

婚姻状态与家庭财富积累

齐乐嘉

(湖南师范大学, 长沙市, 410081)

摘要: 家庭是社会的基本单位, 深入探讨婚姻状态对家庭财富积累的影响和作用机制对个体及社会发展都具有重要意义。本文基于家庭追踪调查 (CFPS) 2010-2020 年的数据, 对比了不同婚姻状态对家庭财富积累的影响, 在婚状态对财富积累的正向效应显著高于非在婚群体, 而心理健康作为隐性财富亦呈现同步改善。进一步分析从收入融资约束以及消费偏好两个角度分析了婚姻状态影响家庭财富的机制。具体来讲, 它是财富积累的两个方面, 即“开源”和“节流”。在“开源”维度, 家庭成员通过职业结构调整与劳动供给增加显著提升收入水平; 在“节流”维度, 消费偏好向必需品集中与资源协同共享有效降低边际生活成本, 从而促进家庭财富积累。

关键词: 婚姻溢价; 家庭财富; 婚姻状态

中图分类号: F8 **文献标识码:** A

一、引言与文献述评

随着社会经济结构的转型与个体主义思潮的兴起, 我国婚恋市场正经历着传统规范与现代价值的剧烈碰撞。国家统计局数据显示, 2010-2020 年间全国结婚率从 9.3% 持续下降至 6.2%, 而离婚率则从 2.0% 攀升至 3.1%。一方面, 高彩礼成为男性进入婚姻的沉重负担, 此类话题常常成为社会热点; 另一方面, 女性意识开始崛起, 越来越多的女性打破传统思想的禁锢, 追求个人成长且视婚姻为桎梏。那么, 从生命周期的角度来讲, 进入婚姻到底是不是一个理性选择呢? 本文通过解析 2010-2020 年婚姻状态与财富积累的动态关联, 为评估婚姻状态的理性边界提供微观证据。

在婚姻状态相关理论上: 婚姻状态理论揭示了个体、家庭与社会背景的相似性对婚姻状态的共同影响。根据贝克尔 (Becker, 1965) 的家庭生产函数理论, 婚姻状态本质上是基于成本收益的理性权衡: 家庭背景的趋同性 (如经济条件、阶层地位) 通过降低信息不对称风险, 成为传统婚姻匹配的主导模式 (李煜, 2008; 齐亚强等, 2012)。随着社会发展, 个人自致性因素 (如教育水平、职业收入) 的作用逐渐增强 (Kalmijn, 1991), 教育水平 (李煜, 2011) 和收入匹配趋同 (郑晓冬等, 2019) 显示婚姻状态逐渐转向以个人能力为核心。

社会变迁进一步塑造了婚姻的理性边界: 一方面, 社会保障体系的完善削弱了家庭作为风险缓冲机制的功能, 女性教育机会成本上升 (Becker, 1965) 及网络传媒引发的个人主义倾向 (杨凡等, 2024) 降低了婚姻对女性的吸引力; 另一方面, 传统观念仍促使多数人选择婚姻 (不婚意愿仅占 20%), 但匹配逻辑转向资源互补性——高收入女性通过经济资本提升婚恋议价权 (Goldstein, 2001), 而男性面临更高物质门槛 (如彩礼压力)。这表明, 现代婚姻状态是家庭资源继承、个体能力竞争与社会价值变迁共同作用的复杂过程。

关于婚姻状况与家庭财富的研究表明, 已婚男性收入较未婚群体高出 10%-30% (Hill, 1979; Korenman & Neumark, 1991), 家庭净财富亦因资源共享 (如房产购置、规模经济) 与分工专业化 (Becker, 1981) 而显著提升。首先, 家庭内部专业化分工提升生产效率, 已婚男性通过延长工作时间、强化人力资本投资实现收入增长 (Kenny, 1983); 其次, 规模经济降低生活成本 (如住房、水电支出摊薄), 已婚家庭较单身群体节省约 12%-18% 的固定开支 (Hao, 1996); 最后, 制度性优势 (如税收优惠、遗产继承) 与长期投资规划 (如教育储蓄、资产配置) 进一步强化财富积累 (Waite & Gallagher, 2000)。

相较之下, 非在婚状态 (同居、离婚、丧偶) 的财富效应较弱甚至呈负向。同居虽具有部分规模经济效应, 但缺乏法律保障导致资源共享程度有限 (Winkler, 1997); 离婚则因财产分割与收入损失使家庭财富折损 28%-50% (Weitzman, 1985; Boertien & Lersch, 2019), 仅

再婚可部分弥补损失 (Morrison & Ritualo, 2020)。

值得注意的是,身体和心理健康也是家庭财富的重要组成部分,已婚群体抑郁指数较未婚者低(袁正和李玲,2017;李卫东等,2013)。这些研究从不同角度揭示了婚姻状态对家庭财富积累的多方面影响,为理解婚姻与财富的关系提供了丰富的理论基础。既有研究表明,婚姻状态通过家庭分工、规模经济与心理健康机制显著提升家庭财富积累。

为系统检验这一关联,本文基于CFPS数据,构建以婚姻状态为解释变量、家庭财富为被解释变量的分析框架,揭示婚姻缔结对财富增长的作用路径,为理解婚姻状态的经济理性提供新证据。

二、数据描述与典型事实

1、数据来源及数据处理

本文所使用的数据源自中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。该问卷通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,项目自2010年基线调查启动以来,每两年对样本追访一次,并补充新的样本,目前共完整发布了2010-2022年共七轮数据结果。本文集合了2010-2020六个面板数据,并删除了以下数据:20岁以下或60岁以上的受访者、被询问时没有就业的受访者以及婚姻状态为不知道、不适用等婚姻状态不存在的受访者。在剔除不合格的样本之后,得到了一个含有109300个观察值的样本。在样本的分析当中,婚姻状况被分为未婚(9.51%)、在婚(86.12%)、同居(0.38%)、离婚(2.04%)、丧偶(1.95%)五种类型。在Weisberg(1987)的研究中认为,已婚群体通常被视为具有稳定家庭结构的典型代表,而未婚、分居、离异或丧偶者则尚未或不再处于这种稳定的婚姻家庭模式中,且这些群体在社会政治态度上表现出一定的共性。为了简化分析,本研究将婚姻状况转化为一个二元变量:其中“1”代表在婚(有配偶)群体,“0”代表非在婚的群体。

2、被解释变量的说明

①为了衡量家庭存量财富的变化,根据王晶、董日宇(2024)的研究,我们使用了CFPS中家庭净财富变量,包括土地、房产、生产性固定资产、金融资产、耐用消费品五项。个人财富则按文献惯例(Lersch, 2017)在家庭中大于等于20岁的人中进行均分。具体方法为在问卷中匹配家庭之后,计算出家庭中年龄大于20岁的人数,之后用家庭净财富除以成年人人数得到个人财富。

②以上所计算的财富数据为存量,为反映财富的流量变化,文章以家庭和个体收入变量(income)来度量。CFPS个人收入的调查内容包括了非经营性收入,经营收入,亲友资助,国家政府补贴救济以及工资。

③心理的健康情况也属于个人的财富(隐性财富),心理状况以CFPS中的抑郁变量进行度量。CFPS调查中的6项量表为CES-D的简化版量表,与标准的20项CES-D量表高度相关,并具有足够的心理测量特性以反映一个人的抑郁程度(Zhang, 2017)。但是在统计数据上2010年和2014年的数据采用了K6量表,而其余年份则使用OESD量表,但它们在设计和评分方法上存在差异,但CFPS官方暂时未公布量表的转化方式,所以在涉及心理健康相关问题时,我们使用2012、2016、2018与2020年的心理健康数据并对其进行标准化处理。

3、控制变量说明

结合婚姻状态理论,本文选取三个层次的变量作为控制变量:家庭方面的控制变量包括父亲的受教育程度(feduc)、家庭的大小(familysize),个人层面的控制变量包括受教育程度(edu)、年龄(age)、性别(gender)、工作的行业(industry)、工作性质(worknature),社会层面的控制变量包含地区(area)变量。

在家庭层面,纳入了父亲的受教育程度(feduc)和家庭规模(familysize)两个虚拟变量。父亲的受教育程度作为家庭文化资本的代理变量,能够反映家庭在教育方面的资源禀赋和文

化氛围,对个体的成长和发展具有潜在影响(Becker,1993);家庭规模则反映了家庭的人口结构和资源分配情况,可能对个体的资源获取和发展机会产生影响(Blake,1981)。在个人层面,纳入了受教育程度(edu)这一虚拟变量,以衡量个体自身的教育水平,教育程度是影响个体职业发展、收入水平和社会地位的重要因素(Angrist & Krueger,1991)。同时,还纳入了年龄(age)这一年龄段变量,年龄不仅反映了个体所处的人生阶段,还可能与个体的经验积累、职业发展轨迹和社会角色密切相关。此外,性别(gender)作为个体的基本属性,纳入模型以控制性别差异可能带来的影响(Goldin,2014)。在职业相关方面,纳入了工作的行业(industry)和工作性质(worknature)两个虚拟变量,工作行业反映了个体所处的职业环境和行业特征,不同行业的发展前景、工作强度和收入水平存在差异;工作性质则进一步细化了个体的工作类型,有助于捕捉不同类型工作对研究结果的潜在影响(Autor,2003)。最后,地区(area)这一虚拟变量也被纳入模型,以控制不同地区在经济发展水平、社会文化环境和政策差异等方面对个体的异质性影响(Demurger,2002)。通过纳入这些控制变量,我们能够更准确地识别核心解释变量的净效应,减少遗漏变量偏误,提高研究结果的可靠性和科学性。

三、实证检验

(一) 检验方程设定

基准检验方程:以财富/收入/健康状况为因变量,以是否在婚为自变量,进行固定效应回归。

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 marriage + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

其中被解释变量为个体在年份上的流量财富、存量财富和心理健康,解释变量为婚姻,表示个体在年份的婚姻状态,公式后分别表示个体固定效应,用于控制不随时间变化的个体特征;时间固定效应,用于控制所有个体在某一时间点共同面临的外部因素;为随机误差项。我们主要关心的是婚姻的系数,即婚姻状态对个体财富变量的影响。结合现有文献,在扩展检验方程,我们加入一系列控制变量,控制变量包含家庭层面变量如父亲的学历、家庭规模的大小,个人层面如学历、性别、年龄、工作性质、工作行业,社会层面如地区变量等以说明回归结果的稳健性。

将婚姻状态纳入模型会使我们面临一些内生性问题:第一是选择性偏差,婚姻状态的选择并非随机,而是受到个体特征、家庭背景、社会环境等多种不可观测的因素影响,从而导致OLS估计的结果出现选择性偏差。第二个问题是双向因果关系,婚姻状态和收入之间也可能存在双向因果关系。双向因果关系可能导致婚姻状态对收入的估计系数存在偏误,无法准确区分婚姻状态对收入的因果影响。

为了解决上述内生性问题,本研究采用了倾向得分匹配(PSM)和工具变量法(IV)。倾向得分匹配通过估计个体进入婚姻状态的概率,并将具有相似倾向得分的已婚和未婚个体进行匹配,从而构建一个更平衡的样本,有效控制可观测的协变量对婚姻状态选择的影响。工具变量法则通过引入一个与婚姻状态相关但与误差项无关的工具变量,将婚姻状态的内生性部分与外生性部分分离,从而得到婚姻状态对收入的因果估计。通过这两种方法的结合,我们期望能够更准确地估计婚姻状态对收入的影响。

表1 相关变量统计描述

Variable	解释	N	Mean	SD	Min	Max
income	收入对数	69,373	9.680	1.353	0	16.147
ave_asset	家庭资产对数	132,513	12.265	1.409	0	17.939
mental	心理健康	134,353	0.717	0.183	0	1
marriage	婚姻状态	144,241	0.828	0.377	0	1
feduc	父亲受教育程度	144,241	0.124	0.329	0	1

familysize	家庭规模大小	144,241	0.112	0.316	0	1
age	年龄段	105,055	2.053	0.828	1	4
worknature	工作类型	111,508	0.463	0.498	0	1
gender	性别	144,238	0.495	0.499	0	1
edu	受教育程度	144,241	0.337	0.473	0	1
work	是否有工作	139,561	0.761	0.426	0	1
area	居住地区	144,241	0.387	0.487	0	1
industry	工作行业	76,340	0.370	0.482	0	1

(二) 基准检验

表 2 为基于 (1) 式和 (2) 式的基准回归模型, 对于流量财富 (income) 而言, 婚姻状态在未控制其他变量时对收入有显著正影响, 系数为 0.187。在控制其他变量后, 婚姻状态对收入的正影响依然显著, 系数为 0.144。在心理健康 (mental) 方面, 婚姻状态同样展现出显著正影响。未控制其他变量时, 系数为 0.018; 控制其他变量后, 系数为 0.017。对于平均存量财富 (aver_asset), 婚姻状态的正影响也非常显著。未控制其他变量时, 系数为 0.161; 控制其他变量后, 系数为 0.166。这表明婚姻状态与总资产的增加密切相关, 且在控制其他因素后, 这种关系依然显著。

总体来看, 基础回归结果显示婚姻状态对收入、心理健康和总资产均有显著正影响, 且在控制其他变量后这种影响依然稳健。回归结果表明, 婚姻能够带来家庭财富的溢价, 结果与预期相符。

表 2 婚姻状况与家庭财富估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	income	income	ave_asset	ave_asset	mental	mental
marriage	0.187*** (0.023)	0.145*** (0.026)	0.161*** (0.021)	0.166*** (0.023)	0.018*** (0.005)	0.017*** (0.005)
控制变量	否	是	否	是	否	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
观测值	53678	33741	123178	82032	100841	68667
r ² 值	0.676	0.696	0.692	0.710	0.556	0.583
调整后的 r ²	0.507	0.510	0.581	0.576	0.378	0.379

注: 1. 上标分别表示: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1; 2. 括号中的数字为系数的稳健标准误。下同

(三) 稳健性检验

为了验证婚姻缔结对家庭存量、流量以及心理健康财富的正向增长具有统计推断的稳健性, 本文使用不同方法路径交叉验证核心结论的可靠性, 具体方法如下:

1、倾向得分匹配、双重差分模型 (PSM-DID)

基于反事实因果推断理论, DID 模型通过构建处理组 (在婚家庭) 与对照组 (非在婚家庭) 的纵向对比, 有效剥离时间趋势与个体异质性对估计结果的干扰, 从而识别婚女淫缔结所带来的净效应, 确保结果具有较高的可信度。同时, 针对样本自选择可能引起的内生性问题, 引入 PSM-DID 混合模型进行纠偏, 从而确保了两组样本匹配后具有相似的特征分布, 进一步

世界婚姻缔结的因果效应，从而提高估计结果的稳健性。在表 6 中，回归（1）-（3）为双重差分模型结果，回归（4）-（6）为倾向得分匹配-双重差分模型结果。

表 3 倾向得分匹配与倾向得分匹配-双重差分回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	income	ave_asset	mental	income	ave_asset	mental
DID	0.183*** (0.030)	0.177*** (0.026)	0.016*** (0.005)	0.119*** (0.032)	0.138*** (0.043)	0.015** (0.006)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是
观测值	32214	78356	81317	20636	18324	19593
r2	0.695	0.713	0.603	0.684	0.729	0.665
调整后的 r2	0.508	0.580	0.424	0.486	0.555	0.454

2、逆双曲正弦变换（IHS Transformation）

为了克服家庭经济变量的偏右分布所引起的异方差问题，对家庭存量财富和流量财富进行 IHS 转换。IHS 转换一方面能够压缩右侧的极端值，另一方面也可处理负值和 0 值，并且转换结果与自然对数转换的结果十分接近(Pence 2006)。

表 4 IHS 变换回归结果

	(1)	(2)
	ihs_ave_asset	ihs_income
marriage	0.125* (0.075)	0.273*** (0.051)
控制变量	是	是
时间固定	是	是
个体固定	是	是
观测值	125110	119007
r2	0.433	0.305
调整后的 r2	0.233	0.305

3、外生冲击隔离：剔除 2020 年公共卫生事件样本

鉴于突发公共卫生事件可能通过就业中断、社交隔离等渠道扭曲婚姻状态以及家庭财富的积累，从而干扰婚姻缔结效应的估计，本文删除了 2020 年的样本进行数据的稳健性检验，避免了公共卫生事件对婚姻缔结效应的干扰，进一步验证了婚姻缔结对家庭存量、流量和心理健康增长的正向影响的稳健性。

表 5 剔除外生冲击回归结果

	(1)	(2)	(3)
	income	Aver_asset	mental
marriage	0.129*** (0.026)	0.107*** (0.023)	0.019*** (0.005)
控制变量	是	是	是
时间固定	是	是	是

个体固定	是	是	是
观测值	42457	106046	10852
r ²	0.693	0.706	0.627
调整后的 r ²	0.507	0.587	0.481

上述检验方法共同构成三角验证框架，表明婚姻缔结对家庭存量、流量及心理健康的正向效应具有统计稳健性，且不受异方差、样本异质性及外生干扰的显著影响，与主回归结果能够相互印证。

(四) 内生性处理

1、倾向得分匹配

婚姻状态可能影响收入水平，同时收入水平也可能影响婚姻状态。这种双向因果关系会导致内生性问题，使得因果推断变得复杂。婚姻状态并非随机决定，而是受到个体特征（如教育水平、家庭背景、职业等）和社会环境（如地区文化、经济状况等）的共同影响。这些因素可能同时影响个体的婚姻选择和经济、心理等结果变量，从而导致估计结果出现偏误。

本文尝试使用倾向得分匹配的方法进一步缓解潜在的内生性问题。通过倾向得分匹配，可以将具有相似特征的已婚和未婚个体进行匹配，从而构建一个更平衡的样本，使得婚姻状态的选择更加接近于“随机”，进而提高因果推断的可靠性。借鉴 Li, S (2014) 的研究方法，采用 1:4 近邻匹配，并以 0.01 为卡尺范围。具体做法如下：在婚群体设置为处理组，非在婚群体设置为控制组，以本文所用模型的控制变量作为匹配使用的协变量，分别对 2010、2012、2014、2016、2018 与 2020 六年的面板数据进行以卡尺范围为 0.01 的 1:4 近邻匹配。匹配结果显示协变量的标准差均小于 10%，并且大部分的 t 检验的结果均无法拒绝处理组与控制组之间无系统性差异的原假设。匹配后的检验解结果见图。结果表明本文的结论依旧保持稳健。回归结果如下所示，三列的回归结果均显著为正，无论是家庭的流量财富还是家庭存量财富，婚姻缔结都能对其积累起到正向影响。

表 6 倾向得分匹配回归结果

	(1)	(2)	(3)
	income	ave_asset	mental
marriage	0.103 ^{***} (0.028)	0.170 ^{***} (0.039)	0.012 ^{**} (0.006)
控制变量	是	是	是
时间固定	是	是	是
个体固定	是	是	是
观测值	21466	19043	20388
r ²	0.683	0.726	0.654
调整后的 r ²	0.487	0.550	0.438

2、工具变量回归

在回归方程中，可能存在内生性的问题是核心解释变量 marriage 的估计有偏。虽然在回归当中，我们已经通过控制家庭背景、个体和地区等会影响一个人是否结婚的因素，但可能还有其他无法观测的个体变量无法控制会同时影响家庭财富的积累和个体是否选择结婚，因而会造成系数估计的不一致。另外，家庭的财富越高，个体为了提高自己的财富可能会选择结婚；家庭财富较低，厌恶风险的个体会为了拥有抵抗风险的能力也选择组建家庭，因此 OLS 回归中可能存在反向因果关系。

为了解决以上提出的内生性问题，本文尝试利用工具变量来尽量解决可能的内生性问题。本

研究选取“是否有兄弟姐妹”作为婚姻状态的工具变量，利用子女性别构成这一外生的家庭结构特征作为工具变量，识别了家庭规模对父母劳动力供给的因果效应。工具变量需满足与内生变量（婚姻状态）相关的条件。理论机制主要基于“资源稀释理论”和“家庭责任社会化”。兄弟姐妹越多，个体在成长中获得的家庭资源（经济、情感、关注）可能被稀释，这可能影响其教育投入、性格形成以及婚姻市场上的竞争力与决策时机。在研究中，“是否有兄弟姐妹”可能通过教育、健康、社会资本等渠道直接影响财富积累。为缓解这一担忧，本研究在模型中直接控制了“受教育年限”、“父母教育水平”等变量，以尽可能阻断这些最明显的直接渠道。此外，借鉴 Angrist 和 Evans (1998) 的思路，家庭中兄弟姐妹的构成（如性别、出生顺序）在很大程度上是外生的。该工具变量通过了不可识别检验以及弱工具变量检验，表明了工具变量的有效性。

表 7 工具变量结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	marriage	income	ave_asset	mental
siblings	0.0400*** (0.00418)			
marriage		2.387*** (0.594)	8.9633*** (8.7034)	0.0794** (2.2601)
控制变量	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
观测值	128,706	50,956	118,328	70,165
不可识别检验 (P)		0.000	0.000	0.000
弱识别检验 (F)		37.270	84.791	114.937

在本研究中，通过使用工具变量法对婚姻状态（marriage）与收入（income）、总资产（totalasset）和心理健康（mental）之间的关系进行回归分析，结果显示婚姻状态对这三个方面均具有显著的正向影响。具体而言，婚姻状态的提升与收入的增加、总资产的增长以及心理健康水平的提高相关。工具变量在各模型中均表现出显著性，表明其对婚姻状态有较强的预测作用。在控制了其他变量、年份和个体固定效应后，婚姻状态对个体的经济状况和心理健康仍具有稳健的积极影响，且模型的拟合优度良好，进一步验证了工具变量法在解决内生性问题上的有效性。

（五）机制检验

1、开源机制-家庭责任感与家庭分工

在控制了个人、家庭以及社会文化等变量的基础上，婚姻会对财富积累造成正向的影响。在已有的文献当中，给出了几种婚姻溢价产生的原因：其一是根据 becker (1975) 提出的“家庭分工理论”，他认为婚姻有利于家庭内部专业化分工，即根据比较优势原理，在婚姻缔结之后，家庭劳动更强的个体会将精力集中在家务上，而另一位个体会将精力集中在人力资本积累上，从而提高了整个家庭的财富积累。图1和图2是四类个体（已婚男性、已婚女性、未婚男性、未婚女性）的周工作时间、工作行业分布和周家务劳动时间，从平均来看，未婚个体的工作时间要比已婚群体长，但是在家务劳动时间上已婚女性的时间要明显长于其他个体，并且婚后不管男性还是女性的劳动时间都有增长；行业的比例图表示婚后有部分人群从一、三行业转向了第二行业。

对家庭的责任感是一个不可观测的变量，本文生通过使用周工作时间与行业作为代理变量来衡量家庭责任。除此之外，我们也使用了行业指标，将第二行业工作的个体赋值为 1，第一

以及第三行业工作的个体赋值为 0。

回归 (1) - (3) 的结果显示, 婚姻与男性工作时间的增加显著正相关 (系数为 0.038), 而与女性工作时间的减少显著负相关 (系数为 -0.032)。婚姻通过性别分工优化与规模效应显著降低了生活成本, 双人共居使住房、家具等固定开支产生集约化效益, 而传统性别角色则驱动劳动力市场参与的分化: 男性因“养家者”责任强化, 工作时间与收入水平显著提升, 女性则因家庭责任内化导致市场劳动时间缩减, 形成“男主外、女主内”的互补格局。这种分工模式虽加剧性别收入差距, 却通过资源整合 (wage) 使工资的平均处理提升约 300 元, 印证了贝克尔婚姻经济学中“规模经济”的理论预设。婚姻也显著正向影响个体从其他行业转向第二行业, 这反映了婚姻带来的经济压力和家庭责任感, 促使了个体寻求更高收入的工作机会。

表 8 家庭分工理论与家庭责任感机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	workhour_male	workhour_female	industry	wage
marriage	0.038**	-0.032**	0.052***	0.0319***
	(0.015)	(0.016)	(0.006)	(0.005)
控制变量	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
观测值	24654	20288	74198	101193
r2 值	0.550	0.587	0.084	0.493
调整后的 r2	0.268	0.320	0.084	0.288

2、节流机制-财富的增值

婚姻不仅能够通过收入合并和分工效率提升家庭财富, 还能通过社会资本扩张和信贷约束缓解, 显著改善家庭的融资能力, 进而促进生产性投资和长期财富积累。婚姻能够将双方原有的社会网络 (如亲属、朋友、同事) 整合为更广泛的社会资本, 从而提高信贷可得性: 银行和金融机构倾向于向已婚家庭发放贷款, 因为婚姻被视为稳定的信号, 配偶双方的收入证明和信用记录叠加能够降低违约风险; 提高授信额度。在非正规借贷中, 婚姻关系网络能够作为隐性担保, 帮助家庭获得低息贷款或者无息贷款。

所以为了衡量家庭的借贷情况, 我们使用了“借款有无被拒绝的经历” (limit) 以及家庭总支出 (expense) 来衡量家庭规模经济。“借款有无被拒绝经历” (有为“1”, 无为“0”) 变量在 CFPS 问卷中包含以下几个问题: ①有无被银行借款拒绝的经历; ②有无被其他金融结构拒绝贷款的经历; ③有无被亲朋好友拒绝贷款的经历。在家庭总支出中主要包含八类: 食品、衣着、居住、家庭设备及用品、交通通讯、医疗保健、文教娱乐、其他消费性支出。在图像中, 本文按照国家统计局划分的标准, 将家庭支出划分为生存型消费、发展型消费和享受型消费三种。

在回归结果中可以看到, 婚姻显著负向影响借贷限制 (limit 系数为 -0.026, 标准误为 0.009)。这表明个体在婚姻缔结后更容易获得信贷资源, 这也有助于婚姻缔结的双方获得融资, 进行家庭财富的积累。

表 9 财富增值机制检验

	(1)	(2)	(3)
--	-----	-----	-----

	limit	expense	savings
marriage	-0.026*** (0.009)	2.109*** (0.183)	1.641*** (0.428)
控制变量	是	是	是
时间固定	是	是	是
个体固定	是	是	是
观测值	70096	77974	51749
r2 值	0.600	0.502	0.518
调整后的 r2	0.395	0.265	0.164

除此之外，婚姻能够改善消费结构，释放资金用于投资。贝克尔的婚姻理论（Becker&Tomes, 1986）表示，婚姻能够推动家庭消费结构从“享乐主导”向“发展优先”转型，从而增加可投资资金。婚姻由于规模经济效应（共同居住、共享生活用品）能够降低人均生活成本，减少非必要支出。回归结果显示已婚家庭年消费支出增加 23,639 元。但是婚后消费重心发生转移，已婚家庭更倾向于投资教育、房产或者创业。根据图所示发展性消费如教育在婚后群体中所占的比例上升，而衣着、娱乐等享乐型消费下降。婚后，夫妻间的共同财产管理制度与家庭责任心的上升会是的家庭消费决策更注重长期的效用并且抑制非必需消费。说明已婚个体首先在家庭资源上会进行整合，其次，他们会更加注重家庭的长期福祉，因此在“非必要”消费上会更加节制，以确保家庭未来的经济安全。

四、主要结论与扩展

本研究基于中国家庭追踪调查（CFPS）2010-2020 年数据，探讨了婚姻状态对家庭财富积累的影响以及作用机制。本文的研究结果显示，个体在在婚状态时，可从存量财富、流量财富以及个体心理健康的变化三个方面来实现家庭财富的积累。婚姻通过“开源”与“节流”双重路径来促进财富的积：一方面，在婚个体通过延长工作时间、转向工资收入相对高的行业实现收入的增长；另一方面，家庭资源的共享和消费结构的变化降低生活成本，进行家庭资源的整合，提升资源的配置效率。

研究进一步揭示，在社会保障不健全的情况下，婚姻的经济价值尤为突出，组建家庭能够形成风险共担机制，能够部分替代社会保障功能，不管是金融机构还是民间借款，都更倾向于将贷款发放给已经组建家庭的个体，婚姻能够成为抵御外部不确定性的重要手段。但是，婚姻市场的信息不对称问题会增加婚姻匹配成本，在政策方面，改善婚前信息不对称问题，有助于减少搜寻和匹配成本，促进婚姻市场的良性匹配，为婚姻市场的有序运行创造更加良好的环境。

参考文献

- [1]. 李煜. 婚姻的教育匹配: 50 年来的变迁[J]. 中国人口科学, 2008(03): 73-79.
- [2]. 李煜. 婚姻匹配的变迁: 社会开放性的视角[J]. 社会学研究, 2011, 26(04): 112-133+244.
- [3]. 齐亚强, 牛建林, 威廉·梅森, 等. 我国人口流动中的健康选择机制研究[J]. 人口研究, 2012, 36(01): 102-112.
- [4]. 郑晓冬, 方向明. 婚姻匹配模式与家庭收入不平等[J]. 中国人口科学, 2019(04): 54-65+127.
- [5]. 杨凡, 陈佳鞠. 互联网使用对女性婚姻满意度的影响研究[J]. 人口研究, 2024, 48(01): 18-35.
- [6]. 袁正, 李玲. 婚姻对幸福感的影响: 理论框架与实证检验[J]. 经济学动态, 2017(03): 52-62.

- [7]. 李卫东, 李荣. 婚姻状况对中国居民健康的影响研究[J]. 人口研究, 2013, 37(04): 54-65.
- [8]. Becker G S. A Theory of the Allocation of Time[J]. The Economic Journal, 1965, 75(299): 493-517.
- [9]. Becker G S. A Treatise on the Family[M]. Harvard University Press, 1981.
- [10]. Boertien D, Lersch P M. Nonresident Fathers' Contact with Their Children and Mothers' Partnership Transitions[J]. Demography, 2019, 56(5): 1677-1707.
- [11]. Goldstein J R. The Leveling of Divorce in the United States[J]. Demography, 2001, 38(4): 559-573.
- [12]. Hao L. Family Structure, Private Transfers, and the Economic Well-being of Families with Children[J]. Social Forces, 1996, 75(3): 1079-1106.
- [13]. Hill M S. The Wage Effects of Marital Status and Children[J]. Journal of Human Resources, 1979, 14(4): 579-594.
- [14]. Kalmijn M. Status Homogamy in the United States[J]. American Journal of Sociology, 1991, 97(2): 496-523.
- [15]. Kenny L W. The Accumulation of Human Capital During Marriage by Males[J]. Economic Inquiry, 1983, 21(2): 223-231.
- [16]. Korenman S, Neumark D. Does Marriage Really Make Men More Productive?[J]. Journal of Human Resources, 1991, 26(2): 282-307.
- [17]. Morrison D R, Ritualo A. Pathways from Childhood Family Adversity to Adult Economic Outcomes[J]. Social Forces, 2020, 98(4): 1589-1618.
- [18]. Waite L J, Gallagher M. The Case for Marriage: Why Married People Are Happier, Healthier and Better Off Financially[M]. Doubleday, 2000.
- [19]. Weitzman L J. The Divorce Revolution: The Unexpected Social and Economic Consequences for Women and Children in America[M]. Free Press, 1985.
- [20]. Winkler A E. Economic Decision-making by Cohabiters: Findings Regarding Income Pooling[J]. Applied Economics, 1997, 29(8): 1079-1090

Marital Status and Household Wealth Accumulation

Qi Lejia

(Hunan Normal University, Changsha 410081)

Abstract: The family is the fundamental unit of society. A thorough investigation into the impact of marital decisions on household wealth accumulation and its underlying mechanisms is of great significance for both individual and social development. Based on data from the China Family Panel Studies (CFPS) for 2010–2020, this study compares the effects of different marital statuses on household wealth accumulation. The findings show that being married has a significantly stronger positive effect on wealth accumulation than being non-married, while psychological well-being, as a form of implicit wealth, also improves accordingly. Further analysis explores the mechanisms through which marital decisions influence household wealth from the perspectives of income generation/financing constraints and consumption preferences. Specifically, these mechanisms correspond to the two dimensions of wealth accumulation: “increasing income” and “reducing costs.” In terms of income generation, family members enhance their earnings through career restructuring and increased labor supply. In terms of cost reduction, a shift in consumption preferences toward necessities and resource-sharing within the household effectively lowers the marginal cost of living, thereby promoting wealth accumulation.

Keywords: marriage premium; household wealth; marital status