

# 静水潜流：社会变迁、婚姻状态 与生育水平变化

社会  
2025·4  
CJS  
第45卷

范新光

**摘要：**我国生育转变完成后，由于人口平均年龄上升和受教育程度提高带来的对冲效应，婚姻状态的结构长期以来保持稳定。本文使用条件分解法，通过控制受教育程度和年龄对婚姻状态的影响，估计婚姻状态结构的跨时期变化对生育转变完成后中国生育水平变化的贡献。基于1990—2020年四次人口普查微观数据，本研究发现婚姻状态的结构变化对生育水平变化的贡献呈现逐步上升的趋势，并存在显著的地区差异，呈现由城市向农村、由发达地区向欠发达地区递减的规律。进一步的分析表明，社会发展水平在一定程度上解释了婚姻状态贡献的区域异质性。研究结果对第二次生育转变理论在中国的适用性作出回应。为了深入理解中国低生育水平的长期趋势，学界仍需在理论和实证层面进一步关注婚姻观念的变迁及其对生育行为的影响。

**关键词：**生育水平 婚姻状态 社会变迁 分解法

DOI:10.15992/j.cnki.31-1123/c.2025.04.008

## Still Water Run Deep: Social Changes, Marital Status, and Changes in Fertility Levels

FAN Xinguang

**Abstract:** Against the backdrop of China's transition to a sustained low-fertility regime, marriage—as the institutional foundation of childbearing—has drawn increasing attention for its role in shaping fertility patterns. This study employs microdata from four waves of China's population censuses (1990–2020) and

---

\* 作者：范新光 北京大学社会学系 (Author: FAN Xinguang, Department of Sociology, Peking University) E-mail: xfan19@pku.edu.cn

\*\* 本研究获得北京市社科基金青年项目 (编号: 21SRC020) 的资助。[This research is sponsored by Beijing Social Science Fund (No. 21SRC020).]

感谢编辑部及两位匿名评审专家的意见。文章部分数据来自对国家统计局-北京大学数据开发中心微观数据集样本数据的加工处理，文章内容为作者个人观点，不代表国家统计局-北京大学数据开发中心和国家统计局的意见。感谢国家统计局相关专家在研究过程中的协助，感谢王凯哲的助研工作。文责自负。

applies a conditional decomposition method to estimate the structural contribution of marital status to changes in fertility levels among women of reproductive age. In addition, it incorporates provincial-level panel data to examine regional heterogeneity in the relationship between marriage and fertility. The results show that although the overall structure of marital status remained stable over the past three decades, the structural contribution of marital status to fertility change has increased significantly once age and education are controlled for. The effect is more pronounced in urban areas, though rural areas also display a steadily rising trend. Findings from provincial panel analyses further indicate that the explanatory power of marital status is closely associated with regional socioeconomic development, and that the interaction between shifts in marital structure and fertility norms varies across provinces.

Theoretically, this study engages with the ongoing debate over the applicability of the Second Demographic Transition (SDT) theory in the Chinese context. By foregrounding institutional and structural dimensions, this study extends global demographic theories to non-Western contexts and contributes to the construction of a localized theoretical framework for understanding Chinese fertility behaviors. It highlights the persistent misalignment between structural inertia and shifting fertility values, offering a new lens to explain the persistence of the lowest fertility rates in China.

**Keywords:** fertility levels, marital status, social changes, decomposition

---

## 一、问题的提出

适度生育水平是人口长期均衡发展的关键,应对“少子化”问题已经成为当前中国人口与社会政策调整的重要关注点。20世纪60年代以来,在经济社会发展和人口政策的共同推动下,中国迅速完成生育转变,并在21世纪初进入稳定低生育水平阶段(解振明,2012;Cai, 2010)。一方面,基于人口学范式的研究深入探讨了低生育水平形成的结构性因素,指出育龄女性规模变化、婚育推迟以及家庭结构变迁在很大程度上解释了生育转变以来生育水平的持续下降(李月、张许颖, 2021;陈卫、刘金菊,2021);另一方面,也有学者从社会发展的角度剖析生育意愿变化的社会机制,强调降低生育成本和完善生育支持政策体系是提振生育水平的关键(宋健、胡波,2022;蔡韦成、谢宇,2024)。

国内外学界越来越关注婚育观念转变在中国生育水平变化中的角色,其背后的理论争论在于第二次生育转变理论是否以及在多大程度上能够解释中国低生育水平的形成过程。第二次生育转变理论的提出根植于第二次世界大战之后西方发达国家自由主义思潮兴起的时代背景。20世纪70年代以来,部分欧洲学者从观念转变的角度出发,指出西欧发达国家人口转变分为两个阶段。第一次人口转变过程中生育水平的变化主要以满足生存和发展需求为目的,第二次生育转变则是由个体追求自身价值实现所驱动,尤其体现为婚育观念和行为的改变,如同居和非婚生育的兴起、婚育推迟(Lesthaeghe, 2014)。第二次生育转变理论旨在从观念转变(ideational change)的角度切入,分析后物质主义社会中个体追求自身价值实现和生育行为之间的深层次关系,指出婚育同样是自我价值实现的组成部分(van de Kaa, 1987)。

近年来,国内不少研究发现中国婚育推迟、同居和终身未婚现象渐趋普遍(张丽萍、王广州, 2024; 张露尹, 2022; 张现苓、盛亦男, 2023),但对于第二次生育转变理论是否适用于中国社会仍然存在争论(Lesthaeghe, 2020; Zaidi and Morgan, 2017)。首先,中国在完成生育转变后,仅用十年时间便进入了稳定低生育水平阶段。如果以低于人口更替水平(即总和生育率低于2.1)作为生育转变完成的标志,中国大致在20世纪90年代初即已完成(解振明, 2012; 郑真真, 2018)。尽管有研究表明婚育推迟和同居现象在中国日益普遍,但这些趋势主要出现在中国已经步入低生育水平之后,并且相比于西欧国家,其对生育水平变化的影响仍然缺少深入研究(Lesthaeghe, 2020; Yu and Xie, 2021)。

其次,第二次生育转变理论虽敏锐地捕捉到了后物质主义文化转向与生育水平下降之间的关联,但其主要用于对西欧发达国家生育水平变化的解释上(Zaidi and Morgan, 2017)。在东亚社会,传统文化影响下婚育之间的紧密联系并未发生显著松动(Atoh, *et al.*, 2004)。作为典型的普婚型社会,中国长期以来以家本位文化为核心,传统婚育观念与第二次生育转变理论所强调的个体本位价值观之间存在张力(陈佳鞠, 2021)。尽管中国正经历深刻的社会变迁,家本位仍然是社会文化的重要基石。在经验层面,相关研究也指出,中国的婚育模式仍然具有高度稳定性,女性终身未婚比例较低,且仍以婚内生育为主(李月、张许颖, 2021)。

以往研究多从受教育程度提升、同居和婚育推迟等现象出发,尝试连接第二次生育转变理论以理解中国社会转型背景下的生育水平变化。然而,仅依赖对婚育趋势的描述分析不足以解释婚姻这一关键变量对生育水平变化的结构性作用。在中国这样一个婚育高度耦合、非婚生育比例极低的社会中,婚姻状态的结构很大程度上决定了生育人口的规模。对初婚年龄推迟和同居现象的研究尽管推进了学界对当前中国社会婚育之间关系的认识,但很难揭示不同婚姻状态之间的此消彼长对生育水平的影响,也难以厘清婚姻推迟和同居等新现象背后的社会机制。婚姻状态作为横截面的结构变量,能够更直接地指示某一时期社会中处于婚内状态、具备生育可能的女性所占比重,因此对于解释生育水平的变化趋势更具识别能力。

我国自生育转变完成以来,婚姻状态结构长期稳定。一方面,人口平均年龄上升,即便初婚年龄保持不变,在婚比例上升是自然的结果;另一方面,随着受教育程度提高,初婚时间出现延迟,即便在年龄结构不变的前提下,未婚比例也会上升。因此,婚姻状态的结构稳定很可能是由人口和社会变迁的对冲效应决定的。在这一表面稳定的背后,婚姻状态所蕴含的结构性机制仍然值得深入分析。当前学界对中国低生育水平的解释多聚焦于个体层面的生育意愿与行为选择,对婚姻结构这一制度性中介变量的研究则相对不足。考虑到中国婚育之间的强绑定关系,婚姻状态不仅决定了个体是否生育,也影响着整体社会中可生育人口的分布,因此其对生育水平的作用具有突出的结构性特征。

从理论上,识别婚姻状态在生育变迁中的作用,有助于拓展学界对第二次生育转变理论的理解边界,强调在制度路径与文化惯性未发生根本松动的背景下,生育行为仍深受结构约束。由此出发,对婚姻结构稳定性及其作用机制的系统识别,不仅具有重要的理论价值,也为理解东亚社会的低生育模式提供了制度与结构层面的分析视角。

本文使用分解方法将婚姻对生育水平变化的作用操作化为婚姻状态对跨时期生育水平差距的弥合(gap-closing)效应(Jackson and VanderWeele, 2018; Lundberg, 2024; Park, *et al.*, 2024)。在控制年龄、受教育程度等影响婚姻状态的社会变迁因素后,若不同时期婚姻状态的条件分布相同,跨时期生育水平差距的缩小幅度可用于衡量婚姻状态对生育水平变化的影响。具体而言,婚姻状态的条件分布可通过以个体婚姻状态为因变

量、影响婚姻状态的因素为自变量的回归模型进行估计。以生育转变完成当年作为参照年份，估算后一时期个体在该参照年份下的反事实婚姻状态，并据此预测其反事实生育子女数。通过比较生育水平的反事实值与实际观察值，可以估计婚姻状态对生育水平的贡献。基于这一方法，本文使用1990—2020年四次人口普查微观数据，在厘清婚姻状态与生育水平之间关系的基础上，探讨生育转变完成后婚姻状态对生育水平变化的贡献。

本文余下内容安排如下：首先，在评述婚姻和生育关系相关研究的基础上，讨论生育转变完成后中国社会婚姻状态的结构变化呈现的“静水潜流”现象，进而区分婚姻状态对生育水平变化的直接影响及其作为社会变迁影响生育水平的中介渠道。之后，基于中国社会变迁的时空差异，提出婚姻状态对生育水平的贡献存在渐进式进程。紧接着，本文阐述研究思路和分析方案，并呈现主要分析结果。最后，讨论生育转变完成后生育水平的变化，探讨婚姻状态在理解生育水平变动中的作用及其在不同时期和区域的差异，回应生育转变完成后中国生育水平变化的相关理论争论。

## 二、文献综述及研究假设

### （一）婚姻状态与生育行为的关系

婚姻与生育关系的变化是社会变迁的结果，对此学界主要有两种解释路径。

一方面，婚育观念的变迁被视为生育水平下降的重要驱动力。自加里·贝克(Gary Becker)以来，家庭经济学研究将生育视为一种经济决策，认为生育行为受“数量-质量权衡”(quantity-quality trade-off)机制的影响(Becker and Lewis, 1973)。女性受教育程度的提高和劳动力市场参与率的提升推高了生育成本，降低了生育意愿，从而导致生育水平下降。第二次生育转变理论则进一步强调，生育水平的下降不仅受经济因素驱动，还与婚姻及同居关系的变革密切相关。该理论认为，随着社会进入后工业时代，个体更加追求自我价值实现和非物质需求的满足，婚育观念发生了根本性转变(Lesthaeghe and Neels, 2002; Zaidi and Morgan, 2017)。育龄人群不再将婚姻和生育视为必然选项，开始出现未婚生育、终身不婚不育等多元化婚育模式。这一理论与英格尔哈特

(Inglehart, 1971)提出的从物质主义向后物质主义价值观转型的观点一致,即经济因素不足以完全解释现代社会的生育水平变化。在此框架下,女性经济独立能力的提升和个体主观动机在生育决策中的作用日益增强。近年来,跨国社会调查的兴起使得从生育意愿与生育行为视角切入的研究变得可行,进一步丰富了学界对后生育转变阶段低生育水平成因的理解。

另一方面,婚姻状态结构的变化也可能独立于婚育观念的转变,并对生育水平产生作用。已有研究表明,个体的教育、职业和家庭背景对婚姻匹配和初婚年龄具有重要影响,而社会发展、教育扩张、劳动力市场变迁、收入与财富分化等因素均会引发宏观层面的婚姻结构变动(Torr, 2011; Sheran, 2007; Schneider, 2011)。即使婚育观念未发生变化,随着时间推移,受教育程度、就业结构等人口属性的变动仍可能改变婚姻结构。例如,受教育年限的延长不仅影响个体的婚育观念,也可能因推迟离开学校的时间而导致婚育年龄延后。此外,人口年龄结构的变化也可能影响婚姻结构。随着育龄女性年龄增长,进入在婚状态的几率上升,导致婚姻结构随时间发生变化。因此,生育水平的变化并不必然依赖于婚育观念的转变,而可能由社会变迁引发的婚姻结构调整所驱动。大量研究已分别从受教育程度提升(Niu and Qi, 2020; Piotrowski and Tong, 2016)和婚姻结构的跨时期变化(李月、张许颖, 2021)等角度,对低生育水平的形成机制进行了补充解释。

已有研究主要基于率分解方法探讨中国生育水平的变化,强调生育水平的变动主要由婚姻状态结构变化和在婚女性生育率变化所驱动。由于中国的生育仍以婚内生育为主,婚姻状态在生育水平变化中起关键作用。例如,李月、张许颖(2021)从婚姻推迟的角度分析了婚内生育率与总体生育水平之间的关系,以及婚内生育率对生育水平的影响;姜全保等(2018)通过分解出生人口数量,将生育率的变化拆解为育龄妇女规模、年龄结构和生育率三大因素;张丽萍、王广州(2020)则关注女性受教育程度的提升如何影响生育水平。

尽管这些研究在宏观层面上为理解我国生育水平的变化提供了重要视角,但仍存在一定局限性。首先,大部分研究主要关注单一机制,未能充分考虑生育水平变化的多重影响因素。已有研究也指出,对于复杂的社会人口结构变化,率分解方法在识别多重影响机制对生育水平的

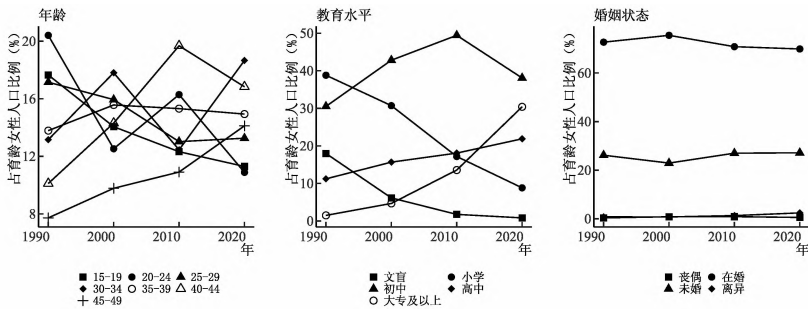
贡献方面尚显不足(陈卫、高爽,2013)。例如,婚姻状态和生育水平之间的关系较为复杂,年龄和受教育程度既可能通过影响婚姻状态而间接影响生育水平,也可能对生育水平具有直接作用。如果婚姻状态存在内生性问题,如何准确区分婚姻状态变化对生育水平的独立贡献,仍是一个亟待解决的研究问题。

## (二)生育转变完成后中国婚姻状态结构的长期趋势

初婚年龄推迟和离婚率上升是改革开放以来我国婚姻状态变化的主要特征。伴随着经济社会发展和政策倡导,晚婚趋势日益明显。20世纪70年代初,我国开始倡导晚婚晚育,并提出“晚、稀、少”的生育政策目标。1978年,宪法明确提出计划生育政策,并进一步推广“晚婚、晚育、少生、优生”的婚育观念。1980年《中华人民共和国婚姻法》规定男性和女性的法定结婚年龄分别为22岁和20岁。此后,随着婚姻政策和计划生育政策的调整,初婚年龄虽有所波动,但总体呈上升趋势。女性平均初婚年龄从1979年的23.1岁上升至2017年的25.6岁(才多多,1991;淡静怡、姜全保,2020)。与此同时,离婚率也在上升。2019年,我国粗离婚率已达3.36‰,尽管婚姻冷静期政策实施后离婚率有所回落,但总体来看仍处于上升趋势。关于婚姻状态的变化特点,现有研究主要从经济社会发展和人口结构变迁两个方面进行分析。

首先,经济社会发展尤其是民众受教育程度的提高,深刻影响着婚姻状态的结构变化。已有研究表明,教育通过多种途径作用于个体婚姻状态。教育年限的延长推迟了个体完成学业的时间,从而推迟了初婚年龄(Piotrowski, *et al.*, 2016; Zhang, *et al.*, 2024),这一趋势在女性群体中尤为显著(王鹏、吴愈晓,2013)。1998年我国高等教育开始扩招后,受此政策影响的出生世代高等教育入学率和研究生入学率快速上升,使结婚年龄进一步推迟。受教育程度的提高增强了女性的经济独立性,并带动了婚姻观念的变化,使得初婚推迟、离婚率上升的现象更为普遍。一方面,受教育程度较高的女性在劳动力市场中的竞争力增强,经济独立性提高,她们在进入婚姻关系时更加谨慎,并对婚姻质量有更高的要求(王鹏、吴愈晓,2013);另一方面,受教育程度的提高也促进了现代婚姻观念的传播,同居现象更为普遍(Yu and Xie, 2021; Zhang, 2017)。这些变化不仅影响个体的婚姻决策,也在宏观层面上改变了婚姻结构,使育龄女性的在婚比例有所下降。

其次,从人口结构变化的角度来看,育龄女性的平均年龄上升也和婚姻状态的结构密切相关。即便婚育观念和行未发生显著变化,随着时间推移,育龄女性的年龄增长仍可能使在婚比例上升。20世纪60年代初我国经历了一次生育高峰,随后在政策和经济社会发展的作用下,生育率迅速下降(茅倬彦、莫华归,2024)。这导致生育转变完成后,育龄女性的平均年龄快速上升,在婚比例随之提高。直到20世纪60年代初出生的世代逐步退出育龄阶段,育龄女性的年龄结构才趋于稳定,并呈现出高年龄育龄女性比例较高的特点。



注:数据来源于1990—2020年四次人口普查微观数据。

图1:1990—2020年育龄女性年龄、教育水平和婚姻状态的变化

在生育转变完成后,育龄女性的婚姻状态分布整体上保持稳定(见图1)。经济社会发展与人口年龄结构变化的双重作用,一定程度上对婚姻状态的结构变化形成对冲效应。在这两种效应的共同作用下,尽管婚姻状态的整体分布长期保持稳定,但在婚群体的内部结构已发生变化,即从“低学历、低年龄”向“高学历、大龄”转变。这种婚姻状态的“静水潜流”现象,很可能是婚姻状态的内生性及其影响机制相互抵消的结果。

### (三)婚姻状态对生育水平变化的贡献:研究假设

婚姻状态的结构稳定并不意味着婚育观念没有发生变化。婚姻观念的调整往往是一个渐进式的过程,不能仅凭婚姻结构的显性变化来判断其对生育水平的影响。事实上,以往研究指出改革开放以来中国社会的婚姻观念一直处于变化之中(Zhang, 2017),但这一变化与生育水平下降之间的关系仍缺乏足够的关注。在控制年龄和受教育程度等因素对婚姻状态的影响后,我们认为婚姻状态对生育水平的影响可能长期存在,但其作用强度存在时期差异,总体而言,其对生育水平变化的

贡献呈逐步增强的趋势。

**假设 1:** 婚姻状态对后生育转变阶段生育水平变化的贡献存在时期差异,且随时间推移其贡献程度逐渐上升。

在空间维度上,婚姻状态对生育水平的影响可能存在地区差异。中国地域广阔,经济发展水平、社会文化环境和政策体系在不同地区存在显著差异,不同人口群体的婚育观念和行为模式具有多样性。在部分经济发达地区和受教育程度较高的群体中,婚姻推迟、非婚生育及育儿成本上升对生育决策的影响较为突出,其婚育模式在一定程度上与第二次生育转变的逻辑相契合。然而,在中小城市及农村地区,婚姻仍是生育的重要前提,传统婚育模式的影响力依然较强。这表明,婚育观念的转变并非同步发生,而是一个渐进式的过程,受到区域经济发展、社会文化变迁以及政策环境等多重因素的共同作用。

在经济社会发展水平较高的地区,女性受教育程度普遍较高,劳动市场上就业机会丰富,婚育观念的现代化程度更高。受教育程度的提升增强了女性的经济独立性,提高了生育成本,使其更倾向于推迟婚育甚至减少生育(Yu and Xie, 2021)。房价、托育支出、教育资源等因素在不同地区存在较大差距,相对发达的城市地区生育成本更高,这可能进一步影响婚姻状态对生育水平的贡献。当然,经济社会发展水平的提升也促进生育政策支持体系的优化,经济较发达的地区在生育支持政策的覆盖和落实方面通常更具优势,例如生育保险的普及、育儿补贴的发放、托育体系的建设等。基于此,本研究提出以下假设:

**假设 2a:** 婚姻状态对后生育转变阶段生育水平变化的贡献存在区域差异,在经济社会发展水平较高的地区更为显著。

**假设 2b:** 随着经济社会发展水平的提升,婚姻状态对生育水平变化的贡献逐渐上升。

### 三、数据、变量与方法

#### (一) 数据

为了估计婚姻状态对生育水平变化的贡献,本文采用 1990 年、2000 年、2010 年和 2020 年四次人口普查 1% 样本的微观数据。1990 年样本数据来自 IPUMS 国际人口普查计划,2000 年至 2020 年的三次人口普查微观数据由国家统计局提供。人口普查是当前我国测算生育水平

的主要依据,能够较全面地反映育龄女性的婚姻与生育状况。依循育龄女性的界定标准,本文的研究对象为 15~49 岁的女性。

生育转变完成大致以生育率低于更替水平为标志。中国在 20 世纪 90 年代初即已完成生育转变。因此,本文选取 1990 年为起始年份,便于考察生育转变完成后婚姻状态对生育水平变化的贡献及其趋势。由于本文的重点并非测算不同年份的生育率,因此未对出生人口漏报问题进行额外校正。需要指出的是,1990 年至 2020 年四次人口普查的漏报率存在差异。1990 年和 2000 年人口普查由于流动人口和入户调查配合度等原因,人口漏报率分别为 0.07% 和 1.81%,2010 年和 2020 年人口普查对调查技术和方法进行改进后漏报率大大降低(翟振武、刘雯莉,2021)。出生人口漏报和瞒报的影响因素更为复杂,可能影响生育水平的测量。尤其是在不同时段的数据质量差异下,出生登记的完整性可能存在系统性偏差。不同年份的人口普查在数据采集方式、统计口径和质量控制上存在差异,可能导致出生登记的不一致性,政策变动等外部因素也可能影响出生人口漏报率。如果漏报率的跨时期变动在不同年龄和受教育程度的群体间不均衡,则可能影响本研究对生育水平结构性变动的估计,进而高估或低估婚姻状态对生育水平变化的贡献。

## (二) 主要变量

为了估计婚姻状态对生育水平的贡献,本研究使用的因变量是过去一年生育子女数。人口普查对过去一年生育状况的询问主要涉及过去一年是否有生育行为以及是否有多个生育子女数。婚姻状态分为“未婚”“在婚”“离异和丧偶”三类。1990 年至 2020 年四次人口普查对婚姻状态的分类存在一定差异。1990 年第四次全国人口普查划分婚姻状态为未婚、在婚、离异和丧偶;自 2000 年“五普”开始,在婚进一步区分为初婚有配偶和再婚有配偶两类。为了保证可比性,本文将初婚和再婚有配偶合并为在婚状态。由于离异和丧偶占比较小,本研究将这两类合并。控制变量包括年龄、受教育程度、民族和居住省份。年龄每五岁分一组,将 15~49 岁育龄女性划分为七组。历次人口普查的受教育程度分类也存在差异。重新构建的受教育程度变量被划分为“文盲/半文盲”“小学”“初中”“高中/中专”以及“大学/大专及以上学历”五个类别。民族为虚拟变量,汉族为 1,其他为 0。需要指出的是,尽管以往研究指出家庭背景(如父母受教育程度和职业、家庭收入和财产等)、就

业以及流动经历对婚姻存在影响,但人口普查的问题设置并不支持在分析中纳入所有可能的影响因素。人口普查虽然也包含个体的就业和流动状态,但由于无法区分就业、流动状态与婚姻生育之间的时间次序,故而无法将其纳入分析。

省级层面的自变量包括一系列经济社会发展水平指标。本文基于对应于普查年份的《中国统计年鉴》,构建包含一系列经济社会发展水平相关指标的省级面板数据。人均可支配收入和平均受教育程度是衡量经济社会发展水平的重要指标。以往研究也指出房价对婚姻和生育具有重要影响,尤其在进入 21 世纪之后,房价的上涨带来的婚育成本提升,已经成为年轻人推迟婚育的重要影响因素。此外,近年来我国已出台一系列生育支持政策,潜在影响着个体的婚育行为。其中,生育保险作为社会保险的重要构成部分,其参保率反映出地区层面对生育的政策支持力度。考虑到省级数据的局限,难以涵盖所有可能的经济社会发展因素,本研究尽可能全面考虑社会、经济和政策三个维度,选取具有代表性的指标,以期就婚姻状态对生育水平变化的渐进式贡献进行探索性的实证检验。

### (三) 估计婚姻状态对生育水平变化的贡献

跨时期生育水平变化在个体层面有三种影响机制:(1)年龄和受教育程度等因素( $c$ )通过影响婚姻状态( $x$ )进而影响生育行为( $y$ );(2)年龄和受教育程度等因素( $c$ )对生育行为( $y$ )的直接影响;(3)控制年龄和受教育程度等因素( $c$ )对婚姻状态( $x$ )的影响后,婚姻状态对生育行为( $y$ )的影响(图 2 左)。以 1990 年和 2000 年的生育水平变化为例,婚姻状态受到年龄和受教育程度的影响,简单以 1990 年育龄女性的婚姻状态分布替换 2000 年的分布所得出的分解效应估计可能部分是由育龄女性年龄和受教育程度的结构变化所导致。考虑到这一内生性问题,我们使用条件分解法,通过估计 1990 年干扰变量和受教育程度之间的回归方程得到参数估计,进而将 2000 年干扰变量的实际观测值代入估计的回归方程,得到每个个体婚姻状态的反事实分布(如婚姻状态为类别变量,则为多项分布)。基于参数方程生成反事实样本,通过比较反事实样本和观察样本的生育率得出婚姻状态变化对生育水平变化的贡献。因此,条件分解法不是简单以 1990 年育龄女性的婚姻分布替换 2000 年的分布,而是给定以婚姻状态为因变量的回归方程参数估计与

1990 年保持一致的情形下,使用 2000 年个体年龄和受教育程度的观测值对个体婚姻状态和过去一年生育子女数进行反事实估计,这样能够控制年龄和受教育程度的影响,得到婚姻状态对 1990 年和 2000 年生育行为变化以及宏观生育率变化的贡献(图 2 右)。

与广泛使用的其他分解法不同,本文所使用的分解方法有两个优势:一是能够处理多因素的复杂因果关系以区分各因素对因变量跨时期或群体间差异的贡献;<sup>1</sup>二是通过蒙特卡洛模拟生成个体反事实观测值的方式构建反事实样本,增强了计算各种生育水平指标(出生率、总和生育率等)的灵活性。

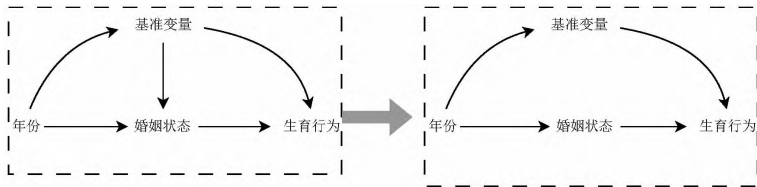


图 2: 过去一年生育子女数跨时期差异的分解思路

本研究首先将 1990 年数据和 2000 年、2010 年、2020 年的每一次人口普查微观数据汇总为一个数据,以 1990 年作为参照年份,构建年份虚拟变量  $g$ ,得到三组样本数据。对于每一组样本数据,构建以解释变量( $x$ )作为因变量,以年份变量  $g$ 、影响  $x$  的一组基准变量( $c$ )及其交互项为控制变量的中介方程[1]。同时,构建以过去一年生育子女数( $y$ )为因变量的结果方程 [2]。中介方程以婚姻状态为因变量,基准变量( $c$ ) (年龄组别、受教育程度、民族以及常住省份)为自变量,构建多类别逻辑回归。结果方程以过去一年生育子女数( $y$ )为因变量,以婚姻状态( $x$ )以及基准变量( $c$ )为自变量,采用线性回归方程进行估计。<sup>2</sup>考虑到控制变

1. Oaxaca-Blinder 分解尽管被广泛用于分解多个解释变量对群体间差异的贡献,但并没有将解释变量之间的因果次序考虑在内。当解释变量之间存在时间次序上的依赖关系时,Oaxaca-Blinder 分解的结果对内生性偏误高度敏感 (Jackson and VanderWeele, 2018: 10)。Oaxaca-Blinder 分解也可以使用重新加权法进行估计 (Barsky, *et al.*, 2002; DiNardo, *et al.*, 1996)。在本研究的设定中,除了基准变量( $c$ )同时作用于解释变量( $x$ )和因变量( $y$ )的估计,模型并没有包括其他控制变量,在理论上和通过重新加权方法进行 Oaxaca-Blinder 分解的结果是相同的 (Jackson, 2021: 288)。

2. 1990 年至 2020 年四次人口普查中多胎次生育占比较低,因变量大部分取值为 0 和 1。使用回归方程对结果方程进行估计主要基于以下考虑。结果方程的自变量均为 (转下页)

量、婚姻状态和生育行为的相关关系在不同时期可能存在差异，我们在结果方程中加入年份变量  $g$  与基准变量 ( $c$ )、婚姻状态 ( $x$ ) 的交互项。中介方程和结果方程不包含婚姻状态影响个体生育行为的中介变量，因此估计的是婚姻状态对跨时期生育行为变化的总效应。结果方程以过去一年生育子女数作为因变量。对于个体，其中介方程和结果方程分别表示为：

$$\text{中介方程：} p(x_{i,k}|g_i, c_i) = \alpha_{0,k} + \alpha_{1,k} g_i + \alpha_{2,k} c_i + \alpha_{3,k} g_i c_i \quad (k = 1, 2, 3) \quad [1]$$

$$\text{结果方程：} E[y_i|x_i, g_i, c_i] = \beta_0 + \beta_1 g_i + \beta_2 x_i + \beta_3 g_i x_i + \beta_4 c_i + \beta_5 g_i c_i \quad [2]$$

接下来进行反事实婚姻状态的估计。我们首先使用多类别逻辑回归估计每个样本中介方程的参数估计值。然后以中介方程参照年份 (1990 年) ( $g_i=0$ ) 相关系数估计值 ( $\alpha_{0,k}$ ,  $\alpha_{2,k}$ ) 和之后年份 (2000、2010、2020) 个体的相应基准变量观测值 ( $c_i$ ) 构建之后年份反事实情形下个体婚姻状态的可能性为：

$$p[x_{i,k}^*|g_i = 0, c_i] = \alpha_{0,k} + \alpha_{2,k} c_i \quad [3]$$

换言之，之后年份 (2000、2010、2020) 个体的婚姻状态服从和 1990 年婚姻状态相同的分布。我们将反事实情形下个体  $i$  为婚姻状态  $k$  的预测可能性定义为  $x_{i,k}^*(0)$ 。接下来将  $x_{i,k}^*(0)$  代入结果方程，其他变量的取值为个体实际的观测值，得到个体的反事实生育子女数。对于之后年份的个体，生育子女数的期望值为：

$$E[y_i^*|g_i = 1, x_{i,k}^*(0), c_i] = \beta_0 + \beta_1 + (\beta_2 + \beta_3) \cdot x_{i,k}^*(0) + (\beta_4 + \beta_5) c_i \quad [4]$$

基于之后年份的观察值和反事实估计值的比较以估计婚姻状态对生育水平变化的贡献。首先来看过去一年平均生育子女数，我们可以得到如下方程：

$$E[y_i|g_i = 1] - E[y_i|g_i = 0] = \underbrace{E[y_i|g_i = 1, x_i, c_i] - E[y_i^*|g_i = 1, x_{i,k}^*(0), c_i]}_{\text{婚姻状态的贡献}} + \underbrace{E[y_i^*|g_i = 1, x_{i,k}^*(0), c_i] - E[y_i|g_i = 0, x_i, c_i]}_{\text{未被婚姻状态解释的部分}} \quad [5]$$

婚姻状态的贡献可以理解为，之后年份 (2000、2010、2020) 和 1990 年的婚姻状态分布保持一致的情形下生育水平的变化程度 (图 3)。与以往使用 1990 年的婚姻状态结构对之后年份的婚姻状态结构直接进行替

(接上页) 类别变量，可以视为一系列虚拟变量，在这种模型设定下，因变量 (过去一年生育子女数) 拟合值可以视为由类别变量所定义的每个单元的均值 (Woodridge, 2010: 457)。

换不同,这一方法有两个优势。首先,上述方法剔除了年龄、受教育程度以及其他影响婚姻状态的因素的干扰。如果简单地以1990年的婚姻状态结构替换之后年份的婚姻状态结构进行分解,我们会忽略不同时期的年龄结构、受教育程度等因素也在发生变化。在个体数据可及和复杂因果关系存在的情况下,上述方法尤其适用于估计婚姻状态变化对生育水平变化的贡献。

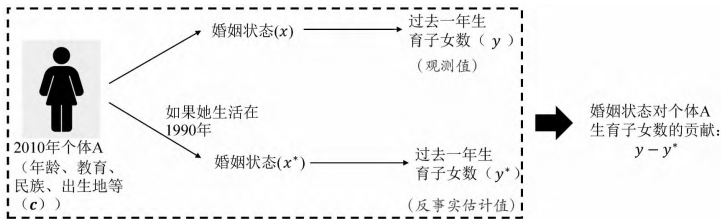


图3:婚姻状态对生育水平贡献的条件分解思路图

其次,基于反事实样本构建模型便于估计各种复杂的生育测算指标(例如总和生育率)以及分地区(城乡和省份)估计值。考虑到上述方法是通过在个体层面生成过去一年生育子女数的反事实估计值,对于特定群体的贡献程度,研究者只需对过去一年生育子女数的反事实估计值进行计算即可。总和生育率的分解是年龄组别生育率分解结果的加总。<sup>3</sup>

需要指出的是,本文分解结果具有因果性识别的假设是除了控制变量之外,不存在其他干扰变量同时影响解释变量和结果变量。由于人口普查的变量比较有限,在不追求因果解释的前提下,婚姻状态的分解结果可以解释为剔除年龄和受教育程度等控制变量(c)的干扰效应后婚姻状态对生育水平变化的贡献。

为了验证分析结果的稳健性,本文通过 bootstrapping 方法进行200次数据模拟分析,通过可放回再抽样的方式构建模拟数据集,进而计算200次分析结果的标准差(Sudharsanan and Bijlsma, 2018)。较小的标准差意味着上述分析得出的结果具有稳健性。

#### (四)回归模型设定

为了进一步分析经济社会发展水平的影响,本文以省级层面婚姻

3. 由于年龄组结构变化不对总和生育率产生影响,因此总和生育率分解时,解释方程和结果方程中并不控制年龄类别。

状态对生育水平变化的贡献为因变量进行回归分析。对于每个省份,我们得到其在 2000 年、2010 年和 2020 年三个时间点的婚姻状态贡献估计值。<sup>4</sup> 由于不同省份生育水平的变化在过去 30 年存在显著差别,因此在回归分析中本文将因变量设定为婚姻状态的贡献占过去一年生育子女数和总和生育率跨时期变化的比例,以保证省份之间的可比性。省级层面固定效应模型表示为:

$$Y_{jt} = \rho_0 + \gamma_1 X_{jt} + \pi_j + \lambda_t + \epsilon_{jt} \quad [6]$$

其中, $\gamma_1$  为社会经济发展因素( $X_{jt}$ )和婚姻状态贡献比例( $Y_{jt}$ )的相关系数估计。在第二个模型中,本文加入经济社会发展因素和省份所在地区(东、中、西部)的交互项:

$$Y_{jt} = \rho_0 + \gamma_1 X_{jt} + \gamma_2 X_{jt} \times R_j + \pi_j + \lambda_t + \epsilon_{jt} \quad [7]$$

以东部地区为参照,方程[7]中 $\gamma_1$ 可以理解东部地区经济社会发展因素的相关系数估计, $\gamma_2$ 为中西部地区与东部地区在经济社会发展因素的相关系数上存在的差异。

## 四、分析结果

### (一) 过去一年生育子女数的影响因素及跨时期差异

表 1 给出了以过去一年生育子女数为因变量的结果方程(方程[2])系数估计。出于简洁和便于分析的考虑,这里仅列出主要解释因素的主效应( $\beta_2$ 和 $\beta_4$ )及其与年份变量的交互效应( $\beta_3$ 和 $\beta_5$ )。由于以 1990 年人口普查的育龄女性为参照组,主效应为 1990 年各解释因素的相关系数估计,交互效应为之后年份(2000、2010、2020)与 1990 年样本相关系数差异的估计。<sup>5</sup> 这里简要论述过去一年生育子女数的影响因素分析结果。就婚姻状态而言,纳入控制变量的前提下,在婚育龄女性相对于其他婚姻状态类别的育龄女性过去一年生育子女数的差异在 1990 年最大。对于之后年份,未婚和丧偶状态的交互项相关系数为正,意味着其相对于在婚育龄女性过去一年生育子女数的差异较之 1990 年一直下降。就离异状态而言,之后年份的交互项相关系数为负,且在 2010 年并

4. 重庆市于 1997 年成为直辖市,1990 年人口普查时仍归属四川省。在分省份估计时,我们使用四川省 1990 年的数据作为估计重庆市 2000 年、2010 年、2020 年婚姻状态贡献的参照组。

5. 主效应和交互项相加即之后年份的各解释变量相关系数估计。

不显著,这意味着在之后年份,离异状态育龄女性与在婚状态育龄女性的生育差异随时间推移有所加大。对类别变量回归系数的解释是相对于参照组而言的。考虑到婚内生育水平显著下降的趋势,上述分析结果表明,婚内生育水平相对于其他婚姻类别的生育水平下降速度更快。

年龄和受教育程度的回归系数呈现相似的趋势,即不同年龄组和受教育程度之间在过去一年生育子女数上的差异随着时间出现收敛的趋势。首先,不同年龄组别相对于25~29岁这一年龄组的回归系数变化存在差异。对于35岁及以上的育龄女性,相应的交互项回归系数尽管为负,但数值并不大,结合1990年主效应的值,以25~29岁为参照组,可以看出大龄育龄女性的生育水平仍然存在显著的跨时期差异。但是对于35岁以下的年轻育龄女性,其生育水平收敛幅度要更大一些。在1990年,15~24岁育龄女性的生育水平远高于25~29岁,并且30~34岁育龄女性的生育水平远低于25~29岁,但随着时间的推移,这一差距迅速收敛,这可能是育龄女性推迟生育导致的。其次,不同受教育程度的育龄女性的生育水平尽管存在差异,但差异较小。并且,随着时间变化,这一差异进一步缩小。在给定年龄、婚姻状态的情况下,这一结果表明,不同受教育程度的育龄女性在过去一年生育子女数上差距甚微。

上述分析一方面表明不同婚姻状态下的育龄女性过去一年生育子女数存在跨时期差异,因此婚姻状态对生育水平变化的影响不仅包括婚姻状态的结构变化,还包括给定婚姻状态的跨时期生育行为变化带来的系数效应。同样,年龄和受教育程度的回归系数也表明其和过去一年生育子女数之间存在显著相关。在以婚姻状态为因变量的多分类逻辑回归分析中,结果进一步表明年龄和受教育程度对婚姻状态也存在显著影响。相较于1990年,之后年份育龄女性的年龄和受教育程度结构发生变化。

## (二) 婚姻状态对生育水平变化的贡献

表2给出了基于条件分解法的分析结果。从数据观测值来看,育龄女性过去一年生育子女数在1990年为0.076个,2000年、2010年、2020年分别下降至0.037、0.033和0.038个。条件分解模型估计值表示以婚姻状态的反事实估计值计算得出的过去一年生育子女数均值,与相应年份的观测值之差即为婚姻状态对生育水平变化的贡献估计。对于之后年份的个体,给定其他特征(年龄、受教育程度、民族和省份)为真实

表 1:育龄女性过去一年生育子女数结果方程的相关系数估计

	1990	1990、2000	1990、2000、2010	1990、2000、2010、2020
主要解释变量	主效应( $\beta_2$ )	交互项( $\beta_3$ )	交互项( $\beta_3$ )	交互项( $\beta_3$ )
婚姻状态(参照组:在婚)				
未婚	-0.272*** (0.001)	0.069*** (0.002)	0.117*** (0.002)	0.126*** (0.002)
离异	-0.013** (0.004)	-0.015** (0.006)	-0.010 (0.006)	-0.019*** (0.005)
丧偶	-0.075*** (0.006)	0.065*** (0.007)	0.067*** (0.007)	0.064*** (0.008)
主要控制变量	主效应( $\beta_4$ )	交互项( $\beta_5$ )	交互项( $\beta_5$ )	交互项( $\beta_5$ )
年龄(参照组:25~29)				
(15~19)	0.096*** (0.002)	-0.009*** (0.003)	-0.055*** (0.002)	-0.093*** (0.002)
(20~24)	0.112*** (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.057*** (0.002)	-0.096*** (0.002)
(30~34)	-0.118*** (0.001)	0.040*** (0.002)	0.056*** (0.002)	0.057*** (0.002)
(35~39)	-0.156*** (0.001)	0.050*** (0.002)	0.062*** (0.002)	0.050*** (0.002)
(40~44)	-0.170*** (0.001)	0.059*** (0.002)	0.063*** (0.002)	0.039*** (0.002)
(45~49)	-0.175*** (0.002)	0.063*** (0.002)	0.065*** (0.002)	0.039*** (0.002)
受教育程度(参照组:高中/中专)				
文盲/半文盲	0.007*** (0.001)	-0.005** (0.002)	-0.008** (0.003)	0.005 (0.004)
小学	0.005*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.005*** (0.002)
初中	-0.010*** (0.001)	0.012*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.014*** (0.002)
大学/大专及以上	0.009** (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.007* (0.003)	0.006 (0.003)
其他控制变量	是			
省份	是			
民族(汉族=1)	是			

注:数据来源于1990—2020年四次人口普查微观数据。括号内为标准误,\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ 。

值,婚姻状态的条件分布如果与1990年保持一致,过去一年生育子女数的平均值分别为0.040、0.039和0.047,即婚姻状态这一因素带来的下降幅度在2000年、2010年和2020年分别为-0.003、-0.006和-0.009,占总下降幅度的比例分别为8.7%、14.0%和23.7%。考虑到总和生育率已经剔除了年龄结构的影响,分析结果显示婚姻状态导致的下降幅度分别为-0.117、-0.211和-0.318,占总和生育率下降幅度的比例分别为13.4%、22.2%和37.9%。可见,婚姻状态对生育水平变化的解释程度随着时间推移显著上升,假设1得到验证。就总和生育率而言,婚姻状态对其下降幅度的解释比例在2020年已经超过了三分之一。表3汇报了基于200次模拟得出的贡献和贡献占比均值以及标准差。相对于均值,标准差很小,表明忽略变量并不会对上述分析结果产生较大影响,结果具有稳健性。

表 2: 婚姻状态结构对育龄女性生育水平跨时期变化的贡献

过去一年生育子女数						
年份	观测值	条件分解模型	1990年观测值	与1990相比变化	贡献	贡献比例
2000	0.0368	0.0401		-0.0387	-0.0034	8.7%
2010	0.0335	0.0394	0.0755	-0.0420	-0.0059	14.0%
2020	0.0375	0.0465		-0.0380	-0.0090	23.7%
总和生育率						
年份	观测值	条件分解模型	1990年观测值	与1990相比变化	贡献	贡献比例
2000	1.254	1.372		-0.876	-0.117	13.4%
2010	1.179	1.390	2.130	-0.951	-0.211	22.2%
2020	1.291	1.609		-0.839	-0.318	37.9%

注:数据来源于1990—2020年四次人口普查微观数据;由于表2上半部分估计值较小,故小数点后保留4位数。

表 3: 婚姻状态结构对育龄女性生育水平跨时期变化贡献的 Bootstrapping 估计

过去一年生育子女数				
年份	条件分解贡献均值	标准差	条件分解贡献比例均值(%)	标准差
2000	-0.003	0.000	7.5	1.2
2010	-0.005	0.001	12.7	1.3
2020	-0.008	0.001	22.1	1.9
总和生育率				
年份	条件分解贡献均值	标准差	条件分解贡献比例均值(%)	标准差
2000	-0.101	0.016	11.5	1.9
2010	-0.192	0.018	20.2	2.0
2020	-0.296	0.028	35.2	3.5

注:数据来源于1990—2020年四次人口普查微观数据。

由于条件分解法是通过在个体层面估计育龄女性过去一年生育子女数的反事实估计值分类汇总计算的，因此我们可以方便地分城乡和省份计算婚姻状态对育龄女性过去一年生育子女数和总和生育率的估计值。图4和图5分别给出分城乡和省份的贡献值以及贡献比例的估计，验证了假设2a。1990年IPUMS人口普查样本并没有包含城乡分类变量，因此分城乡计算贡献比例时分母是基于不区分城乡的育龄女性过去一年生育子女数和总和生育率。总体而言，对于城镇和农村地区，婚姻状态对生育水平变化的贡献均呈现随时间逐渐上升的趋势。城镇地区婚姻状态对生育水平变化的贡献远高于农村地区。分省份的分析结果显示，几乎在所有省份和年份，婚姻状态对育龄女性过去一年生育子女数和总和生育率均有显著的贡献。从贡献比例来看，婚姻状态的贡献比例在北京、上海等经济发达省份更高，在大部分省份的贡献比例随着时间推移迅速上升。<sup>6</sup>

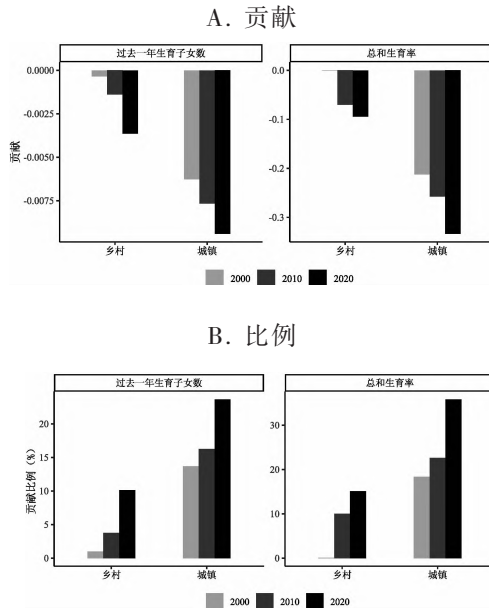


图4：分城乡婚姻状态对育龄女性生育水平跨时期变化的贡献及比例

6. 由于结果方程包含的变量有限，在纳入其他重要的变量（例如流动经历和工作经历）后，如果相对于1990年育龄女性的婚姻状态相关系数发生改变，这一分析结果可能有所下降。由于人口普查仅仅询问了当前的工作状态和流动状态，难以区分其和生育事件的先后次序，本分析难以纳入这两个重要变量。

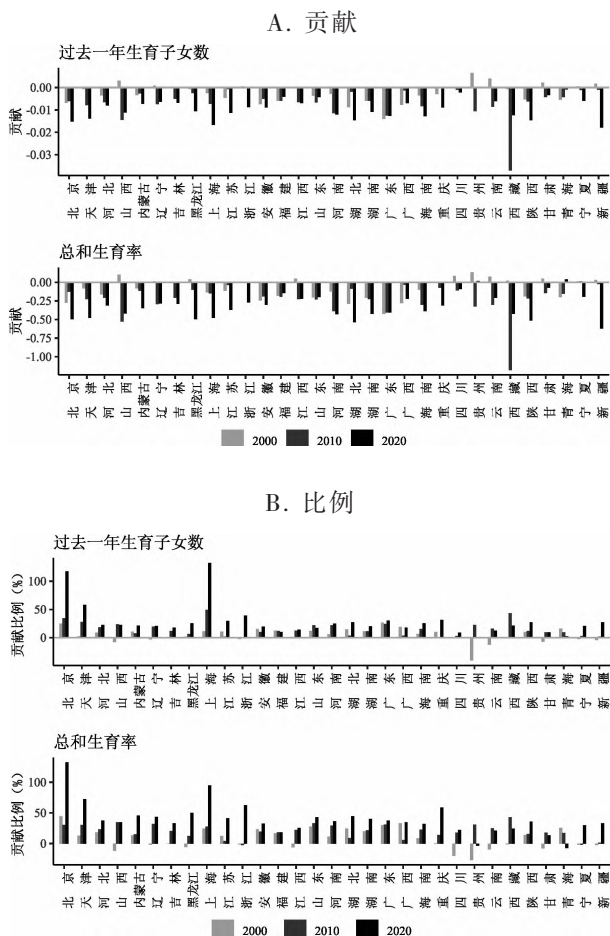


图 5: 分省份婚姻状态对育龄女性生育水平跨时期变化的贡献及其比例  
注: 数据来源于 1990—2020 年四次人口普查微观数据。

考虑到城乡、地区间发展水平的差异, 以上结果表明婚姻状态对生育水平变化的贡献随时间增长, 与经济社会发展水平存在正相关。

### (三) 经济社会发展水平与婚姻状态对生育水平变化的贡献

尽管前文分析证实了我国生育转变完成后婚姻状态对生育水平变化的贡献存在渐进式过程, 但我们无法确定经济社会发展水平如何形塑地区间贡献的差异。要回答这一问题, 我们需要验证以下两个问题: 哪些经济社会发展指标与婚姻状态对生育水平变化的贡献存在显著相

关?同样的经济社会发展指标是否在不同的地区存在异质性的效应?

接下来本研究转入对婚姻状态省际差异的影响因素分析。表4给出了婚姻状态对生育水平变化贡献比例的影响机制分析结果。从基准模型(方程[6])分析结果来看,分析结果并没有发现生育保险参保率会影响贡献比例。就婚姻状态对育龄女性过去一年生育子女数跨时期变化贡献的比例来看,仅有房价的回归系数为正,并且具有统计显著性。所在省份房价每上升1 000元,婚姻状态的贡献比例会上升3.386%。总和生育率剔除了年龄结构变化的影响,因此可以理解为控制年龄结构的分析结果。样本所在省份平均受教育年限每增加一年,婚姻状态对总和生育率跨时期变化的贡献比例上升6.321%。人均可支配收入和房价每增加1 000元,婚姻状态对总和生育率跨时期变化的贡献比例分别上升0.331%和1.462%,在 $p < 0.1$ 的水平上统计显著。考虑到分析样本量较小,可以认为人均可支配收入和房价也会影响婚姻状态对总和生育率的贡献比例。假设2b得到了部分验证。

交互模型(方程[7])加入了地区和解释变量的交互项,以东部地区为参照组,以捕捉经济社会发展指标的区域异质性影响。分析结果表明,平均受教育年限在西部地区对婚姻状态之于生育水平变化的贡献比例远高于在东部地区。房价的影响主要体现在东部地区。尽管中部地区的交互项回归系数为负,但并不显著。而在西部地区,分析结果在不同因变量设定上存在一定的差异。尽管房价与西部地区的交互项回归系数均为负值,但在对总和生育率贡献比例的分析中并不显著。在对育龄女性过去一年生育子女数的贡献比例中,交互项回归系数的绝对值甚至大于主效应回归系数,即在西部地区,房价上升会降低婚姻状态对育龄女性过去一年生育子女数跨时期变化的贡献比例。人均可支配收入提升在西部地区产生的作用更为显著,会增加婚姻状态对总和生育率跨时期变化的贡献比例。能够看出,尤其就西部地区而言,婚姻状态对生育水平变化的贡献比例的解释机制与东部地区存在较大差异。西部地区房价上升带来的影响要弱于东部地区,但人均可支配收入和平均受教育年限的影响在西部地区更强。

总结而言,经济社会发展通过提高个体受教育程度、可支配收入及房价等因素增强了婚姻状态在生育水平变化中的重要性,但并没有发现生育保险参保率提升具有显著影响。本文的分析也表明,在不同地

表 4: 婚姻状态对生育水平变化贡献比例影响因素的固定效应分析结果

	对过去一年生育子女数的贡献比例		对总和生育率的贡献比例	
	基准模型	交互模型	基准模型	交互模型
人均可支配收入(千元)	0.160 (0.133)	-0.212 (0.562)	0.331+ (0.169)	-1.035 (0.779)
平均受教育年限	-0.108 (2.462)	-10.795** (3.966)	6.321* (3.130)	-4.510 (5.501)
房价(千元)	3.386*** (0.578)	4.665*** (0.609)	1.462+ (0.735)	2.477** (0.844)
生育保险参保率(%)	-0.123 (0.116)	-0.111 (0.108)	0.150 (0.147)	0.206 (0.150)
交互项(以东部地区为参照)				
人均可支配收入(千元) × 中部地区		0.107 (1.034)		0.967 (1.434)
人均可支配收入(千元) × 西部地区		0.687 (0.586)		1.693* (0.813)
平均受教育年限×中部 地区		16.186 (15.578)		16.821 (21.605)
平均受教育年限×西部 地区		33.383*** (7.687)		27.487* (10.661)
房价(千元) × 中部地区		-3.713 (4.583)		-0.970 (6.356)
房价(千元) × 西部地区		-8.936** (2.788)		-6.220 (3.867)
生育保险参保率(%) × 中部地区		0.014 (0.641)		-0.486 (0.889)
生育保险参保率(%) × 中部地区		0.069 (0.511)		0.009 (0.709)
截距	-1.596 (18.893)	-23.608 (34.768)	-47.648+ (24.022)	-54.173 (48.220)
N	93	93	93	93
R <sup>2</sup>	0.664	0.779	0.596	0.683
省份数量	31	31	31	31

注:数据来源于1990—2020年四次人口普查微观数据和对应年份的《中国统计年鉴》。括号内为标准误,\*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , +  $p < 0.1$ 。

区，形塑婚姻状态对生育水平变化贡献的经济社会发展因素也存在差异。就西部地区而言，平均受教育程度和人均可支配收入与婚姻状态对生育水平变化的贡献比例之间的正向相关关系相对于东部及中部地区更为突出；但房价与婚姻状态对生育水平变化的贡献比例之间的正向关系主要体现在东部地区。考虑到不同区域的发展水平存在差异，西部地区育龄女性受教育程度和收入水平在生育转变完成以来提升显著，对婚育行为的影响更为突出。随着 20 世纪末商品房市场放开，尤其东部地区房价快速上涨，购房成本已经成为影响年轻人婚育决策的最重要因素之一。

## 五、总结和讨论

应对持续低生育水平是关系人口长期发展战略的关键，其中，如何认识后生育转变阶段低生育水平的形成过程是亟待解答的问题。围绕第二次生育转变理论，国内外学界对中国社会的生育水平变化提出了不同的解释进路。在回顾生育转变理论相关争论的基础上，本文将分析的重点聚焦于婚姻与生育的关系，并通过对生育转变完成后婚姻状态的结构变化及其特点进行分析，指出婚姻状态对生育水平变化的贡献是现有研究没有明确回答的问题，也构成在理论层面推进中国低生育水平成因研究的挑战。我国生育转变完成以来，婚姻状态的结构相对稳定，其原因在于年龄和受教育程度变化带来的对冲效应掩盖了婚育观念变化，这也为估计婚姻状况对生育水平变化的贡献带来了挑战。

基于 1990 年至 2020 年四次人口普查微观数据，本文使用分解法估计我国生育转变完成后婚姻状态对生育水平变化的贡献。研究发现，生育转变完成后，婚姻状态对生育水平变化的重要性随时间推移迅速提升，同时呈现城乡和省份之间的空间异质性。近年来，婚姻观念转变和生育水平之间的关系也日渐引起学术和政策层面的重视。中国人口结构的复杂性及地区间经济社会文化差异导致生育转变完成后婚育观念变化对生育水平的影响难以判断。本文的分析结果在理论层面回应了以第二次生育转变理论解释中国生育水平变化的相关争论。改革开放以来，中国婚育观念开始发生转变，尽管在后生育转变阶段开始之初，婚姻状态对生育水平的变化并没有产生重要的影响，但随着婚育观念转变的深入以及社会发展过程中生育成本的上升，婚姻状态对生育水

平的贡献程度越来越高。

需要指出的是,在中国生育行为长期受计划生育政策影响的背景下,婚姻状态与生育水平之间的关系并非完全由个体意愿或社会观念所决定。尤其是在1990年至2010年前后,“晚婚晚育”“一孩化政策”等官方政策通过婚姻登记制度对生育进行制度化约束,客观上强化了婚内生育的唯一正当地位,也对婚姻状态结构与生育行为之间的高度绑定形成了制度支持(陆杰华、王笑非,2013;计迎春、郑真真,2018)。因此,本文估计的婚姻状态对生育水平变化的贡献不仅反映了婚育观念变化与社会发展因素的作用,也可能在一定程度上折射出国家政策对生育实践路径的制度规训。随着近年来生育政策的调整及放宽,计划生育政策的规范性影响逐渐减弱,未来婚姻结构对生育水平的影响机制可能也将随之发生转变。

本文的分析结果一方面表明婚姻对生育水平变化的重要性越发凸显,另一方面也表明经济社会发展水平不仅直接关系到生育水平的变化,也显著影响婚姻对生育水平的贡献程度。在当前中国婚育强绑定、观念转型滞后于结构转型的现实背景下,婚姻状态对生育水平的持续性影响揭示了中国社会结构转型路径中独特的低生育机制。通过将结构性因素引入对第二次生育转变理论的回应,本文不仅为中国低生育现象提供了新的经验证据,也拓展了该理论在非西方社会语境中的解释边界。进一步来看,尽管当代中国的生育行为在一定程度上受到全球人口变迁趋势的影响,但其特有的制度安排、文化规范与家庭结构仍构成理解中国生育模式不可忽视的内在机制。本文通过对婚姻结构与生育水平之间关系的系统估计,尝试以经验事实为基础,在全球理论框架之外提出中国路径下的理论思考。婚姻状态的渐进性贡献不仅反映了制度与文化交织下的生育行为逻辑,也为构建具有社会结构维度的本土生育理论提供了重要支点。通过强调结构约束的持续性与渐进性,本研究有助于推动中国人口社会学研究从经验研究向理论建构的深化发展。综上,本文基于中国生育转变完成后三十年跨度的四次人口普查微观数据进行了深入分析,也为未来进一步验证中国婚育观念变化和生育水平之间的关系提供了理论和方法上的参照。

本文在方法层面也提供了联结宏观人口现象与微观人口行为的一种可能研究路径。对于社会科学,搭建宏观和微观现象之间的桥梁是永

恒的主题。无论是“科尔曼之舟”对联结宏观和微观社会学的尝试,还是20世纪70年代以来人口学对宏观和微观研究取向的争论,都体现出宏观和微观视角对社会或人口现象的研究来说缺一不可。近年来,因果分解法在社会学领域的发展也为融合宏观-微观视角的研究提供了可能。本文认为对生育水平的认识不仅需要从微观层面深入认识生育意愿和行为的内在机制,同时更需要基于清晰的因果链条估计不同因素在解释宏观生育水平变化方面的重要性。

本文的分析具有一定的局限性。首先,受限于数据信息,本文并不能从因果层面解释分析结果。因此,本文在分析中重点关注导致中国婚姻状态“静水潜流”现象的两个关键因素:年龄和受教育程度。换言之,本研究所估算的婚姻对生育水平变化的贡献并不能完全归结于婚姻观念转变,也可能是家庭背景、生活经历等无法被控制的因素所导致。本文也没有将育龄女性曾生子女数及子女性别等变量纳入分析,因为婚姻状态是曾生子女数及结构的因。从因果次序看,将曾生子女数及子女性别结构纳入分析所得到的结果是控制婚姻状态通过影响曾生子女数及子女性别结构进而影响过去一年生育子女数这一中介渠道后婚姻状态的直接影响。这种分析思路能够对婚姻状态影响生育水平的直接和间接效应进行分解,但超出了本文的研究目的。基于因果中介分析的方法,未来的研究可以进一步深入分析婚姻状态如何影响生育水平。

其次,1990年人口普查微观样本(IPUMS)不包含城乡类别信息,导致在条件分解模型中无法直接纳入城乡类别的控制变量。因此,本文在估计个体层面的分解结果之后分别估算城镇与乡村地区婚姻状态对生育水平变化的贡献及其变化趋势。未来研究可进一步引入包含城乡分类等变量的信息,提升对城乡差异机制的识别能力。

最后,本文对区域异质性的分析主要关注直接影响生育成本的相关因素。个体婚姻观念也和传统婚育文化在不同区域的强度存在关联,但传统婚育文化难以通过简单的量化指标进行测量,因此,基于个案访谈的定性研究或许能更深入地讨论这一问题。

## 参考文献(References)

- 才多多.1991.中国女性初婚、初育年龄变动与人口控制研究[J].中国人口科学(1):34-39.

- 蔡韦成、谢宇.2024.孕育希望:宏观代际流动性对生育意愿的影响[J].社会(1):178-212.
- 陈佳鞠.2021.后生育转变阶段的生育水平差异及其原因[J].人口研究(6):62-80.
- 陈卫、高爽.2013.中国生育率转变中的数量和进度效应[J].人口研究(3):11-28.
- 陈卫、刘金菊.2021.近年来中国出生人数下降及其影响因素[J].人口研究(3):57-64.
- 淡静怡、姜全保.2020.中国女性初婚模式变动趋势研究[J].人口学刊(2):17-28.
- 计迎春、郑真真.2018.社会性别和发展视角下的中国低生育率[J].中国社会科学(8):143-161.
- 姜全保、杨淑彩、李树苗.2018.中国出生人口数量变化研究[J].中国人口科学(1):60-71.
- 李月、张许颖.2021.婚姻推迟、婚内生育率对中国生育水平的影响——基于对总和生育率分解的研究[J].人口学刊(4):1-11.
- 陆杰华、王笑非.2013.20世纪90年代以来我国婚姻状况变化分析[J].北京社会科学(3):62-72.
- 茅倬彦、莫华归.2024.中国人口惯性的历史演进与城乡差异[J].中国人口科学(1):83-97.
- 宋健、胡波.2022.中国育龄人群的生育动机与生育意愿[J].人口与经济(6):1-16.
- 王鹏、吴愈晓.2013.初婚年龄的影响因素分析——基于CGSS2006的研究[J].社会(3):89-110.
- 解振明.2012.曲折、艰难、辉煌的中国生育转变[J].人口研究(1):34-44.
- 翟振武、刘雯莉.2021.七普数据质量与中国人口新“变化”[J].人口研究(3):46-56.
- 张丽萍、王广州.2020.女性受教育程度对生育水平变动影响研究[J].人口学刊(6):19-34.
- 张丽萍、王广州.2024.中国人口终身未婚状况及变化趋势研究[J].社会发展研究(3):78-95.
- 张露尹.2020.中国的初婚前同居状况及其对婚育轨迹的影响[J].人口研究(6):96-113.
- 张现苓、盛亦男.2023.1990~2020年中国的婚育推迟:变化趋势与典型特征[J].人口研究(5):88-101.
- 郑真真.2018.生育转变的多重推动力:从亚洲看中国[J].中国社会科学(3):65-85.
- Atoh, Makoto, Vasantha Kandiah, and Serguey Ivanov. 2004. "The Second Demographic Transition in Asia? Comparative Analysis of the Low Fertility Situation in East and South-East Asian Countries." *The Japanese Journal of Population* 2(1):42-75.
- Barsky, Robert, John Bound, Kerwin Ko' Charles, and Joseph Lupton. 2002. "Accounting for the Black-White Wealth Gap: A Nonparametric Approach." *Journal of the American Statistical Association* 97(459):663-673.
- Becker, Gary and Gregg Lewis. 1973. "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children." *Journal of Political Economy* 81(2, Part 2):S279-S288.
- Cai, Yong. 2010. "China's Below-Replacement Fertility: Government Policy or Socioeconomic Development?" *Population and Development Review* 36(3):419-440.
- DiNardo, John, Nicole Fortin, and Thomas Lemieux. 1996. "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach." *Econometrica* 64(5):1001-1044.
- Inglehart, Ronald. 1971. "The Silent Revolution in Europe: Intergenerational Change in Post-Industrial Societies." *American Political Science Review* 65(4):991-1017.
- Jackson, John and Tyler J. VanderWeele. 2018. "Decomposition Analysis to Identify Intervention Targets for Reducing Disparities." *Epidemiology* 29(6):825-835.
- Jackson, John. 2021. "Meaningful Causal Decompositions in Health Equity Research: Definition, Identification, and Estimation Through a Weighting Framework." *Epidemiology* 32(2):282-290.
- Lesthaeghe, Ron and Karel Neels. 2002. "From the First to the Second Demographic Transition:

- An Interpretation of the Spatial Continuity of Demographic Innovation in France, Belgium and Switzerland.” *European Journal of Population* 18(4):325-360.
- Lundberg, Ian. 2024. “The Gap-Closing Estimand: A Causal Approach to Study Interventions That Close Disparities Across Social Categories.” *Sociological Methods & Research* 53(2):507-570.
- Niu, Jianlin and Yaqiang Qi. 2020. “The Educational Differential in Fertility in Transitional China: Temporal and Regional Variation.” *Demographic Research* 42:657-688.
- Park, Soojin, Suyeon Kang, and Chioun Lee. 2024. “Choosing an Optimal Method for Causal Decomposition Analysis with Continuous Outcomes: A Review and Simulation Study.” *Sociological Methodology* 54(1):92-117.
- Piotrowski, Martin and Yuying Tong. 2016. “Education and Fertility Decline in China during Transitional Times: A Cohort Approach.” *Social Science Research* 55:94-110.
- Piotrowski, Martin, Yuying Tong, Yueyun Zhang, and Lu Chao. 2016. “The Transition to First Marriage in China, 1966-2008: An Examination of Gender Differences in Education and Hukou Status.” *European Journal of Population* 32(1):129-154.
- Schneider, Daniel. 2011. “Wealth and the Marital Divide.” *American Journal of Sociology* 117(2):627-667.
- Sheran, Michelle. 2007. “The Career and Family Choices of Women: A Dynamic Analysis of Labor Force Participation, Schooling, Marriage, and Fertility Decisions.” *Review of Economic Dynamics* 10(3):367-399.
- Torr, Berna. 2011. “The Changing Relationship between Education and Marriage in the United States, 1940-2000.” *Journal of Family History* 36(4):483-503.
- Van de Kaa, Dirk. 1987. “Europe’s Second Demographic Transition.” *Population Bulletin* 42(1):1-59.
- Wooldridge, Jeffrey. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Massachusetts: MIT Press.
- Yu, Jia and Yu Xie. 2021. “Recent Trends in the Chinese Family: National Estimates from 1990 to 2010.” *Demographic Research* 44(1):595-608.
- Zaidi, Batool and Philip Morgan. 2017. “The Second Demographic Transition Theory: A Review and Appraisal.” *Annual Review of Sociology* 43(1):473-492.
- Zhang, Xianling, Yinan Sheng, and Haoran Zheng. 2024. “Postponement of First Marriage and Childbearing in China: Trends and Characteristics.” *China Population and Development Studies* 8(1):44-63.
- Zhang, Yongjun. 2017. “Premarital Cohabitation and Marital Dissolution in Postreform China: Cohabitation and Divorce in China.” *Journal of Marriage and Family* 79(5):1435-1449.

责任编辑:冯莹莹