

# 中国农村婚龄人口性别失衡对女性 离婚决策的影响

张彬斌 汪德华

**提 要：**近年来中国农村离婚现象增多，由此引发的社会问题凸显，深刻认识农村婚姻关系稳定性的影响因素及其机制具有重要意义。本文尝试将已婚妇女所处婚姻市场的婚龄人口性别比例关系视为一个重要的环境变量，并在此基础上考察婚姻市场性别失衡对已婚妇女离婚决策的影响。实证结果表明，男性相对过剩的性别失衡增加了女性的离婚风险，年轻妇女所受影响尤为显著。这一结果的形成，与中国的实际国情紧密相关。妇女地位在最近几十年提升明显，但一些与社会发展不同步的落后习俗或观念在农村地区仍占有市场，女性获得幸福婚姻的难度仍然较大。农村婚姻关系的治理，依赖于进一步发展教育和经济，提高人口素质和传播文明观念。

**关键词：**性别失衡 已婚妇女 农村婚姻市场 离婚

## 一、引 言

最近二三十年来，离婚现象在中国正变得越来越普遍。根据民政部门的统计，1978年中国民政和法院部门办理的离婚总数约为28.5万对，2016年末这一数字上升到415.8万，39年时间增加了13.6倍。2003年新的婚姻法实施以来，离婚程序更加简化，选择离婚来处理婚姻或家庭矛盾的夫妻越来越多。图1结合历年民政部门登记的结婚数量信息，借助“离结比”概念（ $100 \times \text{离婚对数} / \text{结婚对数}$ ）直观展现了近年来离婚行为和结婚行为的数量对比关系。可以看出，离婚已成为婚姻关系的一个重要方面。

与全社会离婚现象增加相伴随，农村地区的离婚现象也正在增多。尽管目前没有全面的微观数据能够详细反映农村离婚现象的全貌，但可从近两轮人口普查和

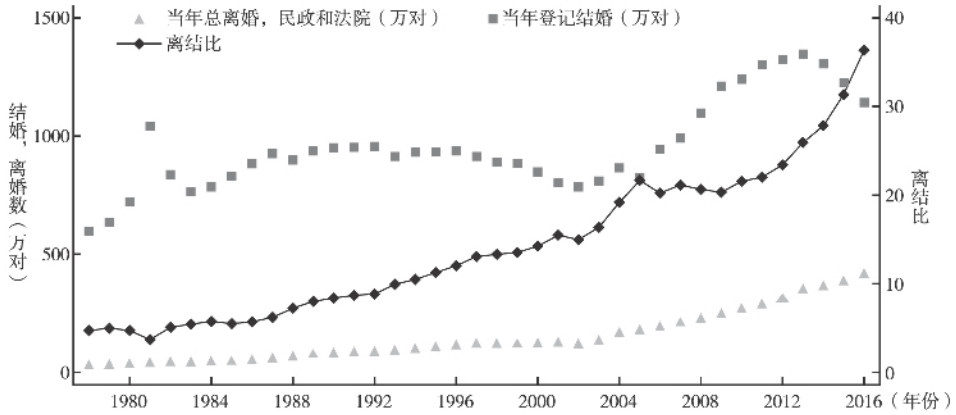


图1 中国历年离婚-结婚数量

数据来源: 中国民政统计年鉴、民政部社会服务发展统计公报, 1978—2016年。

1%人口抽样调查(小普查)的乡村人口信息中窥见一斑(参见表1)。整体上看, 15岁及15岁以上年龄段的乡村人口中, 离婚者人群相对于有配偶人群的规模在2000年和2005年两次普查中较为稳定, 平均每千名有配偶者对应9个处于离婚状态的人, 而到了2010年和2015年, 每千名有配偶者对应的离婚者人数上升到14人和19人。国家统计局公布的人口普查和抽样调查数据中, 2005年及以后年份的数据按年龄汇总了婚姻状况, 便于使用两个具有包含关系的年龄段, 以体现处于适婚

表1 近年来全国乡村人口婚姻概况

年龄段	数据来源 (调查年份)	调查人数(万人)		有配偶人数: 离婚人数(1000:N)
		有配偶	离婚	
15岁及15岁以上	2000	4099.9	37.9	9.25
	2005	540.86	4.98	9.21
	2010	3773.91	52.51	13.91
	2015	554.49	10.27	18.52
20~59岁	2005	453.05	4.27	9.42
	2010	3077.25	45.97	14.94
	2015	428.89	9.12	21.26
25~39岁	2005	190.01	2.03	10.62
	2010	1113.52	21.23	19.06
	2015	149.44	4.25	28.45

说明: 有配偶指的是初婚有配偶或再婚有配偶。2000年和2010年数据分别来自作者根据当年全国人口普查资料的汇总计算; 2005年和2015年数据根据当年全国1%人口抽样调查数据汇总计算。

年龄段（20～59岁）和婚龄高峰期（25～39岁）的乡村人口的离婚情况。从2005—2015年三个年份的数据可以看出，20～59岁的乡村人口平均每千名有配偶者对应的离婚者人数从9.42人加速上升到21.26人；而处于婚龄高峰期的25～39岁人群，各年对应的数字更大，上升速度也更快。

在传统中国社会中，婚姻关系较为稳定的一个重要原因是男性在婚姻家庭中具有较大权威，加之“三从四德”等传统观念的束缚，离婚女性往往受到各种各样的歧视。因此，即便是毫无幸福可言的婚姻，女性也难以从“婚姻捆绑”中解脱，以最极端的方式（自杀）表达抗议的案例屡见不鲜。而随着经济社会发展，女性的社会话语权不断增多，社会对婚姻解散的态度也变得更加宽容。2003年新婚姻法减少了离婚流程，以离异的方式告别不再幸福的婚姻变得更加容易。从婚姻自由和女性权利的角度看，离婚变得容易固然在一定程度上是社会进步的体现，人与人之间的关系变得更加平等和自由，但由于婚姻关系的破裂往往不仅涉及当事人本身之福利，还会带来一系列的社会问题。例如，社会离婚率的上升可能会导致犯罪率的上升（杨筠、付耀华，2016），父母离异对子女成长产生消极影响（王世军，2002；邱芳等，2012），子女离异削弱老年人的幸福感，等等。近年来农村年轻劳动力大量外出就业，农村留守儿童现象普遍，问题少年屡见不鲜，父母的离异会增加他们不安全感。加之农村父母受教育程度相对较低，单亲家庭子女在获得身心健康发展的机会方面会被进一步剥夺。少年厌学、性情乖僻、犯罪、甚至群体自杀的现象越来越频繁地见诸报端，其中的行为人往往以留守儿童特别是单亲家庭留守儿童最为常见。农村地区离婚现象的增加，其带来的社会问题可能比城市更加严重。而农村女性相对于城镇女性而言，其从性别不平等、传统观念等约束中获得解放的整体步伐可能更慢，因此，以农村婚龄女性为着眼点，研究农村婚姻市场的稳定性及其决定因素，具有重要的社会意义。

## 二、理论假说

### （一）相关研究

越来越多的学者开始重视中国社会中离婚增多的现象，并试图探索引致之因。徐安琪和叶文振（2002）借助省级层面数据，试图通过不同地区社会凝聚力、家庭

结构、民族习惯、司法实践、人口结构等方面的差异来解释地区间离婚现象增长的差异，结论表明，家庭聚合力的作用最大，子女对于父母的婚姻稳定具有突出贡献，而由城市化、人口流动系数等构成的社会聚合复合变量也具有显著的作用。信息时代互联网应用的普及，缩短了人们进行婚姻再匹配的时间，李晓敏（2014）基于中国分省数据的分析证实，互联网的普及率对于离婚率的变化具有显著为正的作用。阚大学和吕连菊（2015）则关注于20世纪90年代以来房价上涨和社会离婚现象增加的双重事实，试图通过房价的变动来对离婚率的增加做出解释，他们借助1999—2010年的省级面板数据的实证研究表明，房价上涨对离婚率具有一定的正向作用，但在统计意义上并不显著。范子英和胡贤敏（2015）将房价波动视为收入冲击的一个来源，借助2005—2012年分地级市的离婚率和房价面板数据，实证分析表明房价波动带来的收入冲击是影响离婚率的一个重要因素。将研究范围缩小至中国农村，高梦滔（2011）基于农业部农村固定观察点村庄数据2003—2009年的信息所做的分析表明，农村外出就业人数的增加是导致离婚率上升的一个重要原因，而未成年人数、土地稀缺性等因素在一定程度上能够制约离婚现象的发生。李萍（2011）指出，女性独立意识增强、传统婚姻观念弱化、社会流动性增强、可替代婚姻资源增加、离婚成本降低等因素从宏观上共同促进了农村离婚现象的增多。

本文的关注焦点在于，一个社会中的性别比对于婚姻稳定会产生怎样的影响？古滕塔格和西科德（Guttentag & Secord, 1983）提出了性别比与离婚率的理论模型，他们认为如果一个社会适婚人口性别比越高（男性相对于女性越多），则男性可以选择的潜在替代配偶就越少，女性越稀缺，男性就更倾向于对离婚保持谨慎态度，离婚率较低；同时，男性还会通过他们在政治、经济等方面的优势来限制女性做出离婚决策；相反，如果适婚人口中，女性相对过剩，则男性搜寻潜在可替代配偶的成本降低，在这样的社会中离婚率就会更高。即，适婚人口性别比与离婚率具有负向关系（Medaniel et al., 1984）。特伦特和索思（Trent & South, 1989）基于66个国家1976—1982年的粗离婚率和性别比数据验证了古滕塔格和西科德等学者的理论预见：在15~49岁人口中，性别比越高（男性相对更多），离婚率越低。安格里斯特（Angrist, 2002）认为，既有研究没有注意到遗漏变量、逆因果等造成内生性问题，从而不能准确体现因果关系，他借助移民对美国造成的外生性别比变化来检视性别比的婚姻市场效果，其结果发现，对于女性婚姻而言，高的性别比有利于婚姻的形成，也有利于有子女家庭的婚姻稳定性。因此，他的结论也印证了在一个女

性较为稀缺的社会中，女性因其讨价还价能力更强而更可能在婚姻市场和劳动力市场中处于有利地位。

## (二) 研究假说

近年来国内学者试图从不同的角度来解释中国越来越普遍的离婚现象，并形成了丰富的成果，但鲜有研究从婚姻市场环境的性别视角来进行深度解析。然而，性别恰恰在社会分工和社会观念中扮演重要角色，在中国农村社会尤为如此，特别是经济发展阶段、政策环境变化与人们传统观念转变的不一致性，使得不少农村地区出现明显的性别失衡现象，这一宏观环境应当被纳入对人的婚姻行为分析之中。国外的一些研究发现，男性相对过剩的婚姻市场会增强婚姻关系的稳定性，但中国的国情毕竟与西方国家具有明显不同，现有理论是否能够解释中国农村婚姻市场还有待于检验，并且相关理论也有待完善和丰富。在充分借鉴国外相关研究的基础上，结合中国农村经济社会现实，针对婚姻市场性别比与女性婚姻稳定性的关系，本文拟提出以下假说并进行实证检验。

(1) Guttentag-Angrist 假说: 男性相对过剩增进女性婚姻稳定性。古滕塔格和西科德 (Guttentag & Secord, 1983) 和安格里斯特 (Angrist, 2002) 等研究实际上分别从男性权力和女性权力的角度来探讨了男性相对过剩的性别失衡对婚姻稳定的影响: 在男性相对过剩的婚姻市场中，男性会珍视具有稀缺性的配偶，在男性具有相对更大权力的情况下，还会动用这种优势来限制女性一方做出离婚决策; 而如果女性拥有更强的讨价还价能力，也会偏重于维护婚姻稳定。因此，综合来看，高的男女性别比会带来女性离婚概率的下降，或者女性离婚率的下降。

(2) 反 Guttentag-Angrist 假说: 男性相对过剩并不会增进女性婚姻稳定性，甚至可能致使更多女性离婚。这一假说隐含着正反两方面的发生逻辑。

①匹配改善论: 重觅真爱。从已婚女性的角度来看，如果经济社会发展带给了她们足够的权力，当她们对当前婚姻明显不满时，可能会主动选择离婚; 如果女性仍然向往一段美好的婚姻，则在适婚男性更多的婚姻市场中，离婚之后重新觅得佳偶的概率会更高，因此，从女性改善婚姻匹配质量的角度看，当女性处于适婚男性更多的婚姻市场，可能更倾向于离婚。更加一般地，可以将匹配改善论表述为: 对于一个典型婚姻当事人，在潜在配偶资源有限的情况下，首先倾向于保有一桩婚姻; 而当其面临更多潜在配偶资源时，则倾向于选择更加优质的资源，特别地，

当其从保持既有婚姻中得到的效用明显较低（甚至为负）时，倾向于解除既有婚姻以便重新搜寻。由于本文研究的是女性离婚决策行为，则“匹配改善”的主体是婚龄（已婚）女性，前提条件是女性具有足够的地位和权力来实施匹配改善行为。

②观念驱逐论：绝望的主妇。这种逻辑来源于男性过剩形成的原因以及“重男轻女”观念的延续。一方面，当前婚龄人口在出生时代，可能受性别观念使然，男性存活率被人为地控制在高于女性之上，这种情形下的性别失衡与特定产业吸引更多人力资本积累的男性劳动力集聚具有明显区分。另一方面，“男尊女卑”观念被延续下来，赋予男性以“与生俱来”的优越感，对婚姻缺乏足够的珍视，女性在婚姻中处于弱势地位（例如遭受家庭暴力、遭受丈夫大男子主义等），一旦来自丈夫的“恶行”超过妻子的承受范围，妻子便倾向于离婚<sup>①</sup>。而环顾周围的婚姻市场环境，由于受到同样观念的影响，离异后的女性难以遇到潜在的更好丈夫（或者主观认为可与之再婚的备选者并不比其“恶”的前夫更佳），从而对婚姻产生沮丧或者绝望心态。由于这些婚姻市场中的妻子是被落后的性别观念驱逐出婚姻的，可以将这种逻辑称为观念驱逐论。长期以来，中国农村地区的生产组织形式以小农经济为主，男性在劳动力方面的优势在某种程度上决定了其在家庭中的地位（石智雷，2015）；另外，农村社会长期以来所保持的父系家族体系、从夫从父居住形式、养儿防老观念等因素，也无形地维护着男性拥有相对更多的权威（Yang, 1996; Mutharayappa et al., 1997），一定程度上阻滞了社会性别观念向更文明的方向更新。

针对以上假说，下文首先借助恰当的研究设计和大样本微观数据进行检验，考察性别失衡对女性婚姻稳定性的影响。然后，对实证结论进一步分析，探讨中国农村婚姻市场是否支持“Guttentag-Angrist 假说”及其机制，如果不能支持“Guttentag-Angrist 假说”，则分别从“匹配改善论”和“观念驱逐论”的角度探求其中的原因。最后，基于实证分析和机制探讨结论，尝试提出相应的社会发展政策建议。

---

① 新的婚姻法实施之前，在某些落后农村地区，妻子一方难以忍受家庭纠纷又难以诉诸离婚时，还会选择自杀、永久性离家出走等告别“不幸”婚姻的极端方式。

### 三、研究设计

#### (一) 经验模型设定

研究农村婚姻市场中的性别环境对个体婚姻决策的影响，首先需要测量适婚人口男女数量对比关系：

$$Ratio_{jk} = \frac{NM_{jk}}{NF_{jk}} \quad (1)$$

在式 (1) 中，设  $j$  地区年龄跨度为  $k$  的农村婚龄人口构成一个婚姻市场， $NM_{jk}$  为该婚姻市场中的男性人口数， $NF_{jk}$  为该婚姻市场中的女性人口数。当式 (1) 的计算数值偏离均衡值时，则该婚姻市场存在性别失衡。为了简便起见，我们将均衡值设定为 1（在现实中，一个婚姻市场能够实现均衡的性别比并不必然为 1，而是 1 左右），并将一个婚姻市场的性别失衡程度定义为：

$$Unequal_{jk} = |Ratio_{jk} - 1| \quad (2)$$

特别地，在一个性别失衡的农村婚姻市场中（ $Unequal_{jk} \neq 0$ ），如果  $Ratio_{jk} > 1$ ，则说明男性相对过剩（反之则为女性相对过剩）。为了体现是否男性（或女性）相对过剩导致了性别失衡，定义二值虚拟变量  $Mmore_{jk}$ ，当期取值为 1 时表示男性人数多于女性人数，取 0 时表示男性人数不多于女性。

对于个体层面的婚姻决策，由于本文研究的着眼点是女性的离婚问题，因此将观察范围限定于有过婚史的女性，包括婚姻状态处于初婚有配偶、离婚、再婚有配偶三种情形，但不包括丧偶女性。对于任意有过婚史的农村女性，视其是否离婚为决策的结果，受到所处婚姻市场环境性别失衡程度的影响由如下线性概率模型表示：

$$Divorced_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot Unequal_{jk} + \beta_2 \cdot Mmore_{jk} \times Unequal_{jk} + X_i + \Omega_j + \Phi_k + \xi_{ijk} \quad (3)$$

其中： $Divorced_{ij}$  代表  $j$  地区第  $i$  个女性是否已经离婚，设定为 0~1 型变量，当其取值为 1 时表示该女性处于离婚状态。 $X_i$ 、 $\Omega_j$ 、 $\Phi_k$  分别代表个体层面特征、地区特征、年龄队列特征的控制变量， $\xi_{ijk}$  为随机干扰项。在式 (3) 中，体现一个婚姻市场性别失衡的变量不仅包括  $Unequal_{jk}$ ，还同时包括了交互项  $Mmore_{jk} \times Unequal_{jk}$ ，因此，前者的系数  $\beta_1$  表示在女性相对过剩的婚姻市场中，女性离婚概率受到的影

响，而后者的系数 $\beta_2$ 则表示在男性相对过剩的婚姻市场中，女性离婚概率受到的额外影响（与女性相对过剩的性别失衡相比）。如果一个婚姻市场中，性别比例关系足够外生，则式（3）式表达了性别失衡对女性离婚决策的因果关系。

## （二）数据来源及变量说明

本文实证分析所使用的数据来自2005年1%人口抽样调查（小普查）数据，这是一套由国家统计局完成的覆盖全国所有县市的大样本微观数据，本文使用了其中20%的一个随机样本（约258.5万个观测）。对于15岁及以上年龄人口，调查表包括了基本人口学特征、婚姻状况、受教育程度、初婚年龄、就业状况、居住地类型等丰富的信息，为本文的研究提供了便利。由于本文主要考察农村婚龄人口性别比与女性离婚决策之间的关系，需要识别出每一个适龄女性是否属于农村人口，并且计算其所处农村的性别比情况。尽管调查中询问了被调查者的居住地类型，但没有明确指出该居住地是属于农村还是城镇，因此本文难以通过“常住人口口径”来构建各个农村婚姻市场的性别比例关系以及判断每一个研究对象是否为该口径下的农村人口，尽管在人口流动性已经较为充分的背景下，使用常住地信息来判断一个人是否为农村人口或者城镇人口可能更为合理。不过，调查数据记录了每一个被访者的户籍信息，因此，本文可以依据户口类型来做出判断，如果一个人报告的户口类型为“农业户”，我们则认为其属于农村人口。

由于农村婚姻匹配主要来源于本地（王跃生，2006；王磊，2013），本文将一个农村婚姻市场定义为在一个地级市的范围内，符合结婚条件的全部农业人口。但是，考虑到老年人口的婚姻关系会随着年龄增加而趋于稳定，即便是“再婚有配偶”的人也更可能是丧偶后的再婚，而本文重在研究婚姻解散问题，因此将老年人口从样本中剔除。由于法定结婚年龄的下限为女性年满20周岁，男性年满22周岁，为了避免因男女年龄段长度不同对实证分析带来干扰，我们将参与计算性别比的女性年龄上限设定为59周岁，男性年龄上限设定为61周岁。因此，一个“大的”农村婚姻市场由20~59周岁的农村女性人口和22~61周岁的农村男性人口构成。此外，考虑到婚姻匹配的双方往往在年龄上较为接近，又将其按年龄段划分为若干个局域婚姻市场。在本文后续的分析中，将20~59岁女性分为三组，包括两个15岁段和一个10岁段，分别为20~34岁年龄段、35~49岁年龄段和50~59岁年龄段。为了便于计算性别比，再将这些年龄段的女性分别对应一个“同样长度”年龄段的

男性，分别为 22~61 岁，并划分成 22~36 岁、37~51 岁、52~61 岁三个岁段，与女性人口分年龄段对应。

经过对婚龄人口的上述定义，用于本文研究的农业人口样本个人层面观测量被缩减为 1048392 个，其中农村女性为 538577 人，涉及全国 345 个地级市。对于婚姻解散，本文主要从女性的角度进行考察，并着重观察其是否发生过离婚行为，需要在“有过婚姻关系”的女性中进行观察，包括各个婚姻市场中初婚有配偶、离婚、再婚有配偶的女性（忽略了丧偶的情形，主要为老年人口）。

表 2 显示了各主要变量的统计性特征。从窗格 1 可以看出，全国农村地区婚龄人口整体上没有表现出严峻的性别失衡，性别比的绝对值偏离单位均衡的均值约为 0.078，存在男性相对过剩的地区数不到 1/3。较为年轻的一组性别失衡程度较其他两个年龄组稍低，但主要是由男性相对过剩而造成，超过一半的地区表现为男性人数多于女性；而年轻较长的一组性别失衡程度相对最高，但男性相对过剩的地区数却较少。窗格 2 单独观察了有过婚姻经历的农村女性：这些女性中约有 77% 的人是市场性劳动参与者（即在调查时点的上一周内参与了至少 1 小时的有偿劳动），其

表 2 样本基本统计特征描述

	全组	第一组	第二组	第三组
窗格 1: 地级市 (345 个) 农村婚姻市场特征				
地区内男性平均年龄	40.43 (2.05)	29.76 (0.58)	43.46 (0.46)	56.25 (0.32)
地区内女性平均年龄	38.49 (1.89)	27.50 (0.58)	41.24 (0.46)	54.22 (0.28)
性别失衡程度	0.078 (0.079)	0.093 (0.10)	0.103 (0.126)	0.132 (0.107)
“男多女少”地区个数	102	177	96	73
窗格 2: 有婚姻经历的农村女性				
劳动参与者占比 (%)	77.30 (14.95)	75.79 (15.30)	82.33 (14.37)	66.17 (19.50)
离异经历者占比 (%)	4.02 (3.60)	2.68 (3.29)	4.59 (4.37)	5.22 (5.27)
离异后未再婚者占比 (%)	16.83 (15.28)	28.05 (22.99)	14.90 (16.21)	11.69 (19.88)
初婚平均年龄	21.64 (2.88)	21.64 (2.55)	21.71 (2.82)	21.42 (3.45)
平均受教育年限	6.72 (3.12)	7.77 (2.61)	6.83 (2.99)	4.68 (3.26)
月收入 (2005 年, 元)	279.13 (333.07)	309.39 (378.87)	296.58 (329.29)	185.26 (225.14)

注: (1) 全组女性年龄跨度为 20~59 岁, 第一组女性年龄跨度为 20~34 岁, 第二组女性年龄跨度为 35~49 岁, 第三组女性年龄跨度为 50~59 岁; 计算性别比例关系时对应的男性年龄跨度分别为 22~61 岁、22~36 岁、37~51 岁、52~61 岁。(2) 小括号内是标准离差, 其中初婚者平均年龄、平均受教育年限, 月均收入的离差基于个体层面计算; 其余各个变量的离差基于 345 个地级市计算。

中 35~49 岁段的人参与市场劳动的比例最高 (82%)；平均而言，有过离异经历的女性（离婚和再婚）约占 4.02%，离异者占比在年长的一组最高 (5.22%)，但这并不代表年龄大者比年龄小者更倾向于离婚，比例数据随年龄组别的提高而上升，体现的是离婚经历的累积效应；不过，在有过离婚经历的女性中，年龄较低的一组保持单身的比例更高，但同样不能简单地认为年轻人离婚之后更不愿意再婚，体现的是再婚的等待效应。从个体层面来看，农村女性的初婚年龄并没有在年龄队列之间表现出差异性，21 世纪 50 年代和 80 年代出生的农村女性，在初婚年龄上没有明显的差别。更为符合直觉的是，年轻一组的人比年长一组接受了更多的教育，平均而言，20~35 岁的农村女性要比 50~59 岁的农村女性多上 3 年学。此外，年轻组的月均收入也更高。

## 四、实证结果及分析

### (一) 基本结果

借助各个地区有婚史的农村女性所构成的样本，本部分首先对模型 (1) 进行不同的控制变量设定，并进行简单 OLS 估计，以期对农村婚龄人口性别比与有婚史女性离婚概率之间的关系得出概览性的认识。表 3 报告了相应的估计结果。

在表 3 中，被解释变量设定为有婚史女性是否经历过离婚，是一个二值虚拟变量，为了使结果更加直观，对其取值作简单调整：当观测到的女性曾经解除过婚姻关系时取值为 100，保持初婚配偶的女性取值为 0<sup>①</sup>。列 (1) 对应于最基本的模型设定，包括两个核心解释变量——婚龄人口性别失衡程度、男性人口过剩程度，以及一个控制地区人口规模的变量。由于婚姻匹配不仅与婚龄人口的性别比有关，婚姻市场的大小往往决定婚姻匹配的半径，因此在基本的模型设定中，控制了地级市农业户籍的适婚人口规模。基准的估计结果显示，“性别失衡程度”的估计系数为负，并且高度显著，说明样本中的妇女的离婚概率会随着性别比的偏离而显著降低。应当注意的是，性别比的偏离不仅是男性多于女性的结果，也可能是女性多于

① 对于二值型虚拟变量，通常将其取值为 0 和 1，但由于本文中的重要自变量估计系数大小预期较小，为了尽可能地减少小数点后“0”的个数对篇幅的占用，故将二值变量的取值设定为 0 和 100。

表 3 农村婚龄人口性别比与已婚女性离婚概率 (总览)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
性别失衡程度	-2.459*** (0.469)	-3.075*** (0.469)	-3.158*** (0.469)	-3.158*** (0.469)	-3.158*** (0.469)	-2.767*** (0.470)	-2.289*** (0.508)
男性人口过剩程度	4.790*** (1.009)	5.256*** (1.008)	5.349*** (1.008)	5.349*** (1.008)	5.348*** (1.008)	5.017*** (1.008)	4.863*** (1.128)
人口规模	-0.532*** (0.078)	-0.396*** (0.078)	-0.389*** (0.078)	-0.389*** (0.078)	-0.389*** (0.078)	-0.382*** (0.078)	-0.211* (0.089)
年龄		0.092*** (0.003)	0.365*** (0.021)	0.365*** (0.021)	0.365*** (0.021)	0.407*** (0.021)	0.349*** (0.024)
年龄平方			-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.004*** (0.000)	-0.003*** (0.000)
具有高中学历				0.008 (0.122)	0.004 (0.125)	-0.035 (0.125)	0.040 (0.141)
具有大专及以上学历					0.064 (0.503)	0.110 (0.503)	0.498 (0.555)
有非农工作						-0.818*** (0.064)	-0.507** (0.173)
工资性收入							-0.181*** (0.041)
截距项	3.427*** (0.062)	-0.189 (0.121)	-5.255*** (0.399)	-5.256*** (0.399)	-5.257*** (0.399)	-5.396*** (0.400)	-3.596*** (0.524)
观测量	427092	427092	427092	427092	427092	427092	341225

注: (1) 小括号内是按省份聚类的标准误差。(2) \* 表示  $p < 0.1$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*\*\*表示  $p < 0.01$ 。

男性的结果,而在模型中控制了“男性人口过剩程度”,则此处“性别失衡程度”的估计系数表达的是女性相对过剩的性别失衡对已婚女性离婚风险的影响。也就是说,当男性婚龄人口数相对不足时,随着男性相对于女性的人数增加,女性的婚姻更加稳定。“男性人口过剩程度”的估计系数为正,同时也具有较高的统计显著性,其直接含义是,相对于男性婚龄人口数不多于女性的农村地区,如果一个地区男性婚龄人口数“过剩”于女性人数越多,则这个地区的农村女性离婚风险越高。“男性人口过剩程度”的估计系数约为 4.8,意味着在男性婚龄人口相对更多的地区,如果平均每个婚龄女性潜在可对应的男性人数增加 1 人,这些女性离婚的概率将增加 4.8 个百分点。控制变量“人口规模”的估计系数显示,婚姻市场的容量越大,已婚女性发生离婚的概率越低,也可理解为初次婚姻的稳定程度更高。

第(2)列以线性模式控制了年龄对于离婚概率的影响。但考虑到年龄因素对

个体离婚决策的作用可能并非线性，自第（3）列始进一步以二次项的形式控制了年龄因素。估计结果表明，已婚女性的离婚概率会随着年龄的增加而增加，而二次项系数符号为负则在理论上表明，年龄因素对离婚决策的影响具有峰值效应，当女性达到一定的年龄之后，其离婚概率会趋于下降。加入年龄因素作为控制变量之后，本文所关心的关键解释变量“性别失衡程度”和“男性人口过剩程度”的估计系数在绝对值上有所增加，但增加幅度并不明显，估计系数的符号以及统计显著性没有发生改变。

随着受教育程度提升，女性在婚姻匹配的过程中可能更加理性，出于“看准了再嫁”等原因而使得后续婚姻关系更加稳定；但另一方面，当夫妻情感难以维持时，受教育程度较高的女性在看待离婚问题的态度上也可能更加开明，因此，第（4）列和第（5）列加入代表女性是否接受过更高程度教育的控制变量后，这两个控制变量本身的估计系数没有体现显著和稳健的效应。同样，控制了女性受教育程度之后，两个代表婚龄人口性别不平衡的变量的估计系数仍然没有发生明显变化。最后，第（6）列和第（7）列控制了农村已婚女性的工作特征，具有非农就业的女性发生离婚的概率相对略低，并且会随着非农就业工资的增加而降低。

通过列（1）~（7）对模型进行不同控制变量设定的估计结果来看，本文关心的性别失衡变量——性别失衡程度和男性人口过剩程度均会对农村已婚女性的婚姻稳定产生影响，效果稳健并显著。整体而言，已婚女性所处农村地区女性偏多时，其离婚概率会显著更低，而当男性相对于女性而显过剩时，会使得已婚女性离婚的概率上升。

## （二）分年龄组的进一步讨论

表3的结果显示，整体而言，农村婚史妇女所处地区的婚龄人口性别比会从两个方向影响其婚姻的稳定性的。但是，这种影响可能对于不同年龄段的女性人群而具有异同性，甚至可能只不过是特别明显地影响了某一年龄段的女性并使得其他年龄段因“被平均”而在整体上显示出一定的效应。为了澄清这种质疑，下面按女性年龄段来构建其所处地区该年龄段的性别比、计算性别比偏离单位比例的程度，并针对不同的年龄段来估计性别失衡对婚史女性婚姻稳定性的影响。各地分年龄段性别比例关系的计算方式已体现在前文的“数据来源及变量说明”部分，表4显示了按年龄组估计的婚史女性婚姻稳定性从性别失衡中受到的影响，限于篇幅，各组估计中控制变量的估计系数未再列示。

表 4 农村婚龄人口性别比与已婚女性离婚概率（分年龄组）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
第一组（婚史女性年龄：20~34岁）							
性别失衡程度	-3.475* (1.286)	-3.593** (1.293)	-3.594** (1.292)	-3.594** (1.291)	-3.595** (1.291)	-3.594** (1.284)	-3.236* (1.260)
男性过剩程度	7.820*** (1.991)	7.676*** (2.002)	7.679*** (1.998)	7.685*** (1.997)	7.687*** (1.997)	7.637*** (1.957)	7.573*** (2.046)
观测量	134782	134782	134782	134782	134782	134782	104844
第二组（婚史女性年龄：35~49岁）							
性别失衡程度	-0.534 (3.068)	-0.396 (3.043)	-0.393 (3.044)	-0.391 (3.044)	-0.390 (3.045)	0.425 (3.058)	-1.010 (2.925)
男性过剩程度	0.126 (4.395)	-0.060 (4.362)	-0.068 (4.362)	-0.072 (4.365)	-0.072 (4.365)	-1.343 (4.260)	0.104 (4.105)
观测量	182823	182823	182823	182823	182823	182823	155847
第三组（婚史女性年龄：50~59岁）							
性别失衡程度	2.672 (1.552)	2.674 (1.550)	2.673 (1.551)	2.674 (1.547)	2.674 (1.546)	2.204 (1.499)	2.765 (1.630)
男性过剩程度	-6.134 (3.363)	-6.117 (3.368)	-6.115 (3.367)	-6.116 (3.367)	-6.116 (3.367)	-5.535 (3.277)	-5.220 (3.322)
观测量	81555	81555	81555	81555	81555	81555	57618
人口规模	有	有	有	有	有	有	有
年龄	有	有	有	有	有	有	有
年龄平方		有	有	有	有	有	有
高中			有	有	有	有	有
大专					有	有	有
非农就业						有	有
收入							有

注：(1) “有”代表控制了这一变量。(2) 其他说明同表2。

表 4 中分年龄组的估计结果显示，20~34 岁年龄组婚史妇女的婚姻稳定性受到其所属婚姻市场男女性别失衡的影响显著，且估计结果在不同的控制变量设定下表现出良好的稳健性：对于女性相对于男性人数更多的地区，女性人数越多，已婚女性离婚的概率相对更低，如果平均每个男性对应的女性人数增加 1 人，观测到的婚史女性发生过离婚的概率会降低 3.2~3.6 个百分点；然而，对于性别失衡表现为男性人数相对更多的地区，如果男性越多，则婚史女性发生离婚的概率就越高，如果每个女性对应的男性人数增加 1 人，观测到的婚史女性发生过离婚的概率会增加

7.6~7.8个百分点。对于35~49岁和50~59岁的农村婚史女性，离婚概率与男女性别失衡之间的关系不显著，并且不同模型设定下的结果稳健性较弱。由此可见，农村性别失衡对女性婚姻稳定性的影响主要发生在年轻一组身上，处于“男性过剩”婚姻市场中的农村年轻女性的婚姻解散风险显著更高，进而使得性别失衡对整个农村婚龄女性的离婚概率显示出较为显著的影响。

## 五、机制探讨

结合表3和表4的估计结果，农村地区婚龄人口性别失衡对女性婚姻的稳定性具有冲击。从整体上看：婚龄女性人数相对于婚龄男性人数而显得过剩的地区，已婚女性发生离婚的概率显著较小；反之，如果一个婚姻市场的性别失衡主要由男性过剩而造成，则已婚女性发生离婚的风险会显著增加。分组的估计进一步说明，婚姻市场性别失衡对女性离婚决策产生显著影响的来源主要是年轻的婚龄人口。这些结果与“Guttentag-Angrist假说”的理论内涵相矛盾。为了探明以上结果产生的逻辑，本部分尝试借助“匹配改善论”和“观念驱逐论”两个研究假说来对实证结果进行剖析。

### （一）基于匹配改善论的分析

对于多数中国农村女性来说，婚姻是一种经济学上的“好物品”（Good），在数量有限的情况下，行为人的选择空间受到约束，但为了保证能够消费到这种“好物品”，她们会努力争取对该物品的消费权，甚至愿意为此额外支付一定的“价格”（例如承受更多的不愉快）。因此，在女性相对过剩的情形下，已婚女性出于对已获婚姻的珍视，其离婚的概率会随着女性数量增多而下降（表3第一行或表4第一组第一行，估计系数为负）。不过，作为“好物品”的婚姻，具有因匹配质量造成的异质性，在数量足够充分的情况下，行为人会基于“质量差异”而在不同备择之间斟酌决策以追求更大效用。对处于“男多女少”婚姻市场的农村女性而言，她们可以在初婚前扩大搜寻范围，以增强婚姻匹配的质量，也有可能做出多次婚姻匹配的决策以期获得质量最佳的姻缘。因此，在男性相对过剩的性别失衡婚姻市场中，男性越是过剩的地区，已婚女性发生离婚的概率越高（表3第二行或表4第一组第

二行,估计系数为正)。

表4的结果中,只有年龄较低的一组婚史农村妇女的婚姻稳定性从其所属“年龄组-地区”的性别失衡状况中受到显著影响,其原因在于:其一,经济社会的发展促进了女性地位的提升,但年轻女性的观念比年长女性更为前卫,年轻人更倾向于“勇敢地”解除她们认为受到“束缚”的婚姻。同时,年轻已婚女性对解除婚姻关系的态度因地域之间性别比的不同而有所差异,在同龄段男性较多的地区,女性可能会认为解除不满意婚姻的心理成本更低。其二,男性过剩程度越大意味着该地男性越多,假定婚姻对于农村男性也是“好物品”,则男性会不断提高自身“综合购买力”以期获得婚姻,而竞争加剧会使得他们之间的对比优势更为动态化(例如,去年的“优质男”今年可能会被他人所取代)。由于男性之间的动态优势在很大程度上取决于劳动力市场表现,年轻男性组内(22~36岁)比年龄更大的人组内动态优势变化更加剧烈。潜在匹配对象之间对比优势的动态化,可能加速女性重新筛选婚配的过程,即增加女性离婚和再婚的可能性。其三,在农村婚龄人口中,更为年轻的一组更可能迁移到城镇劳动力市场就业,并且在统计上显示为男性更多(谢桂华,2007;原新等,2011;李骏、顾燕峰,2011)。也有研究表明,农村夫妇外出务工,无论是双方均外出还是只有一方外出,本身都会增加婚姻破裂的风险(石人炳,2006;曾迪洋,2014;宋丽娜,2015)。而在男性更为过剩的农村,外出务工就业的比例越高,还会进一步增强本地男性之间在婚姻市场相对优势的动态性,进而影响女性的婚姻决策。

研究假说部分中提到,如果农村婚龄人口性别失衡影响了女性离婚概率(特别是男性过剩造成女性离婚概率增加)的原因是女性具有“匹配改善”需求,则需要农村女性具有足够的地位和权利。随着经济社会发展带来的女性地位提升,在农村婚姻市场中的女性会比男性更有话语权(Edlund,2005;石人炳,2006)。但对于本文研究的内容,没有直接的信息来判断是否农村女性在婚姻决策中具有更主动的地位,但为了尽可能地提供一些关于农村女性是否在婚姻决策中更具主动权的证据,我们简单统计了全国基层法院离婚判决书中所列原告一方的性别:从2004年到2015年,离婚案件由女性一方作为原告的情形逐年增多,由2004年的60%增长到2015年的70%左右。这看上去似乎能够说明中国女性在离婚决策上比丈夫更加主动,但由于基层法院受理案件不仅仅来自于农村,并且原告案由千差万别,可能并未良好地体现出农村女性在婚姻中的地位情况。本文认为,检验“匹配改善论”

最直接的办法是观测离婚女性的再婚行为：如果该假说成立，则男性明显过剩的地区，女性离婚后再婚的概率会更高，这就从行为结果的导向来反观了女性的地位和权力。

简便起见，我们按男性婚龄人口是否过剩来对婚姻市场分组，观察离婚妇女在两类市场中的再婚情况。表5显示了农村离异女性再婚率情形。从表5中给出的简要统计结果可以看出，男性相对过剩的性别失衡地区，有过离婚经历的农村妇女并没有表现出再婚率更高的优势，反而出现对立局面：即男性数量过剩的地区，离婚后的农村女性更难再次获得婚姻。

表5 不同农村婚姻市场中女性再婚发生率列表

	男性过剩地区 (%)	男性不过剩地区 (%)
全部样本 (20~59岁农村女性)	78.6	85.8
年轻组 (20~34岁农村女性)	68.6	71.7
中龄组 (35~49岁农村女性)	81.5	88.2
大龄组 (50~59岁农村女性)	92.0	90.4

注：再婚发生率定义为再婚有配偶女性人数占有过离婚经历女性人数之百分比。

由此可见，统计数据没有表现出匹配改善论所预期的结果，男性相对过剩的性别失衡对农村女性离婚风险的强化，并非是以女性改善婚姻质量为驱动。

## (二) 基于观念驱逐论的探讨

观念驱逐论的分析起点是社会包容和性别观念的文明程度。通常，一个社会的包容、男女平等、公平等文明特征能够通过人均受教育水平体现出来，我们按照表5的做法，基于2005年1%人口抽样调查数据，将全部农村地区按婚龄人口性别比分为两组：男性过剩地区、男性不过剩地区，比较两类地区婚龄人口的教育状况。表6按性别、地区统计农村婚龄人口的平均受教育年限：平均而言，无论性别和年龄，男性相对过剩地区的农村婚龄人口所获得的教育要少于其对立情形。如果教育水平能够很好地代表人口素质，则说明在男性过剩的农村地区，脱离落后性别观念的步伐可能更慢，婚龄妇女潜在配偶的整体素质相对更低，于是，女性离婚之后要在这些地区再次寻觅到合意配偶的可能性更小。

表 6 农村婚龄人口受教育状况比较

年龄组、性别 农村地区类别	全部样本		年轻组		中龄组		大龄组	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
男性过剩	7.62	6.66	8.26	7.92	7.83	6.75	6.29	4.48
男性不过剩	7.99	6.92	8.60	8.12	8.10	6.81	6.45	4.70

数据来源：作者根据 2015 年 1% 人口抽样调查数据计算得到。

在“重男轻女”的社会性别观念下，一个妻子是否生养有男孩，会影响她的家庭地位，并影响其受到家庭排挤、家庭暴力等恶行的概率和程度，从而影响婚姻稳定性。现有的一些研究认为，农村居民在生育决策方面具有难以逾越的文化边界——生男孩，早生、多生的目的都是为了生养男孩（陈俊杰、穆光宗，1996），即便是在计划生育的政策约束下，生男偏好仍然是生育决策和夫妻共同生活的底线（陈恩，2016；吴莹等，2016）。如果“重男轻女”性别观念在男性相对过剩农村地区更为突出，则生育男孩对母亲婚姻稳定性的作用就会更大。我们在一个线性概率模型的回归框架中检视生养男孩对农村已婚妇女婚姻稳定性的作用，模型设定为：

$$P(S = 1) = k_0 + k_1 \cdot Boy + k_2 \cdot Mmore + k_3 \cdot Mmore \times Boy + k_4 \cdot edu + k_5 \cdot Mmore \times edu + W \quad (4)$$

简便起见，只观察有过一次婚姻且有生育史的农村女性。排除其他几种婚姻关系，是为了更方便地确定孩子的父亲是否为当前丈夫；排除无生育史的有婚史女性，是为了更直观地体现预期效应是由“生育男孩”带来，而非由“是否生育”带来。S 代表婚姻状况，女性未离婚取值为 1，否则为 0；如果生育有男孩，则  $Boy = 1$ ，否则为 0；如果其所处婚姻市场为男性相对过剩，则  $Mmore = 1$ ，否则为 0； $edu$  是女性的受教育年限， $W$  代表一系列的控制变量。表 7 分别针对全部年龄组、年轻组、中龄组、大龄组估计了上述模型，所有的估计均包含截距项，并控制了女性年龄、结婚年龄、生育男孩个数，以及生育男孩个数与地区特征交互项。

表 7 中各估计系数符号符合预期，并为理论猜想提供了一定的支撑。第一行估计系数为负，说明在男性相对过剩的农村地区，已婚女性保持婚姻稳定的概率更低，这与本文实证部分的发现相符合。“有存活男孩”的估计系数为正，说明在农村地区，妇女如果育有男孩，有利于保持其婚姻稳定；第三行的交互项（有存活男孩 × 男性过剩地区）系数符号尤其值得关注：第一行和第二行显示，构成交互项的两类要素对婚姻稳定性的影响一正一负，而当它们交互作用时，对农村女性婚姻稳定性

表 7 生养男孩与农村已婚妇女婚姻稳定性

	(1) 不分年龄	(2) 年轻组	(3) 中龄组	(4) 大龄组
男性过剩地区	-0.628*** (0.081)	-0.202 (0.142)	-0.730*** (0.123)	-0.187 (0.212)
有存活男孩	0.345*** (0.043)	0.109 (0.111)	0.461*** (0.068)	0.420*** (0.097)
交互项: 有存活男孩 × 男性过剩地区	0.121 (0.088)	0.152 (0.176)	0.245 (0.134)	0.135 (0.236)
受教育年限	0.002 (0.004)	0.022* (0.011)	0.013* (0.006)	0.0164* (0.007)
交互项: 受教育年限 × 男性过剩地区	0.041*** (0.008)	0.024 (0.015)	0.031** (0.012)	0.020 (0.016)
观测量	450543	147496	210926	92121

注: (1) 回归样本为仅有一次婚史且有生育史的农村妇女。(2) 控制变量包括, 年龄、初婚年龄、生育男孩数量、男孩数量与过剩地区交互项, 都包括常数项。(3) \* 表示  $p < 0.1$ , \*\* 表示  $p < 0.05$ , \*\*\* 表示  $p < 0.01$ 。

的影响是积极的 (即便从统计显著性意义上其积极影响较微弱), 这说明已育妇女“有存活男孩”这一特征对其维护婚姻稳定, 在男性过剩地区的作用更强, 这些地区受到传统观念的影响也就可能更强烈。

## 六、总结及启示

本文立足于当代农村两大重要现象: 男性相对过剩的性别失衡和离婚现象逐年增加, 试图解释二者之间的逻辑联系。运用各地农业户籍人口信息, 视单个地级市为一个婚姻市场, 并由此计算婚龄人口性别比, 并在线性概率模型的框架下检视农村婚龄女性所处婚姻市场的性别失衡程度对其离婚概率的影响。由于模型的回归机制是用一个较宏观的环境来解释个体微观行为, 并且农业人口的户籍信息具有较好的稳定性, 因此本文所使用的回归框架在一定程度上体现了农村性别失衡对女性离婚概率的因果性影响。实证分析表明: 整体而言, 如果一个地区农业人口的性别失衡是由女性过多而主导, 则会降低女性的离婚概率; 而如果性别失衡体现为男性人口相对更多, 则会增加女性离婚的风险。分年龄段的分析发现, 这种情况对处于相对年轻婚姻市场中的农村女性更为明显。为了检查其中的原因, 本文基于有过离婚

经历的农村女性提出了匹配改善论，统计列联分析表明，即便“男多女少”的婚姻市场环境能够增加离异妇女再婚的匹配半径，但处于主要婚龄阶段（20~49岁）的离异农村女性再婚率并没有表现出重新获得婚姻的优势，因此，西方家庭经济学的“谈判力理论”难以对中国农村性别失衡与女性婚姻脆弱性之间的关系做出有力解释。于是，本文进而从“观念驱逐”的角度，尝试理解重男轻女的传统观念是如何将处于相对劣势地位的农村已婚女性驱逐出婚姻的。男性相对过剩的性别失衡越是严重的农村地区，重男轻女的传统观念越是强烈，一方面表现为婚龄女性所接受的教育水平更低，另一方面表现为对生育男孩的重视。

西方学者20世纪80年代以来对于类似问题的认知倾向于认为，在男性相对过剩的情况下，出于婚配对象的稀缺性，会因男性对婚姻的更加珍视而使得女性离婚率降低，进而使女性的离婚概率降低。尽管中国女性的地位在近几年获得了提升（陆万军、张彬斌，2016），但相比之下，男性在社会经济各领域的权力仍相对更多，“男多女少”的婚姻市场条件加剧了中国农村女性的离婚风险。这种结果的逻辑成因，难以归结到某些单方面的因素，而从中国的具体国情和传统观念的角度出发，有助于打开认识农村婚姻市场的窗口。通常，对于当前处于婚姻高峰年龄的农村人口而言，其户口所在地的同龄人口越是表现为男性过剩，该地的经济发展水平往往越差，受传统性别观念的影响也越深，进而增加了婚姻脆弱性。经济社会发展促进了妇女解放，法律、制度越来越突出男女平等，而无形社会规则和性别观念的转变是一个缓慢的过程（Bertrand et al., 2015），当其远滞后于社会和经济发展的需要时，它所产生的不良后果将会更明显地表现出来。婚姻解散本身并不必然是消极的社会现象，但在当前社会环境下，农村家庭婚姻关系的破裂除了直接影响当事人之外，带给其他成员（如未成年子女、老年父母等）的负外部性不容小觑，因此，婚姻解散的引致因素应当得到重视。

对婚姻解散的引致因素做出深刻的认识，直接目的并非在此基础上想方设法阻止这些因素发挥作用，而在于减少这些因素中不健康的方面。包容的社会倡导结婚自由、离婚自愿，如果“恶”的婚姻关系在某些催化因素的作用下，解散得越迅速，对利益相关者的整体福利可能改进得越快。但由于其中存在利益受损方，特别是离异家庭的未成年子女，社会应当给予更多关爱，例如建立动态观察机制，帮助其形成健康的人格、健康成长。农村地区重男轻女的传统观念，越是在贫困落后的地区越是突出，促进传统观念加快转变，仍然需要经济社会的发展来带动。教育对

社会文明具有不可替代的促进作用，但当前落后农村地区居民整体受教育水平仍然不高，在扶贫资源瞄向落后农村地区的时候，应着力强化对提高人口素质的投入，包括促进学龄人口接受更多正规教育，也包括提高农村劳动力对文化活动和职业培训的参与水平。在自由婚姻的制度环境下，通过发展经济和提高人口素质，解除落后观念对当事人婚姻决策的束缚，是形成有利于福利改进的婚姻关系的重要路径。

#### 参考文献:

- 陈恩, 2016, 《农村社会的自我保护机制——基于农村计划生育的经验研究》, 《社会学评论》第4期。
- 陈俊杰、穆光宗, 1996, 《农民的生育需求》, 《中国社会科学》第2期。
- 范子英、胡贤敏, 2015, 《未预期的收入冲击与离婚: 来自住房市场的证据》, 《华中科技大学学报》(社会科学版)第1期。
- 高梦滔, 2011, 《农村离婚率与外出就业: 基于中国2003—2009年村庄面板数据的研究》, 《世界经济》第10期。
- 阚大学、吕连菊, 2015, 《中国房价上涨真的提高了离婚率吗——基于省级面板数据的实证研究》, 《贵州财经大学学报》第4期。
- 李骏、顾燕峰, 2011, 《中国城市劳动力市场中的户籍分层》, 《社会学研究》第2期。
- 李萍, 2011, 《当前中国农村离婚率趋高的社会学分析》, 《中国青年研究》第5期。
- 李晓敏, 2014, 《互联网普及对离婚率的影响》, 《中国人口科学》第3期。
- 陆万军、张彬斌, 2016, 《中国生育政策对女性地位的影响》, 《人口研究》第4期。
- 邱芳、戚光远、李娜, 2012, 《单亲家庭对其子女的影响研究》, 《社会心理科学》第11期。
- 石人炳, 2006, 《青年人口迁出对农村婚姻的影响》, 《人口学刊》第1期。
- 石智雷, 2015, 《多子未必多福——生育决策、家庭养老与农村老年人生活质量》, 《社会学研究》第5期。
- 宋丽娜, 2015, 《“重返光棍”与农村婚姻市场的再变革》, 《中国青年研究》第11期。
- 王磊, 2013, 《农村人口地理通婚圈的变动及成因——以2010年7省(区)调查为基础》, 《中国农村观察》第5期。
- 王世军, 2002, 《单亲家庭及其对子女成长的影响》, 《学海》第4期。
- 王跃生, 2006, 《社会变革与婚姻家庭变动: 20世纪30—90年代的冀南农村》, 上海: 生活·读书·新知三联书店。
- 吴莹、卫小将、杨宜音、陈恩, 2016, 《谁来决定“生儿子”?——社会转型中制度与文化对女性生育决策的影响》, 《社会学研究》第3期。
- 谢桂华, 2007, 《农民工与城市劳动力市场》, 《社会学研究》第5期。
- 徐安琪、叶文振, 2002, 《中国离婚率的地区差异分析》, 《人口研究》第3期。
- 杨筠、付耀华, 2016, 《人口安全视域下的婚姻挤压问题研究——以云南省7个人口较少民族为例》, 《西南民

族大学学报》(人文社科版)第3期。

原新、王海宁、陈媛媛,2011,《大城市外来人口迁移行为影响因素分析》,《人口学刊》第1期。

曾迪洋,2014,《劳动力迁移对婚姻的影响——基于生命历程理论的一项研究》,清华大学博士学位论文。

Angrist, J. 2002, "How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence From America's Second Generation", *The Quarterly Journal of Economics* 117 (3).

Bertrand, M., Kamenica E. & Pan J. 2015, "Gender Identity and Relative Income within Households", *The Quarterly Journal of Economics* 130 (2).

Edlund, L. 2005, "Sex and the City", *The Scandinavian Journal of Economics* 107 (1).

Guttentag, M. & P. Secord 1983, *Too Many Women? The Sex Ratio Question*, Beverly Hills, CA Sage Publications.

Mcdaniel, S. A., M. Guttentag & P. F. Secord 1984, "Too Many Women? The Sex Ratio Question", *American Journal of Sociology* 10 (3).

Mutharayappa, R., M. K., Choe F. Arnold & T. K. Roy 1997, "Is Son Preference Slowing Down India's Transition to Low Fertility?", *National Family Health Survey Bulletin* (4).

Trent, K. & S. J. South 1989, "Structural Determinants of the Divorce Rate: A Cross-Societal Analysis", *Journal of Marriage and Family* 51 (2).

Yang, H. 1996, "The Distributive Norm of Monetary Support to Older Parents: A Look at a Township in China", *Journal of Marriage & Family* 58 (2).

作者单位: 中国社会科学院财经战略研究院

责任编辑: 戈艳霞

## **VIEWPOINTS**

### *Pension Insurance System Rerorm*

The Role of Commercial Pension Insurance in Multilayer Hybrid Old–Age Security System  
..... *Zheng Bingwen* 75

Promoting Institutional Restructuring and New Governance System Construction of Social Security in China ..... *Wang Yanzhong* 90

The Institutional Barriers and the Policy Path of National Pooling of Pension Funds  
..... *Han Keqing* 101

Reforming Partial Funding System and Reserve Balances of China’s Public Pensions  
..... *Wang Xinmei* 109

## **PAPER**

The Effects of China Rural Gender Imbalance on Female Divorce Decisions  
..... *Zhang Binbin & Wang Dehua* 118

**Abstract:** As an emerging phenomenon of the marital relationship , the negative impacts of divorce increasingly arise in rural China. It is important to understand the causes and mechanisms of divorce in rural society. This paper introduces sex ratio as an important environmental factor in the marital decision-making process of rural married females and estimates the effects of gender imbalance with surplus males on females’ divorce Decisions. Our empirical results show that gender imbalance exposes married rural females to a higher risk of divorce ,especially young females. We argue that our results are consistent with the basic national conditions of China. Although the status of females has improved as a whole in the past decades , traditional gender identity and social norm still play notable roles in rural China which expel females out of the enjoyment of marriage to some extent. Therefore , education , civilization and rural development are essential for healthy rural marriage markets.