

# 婚前同居、同居蔓延与中国居民的婚姻稳定性:自选择及其变化

刘玉萍<sup>1,2</sup>, 郭郡郡<sup>2</sup>, 喻海龙<sup>3</sup>

(1. 西南民族大学 西南民族研究院, 成都 610041;

2. 西华师范大学 政治学研究所, 四川 南充 637009; 3. 厦门大学 法学院, 福建 厦门 361005)

**【摘要】**基于2010年和2012年的中国家庭追踪调查数据,首先通过全体样本的Cox比例风险模型回归,实证检验中国居民初婚的婚前同居与婚姻稳定性之间的关系;然后基于不同出生世代子样本的回归,检验随着同居的蔓延,自选择变化导致的婚前同居与婚姻稳定性之间关系的变化;最后采用倾向得分匹配法进行样本匹配,通过比较匹配前后回归结果中“是否婚前同居”变量系数的变化,以进行自选择效应的识别。研究发现,整体而言,中国居民的婚前同居与婚姻稳定性负相关;对于出生于不同世代的居民,婚前同居与婚姻稳定性之间关系的大小和显著性发生变化,且随着同居在不同世代群组中的蔓延,婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系减弱;自选择效应基本解释了中国居民的婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系。

**【关键词】**婚前同居 婚姻稳定性 自选择 Cox比例风险回归模型 倾向得分匹配

**【DOI】**10.15884/j.cnki.issn.1007-0672.2019.01.009

**【收稿日期】**2018-03-06

**【中图分类号】**C913.1

**【文献标志码】**A

**【文章编号】**1007-0672(2019)01-0083-10

**【基金项目】**国家社科基金青年项目“民族地区实现2020年减贫目标的距离估算与精准扶贫政策研究”(15CMZ029);四川省教育厅人文社会科学重点项目“高离婚率背景下80后婚前同居行为研究”(18SA0264)。

**【作者简介】**刘玉萍,女,四川成都人,西华师范大学副教授,硕士生导师,西南民族大学博士生,研究方向:人口社会学,中国少数民族经济;郭郡郡(通讯作者),男,湖北随州人,博士,西华师范大学讲师,研究方向:区域可持续发展,人口经济学;喻海龙,男,湖北随州人,厦门大学博士生,研究方向:人口法学,法经济学。

## 一、引言

20世纪70年代以来,西方主要国家经历了被称为“第二次人口转变(Second Demographic Transition, SDT)”的婚姻家庭模式的巨大变化<sup>[1]</sup>,非婚同居人口和离婚率均不断攀升,引起了学术界对二者关系的关注和研究。

根据传统的婚姻搜寻及匹配理论<sup>[2]</sup>,婚姻匹配的关键在于信息,婚前同居所承担的“试婚”功能能够降低婚配双方的信息不对称,进而可提高随后婚姻的稳定性。然而,针对西方主要国家的实证研究却得出了与理论推断近乎相反的结果,不同国家的大部分实证研究发现,婚前同居与婚姻稳定性显著负相关<sup>[3-5]</sup>。学者们试图对此进行解释,其中最有力度的论点被称为“自选择效应”理论,该理论具有两大要点:一是婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系主要源于同居的自选择性,即具有某些特征的个体更可能选择同居,而这些特征同时也与婚姻不稳定性相关;二是随着同居的蔓延,当越来越多不同特征的个体进入同居后,同居的自选择性减弱,因自选择导致的同居和婚姻稳定性之间的负向关系也随之降低。在欧美不同国家,“自选择效应”得到了大量实证研究的支持,甚至有多项研究认为<sup>[4][6]</sup>,自选择及其变化可以完全解释所观察到的婚前同居与婚姻稳定之间的关系。

尽管在在时间上有所延迟,中国的婚姻家庭模式近年表现出了和欧美国家类似的变化态势。根据中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)的数据,中国成年人中有同居经历的人口的比重,在“50后”人群中尚不足3%,至“80后”已超过20%,且目前仍处于快速增长的过程中。与此同时,在历经多年攀升之后,中国社会目前的离婚率甚至已超过大部分西方国家。饶是如此,与针对西方国家居民的如火如荼的研究相比,中国居民同居和婚姻之间的关系却并没有引起国内外学者应有的关注。那么,我们不禁要问:在中西方不同的社会文化背景下,西方国家普遍发现的婚前同居和婚姻稳定性之间的负向关系在中国存在吗?更进一步的,在西方国家具有极强解释力的“自选择效应”也可用于中国情况的解释吗?

带着以上疑问,本文拟在同居快速蔓延的背景下,研究婚前同居与中国居民婚姻稳定性之间的关系,具体而言,我们主要关注三个相互关联的问题:

1. 中国居民的婚前同居与婚姻稳定性也是负向关系吗?
2. 如果是,自选择效应可解释二者之间的关系吗?
3. 随着婚前同居在中国不同世代出生群组的蔓延,自选择效应会减弱吗?

## 二、文献回顾

关于婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系,目前主要有三个解释,分别被称为自选择效应,因果关系<sup>①</sup>,以及测度问题<sup>②</sup>,其中自选择效应得到了最多实证研究的支持。

自选择效应认为,选择同居的人往往具有某些方面的特征,而这些特征也与高婚姻不稳定性风险有关,简言之,是同居者所具有的特征而非同居行为本身导致了同居者的婚姻不稳定性。不同研究显示,同居者所“自带”特征通常包括低教育水平、不稳定的家庭背景<sup>[7]</sup>,低恪守婚姻承诺<sup>[8]</sup>,对离婚更容忍的态度<sup>[9][10]</sup>等,此外,与直接婚姻(即婚前不同居的婚姻,下同)相比,间接婚姻(即婚前同居的婚姻,下同)中的个体还在结合开始时的年龄,生育年龄,参加宗教活动的频率,先前同居的经历,避孕措施,以及居住区域等方面有明显的不同。已有研究提供的证据表明,这些因素和不同均与高婚姻不稳定性风险相关<sup>[9][10]</sup>。

逻辑上看,如果自选择效应是同居导致婚姻不稳的主要原因,可以预期间接婚姻中更高的离婚风险会随着婚前同居的日益普遍而逐渐减少。理由是,当婚前同居不常见时,“先同居后结婚”会“自选择”一群有特定标签的人,这群人具有导致婚姻不稳定的特征。然而,随着同居的蔓延,当越来越多不同特征的人开始选择同居时,同居的自选择性便不复存在,此时同居者将变成一个非常多元化的群体,不再统一共享容易离婚的特征。于是,自选择效应消失,间接婚姻也将不再因之具有更高的不稳定性<sup>③</sup>。事实上,基于最新的统计数据,欧美多个国家近期的研究的确发现,随着同居在一国越来越普遍,婚前同居对随后离婚风险的影响大幅下降。甚至有研究认为,当同居成为大多数人通向婚姻过程的标准阶段时(意味着同居已被社会广泛接受),就像美国1990年代以后结婚的群体那样,婚前同居和婚姻不稳定性之间便不再具有显著相关性<sup>[11]</sup>。

尽管在“同居和婚姻”的研究领域,目前已有大量关于自选择效应的实证检验,但通过对已有文献

① 该论点认为同居对婚姻稳定性具有因果影响,同居通过改变同居者的某些特征使得有同居经历的人更倾向于离婚。

② 该论点认为现有对婚姻稳定性的研究往往将婚礼作为婚姻持续期的开始,然而,同居者在结婚之前就居住在一起,这就低估了婚前同居夫妻共同居住关系的实际持续时间,而由于结婚初期婚姻稳定性与持续时间负相关,对有同居经历夫妻共同生活时间的测度误差,会导致我们观察到婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系。

③ 但是,随着婚前同居越来越盛行,当直接结婚的群体变为少数时,这部分群体也可能成为“自选择”群体,此时,那些对婚姻有信心从而具有有利于婚姻稳定特征的群体选择直接结婚,在这种情况下,间接结婚者的婚姻稳定性整体仍不如直接结婚者。

进行梳理我们不难发现,现有研究至少存在两点局限性,分别体现在研究对象的选取和自选择效应的识别上。

在研究对象的选取上,目前有关同居的自选择效应的实证检验基本在西方文化背景下进行,而针对西方国家居民的研究所得结论可能并不适合中国的情况。首先,中西方具有相对不同的社会文化环境,社会文化背景的差异可能导致同居者不同的自选择性。在西方国家,人们通常对同居、性和离婚等行为持更为开放和包容的态度,相比之下,在中国文化中,婚前同居(以及与之相伴随的婚前性行为)和离婚往往与更强的“污名”相联系,因而中国的同居者也往往比西方同居者面临更大的社会文化压力,而这些压力显然会对其自选择性产生影响。其次,中西方同居的蔓延处于不同阶段,这也将影响同居和婚姻之间关系的表现。根据同居的“社会扩散理论”<sup>[12]</sup>,在同居蔓延的不同阶段,同居和婚姻也会呈现不同关系,至1990年代欧美国家开始直接收集个人同居信息时,同居早已蔓延开来,因此,对欧美各国的实证研究实际上是检验的同居蔓延之后二者的关系。相对而言,中国的同居目前尚处于快速蔓延的过程中,其同居和婚姻稳定性的关系与同居蔓延后的欧美国家可能存在显著不同。

在自选择的识别上,大多数实证研究<sup>[11][13]</sup>的做法是,在回归方程中直接加入可能的自选择变量作为解释变量,以此控制相应变量对婚姻稳定性的影响,这种直接回归方法虽然简单,但无法有效排除“自选择偏误”——解释变量和干扰项的相关性——对估计结果的影响,因此所得估计系数也可能是有偏的。除直接回归方法之外,另一种检验自选择效应的定量方法是利拉德(Lillard)等<sup>[14]</sup>所使用的模型,在一定的假设条件下,利拉德(Lillard)等利用计量经济学技术建立了婚前同居的内生性模型,并采用非参数估计方法估计了自选择效应的大小。除了需基于严格的假设条件外,利拉德(Lillard)模型还对数据资料有很高的要求——需要使用详细的连续同居和连续婚姻数据,而这些局限性显然影响了该模型的广泛使用。

综上所述,在现有研究的基础上,本研究的不同之处主要体现在两个方面:一是在研究对象的选取上,本研究以中国作为研究区域,实证分析东方文化背景下中国居民的同居与婚姻稳定性之间的关系,且得益于中国的同居在样本期尚处于快速扩散的过程中,本文同时也检验蔓延过程中同居和婚姻稳定性关系的变化。二是在自选择的识别上,与以往研究所使用的方法不同,本研究采用倾向得分匹配法进行样本匹配,以此“剔除”自选择变量的影响,并通过比较匹配前样本和匹配后样本回归结果的差异,从而“差出”自选择效应的大小。

### 三、数据、变量与方法

本研究主要依托中国家庭追踪调查2010年的调查数据进行分析<sup>①</sup>,并以2012年的调查数据作为补充。中国家庭追踪调查对受访者的婚姻、同居、教育等诸多主题均收集了详细的信息,2010年的中国家庭追踪调查共包含33600个成人样本。由于解放前出生者所面临的社会经济文化环境与解放后出生者明显不同,因此我们仅分析解放后出生者的婚居行为。除此之外,在调查时,“90后”才刚跨入法定结婚年龄,大多数人的婚姻稳定性状况尚未可知,因此我们的分析也不包括“90后”的样本。在剔除解放前出生样本,1989年以后出生的样本以及数据缺失样本后,最终获得13136人的分析样本,其中包括男性6306人,女性6830人。

#### (一)变量的选择

实证检验婚前同居与婚姻稳定性的关系,因变量为婚姻稳定性,主要涉及两个纬度,即婚姻状况纬度和在婚时间纬度,前者以“初婚是否离婚”度量,后者以“初婚持续期”度量。核心解释变量为婚前

① 中国家庭追踪调查由北京大学中国社会科学调查中心执行,据我们所知,该调查是中国目前第一个包含详细同居信息的全国性调查数据。



表1 因变量和核心解释变量的描述性统计

变量		全体样本 N=13136	50后 N=1944	60后 N=4153	70后 N=4577	80后 N=2462
初婚是否	否(在婚)	97.0	97.2	96.6	96.6	98.3
离婚(%)	是(离婚)	3.0	2.8	3.4	3.4	1.7
初婚持续期(月)		196.6	363.6	259.6	148.5	47.9
是否婚前	否	87.6	97.2	95.1	84.9	72.7
同居(%)	是	12.4	2.8	4.9	15.1	27.3

同居,以初婚“是否婚前同居”度量。其中“初婚是否离婚”和“是否婚前同居”均为二分变量,“初婚持续期”为以月表示的连续变量。鉴于中国不同世代出生的群体,婚前同居处于快速蔓延的过程中,我们也将样本按出生世代分为“50后”、“60后”、“70后”和“80后”4个出生同期群<sup>①</sup>,以检验和分析随着同居的蔓延,婚前同居和婚姻稳定性之间关系的变化。表1为因变量和核心解释变量全体样本以及分出生世代子样本的描述性统计。

从表1可以看出,离婚率和初婚持续期均显示,50后的婚姻稳定性高于60后和70后;尽管70后和60后的离婚率差不多,但70后的平均初婚持续期要显著低于60后,意味着70后的婚姻稳定性低于60后;调查时80后的平均婚姻持续期仅为47.9月,但仍有1.7%的离婚率,这一离婚率高于70后同等婚姻持续期时的离婚率,表明80后的婚姻稳定性低于70后。因此,整体而言,50后至80后,不同世代出生群组的婚姻稳定性表现出明显降低的趋势。相对于婚姻稳定性,婚前同居则表现出了更为明显的逐世代递增的趋势。样本期间,婚前同居比例从50后的2.8%增至80后的27.3%,且越年轻的群组,同居者的比重越高。如果粗略的看,50后和60后的同居多发生在改革开放以前,而70后和80后的同居则都发生在改革开放之后,于是我们不难看出,改革开放前后中国居民的同居出现了快速“起飞”,数量上,从60后的4.9%增至70后的15.1%,增长超过两倍!总之,婚姻稳定性的降低和初婚同居比例的急剧增加表明,中国正在经历一场与西方国家第二次人口转变非常类似的婚姻家庭领域的变革。

除上述变量外,参照已有研究<sup>[14][15]</sup>,我们也在分析中纳入了一系列的控制变量,分别为个体特征变量,个体背景变量和宏观背景变量。个体特征包括性别、民族、年龄、教育水平;个体背景变量包括迁移状况和父亲的政治身份;宏观背景变量包括地区人均收入和省份虚拟变量。各控制变量简单的描述如表2所示。

## (二)研究方法

基于研究问题,本文的实证研究主要涉及三个方面的内容,即婚前同居与婚姻稳定性关系的检验,同居蔓延过程中二者关系变化的考察,以及自选择效应的识别。

对于初婚在婚者而言,初婚仍在继续,此时计算的初婚持续期是典型的“截尾”数据,当有“截尾”数据存在时,传统的logistic回归方法不再适用,因此我们用Cox比例风险回归模型(Cox's proportional hazards regression model,后文简称Cox回归)进行婚前同居与婚姻稳定性关系的检验。Cox回归较广泛的用于医学领域治疗效果的评估中,在本研究,Cox回归可将终点事件的出现与否(此处指是否离婚)和出现终点事件所经历的时间(此处指初婚持续期)结合起来,以此评估婚姻失败的风险以及各影响因素(此处主要关注是否婚前同居)的作用。

50后至80后,中国居民的同居处于快速蔓延的过程中,因此我们通过将全体样本按出生世

<sup>①</sup>“50后”指出生于1950~1959年,“60后”指出生于1960~1969年,“70后”指出生于1970~1979年,“80后”指出生于1980~1989年。

表2 各控制变量的描述与统计

变量及类别		均值或百分比	变量及类别		均值或百分比
性别 (%)	男	48.0	年龄(岁)		39.8
	女	52.0	父亲 政治 身份(%)	是党员	13.6
民族 (%)	汉族	92.5		非党员	63.7
	少数民族	7.5		不确定	22.7
教育 水平 (%)	文盲/半文盲	18.3	地区收入(log)		10.1
	小学	21.5	小样本省份		51.2
	初中	36.0	辽宁	9.2	
	高中	15.3	省份 (%)	上海	8.4
大学及以上	8.9	河南		11.8	
迁移 状况 (%)	一直农村	51.8		广东	8.7
	一直城市	15.6		甘肃	10.7
	村城迁移	32.7			

代划为不同的子样本,并对各子样本分别进行回归,以此考察随着同居的蔓延,婚前同居与婚姻稳定性之间关系的变化。其基本逻辑为,如果自选择的“蔓延效应”确实存在,那么对于更年轻的出生世代群组,伴随着婚前同居比例的增加,同居者的自选择性降低,因自选择而导致的婚前同居与婚姻稳定性的关系也将随之减弱,表现在不同出生世代子样本的Cox回归估计结果上就是,从50后至80后子样本,“是否婚前同居”变量系数估计值的大小和显著性将降低。

自选择效应识别的基本思路是先利用倾向得分匹配法(P propensity Score Matching, PSM)进行样本匹配,再对匹配后的样本进行Cox回归,并观察和比较匹配前后“是否婚前同居”变量系数估计值的变化<sup>[6]</sup>,该变化即为自选择效应所引致。原因是,通过倾向得分匹配法基于“可测变量(可能的自选择变量)”进行样本匹配后,自选择变量对估计结果的影响被“剔除”,此时,再对样本进行Cox回归,所得变量系数即为排除自选择影响后“是否婚前同居”对婚姻稳定性的净效应,匹配前后估计结果的变化则为自选择效应作用的影响。

#### 四、实证结果

##### (一)婚前同居与婚姻稳定性的关系及其变化

在进行婚姻稳定性的分析时,以往大部分文献以婚姻满意度或离婚率作为婚姻稳定性的度量,但基于婚姻满意度的度量方法没考虑“最不满意的婚姻已离婚”的“极端不满”情形,而基于离婚率的度量则没考虑婚姻持续时间的影响。相对而言,本研究使用的Cox比例风险回归模型,兼顾了婚姻状况和婚姻持续期,可更好的度量和分析婚姻稳定性。

Cox比例风险回归模型的基本形式为:

$$h(t) = h_0(t) \exp(\beta_1 \text{cohabitation} + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n)$$

此处,  $h(t)$  为婚姻持续期  $t$  处与解释变量相关的婚姻不稳定风险函数,  $h_0(t)$  为基础风险函数,  $x_i$  ( $i=2, 3, \dots, n$ ) 为一系列影响婚姻稳定性风险的控制变量,  $\text{cohabitation}$  即为我们所关注的“是否婚前同居”变量。值得注意的是, Cox比例风险回归模型不直接考察生存函数与协变量(影响因素)的关系,而是以风险函数作为因变量,因此所得系数估计值表示为对风险影响的大小。表3为全体样本和各出生世代子样本Cox回归的估计结果。

从表3可以看出,在全样本的估计中,不同控制变量对婚姻稳定性的影响与以往相关研究所得结论类似<sup>[7]</sup>,具体表现为:相对于女性,男性有更高的婚姻不稳定性风险;年龄与婚姻不稳定性风险负相关,印证了样本期离婚率增加的趋势;与一直在农村的人相比,一直在城市和村城迁移者均与更高的婚姻不稳定性相关;不同民族、教育水平的个体,其婚姻稳定性并没有显著的差异;地区经济发展状况与居民的婚姻稳定性并无显著相关性,且中国居民的婚姻稳定性存在一定的区域差异,相对而言,辽宁的婚姻不稳定性高于其他省份,而广东的婚姻不稳定性则低于其他省份。与全样本估计结果相比,分出生世代不同子样本的估计结果表现出了较大的差异,比较稳健的控制变量仅为迁移状况,这表明在不同世代,除一直生活在城市者比一直生活在农村者有更高的婚姻不稳定性外,各世代的婚姻稳定性与相对不同的因素有关。

我们所关注的核心解释变量为初婚“是否婚前同居”。全样本的估计结果显示,西方大部分实证研究中所得结论在中国背景下同样得到了验证<sup>[4]</sup>,即中国居民的婚前同居与婚姻稳定性之间也呈现出负相关性。逻辑上,婚前同居可对婚姻稳定性产生正反两个方向的影响,正向“试婚”作用与负向的“自选择”效应,中国居民的婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系至少说明了“自选择”效应在决定二者之间的关系中处于主导。

表3 全体样本和出生世代子样本的估计结果

变量	全体样本	50后	60后	70后	80后	
是否婚前同居(否)	0.300**(0.153)	1.100**(0.496)	0.630**(0.287)	0.027(0.230)	0.156(0.361)	
性别(女)	0.357*** (0.104)	0.432(0.287)	0.325*(0.175)	0.353** (0.164)	0.283(0.322)	
民族(汉族)	0.275(0.190)	-0.402(1.024)	0.742** (0.298)	0.107(0.295)	-0.153(0.554)	
年龄	-0.062*** (0.008)	-0.193*** (0.060)	-0.041(0.033)	-0.057*(0.030)	-0.043(0.075)	
地区收入	0.068(0.069)	0.415** (0.185)	0.062(0.118)	-0.010(0.113)	-0.058(0.203)	
教育水平 (文盲 /半文盲)	小学	-0.066(0.195)	-0.783(0.581)	0.293(0.361)	-0.323(0.321)	0.423(0.590)
	初中	0.009(0.180)	-0.784*(0.439)	0.150(0.347)	0.130(0.284)	-0.012(0.597)
	高中	0.095(0.205)	-0.816*(0.484)	0.305(0.380)	0.220(0.335)	0.072(0.717)
	大学及以上	-0.070(0.236)	-0.138(0.584)	0.300(0.424)	-0.017(0.364)	-1.526(1.189)
迁移状况 (一直农村)	一直城市	1.326*** (0.155)	1.413*** (0.435)	1.595*** (0.259)	1.087*** (0.252)	1.040*(0.550)
	村城迁移	0.378*** (0.139)	-0.221(0.457)	0.477** (0.243)	0.413*(0.213)	0.532(0.380)
父亲党员身份(是党员)	非党员	0.117(0.157)	-0.218(0.358)	-0.009(0.239)	0.378(0.286)	1.176(1.027)
	不确定	0.495*** (0.165)	0.048(0.392)	0.161(0.259)	0.965*** (0.292)	1.440(1.044)
省份 (小样本 省份)	辽宁	0.622*** (0.144)	0.383(0.400)	0.583** (0.236)	0.669*** (0.233)	0.668(0.488)
	上海	0.143(0.185)	-0.196(0.392)	0.285(0.302)	0.212(0.334)	-0.240(0.698)
	河南	-0.321(0.205)	-0.157(0.630)	-0.602(0.377)	-0.097(0.286)	-0.827(0.750)
	广东	-0.579** (0.253)	-0.256(0.637)	-1.065** (0.523)	-0.943** (0.473)	0.790(0.499)
	甘肃	0.103(0.205)	0.449(0.662)	-0.240(0.392)	0.245(0.293)	-0.101(0.606)
LR 检验	275.2	66.2	120.8	83.8	19.5	
Log likelihood	-3405.2	-373.2	-1060.5	-1234.4	-283.0	
样本数	13119	1943	4150	4572	2454	

注:表中显示的为Cox回归风险系数的估计值,括号内为标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著;变量名后的括号标识了基准组。

根源上,同居之所以存在自选择性,主要源于传统文化对婚前同居及与之相关的婚前性行为的不认同。在大多数文化传统中,婚前同居(以及与之相关的婚前性行为)通常被认为是离经叛道的,且总与一定的“污名”相关联,在这种情况下,选择同居本身意味着对传统婚姻家庭价值观的挑战,选择者因而一般也具有一些反传统的特征和性格,而这些特征和性格也通常与婚姻不稳定性相关,于是表现为同居者也是婚姻不稳定性者,同居和婚姻稳定性之间呈现负相关性。与西方文化相比,东方文化往往被认为更加封闭和保守,因此也更难以接受婚前同居行为,这意味着中国同居者将面临比西方同居者更大的传统和文化压力。在中国文化环境中,只有更反叛的“反传统者”才会选择婚前同居,同居的自选择性也就相对更强,因自选择导致的中国居民的婚前同居与婚姻稳定性之间的显著负相关关系也就不足为怪。

随着个人主义和世俗主义在全球的流行及蔓延<sup>[18]</sup>,以及性别角色价值和态度的变化<sup>[19]</sup>,尤其是西方国家自20世纪70年代开始的“性解放”运动的盛行,使得与同居及婚前性行为相伴的“污名”逐渐被移除,推动了同居的快速增长。而同居的蔓延又进一步增强了社会对同居的接受和认同,以至于在一定程度上,随着同居比重的不断增加,同居甚至逐渐成为社会规范的一部分,这就是我们在许多同居盛行的西方国家所看到的——婚前同居成为了通往婚姻过程的一个标准阶段。此时,各种具有不同特征的个体也开始大量加入同居者队伍,同居者不再特立独行,而变成一个非常多元化的群体,也不再统一共享容易离婚的特征。这时,“自选择效应”消失,婚前同居也将不再因之与特别高婚姻不稳定性相关。

同样,从表3各世代子样本的估计结果可以看出,随着同居在中国不同世代之间的蔓延,中国居民的婚前同居与婚姻稳定性之间的关系也趋于减弱。50后群体,婚前同居比例非常之低,仅为2.8%,此时,选择同居面临极大的社会文化压力,同居者因而为高度自选择的群体,且自选择效应非常大。具体在表3中,50后群体“是否婚前同居”变量系数的估计值非常大(为1.1),且在5%的显著性水平上显著,表明相对于未同居直接结婚者,50后同居者的婚姻具有较高程度的不稳定性。

60后群体,婚前同居比重增至4.9%,伴随同居的蔓延,同居的自选择性减弱,同居的自选择效应也随之降低,具体在表3中,60后群体“是否婚前同居”变量系数的估计值也降为了0.63,且仍在5%的显著性水平上显著。70后和80后群体,婚前同居比重继续加速增长至15.1%和27.3%,参照西方国家的情况,这时同居在中国大陆已较为盛行,并逐渐被社会规范所接受,随着更多样化的个体进入同居,同居的自选择性进一步减弱直至消失,此时同居的自选择效应也就不复存在。表3对70后和80后子样本的估计也印证了这一变化,伴随着同居的盛行和自选择效应的消失,70后和80后群体“是否婚前同居”变量系数的估计值已变得不再显著。

如前文所提出的,样本中50后和60后的同居(或结婚)基本发生于改革开放前或改革开放初期,70后和80后则均发生在改革开放之后,而从不同出生世代子样本的估计结果看,自选择效应仅使改革开放前出生群组的婚前同居与婚姻稳定性具有负向关系。我们可以从两个方面来解释这一结果:首先,1978年中国的改革开放不仅表现为经济和制度方面的对外开放,也表现为西方文化在中国的传播和流行,在此背景下,西方国家的价值观和生活方式——包括“性解放”和“婚前同居”——逐渐被社

表4 选择性变量的平衡性检验

样本	匹配前/后	Pseudo-R <sup>2</sup>	LR统计量	MeanBias	P值
全体样本	匹配前	0.156	1528.14	53.6	0.000
	匹配后	0.000	0.95	1.7	0.917
50后	匹配前	0.044	21.22	23.1	0.000
	匹配后	0.009	1.33	10.1	0.857
60后	匹配前	0.054	87.04	34.5	0.000
	匹配后	0.003	1.72	5.6	0.786
70后	匹配前	0.097	377.23	49.2	0.000
	匹配后	0.000	0.16	0.8	0.997
80后	匹配前	0.054	155.24	30.9	0.000
	匹配后	0.002	3.07	3.3	0.547



表5 匹配后各样本“是否婚前同居”变量的估计结果

变量	全体样本	50后	60后	70后	80后
是否婚前同居(否)	0.213(0.195)	0.994(1.930)	0.416(0.440)	-0.125(0.271)	-0.197(0.401)
LR 检验	52.3	29.8	26.5	29.7	14.6
Log likelihood	-766.3	-13.0	-122.6	-336.5	-156.2
样本数	3235	108	406	1382	1339

注:表中显示的为Cox回归风险系数的估计值,括号内为标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著;变量名后的括号标识了基准组。

会大众所接受,结果是,相对于50后和60后的同居者,70后和80后的同居者慢慢不再被社会“另眼相待”;其次,根据同居的扩散理论,从蔓延的速度看,开始时同居扩散的比较慢,同居在高度选择的个体间传播(同群效应),但当同居者比例达到“临界数量”后,扩散过程会突然加快,同居会在不同群体间广泛传播(跨群效应)<sup>[20]</sup>,从中国不同世代同居蔓延的速度我们不难推断,至改革开放前后,中国同居者的比重已达到“临界数量”,此时,同居的增长突然加速,群体范围随之扩张。在社会对同居接受度增加和同居者数量增长的共同作用下,同居群体越来越多样化,最终,改革开放后的同居者不再具有选择性,自选择效应的影响消失,同居与婚姻稳定性之间不再具有负向关系。

## (二)自选择效应的识别

那么,同居的自选择性能在多大程度上解释同居与婚姻稳定性之间的关系呢?从模型估计的角度看,表3的直接回归结果并不能排除选择性变量——对同居和婚姻稳定性均有影响的变量——对系数估计值的影响。此处我们先采用倾向得分匹配法进行样本匹配,再对匹配后的样本进行估计,以此排除选择性变量对估计系数的影响。

倾向得分匹配法的基本思想是<sup>[21]</sup>,根据处理指示变量(初婚是否婚前同居)将样本分为处理组(初婚婚前同居组)和控制组(初婚婚前未同居组),基于选择性变量,将处理组和控制组样本通过一定方式进行匹配,在理想匹配的情况下,两组样本之间选择性变量纬度的差异被排除,此时,再对匹配后所得样本进行估计,所得结果即可视为在排除选择性变量影响后的估计结果。

参照相关文献的已有研究<sup>[22]</sup>,所选取作为匹配标准的选择性变量包括年龄,地区收入、教育水平以及迁移状况,这些选择性变量均既与婚姻稳定性相关,又直接影响人们的同居行为。使用1:1不放回匹配,表4为不同样本匹配前后选择性变量的平衡性检验。从表4中可以看出,匹配前,婚前同居者和婚前未同居者在年龄,地区收入、教育水平以及迁移状况上有显著差异,但当匹配完成后,二者在这些变量纬度上的差异已变得不显著。

匹配完成后,对匹配后的样本进行Cox回归,最终所得估计结果如表5所示<sup>①</sup>。在表5中,可能的选择性变量(年龄,地区收入、教育水平以及迁移状况)对估计结果的影响已被消除,此时,“是否婚前同居”变量系数的估计值可视为该变量对婚姻稳定性的“净影响”。

表5的估计结果显示,在不同样本的估计中,“是否婚前同居”变量系数的估计值均不显著,表明在排除自选择效应的作用后,中国居民的婚前同居与婚姻稳定性之间并不具有显著的相关性。事实上,国外许多支持自选择效应的实证研究认为<sup>[4]</sup>,自选择效应几乎可以完全解释同居与婚姻不稳定之间的关系。对照表3和表5的估计结果,我们也可以得出类似的结论,中国的50后和60后群组,其婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系也基本可由自选择效应来解释。

值得注意的是,在70后和80后子样本的估计中,“是否婚前同居”变量系数估计值由正变负,且绝

① 限于篇幅,此处仅报告了“是否婚前同居”变量系数估计值。



对值逐渐增加(事实上,尽管仍不显著,但其显著性水平也在逐渐增加),似乎预示了婚前同居越来越明显的“试婚”作用倾向。从自选择的逻辑来看,伴随着同居在更年轻群组中的继续蔓延,当婚前同居成为社会规范或通往婚姻过程的标准阶段后,同居的“自选择性”会完全消失,这时同居者不仅不再享有容易离婚的特征,还可无社会压力的轻松通过同居收集当前匹配质量的信息,此时,同居的“试婚”作用便开始越来越明显的显现。

## 五、结 论

本文基于中国家庭追踪调查2010年和2012年的数据,首先通过全体样本的Cox回归实证检验了中国居民初婚的婚前同居与婚姻稳定性之间的关系;然后将全体样本按出生世代分为不同子样本,并验证了随着同居在不同世代群体中的蔓延,自选择性减弱,婚前同居与婚姻稳定性关系的变化;最后基于选择性变量,采用倾向得分匹配法进行样本匹配,并通过比较匹配前后Cox回归中“是否婚前同居”变量系数估计值的变化,以进行自选择效应的识别。针对文首提出的三个问题,本研究得出以下结论:

1. 整体而言,中国居民初婚的婚前同居与婚姻稳定性负相关。

2. 随着不同出生世代同居的蔓延,婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系逐渐变小直至不显著。具体而言,改革开放前结婚或同居的50后和60后群组,婚前同居者的比例很小,自选择效应较大,婚前同居与婚姻稳定性之间具有显著负相关;改革开放后结婚或同居的70后和80后群组,婚前同居者的比例大大增加,自选择效应减弱,婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系不显著。

3. 在通过倾向得分匹配法排除选择性变量的影响后,婚前同居与婚姻稳定性之间的关系均变得不显著,因此从很大程度上看,自选择效应在解释中国居民的婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系中也处于主导地位。

本研究的现实意义在于,随着同居的快速蔓延,同居已从一种特立独行的行为变成稀松平常的现象,同居者身上所“自带”的独特标签也因此将不复存在。在同居越来越普遍的情况下,社会各界应逐渐转变对同居者所持有的负面评价和看法,意识到同居在年轻群体的婚姻中可能越来越具有的积极作用。如果我们赋予同居者更宽松的社会和舆论环境,使同居所具有的“试婚”作用得到有效的显现和发挥,不仅不会对现有婚姻家庭体系造成太大伤害,从某种意义上,甚至还可能有利于婚姻的健康和稳定。✱

### 参考文献:

- [1] Lesthaeghe R. The Second Demographic Transition: A Concise Overview of its Development [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 2014(51): 18112-18115.
- [2] Becker G S, Landes E M, Michael R T. An Economic Analysis of Marital Instability [J]. Journal of Political Economy, 1977(6): 1141-1187.
- [3] Dush C M K, Cohan C L, Amato P R. The Relationship Between Cohabitation and Marital Quality and Stability: Change Across Cohorts [J]. Journal of Marriage and Family, 2003(3): 539-549.
- [4] Lillard L A, Brien M J, Waite L J. Premarital Cohabitation and Subsequent Marital Dissolution: A Matter of Self-selection [J]. Demography, 1995(3): 437-457.
- [5] Teachman Jay. Premarital Sex, Premarital Cohabitation, and the Risk of Subsequent Marital Dissolution Among Women [J]. Journal of Marriage and Family, 2014(2): 444-455.
- [6] Thomson E, Colella U. Cohabitation and Marital Stability: Quality or Commitment? [J]. Journal of Marriage and Family, 1992(2): 259-267.
- [7] Bumpass L L, Sweet J A. National Estimates of Cohabitation [J]. Demography, 1989(4): 615-625.

- [8] Bennett N G, Blanc A K, Bloom D E. Commitment and the Modern Union: Assessing the Link Between Premarital Cohabitation and Subsequent Marital Stability [J]. *American Sociological Review*, 1986(1): 127-138.
- [9] WU Z. *Cohabitation: An Alternative Form of Family Living* [M]. Toronto: Oxford University Press, 2000.
- [10] Bourdais C L, Ghyslaine N. and Nathalie V. Family Disruption in Canada: Impact of the Changing Patterns of Family Formation and of Female Employment[J]. *Canadian Studies in Population*, 2000(1): 85-105.
- [11] Manning W D, Cohen J A. Premarital Cohabitation and Marital Dissolution: An Examination of Recent Marriages[J]. *Journal of Marriage and Family*, 2012(2): 377-387.
- [12] Kiernan K. The Rise of Cohabitation and Childbearing Outside Marriage in Western Europe [J]. *International Journal of Law, Policy and the Family*, 2001(1): 1-21.
- [13] Kuperberg A. Age at Coresidence, Premarital Cohabitation, and Marriage Dissolution: 1985 ~ 2009 [J]. *Journal of Marriage and Family*, 2014(2): 352-369.
- [14] Jose A, Daniel O'Leary K, Moyer A. Does Premarital Cohabitation Predict Subsequent Marital Stability and Marital Quality? A Meta-analysis[J]. *Journal of Marriage and Family*, 2010(1): 105-116.
- [15] 於嘉, 谢宇. 我国居民初婚前同居状况及影响因素分[J]. *人口研究*, 2017(2): 3-16.
- [16] Lu B, Qian ZC, Cunningham A, Li C L. Estimating the Effect of Premarital Cohabitation on Timing of Marital Disruption: Using Propensity Score Matching in Event History Analysis[J]. *Sociological Methods and Research*, 2012(3): 440-466.
- [17] 林川, 常青松. 1997~2012年中国大陆“离婚原因”研究述评[J]. *人口与发展*, 2012(6): 77-85.
- [18] Rindfuss R. R. and VandenHeuvel A. Cohabitation: A Precursor to Marriage or an Alternative to Being Single[J]. *Population and Development Review*, 1990(4): 703-726.
- [19] Cherlin A. and Furstenberg F. F. The changing European Family: Lessons for the American Reader. *Journal of Family Issues*, 1988(3): 291-297.
- [20] Nazio T, Blossfeld H P. The Diffusion of Cohabitation among Young Women in West Germany, East Germany and Italy[J]. *European Journal of Population*, 2003(1): 47-82.
- [21] 胡安宁. 倾向值匹配与因果推论: 方法论述评[J]. *社会学研究*, 2012(1): 221-242.
- [22] Reinhold S. Reassessing the Link Between Premarital Cohabitation and Marital Instability[J]. *Demography*, 2010(3): 719-733.

### Premarital Cohabitation, the Spreading of Cohabitation and Marital Stability in China:

#### Self-selection and Dynamic

LIU Yu-ping<sup>1,2</sup>, GUO Jun-jun<sup>2</sup>, YU Hai-long<sup>3</sup>

(1. *Southwest University for Nationalities, Chengdu Sichuan 610041, China*; 2. *China West Normal University, Nanchong Sichuan 637009, China*; 3. *Xiamen University, Xiamen Fujian 361005, China*)

**[Abstract]** Using data from China Family Panel Study in 2010 and 2012. First of all, through the Cox's proportional hazards regression model of all samples, we examine the relationship between premarital cohabitation and marital stability of first marriage; Then based on different cohort subsamples, we test with the spread of cohabitation, the change of the relationship between premarital cohabitation and marital stability which caused by the dynamic of self-selection; Finally, Propensity Score Matching method is employed to sample match, By comparing the change of variable coefficient of "whether cohabitation" before and after the match, so as to identify the self-selection effect. The results showed that, On the whole, premarital cohabitation is negatively related to the stability of marriage in china; For people born in different generations, the size and significant of the relationship between premarital cohabitation and marital stability changes, And with the spread of cohabitation, the negative relationship between premarital cohabitation and marital stability weakened; The self-selection almost fully explain the negative relationship between premarital cohabitation and marital stability in China.

**[Key words]** Premarital cohabitation; Marital stability; Self-selection; Cox's proportional hazards regression model; Propensity score matching