

社会网络视角下中国农村成年男性初婚风险的影响因素分析

刘利鸽^A, 靳小怡^B

(A. 西安交通大学 管理学院; B. 西安交通大学 公共政策与管理学院, 陕西 西安 710049)

【摘要】在婚姻挤压背景下, 男性拥有较多的社会网络资源是否意味着他们有更多结识异性和获得应急性经济支持的机会, 从而增加了其初婚的概率? 利用 2008 年西安交通大学人口与发展研究所在安徽 X 县调查的数据, 从社会网络角度出发, 采用事件史分析方法分析影响 18~50 岁农村男性初婚风险水平的因素。分析结果表明, 当前农村男性的初婚年龄主要集中在 22~27 岁之间, 27 岁以上仍未结婚的男性, 其成婚的概率急剧下降, 成为婚姻市场的弱势群体; 男性自身的特征和资源拥有状况, 包括婚前社会网络、个人经济和非经济特征、家庭和社区因素, 往往决定着个人的初婚风险水平, 一般来说, 男性自身特征和资源拥有状况越差, 结婚的可能性越小。

【关键词】初婚风险; 社会网络; 农村大龄未婚男性

【中图分类号】C913.13 **【文献标识码】**A **doi:** 10.3969/j.issn.1004-129X.2011.02.003

【文章编号】1004-129X(2011)02-0021-10

【收稿日期】2010-01-21

【基金项目】本研究得到国家社科基金(09BRK009)、教育部“长江学者和创新团队发展计划”(IRT0855)、教育部新世纪人才支持计划(NCET-07-0668)、教育部留学回国人员科研启动基金、霍英东教育基金会(121093)、美国斯坦福大学“校长国际研究创新基金”、西安交通大学“985工程”重点项目和西安交通大学“校内科研基金”的支持

【作者简介】刘利鸽(1981-), 女, 河南许昌人, 西安交通大学管理学院博士研究生。

靳小怡(1973-), 女, 陕西西安人, 西安交通大学公共政策与管理学院教授、博士生导师。

一、研究背景

婚姻的缔结和家庭的形成是人生的大事, 在中国婚姻尤其被赋予更重要的意义。近些年来, 与美国国家结婚率不断下降相比, 中国依然拥有较高的结婚率。^[1] Dav in 等对中国第四、五次普查数据的计算发现, 小于 40 岁年龄段的男性和女性的结婚率均达 93% 以上,^[2] 说明中国人至今仍然崇尚“普婚”文化。然而与“普婚”文化相悖的是, 伴随着出生性别比的持续偏高和女性的缺失, 国内婚姻市场上性别结构逐渐失衡, 部分男性难以适时婚配。当前男性婚姻挤压现象集中表现在“光棍村”的出现和数量的增加, 另外, 几乎所有省份的农村地区都存在着不同程度的女性缺失。^[2]

婚姻挤压背景下, 部分大龄未婚男性成为名副其实的弱势群体: 他们长期游离于婚姻和家庭之外, 难以享受家庭和妻儿的关爱;^[3] 在“养儿防老”为 主流养老模式的现实环境中, 他们的老年没有

依靠。^[4]更重要的是,男性婚姻挤压问题还可能带来违法犯罪率的上升,危害家庭和社区安全。^[5]因此,不管是从关注弱势群体的生存和发展角度,还是从预防危机,维护现有社会秩序的角度,关注农村婚姻挤压和农村男性的成婚及相关问题都有重要意义。

当前男性成婚困难问题越来越引起政府和社会各界的关注,一些学者已开始探索男性失婚的影响因素和可能后果。已有研究认为,影响男性成婚的因素主要集中在社区、家庭及个人三个方面。男性婚姻挤压是出生性别比失衡的宏观人口后果,而女性从内地到沿海、从山区到平原的婚姻迁移导致婚姻挤压后果发生了空间的转移:贫困和边远农村地区的男性成为婚姻挤压后果的主要承担者。^[6-7]从家庭和个人条件上看,较差的经济状况是男性婚配困难的重要因素,当女性短缺时,贫穷的男性很难找到配偶。^[8]另外,不出众的个人特征也是制约男性顺利成婚的因素。

社会网络因素在择偶与婚姻的缔结中具有重要意义,择偶过程可以视为人们利用社会网络寻找社会资源的过程,^[9]尤其是在婚姻挤压和婚姻花费日益上涨的压力下,丰富的个人网络资源能够提供结识异性机会和应急性的经济支持。但是,虽然20世纪90年代以来社会网络研究发展迅速并被广泛应用于不同社会领域,但社会网络在择偶和婚姻缔结中的作用却较少引起学术界的关注。

总之,目前关于国内男性成婚困难影响因素的研究多以质性研究或案例分析为主,其丰富的研究材料和结论为本文提供了重要的文献支持。本文将采用西安交通大学人口与发展研究所于2008年8月在安徽X县(化名)进行的“农村人口生活状况与性别平等促进”调查数据,采用事件史分析法,从社会网络的视角出发,探讨中国农村成年男性初婚风险的影响因素。从技术层面而言,风险是一种概率,^[10]其特征表现为可能性和不确定性;本文中的“初婚风险”是指成年男性从未婚状态向已婚状态转变的可能性。

二、理论分析框架

婚姻市场理论往往用于解释婚姻市场供需不平衡下的婚姻现象和婚姻后果。该理论认为,个人的特征和资源拥有状况决定着其在婚姻市场中的地位 and 择偶标准的高低,从而决定着哪些人在婚姻市场中处于劣势地位。^[11]在婚姻挤压的背景下,拥有不同个人特征和资源的男性处于不同水平的初婚风险水平,其中社会经济地位高的人往往拥有足够的潜在婚配对象,处于较高的初婚风险(可能性)水平。本文将在婚姻市场理论的指导下,在已有相关研究基础上,纳入社会网络的视角,构建中国农村男性初婚风险影响因素的分析框架。

(一) 社会网络因素

在当前中国农村,结识异性、支付高额婚姻花费等婚行行为,往往同家庭或个人拥有的社会网络资源紧密相关。自由恋爱和别人介绍是人们认识恋爱对象的主要途径,近年来恋爱结识方式呈现出他人介绍比例有所下降和自由恋爱比例有所上升的趋势。^[12]在中国农村地区,由亲戚或者其他网络成员组成的“中介人”是夫妻双方主要的结识途径;即使在省际间“农村-农村”的婚姻迁移中,中介人依然发挥着重要作用。^[12-13]由于近年来恋爱结识方式呈现出他人介绍比例有所下降和自由恋爱比例有所上升的趋势,^[12]所以为男性提供介绍对象支持的网络资本(本文称为“求婚网络”)和男性的社会交往网络对拓展男性的交往范围、增加男性结识异性的机会具有积极影响。

改革开放以来,农村男性婚姻花费日益攀升,在一些地区婚姻花费甚至相当于农民家庭年收入的20倍,以至于多数家庭需要依靠亲戚朋友的借贷才能支付婚姻花费。^[13]因此,婚姻对男性家庭意味着“超前消费”,借钱结婚成为支付婚姻费用的重要途径,个人和家庭拥有的借贷支持网络可能成为影响男性初婚风险的重要因素。^[6]

根据已有研究,网络规模和关系构成是社会网络的重要特征。网络规模即网络成员的数量,一般情况下,一个人的社会网络规模越大,他所拥有的社会资本越丰富,越可能在社会行动中占居优势地位。^[14] 社会网络关系包括亲缘关系和非亲缘关系,一些学者往往只强调亲缘或非亲缘的作用,很少对个体网络中既有亲缘也有非亲缘的“混合关系”进行研究。^[15] 那么,社会网络资源中同时存在亲缘关系和非亲缘关系,是不是意味着结识异性和获得大额借贷支持机会的增加,从而增加男性初婚的机会呢? 本文试图从该角度出发,探讨网络关系构成对男性初婚风险的影响,并提出以下假设:

H1: 婚前拥有较差社会网络资源的农村男性,初婚的可能性较小。

H1.1: 求婚网络规模较小的农村男性,初婚的可能性较小;

H1.2: 借贷网络规模较小的农村男性,初婚的可能性较小;

H1.3: 社会交往网络规模较小的农村男性,初婚的可能性较小;

H1.4: 与“混合关系”构成的农村男性相比,求婚网络关系构成较“单一”的男性,初婚的可能性较小;

H1.5: 与“混合关系”构成的农村男性相比,借贷网络关系构成较“单一”的男性,初婚的可能性较小;

H1.6: 与“混合关系”构成的农村男性相比,社会交往网络关系构成较“单一”的男性,初婚的可能性较小。

(二)个人经济和非经济特征

在婚姻缔结中,个人社会经济状况包括职业、收入、教育以及社会阶层等,往往起着重要作用。对中西方婚姻市场的研究发现,没有稳定工作、收入低、受教育程度低的人(包括男性和女性)在婚姻市场中总是处于劣势。^{[11][16]} 在当前国内婚姻市场上男性过剩的背景下,女性更倾向于选择拥有较好职业和较高社会经济地位的男性,而经济上处于弱势的男性往往更容易被婚姻市场所淘汰。^[17-18]

个人的非经济特征,如偏大的年龄、身体残疾、内向和不善言谈的性格等,^[17-20] 也是使男性在婚姻市场处于劣势的重要因素。

根据以上关于个人经济和非经济特征对男性成婚影响的分析,本文提出以下假设:

H2: 拥有较差社会经济地位的农村男性,初婚的可能性较小。

H2.1: 受教育较低的农村男性,初婚的可能性较小;

H2.2: 与非农从业者相比,从事农业生产的男性初婚的可能性较小。

H3: 具有不受欢迎的个人非经济特征的农村男性,初婚的可能性较小。

H3.1: 年龄较大的农村男性,初婚的可能性较小;

H3.2: 性格较内向的农村男性,初婚的可能性较小;

H3.3: 不善于同异性相处的农村男性,初婚的可能性较小;

H3.4: 身体残疾的男性,初婚的可能性较小。

(三)家庭和社区因素

子女成婚是当事人和双方家庭的大事。中国自古以来就有“先成家后立业”的传统,20来岁的农村男性,一般很难有足够的积蓄支付高额的婚姻花费,加上农村传统的“养子防老”模式,父母常常担当起儿子成婚的责任。儿子结婚也往往意味着家庭财产的分割和再分配,多子的家庭往往面临着“多子分家”的压力,难以承担更多儿子的婚姻花费,因此该类家庭男性结婚的可能性比较

小。^[3]对国内大龄未婚男性的质性研究也发现,家境贫困、兄弟数量多等常常使男性家庭难以支付高额的结婚花费。^{[6][17-18]}

在“从夫居”的婚姻传统下,对女性而言,婚姻是一种迁移行为,也是女性,尤其是条件较差的底层女性改变自身社会经济地位和命运的主要机会。^[20]因此,男方家庭的经济和社区优势对女性而言尤为重要:地区经济发展水平、地理环境等决定着该地区能否吸引女性嫁入。^{[6][20-21]}目前国内女性婚姻迁移的研究表明,不管是国内农村-农村、农村-城市的婚姻迁移,还是国际婚姻迁移,都体现了女性理性经济考虑和对地理位置及当地经济的重视。^{[21][22]}

根据以上家庭和社区因素对男性成婚影响的分析,本文提出最后一些假设:

H4 婚前家庭和社区状况较差的农村男性,初婚的可能性较小。

H4.1 20来岁时家庭经济较差的农村男性,初婚的可能性较小;

H4.2 家里兄弟数量较多的农村男性,初婚的可能性较小;

H4.3 居住社区条件较差的农村男性,初婚的可能性较小。

基于以上分析,本文提出基于社会网络视角的农村男性初婚风险水平影响因素的分析框架,如图 1 所示。

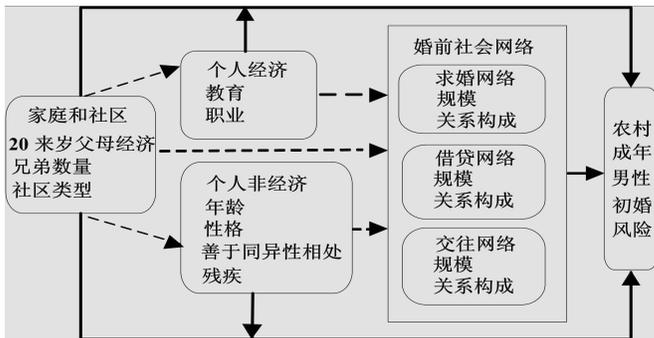


图 1 社会网络视角下中国农村男性初婚风险影响因素分析框架

三、数据和方法

(一) 研究设计和数据

本文数据来自 2008 年西安交通大学人口与社会发展研究所在安徽 X 县 4 乡镇进行的“农村人口生活状况与性别平等促进”抽样调查。X 县地处安徽省东部,临近南京,2007 年农民人均纯收入 4 383 元,略高于全国平均水平(4 140 元)。据了解,该县近两年的男方结婚平均花费在 10 万以上,其中盖房子 7~10 万,其他费用 3~5 万;另外,各农村社区都不同程度存在男性婚配困难现象,以被调查的 4 乡镇为例,28 岁以上未婚男性共计 1 757 名。

本次调查目的在于探索男性失婚原因以及失婚对男性个人、家庭及社区的影响。根据研究目的,本次调查对象包括已/未婚女性,已/未婚男性以及以上人群父母,各村干部,得到各类型有效问卷 1 701 份。在调查和数据录入过程中,通过培训、跟访、审查问卷、复访、10% 抽样重新录入和逻辑检验等措施进行质量控制,以保证较好的数据质量。

虽然近些年来中国农村地区平均初婚年龄有推迟的趋势,但 18 岁仍然是农村所认可的成年,多数男性 18 岁之后逐步进入适婚年龄。另外,50 岁之前男性一般仍然处于婚育期,50 岁之后基本可认为终身不婚。^[16]因此,本文选取 18~50 岁的已婚和未婚男性数据,分析农村男性初婚风险的各种影响因素。在调查中,96% 的大龄未婚男性(28 岁及以上)、部分已婚和小龄未婚男性(28 岁以下)都表示自己曾经或正在遭遇“成婚困难”,这表明在拥有“普婚”文化的中国,大龄未婚男性多属被迫单身。在本次调查数据中,18~50 岁的男性样本共 466 个,剔除存在缺失值的样本,共剩下 405 个样本,其中未婚、已婚男性分别为 155、250。

(二)测量和方法

本文的研究对象包括未婚男性和已婚男性,其中就未婚男性样本而言,我们不知道其未来能否结婚以及何时结婚,即“截尾”数据,而事件史分析方法可以较好地处理此类数据。因此,本文应用事件史分析方法,包括生命表方法、Kaplan-Meier生存分析方法和Cox风险回归模型来定量分析各相关因素对农村男性初婚风险的影响。

研究分为三部分:首先,采用Kaplan-Meier生存分析方法计算农村男性的单身持续时间;其次,采用生命表方法,构建各网络关系构成与男性初婚可能性的风险曲线,以比较不同的网络关系构成与男性初婚风险和时机的动态变化;最后,在此基础上,利用多变量Cox风险回归模型,分析各因素如何影响农村成年男性初婚风险水平。

在Cox回归模型中,因变量是农村成年男性未婚状态持续时间,它是以男性是否已经结婚为标志的。自变量包括“婚前与成婚相关的社会网络”(含求婚网络、借贷网络和交往网络)、“个人经济特征”、“个人非经济特征”、“家庭和社区特征”四个方面的因素。

“婚前社会网络”因素分别从网络规模和关系构成来测量,其中网络规模作为连续变量直接纳入模型;关系构成为三分类变量,包括“无关系”、“只有亲缘或非亲缘”和“都有”三类,其中“都有”作为参照项。由于各网络之间可能存在的共线性问题,本文将三个网络分别纳入回归模型。“个人经济”因素包括“教育”和“职业”两个变量;“个人非经济”因素包括“年龄”、“性格”、“与异性相处”、“是否残疾”四个变量;“家庭和社区”因素包括“20来岁时父母经济状况”、“兄弟数量”和“社区地形”三个变量^①。各变量的定义、类型、取值和基本特征见表1。

本文共设计了四个模型来分析各因素对农村男性初婚可能性的影响。其中,模型1分别探讨个人经济因素、个人非经济因素、家庭和社区因素对因变量的影响。模型2至模型4分别探讨求婚网络、借贷网络和交往网络对因变量的影响,包含各网络因素对因变量的粗效应和控制了协变量的净效应。

四、分析结果

(一)成年男性单身持续时间

在405个男性样本中,未婚、已婚男性样本分别为38%和62%。我们利用Kaplan-Meier生存分析方法得出X县农村男性从成年(18岁)至初婚(或调查实施时间)的平均单身时间为14.89年,其中,已婚男性从成年至初婚的平均单身时间为5.36年;未婚男性从成年至调查实施时间的平均单身时间为18.94年。

(二)网络关系构成与男性单身概率

根据已有假设,婚前求婚网络、借贷网络和交往网络对农村成年男性能否婚配有重要影响。因此,本部分采用生命表分析方法,分别分析随着年龄变化,不同网络关系构成下男性单身概率的变化。

首先,从时间特征来看,随着年龄的增长,男性单身的概率趋于下降。曲线的水平走势大致可以分为四个阶段:18~22岁时间段男性单身的概率缓慢下降,表明这个年龄段只有少量的农村男性进入成婚期;22~27岁时间段曲线急速下滑,表示这一阶段是农村男性完成从单身向初婚身份转变的重要时机,男性婚配比例迅速上升;27~32岁左右单身概率小幅度下降,至32岁以后则基本保持水平,表明超过27岁,男性婚配几率急剧下降,其中27~32岁成为农村男性迈向婚姻殿堂

^① 社区经济和社区地理类型之间存在一定的共线性,因此本文仅将社区地形纳入模型。

表 1 变量的描述性信息 (样本量 = 405)

| 变量 | Definition and value | Mean | SD |
|----------------|----------------------|--------|-------|
| 因变量 | | | |
| 18岁后单身时间(年) | | 14.892 | - |
| 是否成婚 | 否(截尾) | 0.38 | 0.487 |
| | 是 | 0.62 | 0.487 |
| 自变量 | | | |
| 社会资本因素 | | | |
| 求婚网络 | | | |
| 规模 | | 1.46 | 2.078 |
| 关系构成 | 都有 | 0.11 | 0.312 |
| | 无关系 | 0.37 | 0.485 |
| | 只有亲缘或非亲缘 | 0.52 | 0.500 |
| 借贷网络 | | | |
| 规模 | | 3.07 | 3.034 |
| 关系构成 | 都有 | 0.23 | 0.421 |
| | 无关系 | 0.16 | 0.370 |
| | 只有亲缘或非亲缘 | 0.61 | 0.489 |
| 社会交往网络 | | | |
| 规模 | | 2.57 | 2.897 |
| 关系构成 | 都有 | 0.20 | 0.400 |
| | 无关系 | 0.21 | 0.409 |
| | 只有亲缘或非亲缘 | 0.59 | 0.493 |
| 协变量 | | | |
| 个人经济特征 | | | |
| 受教育水平 | 初中 | 0.55 | 0.499 |
| | 小学及以下 | 0.34 | 0.475 |
| | 高中及以上 | 0.11 | 0.315 |
| 职业 | 非农业 | 0.59 | 0.493 |
| | 农业 | 0.41 | 0.493 |
| 个人非经济特征 | | | |
| 年龄(岁) | | 35.51 | 7.282 |
| 性格 | 外向 | 0.24 | 0.429 |
| | 内向 | 0.32 | 0.466 |
| | 一般 | 0.44 | 0.497 |
| 是否能与异性自在相处 | 是 | 1.95 | 0.212 |
| | 否 | 0.47 | 0.212 |
| 是否残疾 | 否 | 0.83 | 0.379 |
| | 是 | 0.17 | 0.379 |
| 家庭和社区因素 | | | |
| 20来岁时父母经济状况 | 中等及以上 | 0.49 | 0.500 |
| | 差 | 0.51 | 0.500 |
| 兄弟数量 | | 1.93 | 0.837 |
| 地形 | 平原 | 0.51 | 0.501 |
| | 山区 | 0.49 | 0.501 |

的“最后稻草”。

其次,从水平特征上来看,网络关系的不同构成状况对男性能否成婚的影响具有显著差异,主要表现在以下两个方面:

1. 无网络关系的男性初婚概率最低

三个婚前社会网络表现出相同的规律,即在各个年龄段,无网络关系的男性都面临最低的初婚概率,至27岁(曲线已趋缓慢下滑)仍有60%~70%的男性处于未婚状态;而拥有一定网络关系的男性,单身比例相对较低,保持在18%~40%之间。

2. 求婚网络与其他网络间的差异

在求婚网络中,“只有亲缘或非亲缘”和“都有”的男性单身比例十分接近,仅相差5%左右。这说明在中国农村,求婚网络的存在,不管其网络关系表现为亲缘还是非亲缘,均为男性提供了结识适龄异性的机会,是男性顺利婚配的重要资源。

而在借贷网络和社会交往网络中,至27岁,“只有亲缘或非亲缘”的男性单身比例明显高于“都有”的男性(约高出20%)。这说明借贷网络和社会交往网络的关系构成状况对男性初婚概率影响显著,网络关系构成越丰富,男性保持单身的概率越低。

总之,上述分析表明,在水平特征和时间特征上,婚前网络关系构成对男性单身持续时间和单身概率都有显著的影响,这基本上与本文的假设1相符。不过分析结果并未考虑

到其他协变量对农村男性单身的影响,因此得出的结论需要进一步的多变量分析加以证实。

(三)多变量回归结果

表2是采用Cox回归模型所估计的农村成年男性结束单身、迈入婚姻状态的相对风险值。

模型 1 分别将个人经济因素、个人非经济因素、家庭和社区因素与男性单身持续时间进行回归。个人经济特征的回归结果表明, 受教育水平为“小学及以下”的男性初婚概率仅为“初中”男性的 73.2%; 职业为“农业”生产的男性初婚概率为“非农业”生产男性的 79.6%。

个人非经济特征的回归结果表明, 所有个人非经济特征变量对因变量都有显著影响, 这些因素中最重要的是“性格”和“是否残疾”变量: 与性格外向的男性相比, 性格内向和一般的男性初婚的概率仅为 39.7% 和 61.8%; 同非残疾男性相比, 残疾男性初婚的概率仅为 23.3%。

表 2 农村男性初婚风险影响因素 Cox 回归结果 (N = 405)

| 变量 | M 1 | | M 2 | | M 3 | | M 4 | |
|---------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | | | 求婚网络 | | 借贷网络 | | 交往网络 | |
| | | | 粗效应 | 净效应 | 粗效应 | 净效应 | 粗效应 | 净效应 |
| 社会资本因素 | | | | | | | | |
| 规模 | | | 0.958 | 0.956 | 1.003 | 0.972 | 1.000 | 1.006 |
| 关系构成(都有) | | | | | | | | |
| 无关系 | | | 0.384* | 0.555* | 0.247** | 0.408* | 0.224*** | 0.437* |
| 只有亲缘或非亲缘 | | | 0.984 | 1.173 | 0.683* | 0.885 | 0.574* | 0.814 |
| 个人经济特征 | | | | | | | | |
| 受教育水平(初中) | | | | | | | | |
| 小学及以下 | 0.732** | | | 0.585* | | 0.594* | | 0.624* |
| 高中及以上 | 0.371 | | | 0.796 | | 0.851 | | 0.841 |
| 职业(非农业) | | | | | | | | |
| 农业 | 0.796* | | | 0.975 | | 1.069 | | 1.016 |
| 个人非经济特征 | | | | | | | | |
| 年龄(岁) | 0.973* | | | 1.002 | | 1.003 | | 1.009 |
| 性格(外向) | | | | | | | | |
| 内向 | 0.397** | | | 0.477** | | 0.525* | | 0.548* |
| 一般 | 0.618* | | | 0.680* | | 0.714* | | 0.669* |
| 与异性自在相处(是) | | | | | | | | |
| 否 | 0.452+ | | | 0.393* | | 0.417* | | 0.478+ |
| 残疾(否) | | | | | | | | |
| 是 | 0.233** | | | 0.273** | | 0.243** | | 0.234** |
| 家庭和社区因素 | | | | | | | | |
| 20 来岁时父母经济状况(中等及以上) | | | | | | | | |
| 差 | | 0.524** | | 0.722* | | 0.712* | | 0.716* |
| 兄弟数量 | | 0.760** | | 0.771* | | 0.769* | | 0.767* |
| 乡镇(平原) | | | | | | | | |
| 山区 | | 0.682** | | 0.697** | | 0.714** | | 0.745* |
| - 2LL | 2746.73*** | 2677.26*** | 2742.08*** | 2763.83*** | 2631.74*** | 2762.82*** | 2641.39*** | 2749.63*** |
| | | | | | | | | 2638.72*** |

注: 相对风险比小于 1 代表负影响, 相对风险比大于 1 代表正影响; ***, $p < 0.001$; **, $p < 0.01$; *, $p < 0.05$; +, $p < 0.1$

家庭和社区因素的回归结果表明, 各变量对男性初婚概率的影响十分显著, 其中“20 来岁时父母经济状况”较差的男性初婚的概率仅为中等及以上男性的 52.4%; 兄弟数量每增加一个, 男性初婚概率则下降 24%; 与居住在平原乡镇的男性相比, 居住在山区乡镇男性的初婚概率仅为 68.2%。

模型 2 至模型 4 在模型 1 的基础上, 分别将各网络因素纳入回归模型, 分别探讨了各网络因素对农村男性初婚风险水平的粗效应和控制了各协变量后的净效应。模型 2 回归结果表明, 求婚网络关系构成对因变量的粗效应和净效应均显著: 与网络关系构成为“都有”相比, “无关系”的男性成婚可能性仅为前者的 38% ~ 55%, 而“只有一种网络关系”和网络规模对因变量影响不显著。与

此同时,除了职业和年龄变量,其他协变量对男性初婚概率的相对风险值和显著性水平略有变化,但变化不大。

模型3和模型4的回归结果显示,借贷网络和交往网络对男性初婚概率的影响同求婚网络相似,即网络规模影响不显著,而网络关系构成则有显著的影响。与借贷网络或交往网络关系构成为“都有”的男性相比,“无关系”的男性初婚概率明显降低,而“只有一种网络关系”则几乎没有影响。回归结果同时显示,各协变量对男性初婚风险的水平和显著性水平只有微小变化。

总之,模型2至模型4的回归结果显示,与结婚相关的各主要网络,即求婚网络、借贷网络和交往网络的关系构成,是影响农村男性结婚风险的重要因素,其中无网络关系构成的男性失婚的风险最高。而网络成员的构成是亲缘、非亲缘或者兼而有之则并不重要。

对以上四个模型的分析表明,除个人年龄、职业外,本文的假设基本得以较好验证。年龄对男性初婚风险的影响未得到较好验证,应该与本次调查的抽样方法有关:由于在当地农村,大龄未婚男性人数远远低于已婚男性,因此出于研究的需要,本次调查采用“分层异比”方法进行抽样,这在一定程度上影响了年龄因素的回归结果。另外,20世纪90年代初期以来,在当地流行的“花钱娶外地媳妇”模式(即“省际间婚姻迁移”模式)为部分资源拥有状况较差、有成婚困难的男性提供了一种可供选择的成婚渠道,在一定程度上缓解了当地男性的成婚压力。

调查地的选择可以较好地解释个人职业没能得到较好验证的原因。在中国城乡人口大规模流动的背景下,本次调查在农村地区进行,被调查者主要包括长期留守农村,从事农业生产或者在附近从事经营、打工等非农业活动的人,而远距离外出流动人口难以在调查期间参加调查。另外,当地经济作物种植业和家禽养殖业比较发达,可以给农民带来较高的经济收入,从事这些职业的收入并不明显低于非农业劳动者。

五、总结

(一)主要发现和结论

本文通过采用事件史分析的方法,对处于不同婚姻状态的农村成年男性进行分析,揭示了影响农村男性初婚风险水平的诸多因素。本研究主要有以下发现:

1. 男性过剩和婚配问题不仅局限于贫困边远地区,在经济并不落后的中部农村地区也一定程度上存在男性婚姻挤压问题,部分男性难以适时婚配。因此,关注农村婚姻现状,改善大龄未婚男性的生活状况,显得尤为重要。

2. 在中部农村地区,男性适婚期主要集中在22~27岁之间,27岁以后仍未婚配的男性往往婚配概率急剧下降;至30多岁,男性初婚的概率降至极低水平。

3. 在中部农村地区,面临较低结婚可能性的男性往往各方面条件较差。一般而言,社会网络较缺乏、社会经济地位较差、性格内向、兄弟数量较多、所在社区贫困、交通不便的农村男性往往面临着较低的结婚可能性。

4. 以社会网络为代表的社会资本对农村男性成婚具有重要影响。婚前社会网络(求婚网络、借贷网络和社会交往网络)为农村男性提供了同异性认识和相恋的机会,应急性的经济支持也影响着男性婚配的可能性。因此,在农村,扩大和充分利用自己和家庭的网络资本具有很好的现实意义。

另外,值得关注的是,当地农村“花钱娶外地媳妇”的模式,在一定程度上起到缓解男性婚配压力的作用,但同时带来男性失婚风险向新娘输出地转移,使男性婚姻挤压超越地理的局限,造成最

贫穷地区的男性不得不为婚姻挤压买单的被动局面。

(二) 政策建议

为了缓解农村男性初婚困难,改善其婚姻和生活状况,维护整个婚姻市场的正常秩序,本文提出以下建议:

1. 从根本上转变生育观念,综合治理出生性别比偏高问题。持续的性别比攀升和女性缺失,是造成男性婚姻挤压和农村男性成婚困难的宏观背景。从根本上转变生育观念、综合治理出生性别比偏高问题,是保持婚姻市场性别平衡的长远战略。这一目标的实施,需要政府和有关部门采取积极措施严厉打击两非,继续加强新型婚育文化建设、推动关爱女孩行动的深入开展,促进整个社会生育观念的根本转变。标本兼治,才能彻底解决性别失衡下的婚姻挤压及与之相关的社会人口问题。

2. 构建民间或官方的正规婚姻中介机构和网络,搭建跨地区的未婚青年信息库及沟通桥梁。较小的个人网络规模限制了结交异性的空间,也不利于婚姻信息的获取。因此,各级政府可以考虑支持和鼓励成立民间或官方的正规及非营利性质的“婚姻中介”的机构和网络,加强各机构的地区间合作和交流,为不同地区两性结识和交往搭建信息的平台,从而有利于预防和杜绝非正式网络中存在的骗婚等欺诈行为,维护男女两性的合法权益。

3. 发展农村经济,促进地区之间、城乡之间协调、健康发展。地区间贫富差距扩大是我国社会发展中存在的问题,是与和谐社会理念相悖的,也使贫困地区难以享受和发达地区均等的机会,地区经济发展状况往往决定着地区能否吸引和留住女性,并最终决定该地区婚配年龄女性的数量。贫穷和落后地区,即使出生性别比正常,也常常面临着女性外流和当地女性的缺失。因此,积极发展当地经济,改善当地交通状况,缩小地区间的经济差距,是提升当地男性在婚姻市场竞争力的有效途径。

4. 提高人口素质,增强人口致富能力。男性常常由于自身对外部冲击较弱的响应能力,而被拒绝在婚姻市场之外。因此,整体上提高人口素质,尤其是农村男性的素质,提升自身经济状况和致富能力,对农村男性而言,是提高成婚可能性的重要举措,是大龄未婚男性改变其在婚姻市场中所处的劣势地位的重要途径。各级政府部门及社会组织可以加大投入,通过提供培训和优惠政策等,帮助大龄未婚男性学习技术,为其提供就业机会或鼓励自主创业以改善其经济状况。

(三) 研究展望

本文利用经济处于中等水平的安徽农村的调查数据,采用定量分析方法,揭示了长期留守在农村的成年男性初婚风险的影响因素。在当前农村劳动力大规模流向城市和地区经济发展不平衡的背景下,我们将继续关注东部沿海城市男性流动人口和西部贫困农村地区留守男性的婚姻状况,以探索处于流动状态和不同经济发展水平地区农村男性的初婚风险及影响因素,并进一步揭示中国农村男性初婚风险影响因素的一般规律。

【参考文献】

- [1] Crowder K. D., S. E. Tothay. A New Marriage Squeeze for Black Women: The Role of Racial Inter-marriage by Black Men [J]. Journal of Marriage and Family, 2000, 62(3): 792- 807.
- [2] Davin, D. Marriage Migration in China and East Asia [J]. Journal of Contemporary China, 2007, 16(50): 83- 95
- [3] 陈友华. 中国和东盟婚姻市场透视 [M]. 南京: 南京大学出版社, 2004.
- [4] 石人炳. 青年人口迁出对农村婚姻的影响 [J]. 人口学刊, 2006 (1): 32- 36
- [5] 靳小怡, 刘利鸽. 性别失衡背景下的社会风险与行为失范研究 [J]. 西安交通大学学报, 2009, (11): 41- 50

- [6] 吕峻涛. 中国西部农村性贫困调查 [J]. 中国作家, 2006 (19): 117- 146
- [7] 马健雄. 性别比, 婚姻挤压与妇女迁移——以拉祜族和佤族之例看少数民族妇女的婚姻迁移问题 [J]. 广西民族学院学报 (哲学社会科学版), 2004 (4): 88- 94
- [8] 李树茁, Monica Das Gupta. 性别歧视和婚姻挤压——中国、韩国和印度的比较研究 [J]. 中国人口科学, 1998 (6): 22- 30
- [9] 周长城, 刘蒙. 社会网络视野下的择偶行为 [J]. 探索与争鸣, 2007 (9): 26- 29
- [10] 张海波. 社会风险研究的范式 [J]. 南京大学学报, 2007, (2): 136- 144
- [11] South, S. J. Sociodemographic Differentials in Mate Selection Preferences [J]. Journal of Marriage and the Family, 1991, 53(4): 928- 940
- [12] 徐安琪, 李煜. 青年择偶过程: 转型期的嬗变 [J]. 青年研究, 2004 (1): 14- 23
- [13] Han M in, J S Eades. Brides, Bachelors and Brokers: The Marriage Market in Rural Anhui in an Era of Economic Reform [J]. Modern Asian Studies, 1995, 29(4): 841- 869
- [14] 肖鸿. 试析当代社会网研究的若干进展 [J]. 社会学研究, 1999, (3): 1- 11
- [15] Ciccielli V. G., et al. Siblings as Caregivers for Impaired Elders [J]. Research on Aging 1992 (14): 331- 350
- [16] Dykstra P. A. Who Remains Unmarried? [Z]. Paper prepared for the symposium "the never-married in later life: potentials, problems and paradoxes" at the meeting of the Gerontological Society of America, 2004 Washington DC: 19- 23
- [17] 张春汉, 钟涨宝. 农村大龄未婚青年成因分析——来自湖北潜江市 Z 镇 Y 村的一个案例分析 [J]. 青年探索, 2005, (1): 17- 19
- [18] 彭远春. 贫困地区大龄青年婚姻失配现象探析 [J]. 青年探索, 2004 (6): 18- 20
- [19] Kohman M. Grooming Quezi Marriage Exclusion and Identity Formation among Disabled Men in Contemporary China [J]. American Ethnologist 1999 26(4): 890- 909
- [20] Fan C. C., Y. Huang. Waves of Rural Brides: Female Marriage Migration in China [J]. Annals of the Association of American Geographers, 1998, 88(2): 227- 251
- [21] 刘中一. 一个村庄给我们的启示 [J]. 中国国情国力, 2005 (11): 41- 43
- [22] 叶文振. 论市场经济对婚姻关系的影响和对策 [J]. 人口研究, 1997, (3): 1- 6

[责任编辑 王晓璐 韩淞宇]

Determinants of the Rural Men's Possibility of First Marriage in China: A Perspective of Social Network

LIU Li-ge^A, JIN Xiao-yi^B

(A. School of Management of Xi'an Jiaotong University;

B. School of Public Policy and Administration of Xi'an Jiaotong University, Xi'an Shaanxi 710049, China)

Abstract In the context of male surplus in the marriage market, if a man possesses more social network resources before marriage, does it mean an increase in his opportunities to get to know women and to receive ban support, thereby increasing his chance of making his first marriage? We use survey data from X County of Anhui Province to explore the determinants of first marriage risk for 18- to 50- year- old rural males in terms of social network. The results show that Age at first marriage for men in rural areas is concentrated in the interval between 22 and 27 years old. Unmarried men aged 28 and older, called "bare branches", have become a vulnerable group in the marriage market because their probability of getting married declines sharply. A man's personal characteristics and possession of resources, including his pre-marital social network, economic and non-economic characteristics, family and community factors, are likely to affect the risk that he marries. In general, the chance that those men with poorer characteristics and resources enter a first marriage is much less than others. We offer policy suggestions to raise people's concern about their marriage and living conditions of old unmarried men in rural areas and improving their well-being.

Key Words risk of first marriage; social networks; old unmarried men in rural areas