构会更影响个人的抑郁情绪。具体模型如式 (2) 所示：

$$Depression = \alpha_0 + \alpha_1 age_gap + \beta x + \varepsilon \quad (2)$$

被解释变量 $Depression$ 为个人抑郁量表得分，由问卷中的 10 个问题得分加总得到。关键解释变量 age_gap 为配偶的年龄差距，控制变量 x 为个人特征、家庭特征和家庭背景特征变量。

在讨论年龄差距对离婚风险的影响时，我们采用“最近一次婚姻是否离婚”作为衡量离婚风险的指标，并将事实婚姻（如同居）等同于已婚，事实离异（如分居）等同于离异。由于被解释变量（是否离婚）为二元变量，因此本文采用 Probit 模型进行分析。具体模型如式 (3) 所示：

$$Stability = \alpha_0 + \alpha_1 age_gap + \beta x + \varepsilon \quad (3)$$

关键解释变量 age_gap 为配偶的年龄差距，控制变量 x 为个人特征、家庭特征和家庭背景特征变量。我们假设决定婚姻稳定性的因素为潜变量 $Stability$ ，受到年龄差距和控制变量的影响，且随机误差项服从正态分布。观测到的被解释变量 $Divorce$ 是表示这段婚姻是否离婚的二元变量。当个体的潜变量 $Stability > 0$ ，个体表现为离婚状态， $Divorce = 1$ ；当个体潜变量 $Stability < 0$ ，个体表现为未离婚状态， $Divorce = 0$ 。基于 Probit 模型的假定，可以得到离婚与未离婚的发生概率并计算每个解释变量的边际影响。在后文中，我们将报告回归系数及其标准误，并在解释模型时使用边际影响值。

3. 内生性问题

个人的主观生活满意度和抑郁情绪的形成原因很复杂，受到个体因素、家庭因素、工作因素、外生冲击等多维度的影响。由于数据和方法上的限制，我们无法控制所有可能影响个人主观生活满意度和抑郁情绪的变量，因此模型中可能存在遗漏变量问题，从而使基准回归结果有偏，影响了模型估计的准确性和稳健性。本文采用工具变量法解决由于遗漏变量带来的内生性问题。

根据工具变量外生性和相关性的选择要求，在讨论配偶年龄差距对个人生活满意度和抑郁情绪的影响时，本文采用地区性别比例、地区配偶平均年龄差和结婚年份三个工具变量。一方面，这三个变量都是反映某一地区或时期总体情况的变量，往往与该地区或时期的人口分布、生育情况、抚养比等宏观层面的变量相关，而这种整体状况很难直接影响微观个人的生活满意度和心理健康状况，因此满足外生性假设。例如，在主观满意度的研究领域，Graham (2011)、Frey & Stutzer (2001)、Oswald (1997) 等文献认为个人的生活满意度和抑郁情绪往往与一段时间内自身的收入、健康、经历、性格、年龄、教育水平、代际关系等较为主观和私人化的微观因素相关，而与特定的生活区域或结婚年份没有直接关系。另一方面，这种地区层面的变量往往反映了当地的基本社会风气和开放程度，体现了经济发展阶段和思想解放程度，是社会变化发展的缩影。如果地区性别差异较大，则某一性别的人群很难在类似的年龄层次找到配偶，从而只能在较高或较低年龄层中选择配偶，由此影响个体婚配时对配偶的选择，也使工具变量满足相关性的假定。例如，Abramitzky et al. (2011) 证明了性别失衡的环境会影响不同婚姻匹配方式的选择：如果地区夫妻平均年龄差距较大，说明该地区对多种婚配方式的包容度和开放度也较高；由于存在“效仿效应”，个体对年龄差距较大的婚姻匹配方式的排斥程度也会较小，个体在择偶时也会考虑选择年龄差距较大的婚配方式。

在讨论婚姻稳定性时本文选择了地区性别比例、地区配偶平均年龄差和地区配偶平均教育差作为工具变量（没有使用上文中结婚年份作为工具变量是因为不同时期对于离婚的接纳程度往往不一样，结婚年份较早的年长人群很难直接选择离婚，因此违背外生性假设）。与上文的讨论类似，这三个变量都是反映地区层面总体情况的变量，很难直接影响微观个人对生活的态度和心理健康状况，因此满足外生性假设。同时，这种地区层面的变量往往反映了当地的社会风气和开放程度，会在一定程度上影响个人择偶时对不同年龄差距群体的包容度。我们在下文会详细汇报对工具变量进行检验的结果。

四 结果与讨论

（一）基准回归

基于第三部分的模型设计，表 2 汇报了未处理内生性问题时的基准回归结果^①。模型（1）~（3）汇报了年龄差距为连续变量时对个体满意度、抑郁量表得分和离婚风险的影响，模型（4）~（6）则汇报了年龄差距为离散组（以丈夫比妻子年长 0~3 岁为参照组）时相应的回归结果。由于非线性模型估计系数不反映真正的影响，因此本文在模型解释时使用边际影响值。

表 2 基准回归估计结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	生活满意度	抑郁得分	离婚风险	生活满意度	抑郁得分	离婚风险
年龄差距(连续变量)	-0.060 *** (0.009)	-0.142 *** (0.020)	-0.055 *** (0.016)			
年龄差距: -10 及以上				0.460 (0.552)	1.486 (0.959)	0.049 * (0.027)
年龄差距: -10 ~ -5				0.593 ** (0.271)	2.628 *** (0.786)	0.590 (0.461)
年龄差距: -5 ~ -3				0.126 (0.115)	0.392 (0.280)	0.102 (0.360)

① 为了节约篇幅，该表未展示出其他控制变量的系数以及有序 Probit 回归的临界点。其他控制变量包括：年龄及其平方项、个体受教育程度、日常活动是否有障碍、是否罹患慢性病、结婚次数、是否为初次婚姻、婚龄、家庭子女总个数、家庭儿子数量、家庭人均年支出、个体父亲受教育程度和配偶受教育程度。

续表

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
	生活满意度	抑郁得分	离婚风险	生活满意度	抑郁得分	离婚风险
年龄差距: -3 ~ 0				0.067 (0.050)	0.376 *** (0.122)	1.033 *** (0.124)
年龄差距: 3 ~ 5				-0.124 * (0.066)	-0.149 (0.159)	0.059 (0.191)
年龄差距: 5 ~ 10				-0.253 *** (0.073)	-0.737 *** (0.180)	0.130 (0.197)
年龄差距: 10 及以上				-1.006 *** (0.159)	-1.578 *** (0.385)	0.087 * (0.047)
加入控制变量	是	是	是	是	是	是
控制省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	10284	9649	10941	10284	9649	10941

注：所有模型均汇报回归系数值和稳健标准误，在解释模型时使用边际影响值；***、**、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 水平下显著；年龄差距分组变量以 0~3 岁为参照组。

资料来源：根据 CHARLS 2013 年全国数据计算得到。

根据计算出的边际影响可以看出，当丈夫平均比妻子年长 1 岁时，会使极其满意的概率增加 0.3%，非常满意的概率增加 0.7%，比较满意的概率减少 0.2%，不太满意的概率减少 0.6%，非常不满意的概率减少 0.2%。由此可以看出，丈夫比妻子年长时整体上提升了个体满意度。同时可以看出，当被解释变量为抑郁情绪时，丈夫比妻子每年长 1 岁平均会降低抑郁量表得分 0.142 分，即会使个人的抑郁情绪好转，且在 1% 的水平下显著。当被解释变量为离婚风险时，年龄差距的边际影响为 -0.001，说明丈夫比妻子每年长 1 岁时平均会降低离婚风险约 0.1%。结合上述分析，可以看出，当丈夫比妻子年长时，可以显著增加个体满意度、减少抑郁情绪、降低离婚风险，对提高婚姻质量和稳定性都有显著影响。

为了进一步考察不同年龄差距组之间的影响差异，由模型（4）~（6）的边际影响计算值可以看出，以丈夫比妻子年长 0~3 岁为参照组时，在丈夫比妻子年长的组中，相较于基准组都会增加自评极其满意和非常满意的概率，减少比较满意、不太满意和非常不满意的概率，并且降低抑郁得分，说明丈夫比妻子年长是一种更容易让人提升幸福感和满意度的匹配模式。从离婚风险的角度看，以丈夫比妻子年长 0~3 岁为参照组时，其他匹配方式都会增加离婚风险。同时，随着年龄差距的增大，离婚风险呈现出 U 形特征，即在年龄差距较大（不论是丈夫年长还是妻子年长）的组中离婚风险较

高，在年龄差距较小的组中离婚风险较低。特别地，当丈夫比妻子年长十岁以上或妻子比丈夫年长十岁以上时，会使离婚风险分别显著增加 0.1% 和 0.2%。因此，从离婚风险的角度看，年龄差距绝对值较小的夫妻往往有较高的婚姻稳定性，其中丈夫比妻子年长 0~3 岁时有最低的离婚风险。

（二）工具变量回归结果

基于第三部分的讨论，上述模型中的关键解释变量“年龄差距”存在内生性问题，因此接下来讨论工具变量法的估计结果。考虑到工具变量模型中的识别问题（工具变量个数至少与内生变量个数相等）以及年龄分组过程存在一定的主观性，仅在年龄差距作为连续变量时的情况使用工具变量，不再讨论年龄差距细分为离散组时的情况。

考虑到生活满意度赋值的有序性，因此本文采用 Roodman（2011）提出的工具变量两阶段混合过程方法（two-stage mixed-process estimator）进行估计。已有文献表明，这种估计策略比普通的两阶段回归方法更有效率（Norton et al., 1998; Rivers & Vuong, 1988）。在对抑郁情绪和离婚风险的分析中，分别采用两阶段最小二乘法（2SLS）和带有工具变量的 Probit 模型进行估计。表 3 报告了基于工具变量方法回归的估计结果^①。

表 3 工具变量回归结果

变量	生活满意度	抑郁得分	离婚风险
年龄差距	0.091 *** (0.022)	-0.426 ** (0.184)	-0.103 * (0.054)
加入控制变量	是	是	是
控制省份固定效应	是	是	是
通过弱工具变量检验	是	是	是
通过 Hausman 内生性检验	是	是	是
通过过度识别检验	是	是	是
观测值	10284	9649	10941

注：所有模型均汇报回归系数值和稳健标准误，在解释模型时使用边际影响值；***、**、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

资料来源：根据 CHARLS 2013 年全国数据计算得到。

① 为了节约篇幅，该表未展示出其他控制变量的系数以及有序 Probit 回归的临界点。其他控制变量包括：年龄及其平方项、个体受教育程度、日常活动是否有障碍、是否罹患慢性病、结婚次数、是否为初次婚姻、婚龄、家庭子女总个数、家庭儿子数量、家庭人均年支出、个体父亲受教育程度和配偶受教育程度。

由表3可以看出，工具变量估计没有改变 OLS 估计的显著性；通过计算每个临界值处的边际影响可以看出每个临界处的影响方向与 OLS 相同，但由于控制了遗漏变量带来的内生性问题，在每个临界值处的边际影响大小不同于 OLS 估计。具体而言，丈夫比妻子平均年长 1 岁时，会使极其满意的概率增加 0.1%，非常满意的概率增加 0.2%，比较满意的概率减少 0.1%，不太满意的概率减少 0.2%，非常不满意的概率减少 0.1%，说明整体上提升了生活满意度。此外，抑郁量表得分平均下降了 0.426 分，边际影响高于 OLS 的估计结果。同时，离婚风险降低了 0.1%，这与 OLS 估计结果类似。这说明，控制了内生性问题之后，年龄差距的增加（即丈夫较妻子更为年长），可以较为明显地增加个人的生活满意度，降低抑郁情绪，提高婚姻质量。这一结论也印证了国内外诸多学者提出的理论。

一方面，根据进化理论（evolutionary life history model），男性在寻找配偶时，为了保证自己后代的生育质量，往往会倾向于寻找较为年轻的女性婚配，并且这种“男大女小”的模式会随着男性年龄的增长而更加受到偏好（Byrne, 1971；Kenrick et al., 1996；Wiederman, 1993）。另一方面，基于传统的性别角色分工，男性往往承担赚钱养家的责任，而女性主要需要在家庭中操持（Goldscheider et al., 1986）。因此，男性人力资本积累的时间较长，男性在选择结婚时的年龄通常高于女性，造成了丈夫较为年长的现象。在这样传统的角色分工下，“男大女小”的匹配模式自然是更令人满意的。此外，Bergstrom & Bagnoli（1993）从经济地位的角度提出了另一种“老夫少妻”婚配模式合理性的原因，即男女经济地位不平等时，男性倾向于事业成功后晚婚，而女性倾向于通过早婚实现阶层跨越，其均衡是高质量女性和年长的成功男性结婚，低质量女性和年轻的不成功的男性结婚（Bergstrom & Bagnoli, 1993）。最后，从生育子女的角度看，两性存在先天的差异。女性先天在养育子女上需要投入较多的时间和精力，如果其工资、受教育水平等个人素质较高，则养育子女的机会成本也就越大。因此男性往往愿意选择向下婚配，选择人力资本积累较少的年轻女性婚配；女性往往考虑到生育过程中的必要投入，倾向于选择资本积累程度较高的年长男性婚配（沈新风，2011），从而形成“男大女小”的匹配模式。

由表3的结果和上述分析可以看出，生活满意度、抑郁状况与离婚风险并没有直接联系，即婚姻质量并不一定会直接影响婚姻的稳定性。这种丈夫与妻子之间较大的年龄差距，可能源于男性过晚婚配而女性过早婚配，过早婚配的女性会体现出婚姻匹配中的“不成熟效应”，而过晚婚配则有可能面临“被迫”选择不合适的配偶“凑合”，并且过大的年龄差距也会增加配偶双方在观念、习惯上的不匹配程度，

从而增加婚姻的不稳定性 (Lehrer, 2008; 郭婷、秦雪征, 2016; 李建新、王小龙, 2014; 彭大松、陈友华, 2016), 即基准回归中年龄差距分组系数中体现的 U 形特征。

(三) 分样本的讨论

为了进一步考察年龄差距对于不同群体的影响差异, 接下来分样本进行分析, 统一汇报工具变量的估计结果。表 4 报告了分样本回归的结果^①。其中, 第 (1)~(2) 列为不同性别分样本的估计结果, 第 (3)~(4) 列为城乡分样本的估计结果, 第 (5)~(6) 列为不同婚姻经历分样本的估计结果。

1. 年龄差距影响的性别差异

从性别差异上看, 年龄差距对男性的影响大于女性。具体而言, 丈夫比妻子每增加 1 岁, 总体上能够同时增加女性和男性的生活满意度, 但是对男性的影响更大; 会显著降低男性抑郁情绪, 对女性的影响并不显著; 能够显著降低男性离婚的概率, 但对女性没有显著影响。总体而言, 丈夫与妻子年龄差距的增加对提升男性和女性的婚姻质量都有不同层面的积极效果; 但是从婚姻稳定性上看, 这种现象降低了男性选择

表 4 分样本回归结果

Panel A	被解释变量: 生活满意度					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	男性	女性	城市	农村	初婚	非初婚
年龄差距	0.130 *** (0.032)	0.073 ** (0.035)	0.101 ** (0.044)	0.089 *** (0.027)	-0.015 * (0.009)	0.027 (0.030)
加入控制变量	是	是	是	是	是	是
控制省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	5063	5221	3920	6364	7182	3102
Panel B	被解释变量: 抑郁得分					
	男性	女性	城市	农村	初婚	非初婚
	男性	女性	城市	农村	初婚	非初婚
年龄差距	-0.540 * (0.314)	-0.342 (0.254)	-0.400 (0.335)	-0.360 (0.222)	-0.510 ** (0.199)	-0.264 * (0.151)
加入控制变量	是	是	是	是	是	是
控制省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	4822	4827	3716	5933	6758	2891

① 为了节约篇幅, 该表未展示出其他控制变量的系数以及有序 Probit 回归的临界点。其他控制变量包括: 年龄及其平方项、个体受教育程度、日常活动是否有障碍、是否罹患慢性病、结婚次数、是否为初次婚姻 (在初婚和非初婚回归中不包含)、婚龄、家庭子女总个数、家庭儿子数量、家庭人均年支出、个体父亲受教育程度和配偶受教育程度。

续表

Panel C	被解释变量：离婚风险					
	男性	女性	城市	农村	初婚	非初婚
年龄差距	-0.160* (0.089)	-0.004 (0.134)	-0.165* (0.098)	0.041 (0.103)	-0.178*** (0.059)	-0.009 (0.135)
加入控制变量	是	是	是	是	是	是
控制省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	4952	4825	4280	5688	7481	2803

注：所有模型均汇报回归系数值和稳健标准误，在解释模型时使用边际影响值；***、**、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

资料来源：根据 CHARLS 2013 年全国数据计算得到。

离婚的概率，但不会影响女性的离婚选择。由此可以看出，两性在选择离婚的决定因素上存在较大差异，即相较于女性，夫妻年龄差距会影响男性的离婚决策。一方面，随着丈夫年龄的增加，往往是家庭中的主要经济来源，在婚姻、家庭中的话语权及议价能力也更高，在婚姻生活上的自主选择权往往更大。另一方面，由于“男大女小”的婚配方式，女性婚前的人力资本投入和积累较少，离婚往往会对她们的生活质量和生活水平形成较大的冲击。此外，女性在考虑离婚行为时往往会更多地考虑到子女成长的环境因素，因此即使在婚姻满意度较低时，女性往往不愿意选择离婚。也有学者从婚姻观念和子女性别角度对离婚选择进行解释（Heaton & Albrecht, 1991；林莞娟、赵耀辉，2015）。

2. 年龄差距影响的城乡差异

从城乡差异看，年龄差距对城市样本的影响更大。具体而言，丈夫比妻子每增加 1 岁，能够同时增加农村和城市人口的生活满意度并降低抑郁情绪，同时降低离婚概率，但是对城市人口离婚概率的影响更为明显。由此可以看出，地理位置和经济发展水平对婚姻质量和满意度存在不同影响。一方面，相较于农村，城市中女性地位往往较高，经济地位也较高，并且新思想和新观念的传播也较为迅速（雷晓燕等，2015）；城市人口往往也会更多地受到平等思想和现代化进程的影响，思想和婚姻观更为自由开放，在选择离婚行为时更多会考虑到婚姻质量本身。另一方面，农村人口由于男女地位的不平等，往往还受传统的“宁拆十座庙，不毁一桩婚”的思想禁锢，在选择离婚时十分谨慎，更倾向于形成“不满意但稳定”的婚姻。因此，农村样本选择婚姻解体的可能性较低，夫妻年龄差距对婚姻存续的影响也不大，而城市样本的离婚概率更容易受到夫妻年龄差距的影响。

3. 年龄差距影响在不同婚姻群体中的差异

由于本研究讨论的是个体最近一次婚姻的情况，因此样本中同时存在初婚群体（仅结过一次婚）和多次结婚的群体（离异后再婚或丧偶后再婚）。考虑到初婚人群与非初婚人群的婚姻满意度和稳定性受配偶年龄差距影响的机制可能不同，我们讨论了不同婚姻群体中的情况。从表4可以看出，年龄差距对初婚群体的影响更大：丈夫比妻子增加1岁，会同时增加初婚和非初婚群体的生活满意度，降低两类人群的抑郁情绪，且对初婚群体的影响比较显著；会显著降低初婚群体的离婚风险，而对非初婚群体没有显著影响。由此可以看出，对于不同婚姻经历的人群而言，年龄差距对其婚姻质量的影响类似，但是对婚姻稳定性的影响方式有显著不同。对于非初婚的群体而言，由于他们已经有过一次失败的婚姻，考虑到社会舆论对多次离婚者的刻板印象，他们在之后的婚姻中对离婚的选择会比较谨慎，因此这类人群可能面临的婚姻解体风险较低，夫妻年龄差距对婚姻稳定性的影响更多体现在了初婚群体。

（四）机制分析

为了进一步探究配偶年龄差距是通过哪些渠道影响婚姻质量和婚姻稳定性，接下来本文对可能的传导机制进行分析。本文的实证部分验证了在配偶双方年龄的匹配上体现了家户经济学中“同类匹配”的特征，即当配偶双方年龄差距较小时，婚姻有较高的满意度和稳定性。Becker（1973，1974）的观点认为，婚姻市场的匹配中体现了“相似匹配”，具有相似特征的人往往能够结为夫妻。家户经济学的理论和现有的实证研究表明，在婚姻市场上具有相同教育背景、社会阶层、拥有相似生活方式和类似家庭背景的男女更容易实现成功婚姻匹配（Blau et al.，1982）。因此，当配偶双方年龄差距较大时，由于其出生时代差异带来了家庭环境、家庭观念和自身选择的差异，而这种差异往往会通过相差较大的教育背景、生活方式、家庭背景等方面体现，从而影响婚姻质量和稳定性。从生物学的进化理论可知，繁衍后代是夫妻双方进行婚姻匹配的重要目的之一，也是其进行配偶选择时的重要考虑因素之一。而随着时代的发展以及中国计划生育政策的实施，家庭结构逐渐趋于小型化和核心化，生育决策往往成为一个小型家庭最为重要的决策之一，生育和抚养后代会成为一对夫妻婚姻生活的重要组成部分，也是夫妻感情交流的重要纽带。因此当夫妻双方年龄差距较大时，有可能带来生育质量或抚养子女过程中的观念差异，由此影响婚姻匹配的选择和婚姻的质量及其稳定性。

基于上述理论分析，可以认为，当夫妻双方年龄差距较大时，往往自身的主要特质、家庭背景和生活环境也会相差较大，同时可能在生育和抚养子女上存在冲突，由

此影响婚姻的质量和稳定性。本文将从配偶双方的个人特质差异、家庭背景差异和生育情况三个方面的传导机制进行实证检验。

首先，对于配偶年龄差距较大的婚姻匹配方式，往往由于夫妻双方出生的年代差异而带来夫妻双方在家庭观念、思想等方面的较大差异，不同年代的经济水平和发展政策也对微观家庭的生活有着重要影响。这种时代差异性会进一步影响家庭对个体接受教育的决策。从婚姻匹配的角度看，人们在寻找配偶时往往偏好具有相同生活方式的人。而接受教育是提升个体认知能力的重要方式之一，受教育程度的差异很大程度上决定了个体成年后在婚姻及生活中的认知能力差异（Sewell et al., 2003; Heckman et al., 2006; 陈猛等, 2012; 黄国英、谢宇, 2017; 李晓曼、曾湘泉, 2012; 王子涵、王小军, 2016）。当夫妻双方在认知能力上的差异增加时，势必会产生不同的生活方式和思想观念，从而增加婚姻生活的矛盾，降低婚姻的质量和稳定性。由于教育是提升认知能力的重要且关键的方式，在实证分析中，本文用配偶双方受教育程度的差异来度量配偶认知能力的差距。在变量处理中，将受教育程度分为了5个等级：1从未上过学、2小学未毕业、3小学毕业、4初中毕业、5高中毕业及以上；将配偶认知能力差距定义为丈夫与妻子受教育程度相差的等级数，取值范围为-4~4。

其次，年龄差距较大的婚姻不仅带来了包括教育程度、认知能力等自身特质差异，也由于其年代的差异性会带来家庭背景的差异。自古以来，中国在婚姻匹配中都有着“门当户对”的传统，反映了传统婚配方式中家庭背景相似度的重要性。不少学者也研究了当配偶双方由于不同的家庭背景发生“高攀”“下嫁”“门当户对”情况时对婚姻生活的影响（雷晓燕等, 2015; 郭婷、秦雪征, 2016）。在实证分析中，本文用配偶双方父亲受教育程度的差异作为配偶双方家庭背景差异的代理变量。类似地，在变量处理中，将受教育程度分为了5个等级：1从未上过学、2小学未毕业、3小学毕业、4初中毕业、5高中毕业及以上；将配偶双方父亲教育程度的差距定义为丈夫父亲与妻子父亲受教育程度相差的等级数，取值范围为-4~4。

最后，子女不仅是家庭生活的一部分，也是影响夫妻双方生活质量和稳定性的重要渠道之一，生育决策也是一个小型家庭最为重要的决策之一，生育和抚养后代会成为一对夫妻婚后生活的重要组成部分，也是夫妻感情交流的重要纽带。尤其对于农村地区的中老年群体而言，能否生育儿子更是影响其婚姻生活的关键因素。因此，对于年龄差距较大的夫妻而言，在考虑生育问题时往往会面临较年长一方高龄生育或晚育的情况。而高龄生育往往会增加受孕难度，并影响胚胎的发育质量，降低顺利受孕并

生育子女的可能性。因而由于膝下无子而带来夫妻感情的破裂，从而降低了婚姻生活的质量，加剧了婚姻的不稳定性。由此我们认为，配偶年龄差距可以通过子女这条渠道影响夫妻间的感情。在实证分析中，本文用是否有儿子作为衡量配偶双方生育子女情况的代理变量。

表 5 反映了三个渠道对婚姻质量和婚姻稳定性影响的实证检验结果^①。可以看出，当以配偶双方受教育程度差异为渠道变量时，如表（1）~（2）列，对个体抑郁情况和离婚风险都有显著的影响。具体而言，丈夫受教育程度比妻子高 1 级时，会使个体抑郁量表得分平均上升 0.064 分（即抑郁程度增加），离婚风险上升约 0.2%。当以配偶双方父亲教育程度差异为渠道变量时，如表（3）~（4）列，对婚姻的质量没有显著影响；但是当丈夫父亲受教育程度比妻子父亲高 1 级时，会增加离婚风险 0.2%。由此说明，家庭背景的差异对婚姻质量的影响并没有预想中大，但会增加婚姻解体的风险。相较于家庭背景差异，配偶双方自身的个人特质差异往往对婚姻生活的质量有更大的影响。当以家中是否有儿子为渠道变量时，如表（5）~（6）列，若家中育有儿子，会使个体抑郁量表得分平均减少 0.303 分，同时降低了离婚风险约 0.3%。由此可以看出，配偶年龄差距可以通过认知能力的差异、家庭背景的差异和家庭中子女情况传导至婚姻的满意度和稳定性的表现上。

表 5 机制分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	抑郁得分	离婚风险	抑郁得分	离婚风险	抑郁得分	离婚风险
配偶双方认知能力差距	0.064 * (0.036)	0.095 *** (0.023)				
家庭背景差距			-0.021 (0.039)	0.150 ** (0.070)		
家中是否生育儿子					-0.303 *** (0.114)	-0.131 * (0.075)

① 为了节省篇幅，仅汇报抑郁得分为婚姻满意度衡量指标的结果。当生活满意度为被解释变量时，结果类似，感兴趣的读者可以向作者索取。该表未展示出其他控制变量的系数。其他控制变量包括：年龄及其平方项、个体受教育程度、日常活动是否有障碍、是否罹患慢性病、结婚次数、是否为初次婚姻、婚龄、家庭子女总个数、家庭儿子数量、家庭人均年支出、个体父亲受教育程度和配偶受教育程度（其中，考虑到多重共线性问题，在前两列回归中不包含配偶受教育程度变量）。

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	抑郁得分	离婚风险	抑郁得分	离婚风险	抑郁得分	离婚风险
加入控制变量	是	是	是	是	是	是
控制省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	9649	10941	9090	8034	9649	10941

注：所有模型均汇报回归系数值和稳健标准误，在解释模型时使用边际影响值；***、**、* 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

资料来源：根据 CHARLS 2013 年全国数据计算得到。

五 结论

长期以来，中国人的婚姻匹配大多通过“父母之命，媒妁之言”实现，人们更倾向于选择“门当户对”的匹配方式，即选择家庭背景、教育程度和年龄相似的对象结婚。随着经济发展和思想解放，自由恋爱逐渐成为主导，越来越多元化的婚姻匹配方式开始出现。在以往的文献中，很少有学者专门研究夫妻年龄差距对婚姻质量和稳定性的影响以及该影响在不同性别、地域和婚姻经历群体之间的异质性。本文通过 CHARLS 数据发现，在控制了内生性问题后，对于中国大多数中老年人而言，当丈夫比妻子年长时，可以提高人们的主观生活满意度，减少抑郁情绪，并降低离婚风险。进一步将年龄差距细分后发现，最令人满意和稳定的匹配方式是丈夫比妻子年长 0~3 岁。此外，从分样本结果可以看出：当丈夫比妻子年长时，对于男性和女性的婚姻质量都有提高，同时会降低男性的离婚风险；对于农村和城市居民的婚姻质量均有显著影响，并降低了城市居民的离婚风险；对于初婚和非初婚群体的婚姻质量都有积极影响，并降低了初婚群体的离婚风险。从影响机制上看，当配偶双方年龄差距增加时，由于成长的年代、政策差异会导致其受教育程度的差异，从而很大程度上影响其成年后的认知能力的差异。同理，年龄差距带来的年代差异性不仅会影响配偶自身的个人特质，也会影响双方的家庭背景差距。配偶双方年龄差距较大还会导致年龄较大的一方面面临高龄生育问题，从而影响家庭生育和抚养子女。这三种渠道会影响婚姻的稳定性和满意度。

本文的结果基本符合国际研究中“相似匹配”的观点，即当夫妻年龄差距较小时，婚姻的满意度和稳定性都较高，最令人满意的年龄差距为丈夫比妻子年长 0~3 岁。本文同时发现，在中国特有的文化环境下，年龄差距对婚姻状况的影响在性别、城乡和

不同婚姻经历的人群中有着不同的影响。除了配偶双方的个人特征外，家庭背景差异和子女也是影响婚姻生活非常重要的渠道。婚姻中的年龄匹配不仅仅影响个人的生活体验和主观感受，更对家庭、社会的稳定性有着重要作用。同时，配偶间年龄的不同匹配方式也间接关系到子女的发育和成长过程，对于国家的优生优育计划、人口红利和人力资本积累都有重要意义。

参考文献：

- 陈猛、车宏生、王丽娜、卞冉（2012），《情绪智力理论的整合：挑战、依据和方法》，《北京师范大学学报（社会科学版）》第3期，第14-22页。
- 杜泳（1989），《我国人口婚配年龄模式初探》，《人口学刊》第2期，第20-24页。
- 高颖（2012），《初婚夫妇年龄差的特点、变动趋势及分析——以北京为例》，《人口学刊》第1期，第12-23页。
- 高颖、张秀兰（2012），《北京市初婚夫妇的年龄特点、变动趋势及其影响因素》，《人口与发展》第4期，第78-86页。
- 顾鉴塘（1987），《中国夫妇年龄差分析》，《人口与经济》第4期，第26-31页。
- 郭婷、秦雪征（2016），《婚姻匹配、生活满意度和初婚离婚风险——基于中国家庭追踪调查的研究》，《劳动经济研究》第6期，第42-68页。
- 郭志刚、邓国胜（2000），《中国婚姻拥挤研究》，《市场与人口分析》第3期，第2-18页。
- 黄国英、谢宇（2017），《认知能力与非认知能力对青年劳动收入回报的影响》，《中国青年研究》第2期，第56-64页。
- 姜全保、李晓敏、Marcus Feldman（2013），《中国婚姻挤压问题研究》，《中国人口科学》第5期，第60-67页。
- 雷晓燕、许文健、赵耀辉（2015），《高攀的婚姻更令人满意吗？婚姻匹配模式及其长远影响》，《经济学（季刊）》第1期，第31-50页。
- 李后建（2013），《门当户对的婚姻会更幸福吗？——基于婚姻匹配结构与主观幸福感的实证研究》，《人口与发展》第2期，第56-65页。
- 李建新、王小龙（2014），《初婚年龄、婚龄匹配与婚姻稳定——基于CFPS 2010年调查数据》，《社会科学》第3期，第80-88页。

- 李晓曼、曾湘泉 (2012), 《新人力资本理论——基于能力的人力资本理论研究动态》, 《经济学动态》第 11 期, 第 120 - 126 页。
- 李银河 (1995), 《中国婚姻家庭及其变迁》, 哈尔滨: 黑龙江人民出版社。
- 李煜 (2008), 《婚姻的教育匹配: 50 年来的变迁》, 《中国人口科学》第 3 期, 第 73 - 79 页。
- 李煜 (2011), 《婚姻匹配的变迁: 社会开放性的视角》, 《社会学研究》第 4 期, 第 122 - 136 页。
- 李志宏 (2004), 《北京市夫妇年龄差分析》, 《市场与人口分析》第 5 期, 第 41 - 48 页。
- 林莞娟、赵耀辉 (2015), 《“重男轻女”降低女性福利吗? 离婚与抚养压力》, 《经济学 (季刊)》第 1 期, 第 135 - 158 页。
- 刘娟、赵国昌 (2009), 《城市两性初婚年龄模式分析——基于中国综合社会调查 2005 年度数据》, 《人口与发展》第 4 期, 第 13 - 21 页。
- 陆益龙 (2009), 《“门当户对”的婚会更稳吗? ——匹配结构与离婚风险的实证分析》, 《人口研究》第 2 期, 第 81 - 91 页。
- 彭大松、陈友华 (2016), 《初婚解体风险变化趋势及其影响因素——基于 CFPS 2010 数据的分析》, 《人口与社会》第 3 期, 第 85 - 97 页。
- 沈崇麟、杨善华 (1995), 《当代中国城市家庭研究: 七城市调查报告和资料汇编》, 北京: 中国社会科学出版社。
- 沈崇麟、杨善华、李东山 (1999), 《世纪之交的城乡家庭》, 北京: 中国社会科学出版社。
- 沈新风 (2011), 《内生家庭谈判力与婚姻匹配》, 《经济学 (季刊)》第 4 期, 第 1235 - 1250 页。
- 时安卿 (1987), 《初婚年龄试析》, 载于刘英、薛素珍主编《中国婚姻家庭研究》, 北京: 社会科学文献出版社。
- 唐美玲 (2010), 《“剩男”与“剩女”: 社会性别视角下的婚姻挤压》, 《青年探索》第 6 期, 第 5 - 10 页。
- 王智波、李长洪 (2014), 《婚姻匹配结构与主观幸福感——来自中国大样本微观数据的实证研究》, 《南方人口》第 4 期, 第 10 - 22 页。
- 王子涵、王小军 (2016), 《包含认知能力的教育回报率估计——基于 CHIP 2007 年数据的实证研究》, 《教育与经济》第 1 期, 第 39 - 46 页。
- 周炜丹 (2009), 《中国配偶年龄差初步研究》, 《南方人口》第 1 期, 第 12 - 21 页。

- Abramitzky, Ran, Adeline Delavande & Luis Vasconcelos (2011). Marrying Up: The Role of Sex Ratio in Assortative Matching. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(3), 124 – 157.
- Atkinson, Maxine & Becky Glass (1985). Marital Age Heterogamy and Homogamy, 1900 to 1980. *Journal of Marriage and the Family*, 47(3), 685 – 691.
- Barham, Vicky, Rose Anne Devlin & Jie Yang (2009). A Theory of Rational Marriage and Divorce. *European Economic Review*, 53(1), 93 – 106.
- Becker, Gary (1973). A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81(4), 813 – 846.
- Becker, Gary (1974). A Theory of Marriage: Part II. *Journal of Political Economy*, 82(2, Part 2), S11 – S26.
- Becker, Gary (1993). *A Treatise on the Family (Enlarged Edition)*. Cambridge: Harvard University Press.
- Bergstrom, Theodore & Mark Bagnoli (1993). Courtship as a Waiting Game. *Journal of Political Economy*, 101(1), 185 – 202.
- Bertrand, Marianne, Emir Kamenica & Jessica Pan (2015). Gender Identity and Relative Income within Households. *Quarterly Journal of Economics*, 130(2), 571 – 614.
- Blau, Peter, Terry Blum & Joseph Schwartz (1982). Heterogeneity and Inter-marriage. *American Sociological Review*, 47(1), 45 – 62.
- Burdett, Ken & Melvyn Coles (1997). Marriage and Class. *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 141 – 168.
- Buunk, Bram, Pieter Dijkstra, Douglas Kenrick & Astrid Warntjes (2001). Age Preferences for Mates as Related to Gender, Own Age, and Involvement Level. *Evolution and Human Behavior*, 22(4), 241 – 250.
- Byrne, Donn Erwin (1971). *The Attraction Paradigm*. New York: Academic Press.
- Casterline, John, Lindy Williams & Peter McDonald (1986). The Age Difference Between Spouses: Variations Among Developing Countries. *Population Studies*, 40(3), 353 – 374.
- Choo, Eugene & Aloysius Siow (2006). Who Marries Whom and Why. *Journal of Political Economy*, 114(1), 175 – 201.
- Drefahl, Sven (2010). How Does the Age Gap Between Partners Affect Their Survival? *Demography*, 47(2), 313 – 326.

- Dupuy, Arnaud & Alfred Galichon (2014). Personality Traits and the Marriage Market. *Journal of Political Economy*, 122(6), 1271 – 1319.
- Fernández, Raquel & Richard Rogerson (2001). Sorting and Long-Run Inequality. *Quarterly Journal of Economics*, 116(4), 1305 – 1341.
- Frey, Bruno & Alois Stutzer (2001). *Happiness and Economics: How the Economy and Institutions Affect Human Well-Being*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Goldscheider, Frances Koblin & Linda Waite (1986). Sex Differences in the Entry into Marriage. *American Journal of Sociology*, 92(1), 91 – 109.
- Graham, Carol (2011). Does More Money Make You Happier? Why So Much Debate? *Applied Research in Quality of Life*, 6(3), 219 – 239.
- Heaton, Tim & Stan Albrecht (1991). Stable Unhappy Marriages. *Journal of Marriage and Family*, 53(3), 747 – 758.
- Heckman, James, Jora Stixrud & Sergio Urzua (2006). The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior. *Journal of Labor Economics*, 24(3), 411 – 482.
- Kenrick, Douglas & Richard Keefe (1992). Age Preferences in Mates Reflect Sex Differences in Human Reproductive Strategies. *Behavioral and Brain Sciences*, 15(1), 75 – 91.
- Kenrick, Douglas, Richard Keefe, Cristina Gabrielidis & Jeffrey Cornelius (1996). Adolescents' Age Preferences for Dating Partners: Support for an Evolutionary Model of Life-History Strategies. *Child Development*, 67(4), 1499 – 1511.
- Kremer, Michael (1997). How Much Does Sorting Increase Inequality? *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 115 – 139.
- Lehrer, Evelyn (2008). Age at Marriage and Marital Instability: Revisiting the Becker-Landes-Michael Hypothesis. *Journal of Population Economics*, 21(2), 463 – 484.
- Mansour, Hani & Terra McKinnish (2014). Who Marries Differently Aged Spouses? Ability, Education, Occupation, Earnings, and Appearance. *Review of Economics and Statistics*, 96(3), 577 – 580.
- Ní Bhrolcháin, Máire (2005). The Age Difference at Marriage in England and Wales: A Century of Patterns and Trends. *Population Trends*, 120, 7 – 14.
- Norton, Edward, Richard Lindrooth & Susan Ennett (1998). Controlling for the Endogeneity of Peer Substance Use on Adolescent Alcohol and Tobacco Use. *Health Economics*, 7(5),

439 – 453.

- Oswald, Andrew (1997). Happiness and Economic Performance. *The Economic Journal*, 107 (445), 1815 – 1831.
- Otta, Emma, Renato da Silva Queiroz, Lucila de Sousa Campos, Monika Weronika Dowbor da Silva & Mariana Telles Silveira (1999). Age Differences Between Spouses in a Brazilian Marriage Sample. *Evolution and Human Behavior*, 20(2), 99 – 103.
- Radloff, Lenore Sawyer (1977). The CES-D Scale: A Self-Report Depression Scale for Research in the General Population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 385 – 401.
- Rivers, Douglas & Quang Vuong (1988). Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models. *Journal of Econometrics*, 39(3), 347 – 366.
- Rogler, Lloyd & Mary Procidano (1989). Marital Heterogamy and Marital Quality in Puerto Rican Families. *Journal of Marriage and the Family*, 51(2), 363 – 372.
- Roodman, David (2011). Fitting Fully Observed Recursive Mixed-Process Models with Cmp. *The Stata Journal*, 11(2), 159 – 206.
- Sewell, William, Robert Hauser, Kristen Springer & Taissa Hauser (2003). As We Age: A Review of the Wisconsin Longitudinal Study, 1957 – 2001. *Research in Social Stratification and Mobility*, 20, 3 – 111.
- Smits, Jeroen, Wout Ultee & Jan Lammers (1998). Educational Homogamy in 65 Countries: An Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables. *American Sociological Review*, 63(2), 264 – 285.
- Spanier, Graham & Paul Glick (1980). Mate Selection Differentials Between Whites and Blacks in the United States. *Social Forces*, 58(3), 707 – 725.
- Tzeng, Meei-Shenn (1992). The Effects of Socioeconomic Heterogamy and Changes on Marital Dissolution for First Marriages. *Journal of Marriage and the Family*, 54(3), 609 – 619.
- Ultee, Wout & Ruud Luijkx (1990). Educational Heterogamy and Father-to-Son Occupational Mobility in 23 Industrial Nations: General Societal Openness or Compensatory Strategies of Reproduction? *European Sociological Review*, 6(2), 125 – 149.
- Vera, Hernan, Donna Berardo & Felix Berardo (1985). Age Heterogamy in Marriage. *Journal of Marriage and the Family*, 47(3), 553 – 566.
- Wiederman, Michael (1993). Evolved Gender Differences in Mate Preferences: Evidence from Personal Advertisements. *Ethology and Sociobiology*, 14(5), 331 – 351.

The Effects of Age Gap on Marital Quality and Stability: Based on the 2013 CHARLS Data

Chen Yanran & Qin Xuezheng

(School of Economics, Peking University)

Abstract: Marriage matching not only has an important impact on an individual's life trajectory, but also affects social structure and social stratification. Age gap between spouses, as one of the primary considerations in marriage matching, reflects the social conditions and marriage market of a specific period. Based on the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) datasets, this paper finds that for most middle-aged and elderly people in China, having an older husband can improve a couple's life satisfaction and reduce depression level for both husband and wife, and the magnitude of the effect increases as the age gap increases. From the perspective of marital stability, having an older husband will increase the risk of divorce, and there is an 'U-shaped' relationship between age gap and risk of divorce (the risk is lowest with a husband being 1–3 years older than his wife). The results of subsample analysis show that when a husband is older than his wife, the quality of marriage improves for both husband and wife, for both rural and urban residents, and for both first-married and non-first-married groups. Meanwhile, the risk of divorce decreases for men, those living in urban area, and first-married group, when the husband is older. In terms of the mechanisms, age gap between couples affects the quality and stability of marriage through three channels: cognitive ability, family background difference, and childbearing.

Keywords: age gap, marriage matching, marital quality, life satisfaction, divorce risk

JEL Classification: J12, J14, Z13, D19

(责任编辑：西 贝)