

中国男性婚姻挤压模式研究^{*}

果 臻 李树茁 Marcus W. Feldman

【摘 要】随着 20 世纪 80 年代以来的高出生性别比队列陆续进入婚姻市场,中国男性婚姻挤压问题日益凸显。在此背景下,文章使用人口普查数据,采用人口学分析方法研究当前中国男性婚姻挤压模式的变动规律,试图完善现有的婚姻挤压理论。研究发现,从时期角度分析,当前中国男性婚姻挤压主要表现为农村地区的超低初婚水平的挤压模式,农村男性初婚概率的年龄分布受挤压明显且平均初婚年龄的变动出现停滞,男性婚姻挤压区域分布相对集中并已出现扩散趋势。从队列角度分析,农村未婚男性受初婚概率偏低和死亡概率偏高的双重挤压,其终身结婚期待率在各个年龄段均低于城镇男性,成婚期望年数则均高于城镇男性,说明农村地区实际婚姻挤压程度比时期指标所反映的更加严重。当前农村男性婚姻挤压状况可能构成未来中国男性总体的婚姻挤压态势。最后,文章给出了当前农村大龄未婚男性年龄的测度依据。

【关键词】婚姻挤压模式 大龄未婚男性 平均初婚年龄 年龄测度

【作 者】果 臻 华中科技大学社会学院,副研究员;李树茁 西安交通大学人口与发展研究所,教授; Marcus W. Feldman 斯坦福大学莫里森人口与资源研究所,教授。

一、研究背景

从 20 世纪 80 年代开始,中国的出生性别比出现上升并持续偏高,截至 2015 年,官方公布的出生性别比为 113.51(国家统计局,2016),在连续 7 年下降后,仍较 105 的正常水平高出 8.5 个百分点。随着 30 多年来的高出生性别比队列陆续进入婚姻市场,中国男性婚姻挤压问题日益凸显(李树茁、果臻,2013)。第六次全国人口普查数据显示,2010 年中国 30 岁及以上的未婚男性为 1 886 万人,是相应年龄未婚女性人口的 4 倍多;50 岁及以上的未婚男性为 540 万人,是相应女性人口的 10 倍多(国务院人口普查办公室、国家统计局人口和就业统计司,2012a)。对于当前和未来一段时期内中国所面临的男性婚姻挤压问题,国内外

^{*} 本文为国家社会科学基金青年项目“农村大龄未婚男性的生存状况及其政策促进研究”(编号:14CRK025)的阶段性成果。

的人口研究者们未雨绸缪,从20世纪末出生性别比偏高的初期就在以下两方面达成重要共识。

第一,中国正在并将持续面临十分严重且不同以往的男性婚姻挤压。李南(1995)根据1990年之前的偏高出生性别比测算,2010年开始中国将出现初婚市场失衡,每年有近百万“额外”未婚男性没有初婚对象,约占男性年初婚人数的9%。即使发生初婚模式的显著变化,这种“额外”未婚男性在数量上和比例上也都难以为变化了的初婚模式所容纳。陈友华、米勒·乌尔里希(2000、2002)预计21世纪中国男性婚姻挤压矛盾主要受到出生性别比偏高的影响将进一步加剧。李树茁等(2006)结合初婚和再婚市场设计了度量婚姻挤压的指标,测度2001~2050年中国的婚姻挤压程度,考察男孩偏好和再婚因素对中国未来婚姻挤压的影响。此外,还有研究者通过不同的婚姻挤压指标来预测中国男性婚姻挤压的发展趋势(郭志刚、邓国胜,2000;Guilmoto,2012;Jiang等,2014)。

第二,超前的人口转型速度加上长期的出生性别比偏高,导致大规模的未婚男性人口集中出现。郭志刚、邓国胜(1995)当时就对中国未来婚姻市场的挤压态势表示过担忧。陈友华、米勒·乌尔里希(2002)通过对指标分解,证明中国以往出现的男性婚姻挤压,不仅受性别因素影响,还受生育率波动的影响。随着时间的推移,21世纪性别结构因素对中国婚姻市场供需失衡的影响将逐渐增强,并最终跃升为婚姻市场失衡的首要影响因素。姜全保等(2013)进一步通过量化分析表明,2010~2020年婚姻挤压以年龄结构因素为主导,2020~2034年性别结构因素的作用增强,而年龄结构因素减弱。2034~2045年,男性过剩主要是性别结构因素作用的结果,年龄结构因素不起或仅起到减缓男性过剩的作用。

在理论研究上,郭志刚、邓国胜(1995)根据国内外相关研究总结了关于婚姻挤压的3种情况及其对应的婚姻市场变化。这3种情况是在婚龄期性别比偏高的前提下,人口的年龄结构持续年轻、年龄结构持续老化和年龄结构出现波动。其中,第一种和第三种情形分别可以对应20世纪60年代末美国出现的女性婚姻挤压和20世纪80年代初中国出现的男性婚姻挤压现象。在这两种情形下,婚姻市场中男女终身未婚比例均未发生大的变化,通过初婚模式(包括平均初婚年龄和夫妻年龄差等)的调节就可以缓解婚姻挤压现象(Schoen,1983)。但对于第二种——当前中国面临的长时期出生性别比偏高和低年龄人口比例持续下降的叠加作用下的婚姻市场中男女数量失衡,国内外鲜有相关研究。因此,本文希望通过当前中国男性婚姻挤压模式的分析,考察第二种情形在持续并加剧了20年后(1990~2010年)婚姻市场的真实反应,揭示现阶段中国男性婚姻挤压的结构性变动特征,以完善现有的婚姻挤压理论。

二、研究方法和数据

本文主要使用2000和2010年全国人口普查数据,通过引入男性多递减生命表(综合考虑初婚和死亡因素),从时期和队列的角度对比研究现阶段中国男性的婚姻挤压水平,总结其变动模式,分析相关时期指标存在的问题,并提出量化、动态化的大龄未婚男性群体的

年龄测度依据。

（一）研究方法

已有研究主要通过构建婚姻挤压指标来测度婚姻挤压水平,缺少对婚姻挤压模式的深入分析。本文主要使用男性多递减初婚表的方法和指标(黄荣清、魏进,1985),对中国男性婚姻挤压模式进行分析。这有别于一般情况下使用初婚表所进行的初婚模式研究,主要体现在以下两方面。(1)一般情况下初婚模式的变动是指在初婚水平基本稳定的情况下,观察年龄别初婚概率分布和初婚年龄的变化规律。但在中国男性人口过剩日趋严重的情景下,男性初婚水平发生较大变动,能够成婚的男性比例持续降低,男性初婚模式事实上反映的是男性婚姻挤压水平变动下的男性婚姻挤压模式。(2)初婚表中的未婚尚存比例(人数),终身结婚期待率等主要假想队列指标能够较好地度量和体现初婚水平变动下的男性婚姻挤压模式转变的重要规律和特征,综合反映挤压水平和模式之间动态的交互作用。此外,由于男性婚姻挤压,大龄未婚男性群体被迫无法组建自己的家庭,进而丧失了婚姻对自身生存的保护作用,其死亡水平显著高于男性平均水平(李树苗等,2014)。因此,将婚姻和死亡因素同时纳入所构建的男性多递减初婚表,能准确反映男性婚姻挤压的真实状况。最后,基于人口事件的随机性和所用数据为人口普查抽样数据两方面的原因,本研究在假设未婚男性的初婚概率与死亡概率相互独立的条件下,分别对未婚尚存比例和终身结婚期待率进行了95%置信区间的计算,用于对农村大龄未婚男性年龄测度的分析。关于多递减初婚表的构建及其指标的统计推断,本文参考了黄荣清和魏进(1985)、Chiang(1967)的方法。

（二）数据来源和说明

构建多递减初婚表不仅需要婚姻数据,还需要基于人口婚姻状况的死亡数据。本文计算初婚概率的基础数据分别来自2000年全国人口普查资料(国务院人口普查办公室、国家统计局人口和社会科技统计司,2002)、2010年全国人口普查资料(国务院人口普查办公室、国家统计局人口和就业统计司,2012a)和2009年全国人口变动情况抽样调查(国家统计局人口和就业统计司,2010)。未婚人口死亡概率由2000和2010年全国人口普查死亡原始数据(1%抽样)汇总后计算得出。

需要说明的是,在第六次全国人口普查数据中2010年初婚人数的统计结果明显偏低(仅为2009年及前5年各年人数的一半),无法作为有效数据使用。所以,本文使用第六次全国人口普查数据中2009年初婚人数,结合2009年全国人口变动情况抽样调查数据的未婚人数,分别计算2009年全国、分城乡、分性别初婚概率。因此,本文的2010年多递减初婚表实际上是由2009年初婚数据和2010年未婚人口死亡数据组合生成。在正常情况下,1年内人口死亡水平的变动有限,故上述数据处理方式对研究结论的影响将十分有限^①。此外,

^① 根据本文的研究假设和数据,文中2010年初婚表根据2009年初婚概率和2010年死亡概率计算,严格意义上可归为2009年初婚表,但为了保持与普查年份一致,本文统一使用2010年表示。

由于中国人口普查中的死亡率一直存在被低估的问题,对于尚未进入婚姻市场的15岁以下人口的年龄别死亡率,本文基于联合国生命表对相关数值进行了校正。对于15岁及以上未婚男性人口死亡率,由于缺乏相关未婚人口死亡数据的前期研究作为校正的依据和参照,本文未对其进行校正,这将对计算结果造成一定的影响。

三、时期视角下的中国男性婚姻挤压模式

本文使用时期指标,从未婚男性的数量和比例、平均初婚年龄、初婚概率的年龄分布及未婚人口性别比的区域变动情况,分析当前中国男性婚姻挤压的基本态势和模式变动。

(一) 未婚人口总量持续增加,但比例变动不明显

表反映了中国未婚男性人口规模和比例的变动情况。总体上,1982年以来历次人口普查30~49岁和50岁及以上的未婚男性数量不断增加,未婚男性和女性在绝对数量上的差距在不断扩大。从男性未婚人口的比例看,30~49岁的未婚男性占相应年龄段男性总人口的比例在1982年接近10%,此后这一比例降至5%,2010年又升至6.3%;50岁及以上未婚男性比例则维持在3.3%左右。对比相应的女性人口情况,相应年龄段女性未婚人口在数量和比例上均明显低于男性。

表 1982~2010年全国人口普查男性和女性未婚人数和比例

未婚人口	1982年		1990年		2000年		2010年	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
30~49岁人口数(万人)	784.3	39.8	871.9	49.6	985.9	124.4	1342.6	402.3
30~49岁人口比例(%)	9.9	0.4	5.9	0.4	5.0	0.7	6.3	1.9
50岁及以上人口数(万人)	207.2	19.9	298.5	21.3	428.4	22.7	543.4	54.3
50岁及以上人口比例(%)	2.8	0.3	3.2	0.2	3.6	0.2	3.3	0.3

注:1982和1990年基础数据来自1982和1990年全国人口普查资料;2000和2010年基础数据来自全国人口普查长表数据,本文按照10%的抽样比进行了估算。

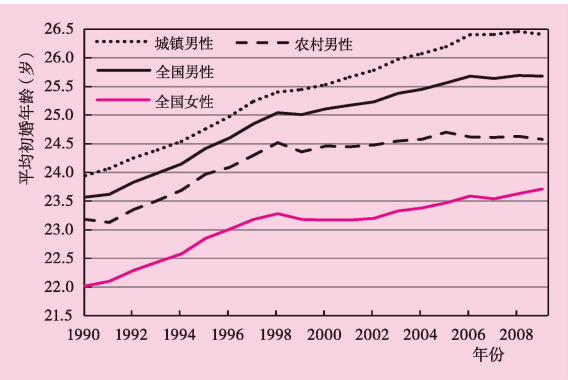


图1 1990~2009年全国分城乡、分性别平均初婚年龄
资料来源:2010年全国人口普查资料。

(二) 农村男性平均初婚年龄的变动出现停滞

1990~2009年,中国男性和女性的平均初婚年龄持续上升,二者之差基本保持在1.5~2岁,但2000年以后,平均初婚年龄的上升幅度放缓。比较平均初婚年龄的城乡差异,城镇地区男性呈持续上升趋势且上升幅度较大,而农村地区在2000年以后则基本维持不变(见图1)。这似乎与现有研究表明的当前中国男性的婚姻挤压现象主要集中在农村地区的规律相

悖。后文将对此展开探讨,回答为何成婚日益困难的农村男性人口的平均初婚年龄不再上升的问题。

(三) 农村男性初婚概率的年龄分布表明婚姻挤压状况明显

初婚概率能够反映婚姻挤压水平持续加重下的时期初婚模式的变动情况。对比 2000 和 2010 年各年龄段中国男性与女性初婚概率(见图 2),其中最明显的特点是,无论 2000 年还是 2010 年,女性的初婚概率在各个年龄段均高于同时期的男性,说明女性的成婚水平高于男性,也表明在男性婚姻挤压下,即使是年龄偏大的女性,在婚姻市场中仍处于优势地位。与女性相比,男性的初婚概率偏低,其“选择性”婚姻推迟的空间(初婚概率的下降幅度)有限。2000~2010 年,女性初婚概率的下降幅度远大于男性。这表明在当前男性过剩的婚姻市场中,女性更可能存在“选择性”婚姻推迟现象,而男性初婚概率的小幅下降则更可能是由于女性数量缺失而引起的“被迫性”婚姻推迟。

图 3 进一步考察 2000 和 2010 年分城乡男性年龄别初婚概率的变动情况。一方面,与上述分性别变动规律类似,城镇男性初婚概率的下降幅度大于农村男性,农村男性初婚概率的下降幅度十分有限。同时,农村男性的平均初婚年龄小于城镇男性(见图 1),农村男性比城镇男性更倾向于尽早成婚,但农村男性的初婚概率又远低于城镇男性。这表明相对于农村男性,城镇男性存在一定的“选择性”婚姻推迟现象,而“被迫性”婚姻推迟则更多地集中于农村地区。另一方面,总体上,2000 和 2010 年的城镇初婚概率均高于相应年份的农村初婚概率,但在较低年龄段均存在一个分界点,分别为 21 岁和 23 岁。在分界点之前,农村男性的初婚概率略高于城镇;在分界点之后,城镇男性初婚概率一直高于农村。这既说明城镇地区男性的平均初婚年龄较大(结婚较晚),也说明农村地区男性过剩的情况比城镇地区严重。农村地区的男性超过一定年龄后,其初婚概率迅速下降,而城镇地区男性则仍然保持着较高的初婚概率。

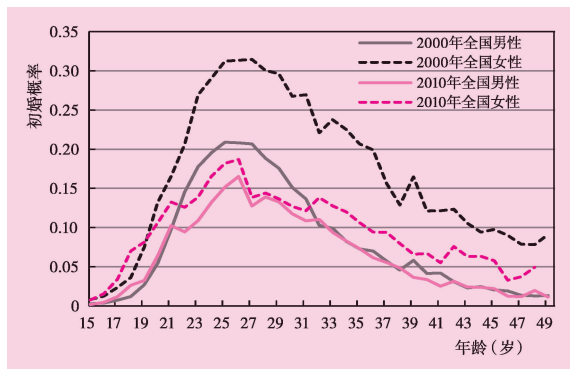


图 2 2000 和 2010 年全国分性别分年龄初婚概率

资料来源:根据 2000 和 2010 年全国人口普查资料、2009 年全国人口变动情况抽样调查数据绘制。

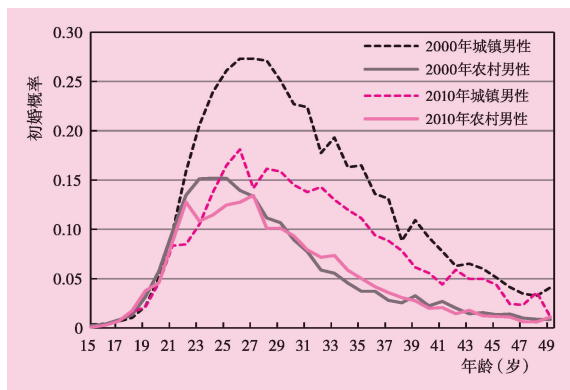


图 3 2000 和 2010 年男性分城乡分年龄初婚概率

资料来源:同图 2。

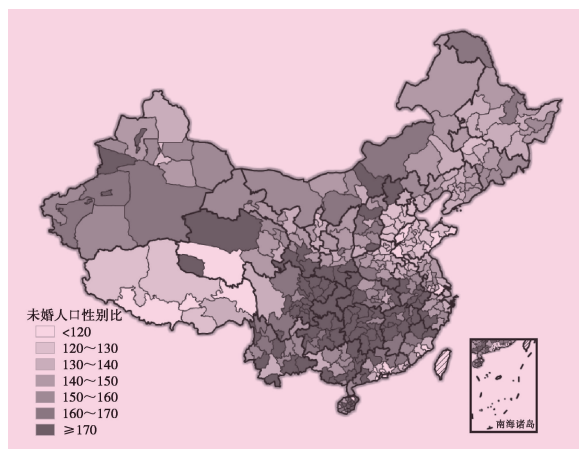


图4 2000年全国15岁及以上未婚人口性别比

资料来源:根据《2000人口普查分县资料》(国务院人口普查办公室、国家统计局人口和社会科技统计司,2003)绘制。

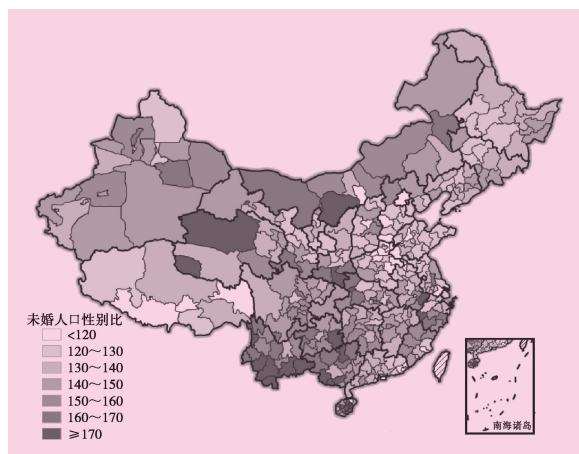


图5 2010年全国15岁及以上未婚人口性别比

资料来源:根据《中国2010年人口普查分县资料》(国务院人口普查办公室、国家统计局人口和就业统计司,2012b)绘制。

(四) 男性婚姻挤压区域分布相对集中并已出现扩散趋势

图4和图5分别反映了中国2000和2010年15岁及以上未婚人口性别比的地级行政区域分布情况。总体上,2000和2010年绝大部分地区的未婚人口性别比均在120以上,这表明由于性别失衡而导致的男性婚姻挤压现象普遍而持续地存在。从未婚人口性别比的区域分布看,2000年未婚人口性别比较高(大于等于150)的区域主要集中在中部(华中地区及华东地区的南部)、南部(华南地区和不含西藏的西南地区)及西北部(西北地区),其中中部和南部地区的未婚性别比最高,达170以上;2010年未婚人口性别比较高(大于等于150)的区域则主要集中在西北、西南地区(不包括西藏)及华中地区的南部,这反映出中国男性婚姻挤压现象的区域分布不平衡,存在着明显的区域差异。而从未婚人口性别比的数值区间变化看,2000和2010年的变化都较大,有的地区的未婚人口性别比小于120,有的地区则高达170以上,这表明男性婚姻挤压程度的区域差异大。

对比图4和图5可以发现,2000年的未婚人口性别比较高(大于等于150)的区域范围大而集中,2010年则小而分散。这表明全国范围内,以“未婚人口性别比”这一指标衡量的男性婚姻挤压程度有所减弱,且区域分布呈现分散化趋势。从图6可以看出2000~2010年各地区“过剩男性”的变动情况,同时也表明这10年间,中国的婚姻挤压大致呈现“由中部地区向四周扩散”的趋势。

总体来看,2000和2010年高未婚人口性别比区域主要集中在内陆地区,这些区域受传统文化影响较大,社会 and 经济发展相对滞后,是中国婚姻挤压“重灾区”。从这10年的变化看,受社会经济发展和人口流动的影响,婚姻挤压地区表现出向沿海等相对发达地区及以

往婚姻挤压相对较轻的地区扩散的特征。通过区域扩散的作用,高未婚人口性别比地区的严重状况得到缓解,缩小了区域间的差异。但同时也存在一些偏远和欠发达地区的婚姻挤压状况进一步加重,婚姻挤压可能引发社会风险的加剧。

四、队列视角下的中国男性婚姻挤压模式

本文的队列分析按照 2000 和 2010 年时期年龄别初婚概率和未婚男性人口死亡概率来考察假想队列人口初婚模式的变动状况。需要说明的是,在当前中国男性婚姻挤压形势日趋严重的情况下,按照现有时期初婚概率来假设实际初婚状况会高估实际队列的初婚概率;而使用当前未婚男性人口死亡概率来假设同样会高估实际队列的死亡概率。因此,实际队列的婚姻挤压状况可能比计算结果更为严重。

(一) 队列未婚人口比例持续上升

图 7 展示了 25~59 岁每 5 岁组未婚男性比例的变动情况,包括 1990~2010 年 5 次人口普查(包含 1%人口抽样调查)的时期数据(图 7a)和 1961~1980 年出生的 5 年为一组的 4 组出生队列的队列数据(图 7b)。时期数据中,低龄段表现出未婚比例随着年份增加而上升的态势,35 岁以后开始变化,50 岁以后甚至表现出完全相反的情况,这与表中数据所反映出的趋势一致。即从时期角度看,50 岁以上男性未婚比例反而随着普查年份的增加而下

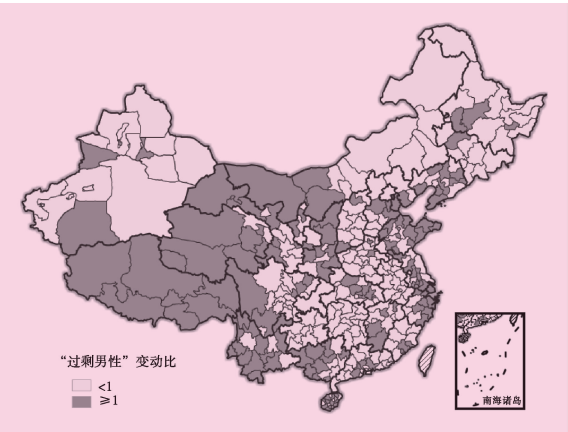


图 6 2000 和 2010 年全国 15 岁及以上“过剩男性”的变动情况

注:“过剩男性”变动比=(2010 年 15 岁及以上男性未婚人数-2010 年 15 岁及以上女性未婚人数)÷(2000 年 15 岁及以上男性未婚人数-2000 年 15 岁及以上女性未婚人数),变动比大于等于 1 表示时期内“过剩男性”增加或不变,小于 1 表示减少。基础数据来自中国 2000 和 2010 年人口普查分县资料。

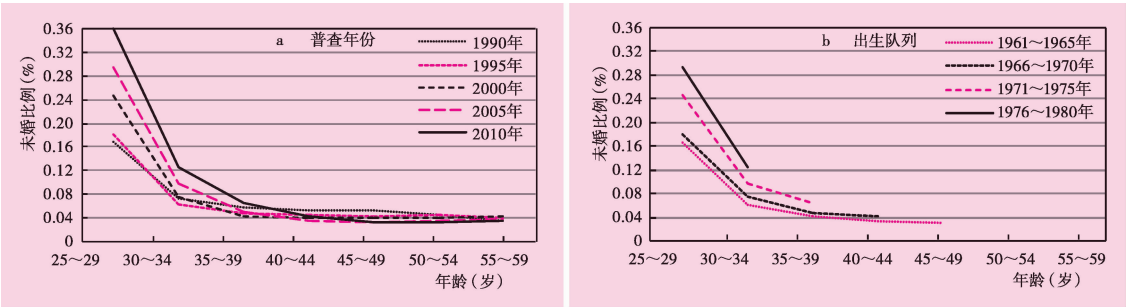


图 7 时期和队列视角下的未婚比例

资料来源:根据 1990、2000 和 2010 年全国人口普查资料、1995 和 2005 年全国 1%人口抽样调查数据绘制。

降,这似乎表明当前的男性婚姻挤压形势并不严重。但事实上,1990年50岁以上男性仅代表1940年以前的男性出生队列,2010年50岁以上男性则代表1960年以前男性出生队列,而1970和1990年才是这些年代的出生队列的初婚高峰时期,上述比值无法反映当前婚姻市场中男性婚姻挤压的实际情况。因此,从时期数据的变动特征来判断当前男性婚姻挤压态势会存在一定偏差。而队列数据则能较好地解释这一现象。从可观测到的数据看,1965~1980年各出生队列表现出了一致的变动特征,即出生队列越晚,在各个年龄段男性未婚比例越高。

(二) 农村男性未婚尚存比例严重偏高

根据2000和2010年假想队列男性未婚尚存比例可以看出(见图8),2000年中国男性在27岁仍旧未婚的占有所有男性的30%左右,28岁时这一比例降至20%,32岁为10%,到49岁左右这一比例基本稳定在4%左右。对比2010年相同年龄的未婚尚存比例,2010年中国男性在27岁仍未婚的比例高达38%,在28岁时仍处于30%的高位,32岁为20%,到49岁左右这一比例基本稳定在8%左右,为2000年同年龄的两倍。

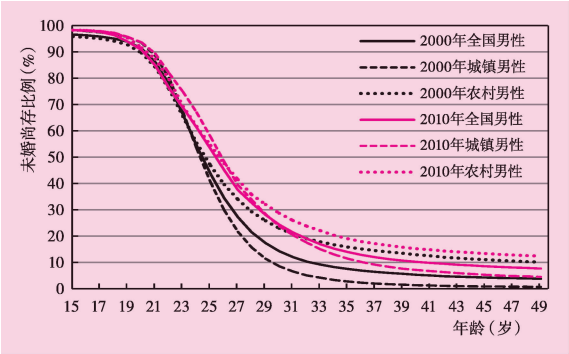


图8 2000和2010年分城乡男性年龄别未婚尚存比例

资料来源:作者计算。

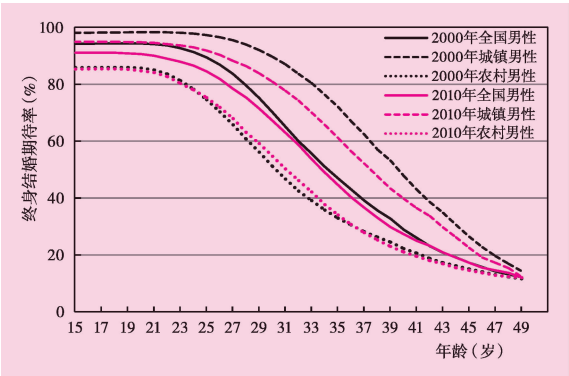


图9 2000和2010年分城乡男性终身结婚期待率

资料来源:作者计算。

从分城乡男性未婚尚存比例看,2000和2010年城镇和农村地区男性均存在一个交汇点(分别是24岁和26岁),在交汇点以前各年龄的农村男性未婚比例均低于城镇,而在交汇点以后则逐步高于城镇,这说明农村地区的婚姻挤压现象在交汇点以后明显加重。在交汇点以前,城镇地区的男性主动推迟结婚的可能性较大,但到了交汇点以后基本都能够结婚,男性未婚尚存比例迅速下降。以2000年为例,到49岁时,城镇地区男性的未婚尚存比例接近0,而农村仍有10%的男性无法成婚,这再次验证了中国大龄未婚男性群体集中在农村地区。

(三) 农村男性终身结婚期待率在各年龄段均低于城镇男性

终身结婚期待率是多递减初婚表中的重要指标,该指标反映婚姻和死亡两个因素对成婚的影响。从全国范围看,在42岁以前,2010年的男性终身结婚期待率均低于2000年(见图9),且存在明显差异,

尤其是在 30 岁以前,二者的差异均在 3% 以上。总体上,2010 年的终身结婚期待率要低于 2000 年。分城乡看,2000 和 2010 年的城镇男性在各个年龄段的终身结婚期待率均高于农村,但城乡差距存在一定程度的减小。2000 年,在 30 岁时,城镇地区男性在未来能够成婚的概率(终身结婚期待率)接近 90%(2010 年为 80%),而农村地区仅接近 50%(2010 年为 55%);40 岁时,城镇地区的未婚男性中仍有 50%(2010 年为 40%)会在未来成婚,而农村地区的这一比例仅为 20%(2010 年为 21%)。农村地区的大龄未婚男性受到死亡概率偏高和初婚概率偏低的双重挤压,其所有年龄段的终身成婚期待率均低于城镇男性。

(四) 农村男性成婚期望年数高于城镇男性

本文先对成婚期望年数这一指标进行说明,并区分其与另一常用指标——平均初婚年龄的差异。成婚期望年数以队列(或时期假想队列)为分析基础,综合初婚和死亡两种因素随年龄的变动情况,分析不同年龄时队列人口的平均未婚时间(黄荣清、魏进,1985)。而平均初婚年龄则是时期内的初婚人口平均年龄,没有考虑未婚人口和人口死亡情况。成婚期望年数可以计算年龄别成婚期望年数,而平均初婚年龄则只有一个数值。根据 2010 年全国人口普查数据,2000 和 2010 年男性平均初婚年龄为 25.1 岁和 25.9 岁;根据本文计算,2000 年中国男性 0 岁成婚期望年数是 26.1 年,2010 年增至 29 年。对比这两组数据,平均初婚年龄上升说明初婚男性的平均年龄增大;而成婚期望年数的上升一方面说明未婚男性死亡水平有所下降,另一方面说明未婚男性成婚难度逐渐增加。

从分城乡情况看,2010 年中国城镇未婚男性 0 岁时的成婚期望年数为 28.2 年,农村地区男性为 31.2 年,而 2010 年全国人口普查显示,城市男性平均初婚年龄为 26.9 岁,镇为 25.5 岁,乡村为 24.8 岁,可见 0 岁分城乡人口的成婚期望年数与平均初婚年龄的规律变化正好相反。这正体现了两个指标之间的差异,即 0 岁成婚期望年数是考虑了全部男性人口的初婚和死亡因素后的人均成婚年数;而平均初婚年龄只考虑当年初婚的男性人口平均年龄。这一相反的规律表明,从平均初婚年龄看,农村地区能够成婚的男性其初婚年龄较城镇地区小(结婚较早),但平均初婚年龄这一指标并不能从总体上反映这一地区所有男性的成婚水平和模式。总体上农村地区男性的成婚难度要高于城镇地区男性,农村地区男性平均比城镇地区男性推迟 3 年成婚。

从 15 岁以上分年龄情况看,在全国范围内,2010 年的男性成婚期望年数在各年龄均高于 2000 年,尤其在 21~27 岁这一年龄区间内,二者相差均在 3 年以上,反映出这 10 年以来的初婚概率和死亡概率的下降对男性成婚的影响。2000 和 2010 年城镇和农村的年龄别成婚期望年数均存在明显差异。总体来看,将农村年龄别成婚期望年数曲线向下再向右移动才能接近城镇年龄别期望年数曲线(见图 10)。这一方面表明农村男性成婚期望年数在各个年龄均大幅度高于城镇,另一方面表明年龄因素对农村男性成婚的影响更大。

(五) 农村大龄未婚男性的年龄测度

综合上述未婚尚存比例、终身结婚期待率和成婚期望年数 3 个队列指标,本文尝试提

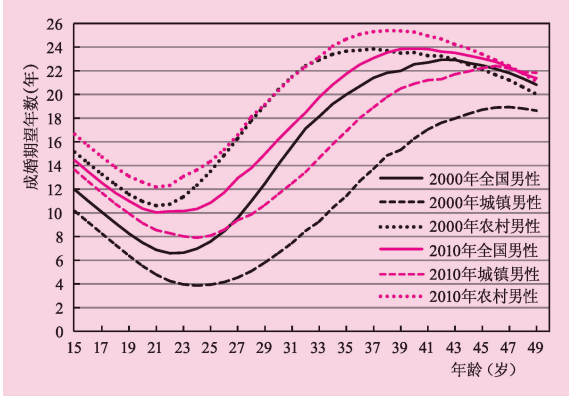


图 10 2000 和 2010 年分城乡男性年龄别
成婚期望年数

资料来源:作者计算。

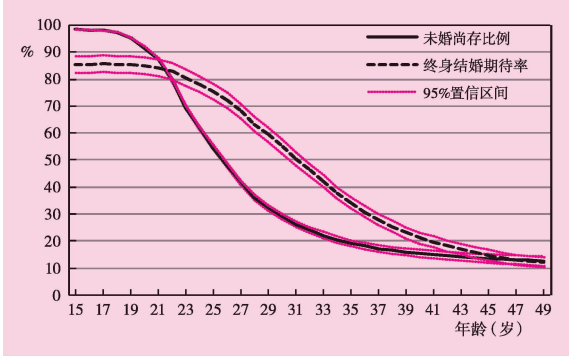


图 11 2010 年农村男性未婚尚存比例和终身
结婚期待率

资料来源:作者计算。

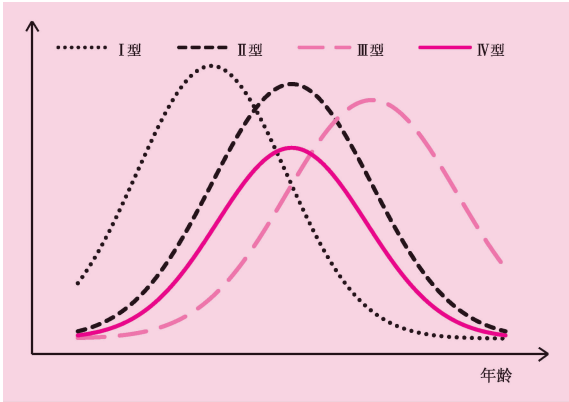


图 12 婚姻挤压模式演变示意图

压程度逐步加重,初婚年龄逐渐推迟,挤压模式从 I 型过渡到 II 型或者 III 型,而当挤压程

出农村大龄未婚男性年龄测度的方法和依据。已有研究对农村大龄未婚男性的年龄选择通常是 28 岁(靳小怡等,2010),但从图 11 看,28 岁的农村男性中,有 37% 左右未婚,这其中又仅有 37% 左右的人会最终失婚,成婚较困难的男性是该群体的少数。根据本文计算(见图 11),一方面,2010 年农村大龄未婚男性 0 岁成婚期望年数为 31.2 年;另一方面,32 岁时农村男性未婚比例的 95% 置信区间为 22.7%~24.9%(均值为 23.8%),终身结婚期待率为 43.7%~48.5%(均值为 46.1%)。综合来看,在 32 岁时农村男性中有不到 25% 处于未婚状态,在这些未婚男性中,会有超过 50% 的人终身失婚。如果按照某一年龄以上的未婚男性群体内会有超过一半的男性终身失婚作为大龄未婚男性群体研究的年龄界定标准,则基本上可以保证该年龄以上的人口能够体现大龄未婚男性的基本特征。当然,上述对当前中国农村大龄未婚男性年龄划分在 32 岁的建议存在一定的主观性,本文的主要目的是给出农村大龄未婚男性年龄测度的量化依据:在当前中国性别失衡背景下,农村大龄未婚男性的年龄测度应依据其婚姻水平和模式的变动,充分考虑年龄别成婚期望概率与研究对象的规模需求,动态、量化地进行测度。

五、总结与讨论

本文将中国男性婚姻挤压模式变动划分为 4 个阶段。理想情况下(见图 12),当挤压程度一定时,男性婚姻挤压模式在前期表现为 I 型,初婚年龄偏低,随着挤

度严重时,初婚水平显著降低,挤压模式变为Ⅳ型,这时初婚年龄可能不变(如从Ⅱ型变为Ⅳ型),甚至也可能会相对前移(从Ⅲ型变为Ⅳ型)。其中Ⅰ、Ⅱ、Ⅲ型是在初婚水平适度下降时的男性婚姻挤压模式,而Ⅳ是初婚水平发生较大下降时男性婚姻挤压模式。

在实际数据中,从性别差异看,在男性婚姻挤压严重的情形下,女性各年龄段初婚概率全面高于男性,抽象地看,女性可以视为Ⅱ型(或偏Ⅰ型),男性为Ⅳ型。从城乡差异看,城镇男性可视为Ⅲ型,农村为Ⅳ型,城镇初婚水平高于农村,农村仅在较低年龄段初婚概率略高于城镇,而后续年龄则全面低于城镇。上述分析表明,在同一维度,只有在婚姻挤压水平相同或相近的情况下,比较平均初婚年龄的大小才可以反映婚姻挤压程度的差异(如在Ⅰ、Ⅱ、Ⅲ型之间比较),而当挤压水平变动较大时,则无法通过平均初婚年龄进行比较(如Ⅲ、Ⅳ型之间比较)。

由于农村地区的男性挤压程度已经很高,各个年龄段的初婚概率均处在很低的水平,其挤压模式进一步转变的空间十分有限,最多仅能实现小幅度的整体下降(如从Ⅱ型降至Ⅳ型),此时其初婚年龄发生持续变化的可能性很小。对于城镇地区男性而言,由于其仍存在进一步挤压的空间,挤压模式可以从Ⅱ型变为Ⅲ型,初婚年龄进一步推迟。

总体上看,当前中国男性时期婚姻挤压模式表现为各年龄别初婚概率偏低的特征,农村地区男性婚姻挤压表现为超低初婚水平的挤压模式。因此,与已有婚姻挤压理论关于在挤压水平较低的情况下,时期初婚模式发生转变(Ⅰ、Ⅱ、Ⅲ型之间)和受挤压性别人口的平均初婚年龄会发生推迟不同,当前中国男性婚姻挤压模式是在挤压水平严重的情况下(Ⅳ型),农村男性时期初婚模式不再发生较大变动,平均初婚年龄的变化也出现了停滞。

从人口学队列角度分析,对婚姻市场中男性来说,终身结婚期待率和成婚期望年数这两个指标综合了男性初婚概率和未婚男性死亡率,能够有效统一男性婚姻挤压的水平和模式,可以真实地反映中国男性婚姻挤压的实际状况。这两个指标结果一致表明在各个年龄段,农村男性受到初婚概率偏低和死亡概率偏高的双重挤压,成婚难度远高于城镇男性。根据上述分析可以预见,当前中国男性婚姻挤压的城乡差异在一定程度上能够反映当前和未来一段时期中国总体男性婚姻挤压状况的差异,即随着20世纪80年代的高出生性别比队列陆续进入婚姻市场,中国的男性婚姻挤压将持续加重,当前农村男性婚姻挤压态势预计将构成未来中国男性整体婚姻挤压的基本状况。

中国男性婚姻挤压问题持续加重除了造成婚姻挤压水平和模式的变动外,对中国人口、社会、经济和文化也会造成一定的影响。由于数据质量和可获得性的限制,对相关数据和指标的评估和校正有待进一步完善;由于婚姻挤压造成的其他方面影响,也有待进一步观察与研究。

参考文献:

1. 陈友华、米勒·乌尔里希(2000):《中德婚姻市场供需情况的比较研究》,《人口与经济》,第5期。

2. 陈友华、米勒·乌尔里希(2002):《中国婚姻挤压研究与前景展望》,《人口研究》,第3期。
3. 国家统计局(2016):《2015年全国1%人口抽样调查主要数据公报》。
4. 国家统计局人口和就业统计司(2010):《中国人口和就业统计年鉴》,中国统计出版社。
5. 国务院全国1%人口抽样调查领导小组办公室(2007):《2005年全国1%人口抽样调查资料》,中国统计出版社。
6. 国务院人口普查办公室、国家统计局人口统计司(1985):《中国1982年人口普查资料》,中国统计出版社。
7. 国务院人口普查办公室、国家统计局人口统计司(1993):《中国1990年人口普查资料》,中国统计出版社。
8. 国务院人口普查办公室、国家统计局人口和社会科技统计司(2002):《中国2000年人口普查资料》,中国统计出版社。
9. 国务院人口普查办公室、国家统计局人口和社会科技统计司(2003):《2000年人口普查分县资料》,中国统计出版社。
10. 国务院人口普查办公室、国家统计局人口和就业统计司(2012a):《中国2010年人口普查资料》,中国统计出版社。
11. 国务院人口普查办公室、国家统计局人口和就业统计司(2012b):《中国2010年人口普查分县资料》,中国统计出版社。
12. 郭志刚、邓国胜(1995):《婚姻市场理论研究——兼论中国生育率下降过程中的婚姻市场》,《中国人口科学》,第3期。
13. 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。
14. 黄荣清、魏进(1985):《1981年全国女性初婚表的制作与分析》,《人口研究》,第5期。
15. 姜全保等(2013):《中国婚姻挤压问题研究》,《中国人口科学》,第5期。
16. 靳小怡等(2010):《中国的性别失衡与公共安全——百村调查及主要发现》,《青年研究》,第5期。
17. 李南(1995):《高出生性别比及其婚姻后果》,《中国人口科学》,第1期。
18. 李树茁、果臻(2013):《当代中国人口性别结构的演变》,《中国人口科学》,第2期。
19. 李树茁等(2014):《中国性别失衡与社会可持续发展的理论、实践与政策创新——国家社科基金重大攻关课题“中国人口性别结构与社会可持续发展战略研究”成果概述》,《西安交通大学学报(社会科学版)》,第6期。
20. 李树茁等(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。
21. 全国人口抽样调查办公室(1997):《1995年全国1%人口抽样调查资料》,中国统计出版社。
22. Chiang C.L.(1967), Variance and Covariance of Life Table Functions Estimated from a Sample of Deaths. *Vital and Health Statistics, Data Evaluation and Methods Research*. 2(20):1-8.
23. Guilmoto C.Z.(2012), Skewed Sex Ratios at Birth and Future Marriage Squeeze in China and India, 2005-2100. *Demography*. 49(1):77-100.
24. Jiang Q.B., Feldman M.W., and Li S.Z.(2014), Marriage Squeeze, Never-married Proportion and Mean Age at First Marriage in China. *Population Research and Policy Review*. 33(2):189-204.
25. Schoen R.(1983), Measuring the Tightness of a Marriage Squeeze. *Demography*. 20(1):61-78.

(责任编辑:朱 萍)