

中国居民婚前同居对初婚稳定性的作用机制*

——基于 CFPS 追踪调查数据的检验

陆杰华 谷俞辰

【内容摘要】随着中国第二次人口转变不断深入,居民婚前同居行为日益普遍。基于中国家庭追踪调查(CFPS)2010~2022年数据,借助Cox比例风险回归模型,分析婚前同居对个体初婚稳定性的作用机制,并对试婚假说、经历假说、选择假说及扩散假说在中国语境下的解释力进行检验。研究发现,有过婚前同居经历的人群,初婚的离婚风险显著更高,剔除自选择效应后,婚前同居对初婚稳定性的消极影响仍然稳健;婚前同居的文化意涵和普及程度在不同人群中差别较大,在婚前同居作用于离婚风险的过程中,出生队列和教育水平产生了显著的调节效应。总结而言,在中国语境下,婚前同居对初婚稳定性仍主要产生消极影响,但随着同居行为在更晚出生队列和高教育水平群体中逐渐扩散,这一消极影响被显著削弱,证实了扩散假说的主要观点。

【关键词】婚前同居;初婚稳定性;事件史分析;调节效应

【作者简介】陆杰华,北京大学中国社会与发展研究中心、社会学系教授;谷俞辰(通讯作者),北京大学社会学系博士研究生。电子邮箱:guyuchen323@pku.edu.cn

Impact of Premarital Cohabitation on Stability of First Marriage in China: An Analysis Based on CFPS Data

Lu Jiehua Gu Yuchen

Abstract: In line with the expectation of the Second Demographic Transition, premarital cohabitation is becoming increasingly common in China. Based on China Family Panel Studies (CFPS) data from 2010 to 2022, this study adopts the Cox proportional hazards regression model to analyze the influence of premarital cohabitation on the stability of first marriage and its mechanisms. This study also tests several competitive hypotheses, including the Trial Marriage Hypothesis, the Experience Hypothesis, the Selectivity Hypothesis, and the Diffusion Hypothesis. The findings show that the risk of divorce at first marriage is significantly higher for those who have experienced premarital cohabitation, and the negative effect of premarital cohabitation on the stability of first marriage is still robust after removing the self-selection effect. The cultural meaning and popularity of premarital cohabitation varies across different groups. Further analysis reveals the moderating effects of birth cohorts and education levels. Overall, premarital cohabitation still has a negative effect on the stability of first marriage in the Chinese context. However, as cohabitation gradually spreads among recent birth cohorts and highly educated groups, its negative influence is weakened, supporting the main argument of the Diffusion Hypothesis.

Keywords: Premarital Cohabitation, Stability of First Marriage, Event History Analysis, Moderating Effect

Authors: Lu Jiehua is Professor, Center for Sociological Research and Development of China, Department of Sociology, Peking University; Gu Yuchen (Corresponding Author) is PhD Candidate, Department of Sociology, Peking University. Email:guyuchen323@pku.edu.cn

* 本文为教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“中国人口长期均衡发展关键问题研究”(22JJD840001)的阶段性成果。

1 引言

第二次世界大战后的北欧和西欧国家在生育、婚姻和家庭方面表现出“第二次人口转变”(The Second Demographic Transition)的新特征,如生育水平低迷、伴侣关系形态多样化、家庭结构稳定性下降,并产生了婚前同居、非婚生育等非传统生活安排(Van De Kaa,1987)。近年来,我国也开始经历类似西方社会第二次人口转变的婚姻家庭变迁,出现非婚同居人数增加、离婚率持续攀升、初婚年龄推迟、生育水平下降等现象(於嘉、谢宇,2019)。其中,同居行为的转变尤为明显:依托计划生育政策在全国范围内的有效实施,多种避孕方法及工具得到大规模普及,为婚前性行为与同居提供了保障,同居的去罪化和流氓罪的废除亦提高了整个社会对同居行为的接受度,使其获得了主流规范的认可。相关研究发现,从60后及之前的出生队列到80后出生队列,有同居行为的个体占比从5%迅速提升至25%以上(於嘉、谢宇,2017)。与同居占比同步攀升的是我国的粗离婚率,其从1985年的0.44‰上升至2022年的2.04‰^①,但相较西方国家仍处低位。

在这一变迁趋势下,针对我国同居、婚姻及二者关系的讨论,仍有理论和经验层面的未竟之处:

理论层面上,伴侣关系的形成与解除是第二次人口转变的重要表征之一^②,而亚洲社会的特殊性表现为同居和婚姻转变的滞后,即虽然同居行为和离婚行为逐渐增多,但在“文化约束”^③下,婚前同居是同居中的主要情况,多数非婚同居最终指向婚姻关系,且离婚率总体仍处于较低水平(Lesthaeghe,2022)。本研究旨在回应这一理论迷思:亚洲社会的同居和婚姻转变均表现出特殊性,二者之间是否存在联系?尤其是婚前同居作为婚姻的预备阶段,对婚姻稳定性的作用机制如何?同时,由于我国相继经历了从传统农业社会向现代工业社会、从计划经济体制向市场经济体制两次巨大转型,在婚前同居作用于婚姻稳定性的过程中,是否存在第二次人口转变理论所提出的“文化约束”,以及这一“文化约束”是否因我国转型期的基本特征而在不同群体间表现出某种异质性?

经验层面上,同居行为和离婚行为近乎一致地增多,使得国内学界开始关注婚前同居与婚姻稳定性之间的关系,但现有研究的结论尚未统一。有学者认为,婚前同居显著增加了我国居民婚姻解体的风险(彭大松、陈友华,2016;梁同贵,2017);也有研究发现,婚前同居对离婚风险的作用是自选择的结果,其影响会随世代推移而减弱(刘玉萍等,2019;郭郡郡等,2018)。相较而言,国外学界有关婚前同居和婚姻稳定性关系的讨论更加成熟,已经基本形成了试婚假说、经历假说、选择假说、扩散假说等竞争性假说。为回应这一经验分歧,本研究在回溯试婚假说、经历假说、选择假说、扩散假说的基础上,尝试使用中国家庭追踪调查的多期

① 粗离婚率数据来源于国家统计局官网,具体获取网址为 <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0POC&sj=2022>。

② 第二次人口转变理论认为,伴侣关系的形成与解除、生育率和家庭结构的变动是转变涉及的两个主要方面(Lesthaeghe,2022)。

③ 在亚洲的父权制社会中,主流的伦理道德和价值规范对同居和离婚行为形成了外部约束,受此影响,婚姻制度具有高度稳定性,这与西方社会存在根本差异。

数据,对婚前同居与婚姻稳定性之间的关系展开重新检验。

基于理论和经验层面的关切,本研究希望回答这些问题:婚前同居对婚姻稳定性的影响是正向还是负向?这一影响是否受到同居者自选择效应的干预?在同居行为扩散的不同阶段,即不同的“文化约束”下,二者之间的关系是否相应发生明显变化?讨论婚前同居对婚姻稳定性的作用机制,或将有助于更好地理解我国转型期的婚姻家庭特征,以及我国在第二次人口转变进程中的基本定位。

2 相关文献回顾与述评

有关婚前同居和婚姻稳定性关系的学理讨论,基本可以分为试婚假说、经历假说、选择假说、扩散假说4种主要观点。

2.1 试婚假说、经历假说、选择假说

试婚假说(Trial Marriage Hypothesis)强调信息是婚姻稳定性的关键影响因素,在婚姻搜寻和匹配过程中,不完全的信息容易导致婚姻解体,而同居扮演了试婚期(Trial Marriage)的角色,通过发挥婚前的筛选功能,降低了伴侣之间的信息不对称(Svarer, 2004)。在同居期间,双方能够比分开居住更好地观察彼此的特性,也可以在不进行婚姻投资的前提下了解对方,从而以更低成本获得更多信息,以此评估双方生活安排的协调性和未来的婚姻前景。当婚前同居的伴侣发现彼此般配程度较低或矛盾难以化解、不适合进入婚姻关系时,就会终止这种同居行为(Klijzing, 1992),而在这一阶段匹配状况较好的伴侣则更可能从同居走进婚姻。此外,同居也为伴侣双方改进婚姻前景提供了时间窗口,尚不具备结婚条件的个体可通过同居进行“占位”,借助婚前的共同生活,促进相互之间的了解与磨合(Bumpass等, 1991),直到情况好转后再进入婚姻。正是由于经过了筛选,有婚前同居经历的个体更了解自己与配偶的匹配状态及质量,也习得了更多应对婚后矛盾与冲突的技巧,从而比没有同居经历的个体拥有更高的婚姻质量和更强的婚姻稳定性(Kulu和Boyle, 2010)。

然而,大部分针对西方国家的实证研究结果与试婚假说的理论推演相反,发现婚前同居经历会显著降低婚姻稳定性,且与婚姻满意度、配偶互动质量和家庭承诺负相关(Cohan和Kleinbaum, 2002)。对此,经历假说(Experience Hypothesis)给出了新的解释。该假说关注同居事件本身的影响,认为同居作为一种个体化的生活选择,影响了人们认识婚姻和家庭生活的方式。通过挑战婚姻神圣性的固有认知和婚姻不可解体的“神话”,同居解构了婚姻作为终身契约的社会价值和文化意义,淡化了同居双方的道德性承诺和关系责任感(Axinn和Barber, 1997)。支持这一假说的相关研究指出,共同生活的经历可能会改变同居者对两性关系和婚姻制度的态度与观念,使其更能接受并习惯于临时性的亲密关系,认为这是可以部分替代正式婚姻的生活安排,也更能接受伴侣关系的终结(Dush等, 2003)。有过同居经历的个体即使最终走向婚姻,也不致力于追求婚姻关系的制度化身份,当他们面临婚内矛盾时,更可能接受并选择离婚(Berrington和Diamond, 1999)。实证研究显示,伴侣在同居几个月后,对建立婚姻关系的热情大幅下降,且结婚前同居时间越长的夫妻越可能离婚(Bennett等, 1988; Thomson和Colella, 1992)。

相较而言,选择假说>Selectivity Hypothesis)更关注同居者而非同居经历。该假说认为,同居是一种自选择行为,与婚前未同居者相比,同居者本身具有某种群体特质,如非传统的婚姻价值观、更高的承诺风险、自由的性道德和性观念、处理亲密关系的技能不足等(Smock,

2000)。这些不利于婚姻稳定的特质不仅促使个体选择同居(Booth 和 Johnson, 1988),还会导致其对附着于婚姻关系上的联盟身份及其永久性缺乏认同感,在对婚姻不满意时会更倾向于离婚(Axinn 和 Thornton, 1992),最终影响其婚姻稳定性。部分研究在控制同居者和未同居者的特定特征后,发现二者婚姻解体风险的差别大幅缩小(Hall 和 Zhao, 1995),甚至完全消失(De Vaus 等, 2003; Lillard 等, 1995)。

2.2 扩散假说

第二次人口转变理论认为,人们婚育行为转变的速度会受到外部文化约束和道德规范的影响(Lesthaeghe, 2022)。与此相似,在试婚假说、经历假说、选择假说之外,扩散假说(Diffusion Hypothesis)提出,同居的行为内涵可能会随着社会情境的变迁而发生转变(Manting, 1996),当同居在特定时空条件下的文化意涵和普及程度不同时,其对婚姻稳定性的作用机制也会发生变化(Liefbroer 和 Dourleijn, 2006; Manning 和 Cohen, 2012)。在同居相对少见的环境中,婚前同居很可能受制于某种社会期待和文化规范,在这种约束下,无论同居双方是否般配兼容,最终都将迫于社会压力或因关系惯性而进入婚姻(Stanley 等, 2006),而能够违背或挑战主流价值观而选择同居的个体,往往具有更强的反传统特质,这些与婚姻不稳定性相关的特质会进一步衍生出自选择效应(Schoen, 1992),此时婚前同居不仅难以发挥试婚作用,反而还会导致较低的婚姻满意度和更高的离婚风险。与之相对,当同居更加常见并被视为一种自由选择时,伴侣双方具有更强的自主性,能够基于同居体验来判断是否进入婚姻关系,此时婚前同居的试婚功能日益凸显。同时,同居行为的扩散使得同居者成为多元化群体,其与非同居者的各类特质逐渐趋近,自选择效应也有所下降,即同居者不再共享高离婚风险的特质(Lu 等, 2012)。

总结而言,扩散假说旨在归纳试婚假说、经历假说和选择假说,并尝试建立一个连贯框架来理解两性亲密关系中的异质性,其关注在不同国家或社会背景下,婚前同居对婚姻稳定性的差异化作用(Zhang, 2017),且强调二者之间的关系不是二元分类,而是取决于特定的历史条件和文化体系。基于扩散假说的实证研究表明,婚前同居对婚姻稳定性的影响受到其文化意涵与普及程度的调节。在婚前同居不常见的情况下,其与离婚风险之间呈现正相关关系,而当婚前同居更加流行和普遍时,其对离婚风险的影响大幅下降(Schoen, 1992; Reinhold, 2010),二者可能无关(Lu 等, 2012),甚至婚前同居会降低婚姻破裂的风险(Hewitt 和 De Vaus, 2009)。

2.3 国内相关研究述评

近年来,随着我国居民婚育行为发生深刻变迁,国内学界开始关注初婚初育年龄推迟、离婚率上升、极低生育率等与西方国家第二次人口转变相似的现象。但有关同居问题的实证研究才刚刚起步,基本集中于在第二次人口转变框架下对同居的状况描述(於嘉、谢宇, 2017、2019)和影响因素分析(刘昊, 2019; 郝立、任远, 2021)。然而,婚前同居不同于普通的同居行为,作为婚姻的准备或过渡阶段,婚前同居事实上是婚姻的有机组成部分(Teachman, 2003),对其后的婚姻稳定性发挥重要作用。

目前少数讨论婚前同居和婚姻稳定性关系的国内研究,一般将婚前同居与结婚时间、结婚年龄、婚内生育等其他变量统一纳入回归模型,讨论可能会导致婚姻解体的因素,并基本认为婚前同居增加了离婚风险(彭大松、陈友华, 2016; 梁同贵, 2017);抑或着重检验与识别婚前同居的自选择效应,强调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

(刘玉萍等,2019;郭郡郡等,2018)。基于此,本研究尝试在理论对话和数据基础层面做出一定探索:一方面,国外学界对婚前同居与婚姻稳定性关系的各种假说尚未形成统一结论,而国内学界对这一领域的关注相对较少,本研究旨在统一讨论与检验试婚假说、经历假说、选择假说和扩散假说在中国语境下的学理解释力;另一方面,本研究使用2010~2022年间多期中国家庭追踪调查数据进行分析,通过纳入最新一轮的调查结果,能够观测更晚出生队列的婚前同居和婚姻稳定性情况,亦可对同居行为的扩散及相关的扩散假说进行更准确的检验。

3 研究设计

3.1 研究假设与分析框架

本研究试图通过实证分析,检验在中国的社会文化语境下,国外学界针对婚前同居与婚姻稳定性关系提出的试婚假说、经历假说、选择假说和扩散假说的解释机制是否适用。为此,本研究提出如下假设:

假设1:婚前同居会提高离婚风险,降低初婚稳定性。

假设2:在婚前同居作用于初婚稳定性的过程中,婚前同居存在自选择效应,剔除自选择效应后,其对初婚稳定性的影响降低甚至消失。

假设3:在不同的社会条件和文化环境下,婚前同居对初婚稳定性的影响存在差异,即婚前同居对初婚稳定性的作用受到其文化意涵与普及程度的调节。

假设3.1:随着婚前同居行为日益扩散,相比于较早的出生队列,婚前同居更可能对较晚出生队列的初婚稳定性发挥积极作用。

假设3.2:相比于教育水平较低的群体,婚前同居行为在高教育水平群体中更加常见,且更可能对其初婚稳定性发挥积极作用。

由于社会调查数据只能观察到个体在接受访问时是否发生初婚解体,对于截至调查时初婚在婚的样本,无法观测到其婚姻持续时间,此时计算得到的初婚存续期属于“截尾”数据,传统回归方法不再适用,因此本研究采用事件史分析中常用的Cox比例风险回归模型检验婚前同居与初婚稳定性的关系。与其他模型相比,Cox比例风险回归模型对基线风险函数没有分布上的限制,且能够纳入更多的样本信息,可有效提高系数估计的准确性与稳健性(彭大松、陈友华,2016)。借助Cox比例风险回归模型,能够将终点事件(初婚离婚)的出现与否和发生终点事件所经历的时间(初婚存续期)结合起来,并能以此分析婚前同居在其中的具体作用机制,而对于截至调查时仍处于初婚在婚状态的个体,对其做右删失处理。本研究Cox比例风险回归模型的表达式为:

$$\ln h(t) = \ln h_0(t) + \beta \cdot Cohabitation + \sum \beta_i X_i$$

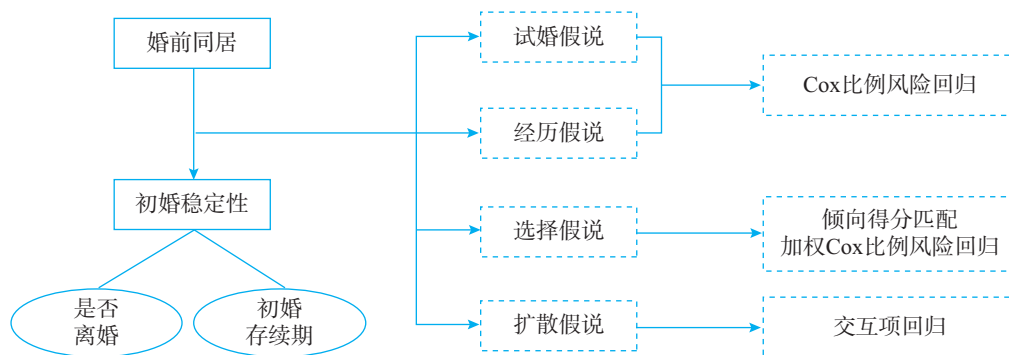
其中, t 为初婚存续期, $h(t)$ 为初婚存续期 t 处与解释变量相关的离婚风险函数, $h_0(t)$ 为基线风险函数, $Cohabitation$ 为本研究所关注的婚前同居变量, X_i 表示一系列可能影响个体离婚风险的控制变量, β 和 β_i 分别为婚前同居变量和控制变量的回归系数。若 β 或 β_i 大于0,则表示该变量会增加离婚风险,对应的风险比将大于1;反之,则表示该变量对初婚起保护作用,对应的风险比将小于1。

基于事件史分析方法,本研究的基本框架为:首先,借助分样本Kaplan-Meier生存曲线,

可视化地观察我国居民离婚风险随初婚持续时间推移的变化趋势,比较婚前同居和未同居样本的初婚生存率是否存在显著差异;其次,采用Cox比例风险回归模型,探究婚前同居对初婚稳定性的具体影响,检验试婚假说和经历假说在中国语境下的适用性;再次,基于倾向得分匹配结果,对样本进行加权Cox比例风险回归,检验选择假说所关注的群体自选择效应是否存在;最后,考虑到在更晚的出生队列和高教育水平的群体中,婚前同居的普及程度更高,外部文化约束的放松可能会改变婚前同居对初婚稳定性的作用机制,本研究进一步设定婚前同居变量与出生队列变量、教育水平变量的交互项,对扩散假说的调节效应进行检验(见图1)。

图1 本研究分析框架示意图

Figure 1 Schematic Diagram of Analysis



资料来源:作者自行绘制。

3.2 数据来源与变量设置

本研究所用数据来自北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)主持的中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)项目。自2010年基线调查以来,CFPS已经完成6次追踪调查,跟踪收集个体、家庭、社区3个层次的数据,样本覆盖除港澳台地区以及新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏和海南之外的25个省(自治区、直辖市),可近似视为有全国代表性的样本。本研究选取CFPS调查2010~2022年的个人自答问卷和家庭成员问卷数据展开分析,并保留年龄大于法定婚龄(男性22周岁、女性20周岁)的样本。

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),本研究仅对初婚群体的婚前同居和婚姻解体情况进行分析,不关注与非初婚配偶同居(后续并未进入婚姻关系)的情况,且只考虑因离婚导致的初婚解体,因丧偶导致的初婚解体、再婚的婚姻解体^①等情况不在本研究考察的范围内。因此,本研究的被解释变量为个体是否经历初次婚姻的离婚事件,以及初婚的持续时间,核心解释变量为样本是否存在婚前同居行为。参照以往有关初婚稳定性的文献,本研究选取的控制变量包括个体的性别、户口、年龄、民族、城乡、地区等人口学特征变量,以及教育水平、党员身份、宗教信仰等社会经济特征变量。同时,考虑到配偶因素可能会影响初婚的婚姻质量和持续时间(刘昊, 2019),本研究进一步将初婚配偶的择偶

^① 后文中的“离婚”均针对样本的初次婚姻。

途径、年龄匹配以及婚内生育的情况纳入考察。本研究使用个案剔除法(Listwise Deletion)^①处理各变量缺失值,最终得到 12707 个有效样本。各变量的操作化和分布情况如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

Table 1 Descriptive Statistics of Variables

变量名称	变量单位与赋值	均值(标准差)/百分比
被解释变量		
初婚状态	在婚=0;离婚=1	7.61%
初婚持续时间	单位:年	27.91(14.04)
核心解释变量		
婚前同居	无=0;有=1	13.17%
控制变量		
性别	女性=0;男性=1	48.72%
户口	农业户口=0;非农户口=1	29.97%
年龄	单位:岁	52.94(12.84)
民族	少数民族=0;汉族=1	92.65%
城乡	农村=0;城镇=1	52.41%
地区	西部=1	27.14%
	中部=2	26.13%
	东部=3	32.00%
	东北=4	14.73%
教育水平	小学及以下=1	43.26%
	初中=2	32.30%
	高中/中专/技校/职高=3	13.85%
	大专及以上=4	10.59%
党员身份	非党员=0;党员=1	7.55%
宗教信仰	无=0;有=1	3.07%
择偶途径	介绍认识=0;自己认识=1	25.62%
年龄匹配	非同龄婚=0;同龄婚=1	62.16%
婚内生育	无=0;有=1	85.21%

资料来源:根据 2010~2022 年 CFPS 数据计算整理得到。后文图表资料来源同表 1。

4 婚前同居对初婚稳定性的作用机制

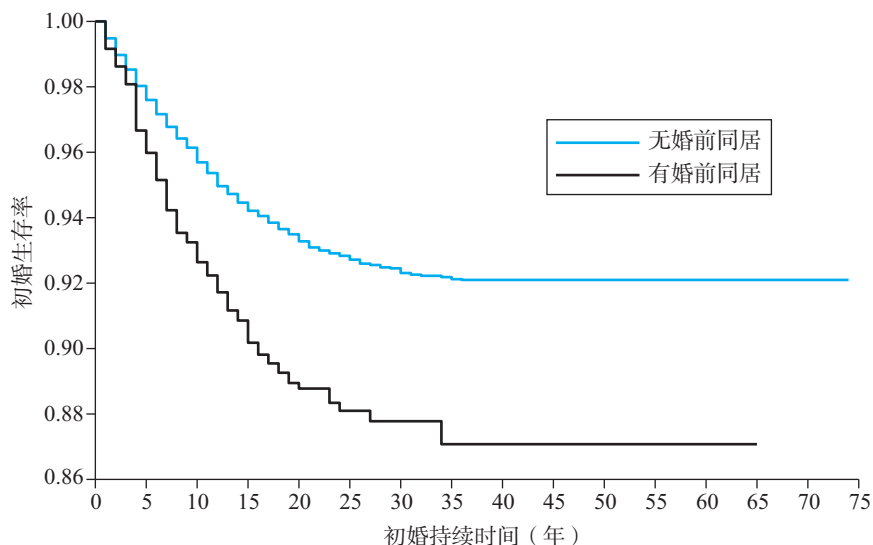
基于终点事件(初婚离婚)和发生时间(初婚存续期)绘制的分样本 Kaplan-Meier 生存曲线(见图 2)显示,随着初婚持续时间的延长,人们初婚解体的风险逐渐上升。不过,有过婚前同居经历的个体的初婚生存曲线更加陡峭,即初婚生存率随初婚持续时间的推移呈快速下降趋势。具体而言,当初婚持续时间在 20 年以内时,随着婚姻存续期的延长,有婚前同居经历的个体初婚生存率的降幅明显更大,而没有婚前同居经历的个体初婚生存率的下降态势更加

① 若任一变量含有缺失数据,则将相对应个案从分析样本中剔除。

平缓。当初婚持续时间超过 35 年后,有婚前同居经历的个体初婚生存率稳定在 87%左右,没有婚前同居经历的个体初婚生存率稳定在 93%附近。

图 2 分婚前同居情况的初婚生存率变化趋势 (Kaplan-Meier 生存曲线)

Figure 2 Survival Curves of First Marriage by Sub-samples (Kaplan-Meier Method)



4.1 对试婚假说和经历假说的检验

本研究使用 Cox 比例风险回归模型,考察婚前同居与初婚稳定性的关系。从全样本平均效应的角度看(见表 2 列(1)),在控制其他变量的情况下,婚前同居与初婚稳定性表现为负向关联,即有过婚前同居经历的个体,离婚风险显著更高。由于性别、户口变量未通过比例风险假设检验,故本研究进一步以二者为标准进行分层 Cox 回归^①,并重新估计了回归模型,估计结果如表 2 列(2)所示。从中能够看出,在控制其他变量后,婚前同居与初婚稳定性仍表现为负相关,且相比于婚前未同居的个体,婚前同居个体的离婚风险比上升了 57%,这与西方国家实证研究的发现类似(Axinn 和 Barber, 1997; Dush 等, 2003)。我国居民婚前同居与离婚风险之间的正向关系说明,在我国,婚前同居对初婚稳定性的作用更符合经历假说而非试婚假说,假设 1 得到验证。

各控制变量与初婚稳定性的关系基本与现有相关研究所得结论类似,例如,低教育水平的年轻城市居民的初婚稳定性更低(梁同贵, 2017)。我国居民的初婚稳定性还存在一定的区域差异,东北地区居民的离婚风险比高达西部地区居民的 1.99 倍,这可能与不同地区的婚姻观念、家庭模式、性别关系等因素有关,东北地区具有特殊的社会文化和民族构成,以及较大的人口流动规模,故离婚率一直维持在较高水平。同时,配偶作为婚姻当事人,是影响离婚风险的重要因素,择偶途径为自己认识的情况更容易导致离婚,而与伴侣年龄相近、生育过子女的样本,初婚稳定性更高。

① 分层 Cox 回归假定系数在各个分层间相同,但每个分层有不同的基线风险函数,将协变量放入模型进行系数估计后(分层变量不再进入模型),再计算不同分层的风险比或生存率,而在常规的 Cox 回归中,各个分层的基线风险函数是相同的。

表 2 Cox 比例风险回归模型估计结果

Table 2 Results of Cox Proportional Hazards Regression Model

变量	未分层 (1)	按性别、户口分层 (2)
婚前同居(参照组=无)	1.57*** (0.16)	1.57*** (0.16)
性别(参照组=女性)	1.10 (0.08)	
户口(参照组=农业户口)	2.92*** (0.26)	
年龄	0.99* (0.00)	0.99* (0.00)
民族(参照组=少数民族)	0.85 (0.11)	0.85 (0.11)
城乡(参照组=农村)	1.49*** (0.13)	1.49*** (0.13)
地区(参照组=西部)		
中部	0.91 (0.11)	0.91 (0.10)
东部	0.92 (0.10)	0.92 (0.10)
东北	1.98*** (0.21)	1.99*** (0.22)
教育水平(参照组=小学及以下)		
初中	0.38*** (0.04)	0.37*** (0.03)
高中/中专/技校/职高	0.21** (0.03)	0.21*** (0.03)
大专及以上	0.12*** (0.02)	0.13*** (0.02)
党员身份(参照组=非党员)	1.41 (0.09)	1.43 (0.22)
宗教信仰(参照组=无)	0.44** (0.13)	0.44** (0.13)
择偶途径(参照组=介绍认识)	1.15* (0.10)	1.15* (0.10)
年龄匹配(参照组=非同龄婚)	0.84** (0.06)	0.84** (0.06)
婚内生育(参照组=无)	0.41*** (0.03)	0.40*** (0.03)
-2LL	-6047.44	-5002.58

注:①* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.001$, 后表同。②括号内数据为标准误, 后表同。

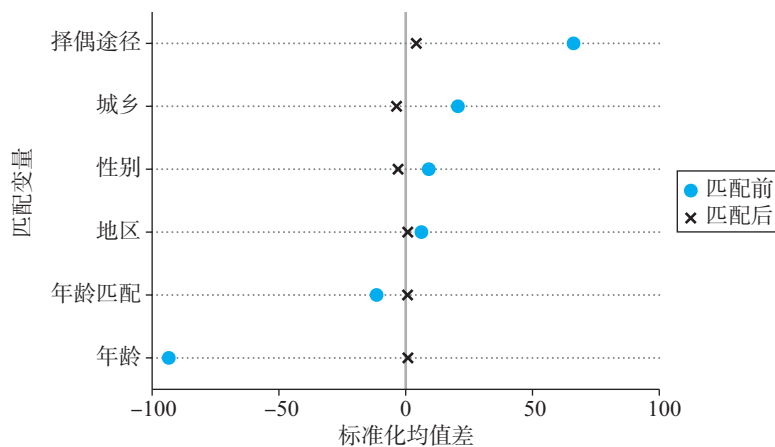
4.2 对选择假说的检验

部分研究认为,有婚姻不稳定特质的个体更可能选择先同居后结婚,婚前同居与初婚稳定性的负向关系来源于自选择效应而非同居行为本身(Lillard 等,1995)。具体到中国的文化语境下,在相当长一段时期内,社会对婚前同居以及与之相关的婚前性行为的接受度较低,同居者面临很大的观念约束和道德压力,这可能导致婚前同居行为具有较高的自选择性(郭郡郡等,2018),即只有少部分反传统的个体才会选择婚前同居(刘玉萍等,2019)。基于这一观点,在讨论婚前同居对初婚稳定性的影响时,Cox 比例风险回归模型中的各控制变量可能同时与婚前同居和初婚状态相关。为此,本研究借助倾向得分匹配方法(P propensity Score Matching,PSM)对同时影响婚前同居和初婚状态的变量进行样本匹配,并按照匹配结果进行加权 Cox 比例风险回归。通过比较排除自选择效应前后关键解释变量风险比估计值的变化(Lu 等,2012),观测婚前同居对初婚稳定性的净效应,检验选择假说是否成立。

经过各控制变量与婚前同居、初婚状态的分别回归,本研究发现性别、年龄、城乡、地区、择偶途径、年龄匹配同时对二者产生影响。根据指示变量(婚前同居),本研究将样本分为处理组(婚前同居者)和控制组(婚前未同居者),并基于以上变量,对样本进行 1:1 近邻匹配,以尽可能剔除处理组和控制组在各变量维度上的差异。图 3 展示了样本匹配前后各变量标准化均值差的变化情况,可以发现在匹配前,婚前同居者和未同居者在性别、年龄、城乡、地区、择偶途径、年龄匹配方面具有明显差异,但匹配后二者在这些变量维度上的分化不再显著。

图 3 样本匹配前后各变量标准化均值差的变化

Figure 3 Standardized Mean Difference (SMD) Changes before and after Matching



基于 PSM 匹配结果,本研究进一步采用逆处理概率加权法(Inverse Probability of Treatment Weighting,IPTW)^①,对样本进行加权 Cox 比例风险回归,结果基本可视为排除选择性变量影响后的估计值。如表 3 所示,当自选择效应被剔除后,婚前同居与离婚风险之间仍呈现正向关系,但婚前同居变量的风险比估计值有所下降,婚前同居者的离婚风险比为未同

① 该方法利用倾向值估计结果计算权重,并据此对各观察单位加权生成一个虚拟的标准人群,在该人群中,处理组和控制组样本的混杂因素趋于一致。

居者的 1.43 倍,假设 2 得到部分验证。这一结果可视为婚前同居对初婚稳定性的净影响,说明即使在剔除样本的自选择效应后,婚前同居对初婚稳定性的负面作用仍然存在。该发现与西方国家部分研究的基本结论不同(Booth 和 Johnson,1988;De Vaus 等,2003),后者多认为自选择效应是婚前同居对初婚稳定性产生消极影响的主要原因。这可能是由于中国社会与西方社会在同居行为上呈现差异化特征,中国语境下同居的表现形式多为婚前同居(Premarital Cohabitation)而非非婚同居(Nonmarital Cohabitation),即同居是婚姻的预备或过渡阶段。在这一条件下,即使同居的双方不合适,其也可能因为同居惯性或社会期待而进入婚姻关系(Stanley 等,2006),并影响后续的婚姻质量。因此,在剔除自选择效应后,我国居民的婚前同居行为仍明确导向更高的离婚风险。

表 3 加权 Cox 比例风险回归模型估计结果

Table 3 Results of Weighted Cox Proportional Hazards Regression Model

变量	未分层	按性别、户口分层
婚前同居(参照组=无)	1.43** (0.20)	1.43** (0.20)
性别(参照组=女性)	1.28* (0.19)	
户口(参照组=农业户口)	2.81*** (0.48)	
其他变量	控制	控制
-2LL	-2262.21	-1832.93

4.3 基于调节效应的扩散假说检验

在试婚假说、经历假说、选择假说之外,扩散假说强调,婚前同居对初婚稳定性发挥积极作用还是消极作用,取决于特定历史条件和文化环境下同居行为的普及程度(Liefbroer 和 Dourleijn,2006)。当同居的行为内涵随社会情境变迁而发生转变时,其对初婚稳定性的作用机制也会发生变化(Manning 和 Cohen,2012)。

扩散假说为经历剧烈变革的中国社会提供了一种可能的解释。改革开放前,在家庭和社会的道德约束之外,个人行为还受到公社或单位的管理,婚前同居普遍被视为性越轨甚至是非法行为(於嘉、谢宇,2017),很大程度上被污名化。同居者不仅要承受社会谴责,甚至还会被法律惩处。改革开放后,我国快速的城镇化和工业化进程使得人口流动愈发频繁,熟人社会关系逐渐转变为非固定的、持续变动的关系(郝立、任远,2021),《中华人民共和国婚姻法》也经历了 1980 年和 2001 年两次重大修订(彭大松、陈友华,2016),传统婚姻家庭模式对个体的束缚被削弱,人们的恋爱和婚姻观念日益开放。与此同时,西方国家的价值观和生活方式传入,有关性、婚姻、家庭的社会规范开始发生重大转变,同居行为日益扩散并为越来越多的人所接受(Zhang,2017)。

不过,同居行为的扩散并不是无差别发生的,不同群体因所处社会环境不同,对同居这一生活方式的接触和接受程度相异,其婚前同居行为相应也具有不同的文化意涵和普及程度。表 4 显示,在我国,不同出生队列的人群面临着不同的社会规范,有着不同的婚姻观念,相比

于 50 后及以前的出生队列,年轻的人口队列,尤其是出生在改革开放后的队列(80 后及以后的出生队列),受到的婚育约束更小,同居行为也更加常见,婚前同居比例从 2.36% 上升到超过 30%,平均婚前同居时长也从 8.70 个月上升到 11.19 个月。此外,高教育水平的群体对现代化两性关系的了解更深、认知更强,更易形成非传统的婚育模式(於嘉、谢宇,2017)。在教育水平为小学及以下的样本中,有过婚前同居行为的个体占比仅为 7.73%,平均婚前同居时长仅为 9.43 个月,对接受过大专及以上教育的样本而言,婚前同居比例和平均婚前同居时长则分别提升至 26.75% 和 10.48 个月。

表 4 不同出生队列、教育水平样本的婚前同居比例及平均时长

Table 4 Premarital Cohabitation and Its Duration by Birth Cohort and Educational Level

群体	婚前同居比例 (%)	平均婚前同居时长 (月)
全体样本	13.17	9.75
出生队列		
50 后及以前	2.36	8.70
60 后	5.47	9.47
70 后	15.13	9.82
80 后及以后	31.00	11.19
教育水平		
小学及以下	7.73	9.43
初中	14.35	9.51
高中/中专/技校/职高	16.99	9.87
大专及以上	26.75	10.48

注:婚前同居时长仅对有效回答进行统计。

依据扩散假说的观点,婚前同居的普及程度会影响其作用于初婚稳定性的方式。为此,本研究就出生队列和教育水平的调节效应展开分析。在 Cox 比例风险回归模型中纳入婚前同居和出生队列、婚前同居和教育水平的交互项后(见表 5),发现相较于 50 后及以前的出生队列,婚前同居对离婚风险的正向作用在 80 后及以后的出生队列中有所下降;教育水平方面,相比于教育水平为小学及以下的群体,在接受过高中/中专/技校/职高和大专及以上教育的群体中,婚前同居对初婚稳定性的消极影响同样有所削弱。假设 3.1 和假设 3.2 得到部分验证,即尽管在中国语境下,婚前同居仍主要表现为对初婚稳定性存在消极影响,但受到同居普及程度的调节,这一消极影响在不同群体中的大小存在差异。在 80 后及以后和接受过高中及以上教育的群体中,外部环境的观念约束减弱,这些群体对同居行为的接受度越来越高,婚前同居对其离婚风险的正效应在一定程度上被削弱(Reinhold, 2010; Mu, 2024)。

可见,第二次人口转变理论所提出的亚洲社会“文化约束”在婚前同居和离婚风险的相关关系上有所体现,并发挥显著的调节作用。我国正处于同居行为快速扩散的进程中,可以推测,当同居被社会广泛接受、同居者面临的婚姻压力不断减小时,个体不再会迫于社会期待而与不匹配的伴侣建立婚姻关系,而是在充分收集信息、互动磨合的基础上,与合适的伴侣进入婚姻,婚前同居和离婚风险也将不再显著正相关,或是更多地表现为婚前同居通过试婚功能等作用机制降低离婚风险(Hewitt 和 De Vaus, 2009)。

表 5 队列和教育因素调节下婚前同居对初婚稳定性的影响

Table 5 Impact of Premarital Cohabitation on the Stability of First Marriage with Birth Cohorts and Educational Levels as Moderators

变量	未分层	按性别、户口分层
队列调节效应		
婚前同居(参照组=无)	2.55** (0.77)	2.64*** (0.79)
出生队列(参照组=50后及以前)		
60后	1.84*** (0.31)	1.85*** (0.31)
70后	2.83*** (0.68)	2.82*** (0.68)
80后及以后	2.10** (0.76)	2.07** (0.75)
婚前同居×60后	0.70 (0.26)	0.67 (0.25)
婚前同居×70后	0.64 (0.22)	0.61 (0.21)
婚前同居×80后及以后	0.51** (0.18)	0.49** (0.18)
其他变量	控制	控制
-2LL	-6021.19	-4975.79
教育调节效应		
婚前同居(参照组=无)	2.03*** (0.31)	1.99*** (0.32)
教育水平(参照组=小学及以下)		
初中	0.41*** (0.04)	0.40*** (0.04)
高中/中专/技校/职高	0.23*** (0.04)	0.23*** (0.04)
大专及以上	0.16*** (0.03)	0.16*** (0.03)
婚前同居×初中	0.64 (0.14)	0.66 (0.15)
婚前同居×高中/中专/技校/职高	0.63** (0.22)	0.66** (0.22)
婚前同居×大专及以上	0.37** (0.15)	0.39** (0.16)
其他变量	控制	控制
-2LL	-6042.61	-4998.33

5 结论与讨论

改革开放后,我国的同居率和离婚率持续攀升,二者基本一致的变动趋势表明我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变迁。本研究基于2010~2022年CFPS数据,采用Cox比例风险回归模型,实证分析了中国居民婚前同居与初婚稳定性之间的关系,并检验了试婚假说、经历假说、选择假说、扩散假说在中国语境下的解释力。主要研究结论如下:

第一,在控制其他因素的情况下,婚前同居显著提高了我国居民的离婚风险。这证实了经历假说的基本观点,即婚前同居经历通过淡化道德承诺和契约责任,改变了个体对两性关系和婚姻制度的认知与态度(Axinn和Barber,1997),使其对正式婚姻的神圣性祛魅,不再追求婚姻关系的制度化身份,从而导致初婚稳定性下降(Cohan和Kleinbaum,2002)。

第二,剔除自选择效应后,在我国,婚前同居仍明确导向更高的离婚风险。相较于西方社会,我国居民的同居行为更多地指向婚姻关系,尽管同居者“自带”的某些特质在一定程度上增加了离婚风险,但婚前同居本身是初婚稳定性更为重要的影响因素,即在中国语境下,经历假说的解释力比选择假说更强(Berrington和Diamond,1999;Dush等,2003)。

第三,就出生队列和教育水平的调节效应而言,随着我国现代化进程的加速和第二次人口转变的推进,婚前同居行为在更晚出生队列和高教育水平群体中日益普遍(於嘉、谢宇,2017)。受此影响,婚前同居对初婚稳定性的作用机制表现出更加鲜明的群体差异,在80后及以后和接受过高中及以上教育的群体中,婚前同居对离婚风险的正效应在一定程度上被削弱。

综上所述,目前婚前同居对我国居民初婚稳定性仍主要发挥经历假说下的负面作用。不过,对扩散假说的检验结果展现出我国鲜明的转型期特征:婚前同居对初婚稳定性的影响受到前者在不同群体中差异化普及程度的调节,这也是第二次人口转变理论在亚洲社会特殊性中所强调的“文化约束”问题。未来随着我国年轻群体婚恋观念、性道德和性行为的深刻转变,以及教育机会(尤其是高等教育机会)的迅速普及,婚前同居所面临的观念约束将会逐渐放松。当婚前同居被视为一种自由选择时,伴侣双方能够基于同居体验来判断是否进入婚姻关系,婚前同居对婚姻维系的积极作用将有所凸显,更加有利于婚姻(尤其是初婚)的健康和稳定(Manning和Cohen,2012)。不过,本研究仅关注了初婚群体的婚前同居和离婚事件,回归结果和基本结论难以推广到非婚同居或再婚离婚等其他情况,为更好地理解改革开放后我国居民同居与离婚之间的复杂关系,未来需要对其他性质的同居行为和婚姻关系展开讨论。

参考文献/References:

- 1 郭郡郡,刘玉萍,喻海龙.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.南方人口,2018;5:1-14
Guo Junjun, Liu Yuping, and Yu Hailong. 2018. Premarital Cohabitation and Marital Stability of Chinese Women: Self-selection Effect or Measure Problem. South China Population 5:1-14.
- 2 郝立,任远.人口流动对婚前同居的影响及异质性分析.人口学刊,2021;3:26-36
Hao Li and Ren Yuan. 2021. Impacts of Migration to Premarital Cohabitation and Heterogeneity among

- Different Population Groups. *Population Journal* 3:26-36.
- 3 梁同贵. 婚前同居与初婚离婚风险——基于 CFPS2010 数据的分析. *南方人口*, 2017; 4: 45-55
Liang Tonggui. 2017. Premarital Cohabitation and Divorce Risk of First Marriage: An Analysis on the Data of CFPS 2010. *South China Population* 4:45-55.
 - 4 刘昊. 择偶方式会影响婚前同居吗? ——基于 CFPS 数据的实证分析. *人口研究*, 2019; 6: 49-63
Liu Hao. 2019. Does the Type of Mate Selection Affect Premarital Cohabitation? A Study Based on Data from China Family Panel Studies. *Population Research* 6:49-63.
 - 5 刘玉萍, 郭郡郡, 喻海龙. 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. *西北人口*, 2019; 1: 83-92
Liu Yuping, Guo Junjun, and Yu Hailong. 2019. Premarital Cohabitation, the Spreading of Cohabitation and Marital Stability in China: Self-selection and Dynamic. *Northwest Population Journal* 1:83-92.
 - 6 彭大松, 陈友华. 初婚解体风险变化趋势及其影响因素——基于 CFPS2010 数据的分析. *人口与社会*, 2016; 3: 85-97
Peng Dasong and Chen Youhua. 2016. Research on Change Trend and Influencing Factors of Marriage Collapse Risk: Statistics Analysis on Data CFPS2010. *Population and Society* 3:85-97.
 - 7 於嘉, 谢宇. 我国居民初婚前同居状况及影响因素分析. *人口研究*, 2017; 2: 3-16
Yu Jia and Xie Yu. 2017. Prevalence and Social Determinants of Premarital Cohabitation in China. *Population Research* 2:3-16.
 - 8 於嘉, 谢宇. 中国的第二次人口转变. *人口研究*, 2019; 5: 3-16
Yu Jia and Xie Yu. 2019. The Second Demographic Transition in China. *Population Research* 5:3-16.
 - 9 Axinn W. G. and Barber J. S. 1997. Living Arrangements and Family Formation Attitudes in Early Adulthood. *Journal of Marriage and Family* 3:595-611.
 - 10 Axinn W. G. and Thornton A. 1992. The Relationship between Cohabitation and Divorce: Selectivity or Causal Influence? *Demography* 3:357-374.
 - 11 Bennett N. G., Blanc A. K., and Bloom D. E. 1988. Commitment and the Modern Union: Assessing the Link between Premarital Cohabitation and Subsequent Marital Stability. *American Sociological Review* 1:127-138.
 - 12 Berrington A. and Diamond I. 1999. Marital Dissolution among the 1958 British Birth Cohort: The Role of Cohabitation. *Population Studies* 1:19-38.
 - 13 Booth A. and Johnson D. 1988. Premarital Cohabitation and Marital Success. *Journal of Family Issues* 2:255-272.
 - 14 Bumpass L. L., Sweet J. A., and Cherlin A. 1991. The Role of Cohabitation in Declining Rates of Marriage. *Journal of Marriage and Family* 4:913-927.
 - 15 Cohan C. L. and Kleinbaum S. 2002. Toward a Greater Understanding of the Cohabitation Effect: Premarital Cohabitation and Marital Communication. *Journal of Marriage and Family* 1:180-192.
 - 16 De Vaus D. A., Qu L., and Weston R. 2003. Premarital Cohabitation and Subsequent Marital Stability. *Family Matters* 65:34-39.
 - 17 Dush C. M. K., Cohan C. L., and Amato P. R. 2003. The Relationship between Cohabitation and Marital Quality and Stability: Change across Cohorts? *Journal of Marriage and Family* 3:539-549.
 - 18 Hall D. R. and Zhao J. Z. 1995. Cohabitation and Divorce in Canada: Testing the Selectivity Hypothesis. *Journal of Marriage and Family* 2:421-427.
 - 19 Hewitt B. and De Vaus D. 2009. Change in the Association between Premarital Cohabitation and Separation, Australia 1945-2000. *Journal of Marriage and Family* 2:353-361.

- 20 Klijzing E. 1992. 'Weeding' in the Netherlands: First-union Disruption among Men and Women Born between 1928 and 1965. *European Sociological Review* 1:53-70.
- 21 Kulu H. and Boyle P. J. 2010. Premarital Cohabitation and Divorce: Support for the "Trial Marriage" Theory? *Demographic Research* 23:879-904.
- 22 Lesthaeghe R. J. 2022. The Second Demographic Transition: Also a 21st Century Asian Challenge? *China Population and Development Studies* 6:228-236.
- 23 Liefbroer A. C. and Dourleijn E. 2006. Unmarried Cohabitation and Union Stability: Testing the Role of Diffusion Using Data from 16 European Countries. *Demography* 2:203-221.
- 24 Lillard L. A., Brien M. J., and Waite L. J. 1995. Premarital Cohabitation and Subsequent Marital Dissolution: A Matter of Self-Selection? *Demography* 3:437-457.
- 25 Lu B., Qian Z., Cunningham A., and Li C. 2012. Estimating the Effect of Premarital Cohabitation on Timing of Marital Disruption: Using Propensity Score Matching in Event History Analysis. *Sociological Methods & Research* 3:440-466.
- 26 Manning W. D. and Cohen J. A. 2012. Premarital Cohabitation and Marital Dissolution: An Examination of Recent Marriages. *Journal of Marriage and Family* 2:377-387.
- 27 Manting D. 1996. The Changing Meaning of Cohabitation and Marriage. *European Sociological Review* 1:53-65.
- 28 Mu Z. 2024. Premarital Cohabitation, Marital Dissolution, and Marital Quality in China. *Journal of Family Issues* 5:1305-1325.
- 29 Reinhold S. 2010. Reassessing the Link between Premarital Cohabitation and Marital Instability. *Demography* 3:719-733.
- 30 Schoen R. 1992. First Unions and the Stability of First Marriages. *Journal of Marriage and Family* 2:281-284.
- 31 Smock P. J. 2000. Cohabitation in the United States: An Appraisal of Research Themes, Findings, and Implications. *Annual Review of Sociology* 1:1-20.
- 32 Stanley S. M., Rhoades G. K., and Markman H. J. 2006. Sliding versus Deciding: Inertia and the Premarital Cohabitation Effect. *Family Relations* 4:499-509.
- 33 Svarer M. 2004. Is Your Love in Vain? Another Look at Premarital Cohabitation and Divorce. *Journal of Human Resources* 2:523-535.
- 34 Teachman J. 2003. Premarital Sex, Premarital Cohabitation, and the Risk of Subsequent Marital Dissolution among Women. *Journal of Marriage and Family* 2:444-455.
- 35 Thomson E. and Colella U. 1992. Cohabitation and Marital Stability: Quality or Commitment? *Journal of Marriage and Family* 2:259-267.
- 36 Van De Kaa D. J. 1987. Europe's Second Demographic Transition. *Population Bulletin* 1:1-59.
- 37 Zhang Y. 2017. Premarital Cohabitation and Marital Dissolution in Postreform China. *Journal of Marriage and Family* 5:1435-1449.

(责任编辑:陈佳鞠)