

婚前同居与中国女性的婚姻稳定性： 自选择效应还是测度问题^①

郭郡郡¹ 刘玉萍^{1,2} 喻海龙³

(1.西华师范大学政治学研究所, 四川 南充 637009;

2.西南民族大学西南民族研究院, 四川 成都 610041;

3.厦门大学法学院, 福建 厦门 361005)

[摘要] 大多研究发现, 婚前同居与婚姻稳定性负相关, 其中自选择效应和测度问题被视为二者负向关系的主要致因。基于2014年中国家庭追踪调查的女性样本, 实证分析了婚前同居和中国女性婚姻稳定性之间的关系, 并进一步检验了自选择效应和测度问题在其中作用的相对大小。研究结果显示: 总的来说, 中国女性的婚前同居与婚姻稳定性负相关; 随着同居在改革开放前后出生的女性中的蔓延, 婚前同居与婚姻稳定性的负向关系消失; 自选择效应基本主导了中国女性婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系; 虽然测度问题也推动了中国女性的婚前同居与婚姻稳定性关系的负向变化, 但与自选择效应相比, 测度问题的影响要小得多。

[关键词] 中国女性; 婚前同居; 婚姻稳定性; 自选择效应; 测度问题

[中图分类号] C92-05 [文献标识码] A [文章编号] 1004-1613 (2018) 05-0001-14

1 问题的提出

近年来, 中国社会正经历类似于西方“第二次人口转变”的婚姻家庭模式的巨大变化(吴帆、林川, 2013), 非婚同居人口的大量增加以及离婚率不断攀升。根据相关机构的调查^②, 中国“80后”中有过非婚同居经历的人口所占比重已达43%, 且在新近结婚的群体中, 仍处于快速增长的趋势。与同居盛行相对应的是我国的离婚率也在不断攀升, 在经历几十年的增长之后, 截至2015年, 中国社会的粗离婚率已达2.8‰, 这一比例不仅在亚洲主要国家中名列前茅, 甚至已超过许多西方国家^③。婚前同居和离婚率近乎同节奏的攀升引起了社会各界的关注, 一个自然而然

① [基金项目] 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)。

[收稿日期] 2018-05-13

[作者简介] 郭郡郡, 博士, 西华师范大学政治学研究所讲师, 研究方向: 区域可持续发展, 人口经济学; 本文的通讯作者, 刘玉萍, 西南民族大学西南民族研究院博士研究生, 西华师范大学政治学研究所副教授, 硕士生导师, 研究方向: 人口社会学, 政府经济学; 喻海龙, 厦门大学法学院博士研究生, 研究方向: 人口法学, 法经济学。

② 复旦大学社会科学数据研究中心. “80后”的世界——长三角社会变迁调查结果发布 [EB/OL]. <http://news.163.com/14/1009/14/A84D06QH00014AED.html>, 2014-04-23/2017-09-08。

③ 2011年美国离婚率为3.6‰, 2013年丹麦的粗离婚率为3.4‰, 瑞典为2.8‰, 韩国为2.3‰, 日本为1.8‰。

的问题是“婚前同居与婚姻稳定性有关吗”？

传统的婚姻匹配理论认为 (Becker, Landes and Michael, 1977), 婚前同居具有试婚功效, 配偶双方通过婚前的共同生活可加深相互了解, 进而能够减少由信息不对称导致的婚后矛盾与冲突, 以此推断, 婚前同居将有利于随后婚姻的稳定性。然而, 针对西方主要国家的实证研究却得出了与此近乎相反的结论, 大部分实证研究发现, 婚前同居与婚姻稳定性显著负相关 (Lillard, Brien and Waite, 1995; Teachman, 2003; Dush, Cohan and Amato, 2003)! 许多研究试图对此进行解释, “自选择效应”和“测度问题”由此被提出, 并得到了大量实证研究的支持 (Reinhold, 2010; Manning and Cohen, 2012; Berrington and Diamond, 1999)。“自选择效应”论点和“测度问题”论点均认为, 并非婚前同居本身导致了婚姻稳定性的降低, 而是由于同居者的自选择性 (“自选择效应”论点) 或婚姻持续期的测度问题 (“测度问题”论点) 的影响, 使得婚前同居与婚姻稳定性之间表现出负向关系。

逻辑上, 如果同居对婚姻家庭生活会产生影响, 其对女性的影响也应高于男性, 尤其在东方文化背景下更是如此。因为在大多数文化传统中, 未婚同居以及与之相关的婚前性行为总是与一定的“污名”相关联, 而这一“污名”更多的是施加于女性而非男性, 这意味着女性同居者将面临更大的社会压力, 也使她们在从同居走向婚姻的过程中处于劣势。事实上, 已有研究提供的证据的确表明, 在同居向婚姻推进的过程中, 通常是由男性而非女性控制着二者关系的进展 (Miller, Sassler and Kusi-Appouh, 2011), 相比之下, 女性往往面临更多的担忧 (Huang, Smock, Manning and Bergstrom-Lynch, 2011)。此外, 当退出同居关系时, 女性也会比男性经历更严重的经济后果 (Avellar and Smock, 2010), 更不用说同居还增加了女性成为单身母亲的风险。

尽管女性的同居面临诸多不利, 但在女性意识觉醒和西方“妇女解放”运动的共同推动下, 我国女性的婚前同居仍在持续快速增长。既然同居的影响具有性别非对称性, 那么, 越来越多女性的同居将对其婚姻家庭生活产生何种影响, 便应引起我们足够的关注。在此背景下, 本研究从婚姻稳定性的角度探讨中国女性婚前同居的影响, 以期丰富“同居和婚姻”的相关文献。具体而言, 本研究主要关注于以下四个方面的问题: (1) 中国女性的婚前同居与婚姻稳定性也是负相关吗? (2) 随着同居的蔓延, 婚前同居与婚姻稳定性的关系会发生变化吗? (3) 自选择效应是否以及能在多大程度上解释二者之间的关系? (4) 测度问题是否以及能在多大程度上解释二者之间的关系?

2 文献回顾

随着非婚同居在世界各国的蔓延, 同居问题引起了各领域研究者的关注, 而在同居相关问题中, “同居与婚姻的关系”无疑是最重要的研究主题之一。

大多数有关婚姻搜寻和匹配的理论关注不完全信息在婚姻解体中的作用 (Becker et al., 1977), 在不同设定下, 信息被视为影响婚姻稳定性的关键性因素。很显然, 婚前同居使配偶双方有时间和机会收集大量关于未来婚姻的信息, 在此情况下, 那些对结婚前景不看好的人可能会结束同居, 或至少, 也不太可能进入婚姻。在此过程中, 婚前同居承担了“筛选功能” (Teachman, Thomas, and Paasch, 1991), 使得只有匹配较好的配偶才会从同居走进婚姻。而正是

由于经过了筛选，间接婚姻（指先同居后结婚，下同）也应比直接婚姻（指没有同居经历直接结婚，下同）具有更强的婚姻稳定性，因为与前者相比，后者对匹配质量和婚姻特征的了解更少。然而，与理论推断不同的是，针对不同西方国家的实证证据却指向了相反的方向。

大部分针对西方国家的实证研究表明，婚前同居不仅与婚姻不稳定性和离婚率正相关，还与夫妻间的互动、婚姻满意度、交流的频率和家庭承诺负相关（Thomson and Colella, 1992）。许多研究试图对此进行解释，其中自选择效应和测度问题被认为是导致这一结果的主要可能原因，并得到了相应实证研究的支持（Woods and Emery, 2002; Jose, O' Leary, and Moyer, 2010; Stanley, Rhoades and Markman, 2006）。

自选择效应的观点认为，选择同居的人在某些重要方面与不选择同居的人不同，而这些方面的特征通常也是引致婚姻不稳的高风险因素，换句话说，不是同居本身，而是同居者所“自带”的某些特征导致了婚前同居和婚姻稳定性的负相关。研究显示，同居者通常所拥有的导致婚姻不稳的高风险因素包括低教育水平、不稳定的家庭背景（Bumpass and Sweet, 1989），低恪守婚姻承诺（Bennett, Blanc and Bloom, 1986），对离婚更容忍的态度（Becker et al., 1977; Bennett et al., 1986）等，除此之外，与直接结婚者相比，同居后再结婚者还在结婚年龄，生育年龄，参加宗教活动的频率，是否有孩子，父母的婚姻状况，配偶先前同居的经历，避孕措施，以及居住区域等方面有明显的特征，而已有研究提供的证据表明，这些特征也都与婚姻不稳定性相关（Wu, 2000; Bourdais, Ghyslaine and Nathalie, 2000）。

逻辑上看，如果自选择效应是主要原因，可以预期间接婚姻中更高的婚姻不稳定性风险会随着婚前同居的蔓延而逐渐减少。理由是，当同居不常见时，“自选择”先同居后结婚的人是一群有特定标签的人，他们共享会使婚姻不稳的某些特征。但是，随着时间的变化，当同居越来越普遍时，越来越多不同类型的人也会选择同居，此时，同居者将变成一个非常多元化的群体，贴在同居者身上的标签也就不复存在，这时，同居的自选择性消失，间接婚姻也就不再具有更高的婚姻不稳定性。事实上，基于最新的统计数据，已有研究的确发现，随着同居在一国蔓延，婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系大幅下降（Liefbroer, 2006），而美国那些在1990年代后期及以后结婚的群体（此时同居已十分普遍），婚前同居则与婚姻稳定性已不再具有显著相关性（Manning and Cohen, 2012; Copen, Daniels, Vespa, and Moshe, 2012）。

与自选择效应论点不同，测度问题论点虽然也认为并非同居本身导致了婚姻的不稳定性，但他们将所看到的间接婚姻更高的不稳定性风险归于对婚姻生活关系长度的测度。该论点认为，当我们比较直接婚姻和间接婚姻的离婚风险时，我们不是在进行同等的比较，因为间接婚姻者在正式结婚之前已在一起生活一定时期。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，这就低估了间接婚姻夫妻婚姻生活关系的实际持续时间（Demaris and Rao, 1992）。有关婚姻满意度的研究已证明，除去“蜜月”的甜蜜期，当婚姻生活开始后，夫妻对婚姻生活的满意度会随婚姻的持续而降低，这意味着低估间接婚姻的婚姻持续期将高估间接婚姻的不稳定性风险。对此，一些实证研究发现，当在回归中考虑了间接婚姻的婚前同居持续期后，直接婚姻和间接婚姻之间的稳定性差异的确大大降低了（Teachman and Polonko, 1990; Kuperberg, 2014）。

整体来说，在对“婚前同居和婚姻稳定性负相关”进行检验和解释方面，尽管目前已有大量

实证研究，但通过对已有文献进行梳理不难发现，现有研究至少存在两点局限性：一是现有关于同居问题的实证研究基本以西方发达国家为样本，实际上主要检验了同居已很普遍且被社会广泛接受背景下的同居和婚姻之间的关系，因此所得结论是否具有广泛的适用性，尤其是否适用于东方文化背景下，或同居尚不普遍且不为社会所广泛接受的情况，我们并不得而知；二是在对自选择效应的识别和检验时，现有研究的通常做法是在回归模型中简单加入相应的控制变量，以此排除该控制变量对因变量的影响，但这类方法并没有考虑由内生性所导致的估计偏差，因此也就很难有效进行自选择效应的识别。鉴于此，本文力图从两个方面弥补已有研究的不足并丰富相关研究文献：首先，在样本选择上，本文以中国女性作为考察对象，探讨中国文化背景下同居和婚姻之间的关系；其次，在自选择的识别上，本文采用倾向得分匹配分析和cox比例风险回归模型相结合的方法解决内生性所导致的估计偏差，并检验自选择效应的大小。

3 数据、变量与描述性分析

本文主要基于2014年的中国家庭追踪调查（Chinese Family Panel Studies, CFPS）数据进行分析。CFPS是北京大学中国社会科学调查中心主持的一项全国性的综合社会跟踪调查项目，通过跟踪调查个体、家庭、社区三个层面的数据，调查涵盖社会、经济、人口、教育和健康等内容。至2014年，CFPS已完成三次全国性的样本调查^④，其中2014年的第二次追踪调查共涵盖了37147个成人样本。

由于本文主要研究女性的婚前同居与婚姻稳定性的关系，因此分析中仅考虑有过婚姻经历的女性样本。根据已有研究，婚前同居对初婚者和再婚者具有不同的含义和影响（Smock, 2000），因此仅对初婚者的状况进行分析，此外去掉了解放前出生的样本^⑤。经处理后，最终获得的有效分析样本为10778个。

CFPS2014中对被调查者的同居经历进行了详细询问，方便我们直接以“是否婚前同居”作为初婚婚前同

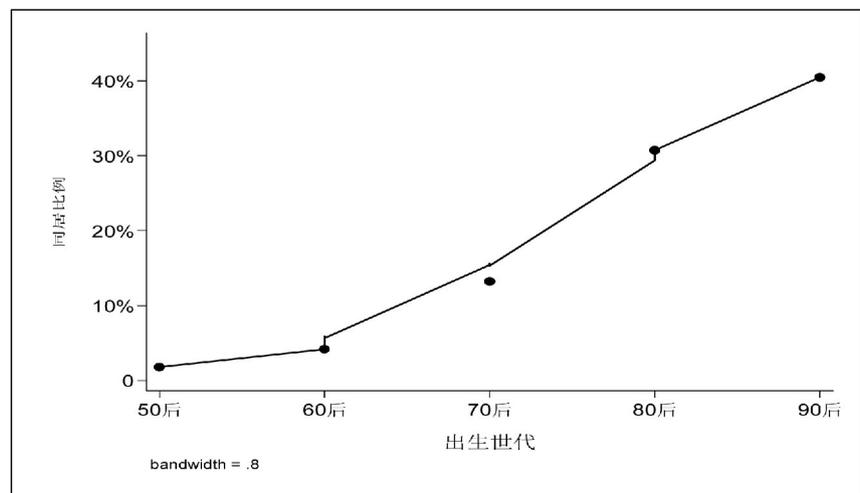


图1 不同世代出生女性婚前同居比例的变化^⑥

^④ 包括2010年的基线调查，以及2012年和2014年的跟踪调查。

^⑤ 主要基于两点原因：一是解放前出生者婚前同居比例极少，几乎可以忽略不计；二是由于解放前后出生者面临较大政治经济环境的差异，因此二者的婚配模式上可能也有较大的不同。

^⑥ 这里，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，90后指出生于1990~1999年。

居状况的度量。图 1 展示了不同世代出生女性婚前同居比例的变化，从中可以看出，50 后至 90 后，中国女性的婚前同居比例处于递增趋势，表明样本期间我国居民的同居越来越盛行与普遍。50 后和 60 后，我国女性有婚前同居经历的人口的比重尚不足 5%，到 70 后已快速增长至超过 10%，80 后和 90 后则又进一步增长至超过 30%，且从连接线的斜率看，70 后和 80 后呈现出加速递增的态势。从时间上看，70 后和 80 后的婚前同居基本发生于中国改革开放以后，这表明中国的改革开放不仅促进了经济上的对外开放与合作，还推动了文化领域的相互影响，西方的婚姻生活价值观开始对中国社会产生深刻影响，并导致越来越多的中国女性接受和选择同居，推动了同居在中国快速蔓延。

大多数研究婚姻家庭问题文献，要么以“是否离婚”作为婚姻稳定的度量，要么以“婚姻满意度”作为婚姻稳定的推断。“是否离婚”和“婚姻满意度”自然与婚姻稳定性相关，但通过这两个单一指标对婚姻稳定性进行衡量却均存在一定的局限性。因为“是否离婚”指标没有考虑婚姻持续期的影响，而“婚姻满意度”指标则人为排除了“最不满意的婚姻往往已经离婚”的这种对婚姻极为不满的类别。鉴于此，本文参照生存分析中度量风险的方法^⑦，从事件和时间两个方面对婚姻稳定性（婚姻解体风险）进行衡量，其中事件以“初婚是否离婚”度量，时间以“初婚婚姻持续期”度量^⑧。

采用生存分析中的 Log-rank 检验对女性婚前同居和婚姻稳定性之间的关系进行检验（见表 1）。表 1 中的 Log-rank 检验假设婚前是否同居对婚姻解体率无影响，并给出了婚姻解体的实际数（Events observed）和理论数（Events expected）。从中可以看出，婚前未同居者的实际婚姻解体数小于理论数，婚前同居者则正好相反，这表明婚前同居导致了更高的婚姻解体。事实上，Log-rank 检验的 p 值极小，进一步证实了婚前同居者和婚前未同居者的婚姻解体率有显著的差异，即婚前同居显著不利于婚姻稳定性。

实证分析中，除核心解释变量“是否婚前同居”外，我们还在模型中加入了一系列的控制变量。参照以往有关婚姻稳定性的研究文献（王存同、余姣，2013；叶文振、徐安琪，1999），控制变量主要有三类，分别为个体特征变量，背景特征变量和夫妻匹配变量。其中，个体特征变量包括民族、年龄、教育水平、宗教信仰、政治面貌等；背景特征变量包括居住地类型、地区经济发展水平、所属省份、出生世代等；夫妻匹配变量包括结婚年龄，与配偶的年龄差异，匹配方式等。实证研究中所涉及的被解释变量，核心解释变量以及各控制变量的简单描述与统计如表 2 所示。

4 实证分析

基于研究问题，本文的实证研究主要涉及四个方面的内容，分别为婚前同居和婚姻稳定性关系的检验，自选择“蔓延效应”的检验，自选择效应大小的识别，以及对测度问题影响的检验。

表 1 初婚婚姻解体的 Log-rank 检验

	实际婚姻解体数	理论婚姻解体数
婚前未同居者	207	229
婚前同居者	41	19
Log-rank 检验	26.52 (p=0.0000)	

⑦ 生存分析多用于医学统计研究中对疾病风险的预测。

⑧ 当我们分析测度问题时，初婚婚姻持续期中也将包含婚前同居持续期。

对于初婚在婚者，婚姻仍在继续，此时计算的初婚婚姻持续期是典型的“截尾”数据，当存在“截尾”数据时，传统的logistic回归方法不再适用，因此本文采用生存分析中的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

表2 各变量的描述与统计

变量及类别	均值或百分比	变量及类别	均值或百分比
初婚是否在婚 (%)		年龄	43.5
否 (在婚)	97.7	结婚年龄	22.3
是 (离婚)	2.3	与配偶年龄差异 (%)	
初婚持续期 (月)	252.3	小于4岁	74.5
是否婚前同居 (%)		大于3岁	25.5
否	86.5	匹配方式 (%)	
是	13.5	自我主导	31.9
婚前同居持续期 (月)	9.3	父母主导	68.1
民族 (%)		地区收入 (log)	10.1
汉族	92.1	所在省份 (%)	
少数民族	7.9	小样本省份	51.8
教育年限	7.1	辽宁	9.0
宗教信仰 (%)		上海	6.1
信教	29.6	河南	13.1
不信教	70.4	广东	8.1
政治面貌 (%)		甘肃	12.0
党员	3.2	出生世代 (%)	
非党员	96.8	50后	21.4
居住地 (%)		60后	27.4
乡村	51.6	70后	24.4
城镇	48.4	80后	21.5
户口状况 (%)		90后	5.3
农业户口	74.0		
非农业户口	26.0		

点事件所经历的时间（此处指初婚婚姻持续期）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”变量）的作用。

自选择的“蔓延效应”是指随着同居的扩散，同居的自选择性降低，由自选择所导致的婚前同居和婚姻稳定性之间的关系减弱。要对“蔓延效应”进行检验，实际上可以通过比较同居扩散过程中婚前同居和婚姻稳定性关系的变化来实现。为此，本文将全体样本分为改革开放前出生的和改革开放后出生的两部分，两部分婚前同居的比例分别为5.7%和31.3%，以这两部分样本分别检验不同同居盛行状态下的婚前同居和婚姻稳定性的关系。如果改革开放后（同居已很盛行）婚前同居和婚姻稳定性关系的大小（或显著性）小于改革开放前（同居尚不普遍），说明随着同居的蔓延，婚前同居和婚姻稳定性的关系变小，自选择的“蔓延效应”便可由此得到验证。

自选择效应意味着婚前同居和婚姻稳定性之间的负向关系是由同居者的“样本选择”造成的，即有婚姻不稳特质的个体会选择同居后再结婚，反之则会直接结婚，简言之，是否同居本身是内生的，某些自变量同时与婚姻稳定性和同居选择相关。对此由内生性导致的自选择效应，本文的识别思路是首先利用倾向得分匹配法（Propensity Score Matching, PSM）根据可能的选择性变量进行样本匹配，然后对匹配前后的样本分别进行Cox回归，并比较回归结果中“是否婚前同居”变量系数估计值的变化（Lu and Qian, 2012），由于匹配后的估计结果已排除了相应选择性变量的影响，而匹配前的没有，因此，匹配前后估计值的变化即可视为由自选择效应所引致。

测度问题将婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系归于婚姻持续期的“测度误差”，即在测度间接婚姻的婚姻持续期时忽略了婚前共同生活（同居）的时期。因此，关于测度问题的验证，

可通过比较包含同居持续期和不包含同居持续期婚前同居和婚姻稳定性关系的变化而实现。如果在包含和不包含同居持续期的不同回归中，“是否婚前同居”变量的系数估计值确实发生了显著变化，便可证明测度问题的确对婚前同居和婚姻稳定性的关系产生了影响。

4.1 基本回归

参照生存分析的相关研究，本文 Cox 比例风险回归模型的基本形式为：

$$h(t)=h_0(t)\exp(\beta_1\text{cohabitation}+\beta_2x_2+\dots+\beta_nx_n)$$

其中， $h(t)$ 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 为一系列影响婚姻稳定性风险的控制变量， 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 为对不同样本进行 Cox 回归的基本估计结果。

从表 3 全体样本的回归结果看，各控制变量与婚姻稳定性的关系基本与现有相关研究所得结论类似（林川、常青松，2012；梁同贵，2017），比如：教育水平与婚姻稳定性负相关；居住于城镇比居住于乡村具有更低的婚姻稳定性；非农业户口的女性比农业户口的女性婚姻稳定性更低；年龄越大，婚姻稳定性越高等等。需要注意的是，改革开放前出生样本的估计结果和全体样本的估计结果具有较强的相似性，而在改革开放后出生样本的估计结果中，几乎所有变量均变得不显著，这意味着全体样本的估计结果主要受改革开放前出生样本的影响，同时也表明改革开放后出生女性的婚姻家庭生活选择变得更加多元化，婚姻不稳（稳定）不再是具有特定“标签”的群体。

本文关注的核心解释变量为“是否婚前同居”。在全体样本的估计中，“是否婚前同居”变量的系数估计值为

0.35，且在 10% 的水平上显著，由此计算的风险比（Hazard Ratio, HR）^⑨ 为 1.42，可解读为有婚前同居经历的女性，其婚姻解体的风险为没有婚前同居经历的女性的 1.42 倍。这表明与西方主要国家实证研究的发现类似，整体而言，中国女性的婚前同居也与婚姻稳定性负相关。

表 3 全体样本和改革开放前后出生子样本的估计结果

变量	全体样本	改革开放前	改革开放后
是否婚前同居（否）	0.350* (1.66)	0.647** (2.37)	-0.046 (-0.14)
民族（汉族）	0.409 (1.57)	0.525 (1.60)	0.164 (0.38)
教育年限	0.049** (2.11)	0.082*** (3.03)	-0.058 (-1.25)
宗教信仰（信教）	-0.086 (-0.53)	-0.038 (-0.20)	-0.181 (-0.59)
政治面貌（是党员）	-0.326 (-1.10)	-0.224 (-0.67)	-0.685 (-1.08)
居住地（乡村）	0.483** (2.48)	0.581** (2.39)	0.255 (0.75)
户口状况（农业户口）	0.301*** (3.07)	0.338*** (2.87)	0.202 (1.09)
年龄	-0.072*** (-2.60)	-0.048 (-1.37)	-0.014 (-0.21)
结婚年龄	0.008 (0.26)	-0.021 (-0.62)	0.054 (0.90)
与配偶年龄差异（小于 4 岁）	-0.031 (-0.18)	-0.137 (-0.62)	0.166 (0.55)
匹配方式（自我主导）	0.016 (0.09)	0.116 (0.57)	-0.222 (-0.76)
地区收入	0.045 (0.45)	0.018 (0.16)	0.146 (0.73)
所在省份	控制	控制	控制
出生世代	控制	控制	控制
chi2	184.595	138.963	31.753
样本数	9365	6659	2706

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。

⑨ $HR=e^{0.35}$

根据出生年代对样本进行划分后,出生于改革开放前的女性样本,“是否婚前同居”变量系数的估计值增至0.647,且在5%的水平上显著,而出生于改革开放后的女性样本,“是否婚前同居”变量系数的估计值并不显著,这意味着婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系仅适合于改革开放前出生的女性。多种因素可导致改革开放前/后出生女性婚前同居和婚姻稳定性关系的变化,但整体而言,与同居蔓延相关的社会文化变迁所引致的同居的自选择的变化,无疑在其中具有重要作用。

改革开放前,中国处于相对保守的农业社会,人口流动很小,社会交往也多限于熟人之间,在这种社会生活环境中,传统观念对人们行为有较大的影响和制约。传统上,“三从四德”被认为是对中国女性道德的最基本要求,任何违反该要求的越轨行为,不仅被视为大逆不道,还与极强的污名相关联,对女性甚至其家庭随后的生活产生长期的影响。因此,改革开放前的社会现实和中国传统都要求女性是保守的,内敛的,非婚同居行为显然与此相悖。在此背景下,一个选择婚前同居的女性不仅要面临来自家庭和周围熟人的非议与责难,还要应对来自传统文化的巨大压力,此时,选择同居的女性自然显得非常另类——对熟人异样的眼光不屑一顾,对中国传统持排斥态度。从我们的样本看,改革开放前的出生的女性,选择婚前同居的比重仅为5.7%,数量上稀少且特别。不仅如此,在性格特征上,相对于未同居的女性,这些婚前同居的女性通常对中国传统持更负面的评价,具有更不稳定的家庭背景,拥有更低的受教育程度等,而这些性格特征自然也会导致更低的婚姻稳定性^⑩。

改革开放后,随着中西方国家之间交往的越来越频繁,西方国家的文化价值观逐渐流入中国,“性解放”思潮开始在中国的传播,并为越来越多的年轻人所接受;此外,伴随着中国工业的发展,人口流动越发频繁,中国也逐渐由熟人社会进入陌生人社会,这些都大大削弱了家庭和传统文化对女性的束缚与影响,在这种背景下,越来越多具有不同特征的女性开始基于各种原因选择同居。随着同居的盛行,社会对同居的接受度增加,慢慢的不再被视为另类,这反过来又进一步推动了同居的蔓延,提高了社会对同居的接受度……在这一正向反馈的不断作用下,最终,同居为社会所广泛接受和认同,同居者和非同居者不再具有特征差异,至此同居的自选择消失,而由于同居者已不再自带引致婚姻不稳的因素,婚前同居与婚姻稳定性之间的负向关系也就不复存在。本文针对改革开放后样本的分析也证实了这一过程:从数量上看,改革开放后出生的女性,婚前同居的比重快速增至31.3%,婚前同居已成为相当多人的可能选择,同居行为显然已不再是特立独行的行为;从同居者的性格特征上看,用各控制变量对“是否婚前同居”变量进行回归我们会发现,几乎对于所有变量,同居者和非同居者均不具有显著的差异,这表明对于改革开放后出生的女性来说,随着同居的蔓延,婚前同居的自选择性已在很大程度上消失。随着自选择的减弱(消失),“是否婚前同居”变量的系数估计值也变得不显著,婚前同居和婚姻稳定性不再具有显著相关性。事实上,不仅如此,表3改革开放后出生样本的估计中,“是否婚前同居”变量系数估计值的符号甚至由正变负,意味着当自选择的影响逐渐消失后,婚前同居可能具

^⑩ 作为验证,我们基于改革开放前出生的女性样本,用相应变量对“是否婚前同居”进行回归,所得结果均显示同居者和非同居者有显著差异。

有的“试婚”作用倾向也越来越明显的显现出来。

4.2 自选择效应的识别

虽然通过上述对同居蔓延的分析可间接推断自选择效应在婚前同居和婚姻稳定性关系中的巨大作用，但并不能确定自选择效应影响的大小，尤其是对改革开放前出生的女性，当同居的自选择性很强时，它是否主导了婚前同居和婚姻稳定性之间的负向关系？为此，需对自选择效应进行识别。

从模型估计的角度看，表3对不同样本的直接回归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，本文首先采用倾向得分匹配法基于可能的选择性变量进行样本匹配，以排除选择性变量的影响；然后对匹配后的样本进行回归，所得结果即可视为排除自选择变量影响后的估计结果；最后将此估计结果同未排除自选择影响的估计结果进行比较，从而实现对自选择效应的识别。

倾向得分匹配法的基本思想是（胡安宁，2012），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，两组样本之间在选择性变量维度的差异被排除，此时，再对匹配后所得样本进行估计，所得结果即可视为排除选择性变量影响后的估计结果。此处，选择性变量是指对“是否婚前同居”和婚姻稳定性均有影响的变量，因此，本文分别以“是否婚前同居”和婚姻稳定性为因变量，对各控制变量进行多变量回归，并以1%的显著性水平为标准，挑选出对二者均具有显著性影响的控制变量，这些变量即为对“是否婚前同居”和婚姻稳定性均有影响的选择性变量。据此规则，本研究最终确定的选择性变量为所在省份、居住地（城乡）和年龄。以这三个选择性变量为依据，采用1:1的不放回匹配，匹配前后样本的平衡性检验如表4所示。从表4可以看出，匹配前，无论是全体样本，还是改革开放前/后出生的子样本，婚前同居者和婚前未同居者在所在省份、居住地（城乡）和年龄上有显著差异，但当匹配完成后，二者在这些变量维度上的差异已变得完全不显著。

由于在匹配后的样本中，婚前同居者和婚前未同居者在所在省份、居住地（城乡）和年龄等维度上已无显著差异，这些变量自然也就不会对婚前同居选择造成影响。此时对这些匹配后的样本进行回归，回归结果即为排除了这些选择性变量影响后的结果，具体如表5所示。

从表5匹配后各样本的估计结果看，无论是全体样本，还是改革开放前/后出生的子样本，“是否婚前同居”变量的系数估计值在10%的显著性标准上均不显著。全体样本的估计中，“是否婚前同居”变量的系数估计值由0.350变为0.174，且变得不再显著，表明整体而言，在排除了相应的选择性变量的影响后，婚前同居和婚姻稳定性之间不再具有显著的负相关性。由于同居的自选择性主要体现在改革开放前

出生的女性中，因此可以预期，剔除自选择效应的影响对改革开放前出生样本的回归结果影响最大。事实确是如此，在剔除自选择的作用之前，婚前未同居者和

表4 选择性变量的平衡性检验

样本	匹配前/后	Pseudo-R ²	LR 统计量	MeanBias	P 值
全体样本	匹配前	0.204	1647.29	30.2	0.000
	匹配后	0.000	1.69	1.5	0.975
改革开放前	匹配前	0.117	368.86	31.1	0.000
	匹配后	0.000	0.01	0.1	1.000
改革开放后	匹配前	0.051	195.94	18.5	0.000
	匹配后	0.001	1.42	1.7	0.985

婚前同居者在婚姻稳定性上有显著性差异(5%的显著性水平上显著),且前者的婚姻稳定性是后者的 $e^{0.647}$ 倍,但在剔除自选择的作用之后,婚前未同居者和婚前同居者在婚姻稳定性上不再有显著差异,这说明对于改革开放前出生的女性,自选择效应基本主导了婚前同居和婚姻稳定性之间的负向关系。对于改革开放后出生的女性,婚前同居的自选择性本就很小,因此剔除自选择的影响后,“是否婚前同居”变量系数估计

值的大小和显著性仅有较小变化,但尽管如此,其系数估计值的负向变化及显著性的提高意味着当自选择效应的负向影响被排除后,婚前同居显示出更为明显的“试婚”作用。

4.3 测度问题的影响

婚姻持续期不仅是婚姻稳定性测度的一个方面,且

与离婚风险和婚姻满意度相关,因此在有关婚姻稳定性的研究中,对婚姻持续期的测度显得尤为重要。通常在测度婚姻持续期时是将结婚时间作为婚姻的起始时间,表3和表5的回归中对婚姻持续期的测度即是如此。对于直接婚姻,这种测度方式自然是合适的,但对于间接婚姻而言,由于配偶双方在结婚前已经像结婚者一样共同生活(同居)过一段时期,测度其婚姻持续期时不考虑同居持续期便可能因婚姻持续期的测度问题而对婚姻稳定性的分析造成影响。

当考虑同居持续期时,直接婚姻的婚姻持续期保持不变,平均时长仍为273个月,但间接婚姻的婚姻持续期需在原有基础上进一步加上同居持续期,其平均时长将由122个月增至133个月,增长了大概11个月,这意味着从时间的角度看,在考虑同居持续期后,间接婚姻的婚姻稳定性有所提升。在考虑同居持续期后,与表3和表5相对应的匹配前和匹配后各样本的回归如表6和表7所示。表6中全体样本的估计结果显示,在考虑同居持续期后,“是否婚前同居”变量的系数估计值变得不再显著,表明整体而言,测度问题的确也是导致婚前同居和婚姻稳定性之间出现负向关系的一个原因。

在本研究中,婚前同居的自选择性更多体现在改革开放前出生的女性中,因此通过对改革开放前出生样本的分析,可清晰了解当同居的自选择性较大时,自选择效应和测度问题影响的相对大小。表6改革开放前出生样本的估计结果显示,在考虑同居持续期后,“是否婚前同居”变量系数估计值的大小和显著性虽然都有所降低,但变化的幅度并不大——系数估计值由0.647降为0.586,相应的显著性检验的P值由0.018变为0.036,这一变化显然比表5剔除自选择效应后系数

表5 匹配后各样本的估计结果

变量	全体样本	改革开放前	改革开放后
是否婚前同居(否)	0.174 (0.66)	0.590 (1.50)	-0.095 (-0.25)
民族(汉族)	-0.180 (-0.34)	-0.235 (-0.22)	-0.100 (-0.16)
教育年限	0.014 (0.31)	0.158*** (2.15)	-0.120* (-1.93)
宗教信仰(信教)	-0.224 (-0.79)	0.189 (0.43)	-0.646 (-1.64)
政治面貌(是党员)	-0.548 (-1.09)	0.331 (0.41)	-1.459** (-2.07)
居住地(乡村)	0.741** (2.04)	0.897 (1.44)	0.527 (1.14)
户口状况(农业户口)	0.158 (0.96)	0.179 (0.71)	0.099 (0.43)
年龄	-0.032 (-0.57)	-0.142* (-1.71)	0.040 (0.45)
结婚年龄	-0.065 (-0.22)	-0.707 (-1.38)	0.178 (0.45)
与配偶年龄差异(小于4岁)	-0.502* (-1.83)	-0.025 (-0.06)	-0.833** (-2.03)
匹配方式(自我主导)	-0.041 (-0.82)	-0.124 (-1.56)	0.046 (0.49)
地区收入	-0.021 (-0.13)	-0.137 (-0.61)	0.176 (0.72)
所在省份	控制	控制	控制
出生世代	控制	控制	控制
chi2	47.567	35.027	26.972
样本数	2420	746	1675

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。

估计值的变化要小得多——表 5 在排除自选择效应的影响后，“是否婚前同居”变量系数估计值直接在 5% 的显著性水平上显著变为在 10% 显著性水平上不显著。这一比较说明，对于改革开放前出生的女性，尽管婚姻持续期的测度问题也会对婚前同居与婚姻稳定性的关系产生影响，但其影响要远远小于自

表 6 考虑同居持续期后的各样本估计结果

变量	全体样本	改革开放前	改革开放后
是否婚前同居（否）	0.259 (1.20)	0.586** (2.10)	-0.122 (-0.38)
民族（汉族）	0.424 (1.62)	0.550* (1.67)	0.157 (0.36)
教育年限	0.048** (2.08)	0.081*** (3.00)	-0.058 (-1.25)
宗教信仰（信教）	-0.095 (-0.58)	-0.052 (-0.27)	-0.187 (-0.61)
政治面貌（是党员）	-0.330 (-1.11)	-0.221 (-0.66)	-0.696 (-1.09)
居住地（乡村）	0.464** (2.37)	0.548** (2.24)	0.259 (0.77)
户口状况（农业户口）	0.318*** (3.22)	0.359*** (3.03)	0.207 (1.12)
年龄	-0.075*** (-2.71)	-0.050 (-1.43)	-0.027 (-0.38)
结婚年龄	0.009 (0.32)	-0.018 (-0.52)	0.056 (0.94)
与配偶年龄差异（小于 4 岁）	-0.061 (-0.34)	-0.178 (-0.80)	0.151 (0.50)
匹配方式（自我主导）	0.039 (0.23)	0.137 (0.67)	-0.219 (-0.74)
地区收入	0.042 (0.42)	0.020 (0.17)	0.136 (0.68)
所在省份	控制	控制	控制
出生世代	控制	控制	控制
chi2	181.161	137.166	31.087
样本数	9324	6648	2676

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。

选择效应的影响，也并不能改变婚前同居和婚姻稳定性之间的负向关系，从而进一步证实了是自选择效应主导了婚前同居和婚姻稳定性之间的负向关系。

改革开放后出生的女性，同居的自选择性已然很小，表 6 在排除测度问题的影响后，“是否婚前同居”的系数估计值继续朝向有利于婚姻稳定性的方向变化，此时，“是否婚前同居”变量系数的负向估计值的绝对值变大，显著性水平增强（尽管在 10% 的显著性标准下仍不显著），体现出婚前同居越来越明显的试婚作用。

表 7 为匹配后且考虑同居持续期的各样本估计结果，其估计结果在一定程度上同时排除了自选择效应和测度问题的影响。由于同表 5 的估计相比，表 7 的估计又进一步排除了测度问题对婚前同居与婚姻稳定性关系的负向影响，因此不出意外，与表 5 的估计结果相比，在表 7 各样本的估计中，“是否婚前同居”变量系数估计值均有朝着有利于婚姻稳定性的方向变化的倾向。

表 7 匹配后考虑同居持续期各样本的估计结果

变量	全体样本	改革开放前	改革开放后
是否婚前同居（否）	0.106 (0.39)	0.494 (1.24)	-0.206 (-0.52)
民族（汉族）	-0.175 (-0.33)	-0.169 (-0.16)	-0.145 (-0.23)
教育年限	0.008 (0.18)	0.156** (2.13)	-0.120* (-1.90)
宗教信仰（信教）	-0.225 (-0.77)	0.111 (0.25)	-0.569 (-1.40)
政治面貌（是党员）	-0.614 (-1.21)	0.394 (0.49)	-1.454** (-2.05)
居住地（乡村）	0.663* (1.80)	0.771 (1.23)	0.378 (0.81)
户口状况（农业户口）	0.216 (1.27)	0.277 (1.06)	0.141 (0.60)
年龄	-0.031 (-0.54)	-0.127 (-1.51)	0.046 (0.50)
结婚年龄	-0.095 (-0.31)	-0.889 (-1.60)	0.214 (0.53)
与配偶年龄差异（小于 4 岁）	-0.449 (-1.58)	0.028 (0.07)	-0.874** (-2.04)
匹配方式（自我主导）	-0.057 (-1.10)	-0.131 (-1.63)	0.021 (0.22)
地区收入	-0.002 (-0.01)	-0.166 (-0.73)	0.245 (0.99)
所在省份	控制	控制	控制
出生世代	控制	控制	控制
chi2	41.118	33.162	25.768
样本数	2327	725	1605

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。

整体而言,从表 6 和表 7 的估计结果来看,虽然测度问题也是导致婚前同居与婚姻稳定性负相关的可能原因,但与自选择效应的影响相比,测度问题的影响要小的多,尤其是在同居还很少见,因而婚前同居的自选择性很强(改革开放前出生的女性)时更是如此。

5 结论

本文基于中国家庭追踪调查 2014 年的女性数据,首先通过对全体样本进行 Cox 比例风险模型回归,实证检验了中国女性的婚前同居与婚姻稳定性之间的关系;然后从两个方面对影响二者关系的自选择效应进行了检验:一是将全体样本基于同居蔓延程度差异分为改革开放前出生的样本和改革开放后出生的样本,并分别进行回归以检验自选择的“蔓延效应”,二是基于可能的选择性变量,采用倾向得分匹配法进行样本匹配,并通过比较匹配前后各样本回归结果的差异以检验自选择效应的大小;最后通过在婚姻持续期中加入同居持续期,以比较和检验测度问题对婚前同居和婚姻稳定性关系的影响。针对文首提出的四个问题,本研究得出以下结论:(1)整体而言,中国女性的婚前同居与婚姻稳定性负相关。(2)婚前同居和婚姻稳定性的负向关系主要来自于改革开放前出生的女性,对于改革开放后出生的女性,二者的关系并不显著,这表明自选择的“蔓延效应”在中国同样存在,即随着同居在中国女性中的蔓延,同居的自选择性降低,自选择对婚前同居和婚姻稳定性关系的影响也随之减弱。(3)自选择效应基本主导了女性婚前同居和婚姻稳定性之间的负向关系,当通过匹配剔除自选择效应的影响后,婚前同居和婚姻稳定性之间的负向关系均变得不再显著。(4)测度问题虽然也在一定程度导致了中国女性婚前同居和婚姻稳定性关系的负向变化,但与自选择效应相比,测度问题对二者关系的影响要小。

值得注意的是,在对自选择效应进行识别时,本研究仅考虑了部分可能的选择性变量的影响,一些选择性变量,尤其是与性格特征相关的变量,由于难以度量而可能出现遗漏,与这些变量相关的选择性效应自然也就无法得到有效识别,显然,这些变量的遗漏也意味着自选择效应的影响可能比本文所估计的更大。除此之外,在样本期间,同居女性的平均婚前同居持续期仅为 11 个月,而按西方国家的经验(Vaus, Qu and Weston, 2003),随着同居的蔓延,同居持续期也将随之增长,这意味着测度问题在将来也可能发挥更大的作用。

但即便如此,在通过我们的方法有限剔除了自选择效应和测度问题的影响后,婚前同居对婚姻稳定性依然表现出正向影响的变化趋势,从而“试婚”效应开始越来越明显的显现。因此,从某种意义上可以认为,至少对中国女性而言,婚前同居可能并非不具有试婚作用,只是在其他因素的影响下,其“试婚”效应被掩盖了而已。为此,本研究的政策含义在于,如果我们赋予同居者更宽松的社会和舆论环境,以便降低同居自选择性并使之具有的“试婚”作用得到有效发挥,婚前同居不仅不会对现有婚姻家庭体系造成冲击,从某种意义上,甚至还将有利于家庭的和谐与稳定。

[参 考 文 献]

- [1] 吴帆,林川. 欧洲第二次人口转变理论及其对中国的启示[J]. 南开学报(哲学社会科学版), 2013(6).
- [2] Becker, G. S., Landes, E. M. and Michael, R. T. An Economic Analysis of Marital Instability[J]. Journal of Political Economy, 1977, 85(6): 1141-1187.

- [3] Lillard, L. A., Brien, M. J. and Waite, L. J. Premarital Cohabitation and Subsequent Marital Dissolution: a Matter of Self-selection[J]. *Demography*, 1995, 32(3): 437-457.
- [4] Teachman, J. Premarital Sex, Premarital Cohabitation, and the Risk of Subsequent Marital Dissolution Among Women [J]. *Journal of Marriage and Family*, 2003, 65(2): 444-455.
- [5] Dush, C. M. K., Cohan, C. L. and Amato, P. R. The Relationship Between Cohabitation and Marital Quality and Stability: Change Across Cohorts[J]. *Journal of Marriage and Family*, 2003, 65(3): 539-549.
- [6] Reinhold, S. Reassessing the Link Between Premarital Cohabitation and Marital Instability[J]. *Demography*, 2010, 47(3): 719-733
- [7] Manning, W. D. and Cohen, J. A. Premarital Cohabitation and Marital Dissolution: An Examination of Recent Marriages[J]. *Journal of Marriage and Family*, 2012, 74(2): 377-387
- [8] Berrington, A. and Diamond, I. Marital Dissolution Among the 1958 British Birth Cohort: The Role of Cohabitation[J]. *Population Studies*, 1999, 53(1): 19-38.
- [9] Miller, A. J., Sessler, S. and Kusi-Appouh, D. The Specter of Divorce: Views From Working- and Middle-Class Cohabitators [J]. *Family Relations*, 2011, 60(5): 602-616.
- [10] Huang, P.M., Smock, P.J., Manning, W.D. and Bergstrom-Lynch, C.A. He Says, She Says: Gender and Cohabitation[J]. *Journal of Family Issues*, 2011, 32(7): 876-905.
- [11] Avellar, S. and Smock, P. J. The Economic Consequences of the Dissolution of Cohabiting Unions[J]. *Journal of Marriage and Family*, 2010, 67(2): 315-327.
- [12] Teachman, J. D., Thomas, J. and Paasch, K. Legal Status and the Stability of Coresidential Unions[J]. *Demography*, 1991, 28(4): 571-586.
- [13] Thomson, E. and Colella, U. Cohabitation and Marital Stability: Quality or Commitment?[J]. *Journal of Marriage and Family*, 1992, 54(2): 259-267.
- [14] Woods, L. N. and Emery, R. E. The Cohabitation Effect on Divorce: Causation or Selection?[J]. *Journal of Divorce and Remarriage*, 2002, 37(3-4): 101-122.
- [15] Jose, A., O' Leary, D. K. and Moyer, A. Does Premarital Cohabitation Predict Subsequent Marital Stability and Marital Quality? A Meta-Analysis[J]. *Journal of Marriage and Family*, 2010, 72(1): 105-116.
- [16] Stanley, S., Rhoades, G. and Markman, H. Sliding versus Deciding: Inertia and the Premarital Cohabitation Effect[J]. *Family Relations*, 2006, 55(4): 499-509.
- [17] Bumpass, L. L. and Sweet, J. A. National Estimates of Cohabitation[J]. *Demography*, 1989, 26(4): 615-625.
- [18] Bennett, N. G., Blanc, A. K. and Bloom, D. E. Commitment and the Modern Union: Assessing the Link Between Premarital Cohabitation and Subsequent Marital Stability[J]. *American Sociological Review*, 1986, 53(1): 127-138
- [19] Wu, Z. *Cohabitation: An Alternative Form of Family Living*[M]. Toronto: Oxford University Press, 2000.
- [20] 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, 27(1): 85-105.
- [21] Liefbroer, A. C. Unmarried Cohabitation and Union Stability: Testing the Role of Diffusion Using Data from 16 European Countries[J]. *Demography*, 2006, 43(2): 203-221.
- [22] Manning W. D. and Cohen J. A. Premarital Cohabitation and Marital Dissolution: An Examination of Recent Marriages[J]. *Journal of Marriage and Family*, 2012, 74(2): 377-387.
- [23] Copen, C. E., Daniels, K., Vespa, J. and Mosher, W. D. First Marriages in the United States: Data From the 2006-2010

- National Survey of Family Growth[J]. National Health Statistics Reports, 2012, 49(49): 1-21.
- [24] Demaris, A. and Rao, K. V. Premarital Cohabitation and Subsequent Marital Stability in the United States: A Reassessment [J]. Journal of Marriage and Family, 1992, 54(1): 178-190.
- [25] Teachman, J. D. and Polonko, K. A. Cohabitation and Marital Stability in the United States[J]. Social Forces, 1990, 69(1): 207-220.
- [26] Kuperberg, A. Age at Coresidence, Premarital Cohabitation, and Marriage Dissolution: 1985-2009[J]. Journal of Marriage and Family, 2014, 76(2): 352-369.
- [27] Smock, P. J. Cohabitation in the United States: An Appraisal of Research Themes, Findings, and Implications[J]. Annual Review of Sociology, 2000, 26(1): 1-20.
- [28] 王存同, 余姣. 中国婚姻满意度水平及影响因素的实证分析[J]. 妇女研究论丛, 2013(1).
- [29] 叶文振, 徐安琪. 中国婚姻的稳定性及其影响因素[J]. 中国人口科学, 1999(6).
- [30] Lu, B., Qian, Z. C., Cunningham A. and 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, 41(3): 440-466.
- [31] 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).
- [32] 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).
- [33] Vaus, D. D., Qu, L. I. and Weston, R. U. Premarital Cohabitation and Subsequent Marital Stability[J]. Family Matters, 2003, 65(3): 33-39.
- [34] 梁同贵. 婚前同居与初婚离婚风险——基于 CFPS2010 数据的分析[J]. 南方人口, 2017(4).
- [35] 陈飞强. 农村留守妇女的婚姻稳定感及其影响因素——以湖南省为例[J]. 南方人口, 2014(6).

Premarital Cohabitation and Marital Stability of Chinese Women: Self-selection Effect or Measure Problem

GUO Jun-jun¹ LIU Yu-ping^{1,2} YU Hai-long³

1. Institute of Political Science, China West Normal University, Nanchong 637009;

2. Southwest Institute of Nationalities, Southwest University for Nationalities, Chengdu 610041;

3. Law School, Xiamen University, Xiamen 361005

Abstract: Most studies found that premarital cohabitation and marital stability are negatively correlated, and the self-selection effect and measuring problems are regarded as the main cause of the negative relationship. Based on the samples of women from China Family Tracking Survey in 2014, the relationship between premarital cohabitation and Chinese women's marital stability is empirically analyzed, and the causation mechanism of self-selection effect and measuring problems are tested further too in this paper. The findings are that the premarital cohabitation is negatively to the marital stability of Chinese women in general, however the negative relation get to disappear among the women born around the reform and opening up policy. The self-selection effect basically dominates the negative correlation between premarital cohabitation and marital stability of Chinese women while the negative impacts from the measuring problems is much smaller compared with the self-selection effect.

Key Words: Chinese Women, Premarital Cohabitation, Marital Stability, Self-selection Effect, Measuring Problems