

房产税改革对婚姻形成的影响

张阳阳 林裕欣*

内容提要 住房是影响婚姻形成的重要因素之一。本文基于2010-2020年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,使用双重差分法实证评估房产税改革对婚姻形成的影响。研究发现,房产税改革显著提高了结婚率,男性和女性结婚率分别提升了3.7个和4.5个百分点,且这一促进效应在改革后的近十年内具有持续性。机制分析显示,房产税改革通过促进首套住宅拥有、推动婚房购置、提高住房财富,提升了男性在婚姻市场中的竞争力,促进婚姻的形成。异质性分析表明,房产税改革主要促进了受教育程度较高、拥有城镇户口及拥有小户型住房的人群的婚姻形成,这一发现为制定更加精准有效的婚姻激励措施提供了实证依据。本文的研究结论为房产税改革评估提供了新证据,并丰富了婚姻形成的影响因素研究。

关键词 房产税改革 结婚率 房屋购置

一 引言

中国居民的生育普遍发生在婚姻内,而结婚率的持续下降会带来生育率降低、人口老龄化加重的风险,或将成为经济社会可持续发展的挑战(郭志刚,2017;江涛,2013;杨菊华,2015;Jones,2007;Luo & Zou,2024)。近年来,中国结婚登记人数持

* 张阳阳,暨南大学经济学院,电子邮箱:zhangyy@jnu.edu.cn;林裕欣(通讯作者),暨南大学经济学院,电子邮箱:linyin86@stu2022.jnu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金青年项目(批准号:72403100)、教育部人文社会科学研究青年基金项目(批准号:23YJC790193)、中央高校基本科研业务费专项资金项目(批准号:23JNQ23)的支持。文责自负。

续下降,平均结婚年龄从 2000 年的 24.21 岁推迟至 2020 年的 28.67 岁^①。因此,探寻有效的结婚激励措施具有重要意义。

针对结婚率下降的趋势,已有文献多从经济社会地位、婚姻匹配、婚姻观念、房价等方面进行阐释。在经济社会地位方面,现有文献使用的代理变量主要有教育(李长洪、林志帆,2023;吴要武、刘倩,2015)和资产(胡明志、陈卓,2022;Kamara,1994)。在婚姻匹配方面,现有研究主要考察身高、体重、样貌、个人特质(Becker,1973;Bonilla et al.,2019;Bove & Sobal,2011;Mansour & McKinnish,2014;Murasko,2020;Yamamura & Tsutsui,2017),以及男女间收入差距(Shenhav,2021;Stevenson & Wolfers,2007)。在婚姻观念方面,已有研究发现流动经历、城市进口扩张等(李丹、孙楚仁,2023;潘丽群等,2021)使得“干得好不如嫁得好”等婚姻观念遭到冲击,进而降低人们的婚姻需求。此外,是否拥有住房及房价被视作影响结婚率的重要因素(洪彩妮,2012;李斌等,2022;於嘉和谢宇,2017;赵文哲等,2019;周兴、刘鑫,2022)。房产税改革作为调控房价和住房市场的重要政策工具,是否会对婚姻形成产生影响?目前少有文献针对上述问题进行因果研究。本文尝试回答以上问题。

现有关于房产税改革的评估文献,按结果变量可分为以下四个方面。一是社会福利。曹清峰和王家庭(2015)研究发现,土地税率相对建筑物税率越高,社会总福利越大。也有学者进一步指出,房产税改革短期内会通过降低房价对房屋资产较多的群体造成福利损失(李博、王霄,2023;骆永民、伍文中,2012)。二是产业结构。已有研究发现,房产税改革可有效降低房地产业新增产值占国内生产总值(GDP)的比重,增加实体投资,促进实体企业回归主业(周建军等,2021)。刘友金和曾小明(2018)对比重庆、上海两地,发现重庆开征房产税显著促进了工业、服务业相对产值增加,而在上海开征较低强度的房产税会降低工业和服务业的相对产值。三是居民收入和消费。研究发现,房产税改革改善了居民收入分配不均衡(胡海生等,2018),并降低了低收入群体的消费倾向和发展型消费(范子英、刘甲炎,2015;郭将、许泽庆,2019;孔培嘉等,2020;李俊松、王军,2017)。四是房价。大量研究一致表明,房产税改革显著抑制了房地产开发投资、房价上涨和新住房生产(刘建丰等,2020;舒鹏、周少甫,2023;王家庭、曹清峰,2014)。现有研究评估房产税改革的结果变量主要集中在宏观层面,较少有文献对微观个人的婚姻选择进行研究。本文将使用双重差分法探讨

^① 中国结婚登记数据和平均结婚年龄数据来自国家统计局及全国人口普查的公开数据。

房产税改革与婚姻形成的关系。

本文存在以下创新与贡献。第一，在研究视角方面，本文拓展了婚姻形成影响因素的相关研究。现有文献为理解婚姻形成提供了深刻的洞见。这些文献较多关注经济社会地位、婚姻匹配、婚姻观念、房价等，较少有研究关注房产税改革与婚姻形成的因果关系。本文立足 2011 年重庆和上海房产税改革实践，探究其对婚姻形成的影响，丰富和拓展了现有文献。第二，在研究内容方面，本文从年龄、户口、受教育程度、收入、地区、免税面积等维度开展异质性分析，发现房产税改革主要促进了受教育程度较高、拥有城镇户口及小户型住房人群的婚姻形成，这一发现为制定更加精准有效的婚姻激励措施提供了实证依据。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分为制度背景与研究假说；第三部分为估计策略；第四部分为实证结果；第五部分为异质性分析；第六部分为机制分析；第七部分为结论。

二 制度背景与研究假说

房产税改革于 2011 年 1 月 28 日在上海和重庆率先开展。两地房产税改革的主要内容见表 1^①。从征税对象上看，重庆针对个人拥有的独栋商品住宅、个人新购的高档住房，以及无户籍、无企业、无工作的个人新购的首套及以上的普通住房征收；上海对本市居民新购的第二套及以上的新房或二手房，以及非本市居民在本市新购住房征收。从计税依据来看，重庆在 2024 年之前以房产交易价为计税依据；上海试点初期以应税住房的市场交易价格作为计税依据。从税率来看，重庆执行三档两类的税率，范围在 0.50% ~ 1.20% 之间；上海税率为 0.60%，住宅交易价格低于本市上年度新房平均售价 2 倍（含 2 倍）的税率为 0.40%。从免税面积来看，重庆对 2024 年之前存量住宅的免税面积是 180 平方米，对新购高档住房为 100 平方米；上海本市居民享有人均 60 平方米的免税面积，对非上海市户籍、持上海市居住证满 3 年且在沪工作生活的个人购买家庭首套房免征。而其他地区尚未进行改革，同试点地区构成对照组和实验组，实验组和对照组的差异为本文研究房产税改革提供了准自然实验契机。

① 由于重庆市房产税改革自 2024 年起有所调整，考虑到新政策实施的时间相对较短，为便于对比两地房产税改革，本文仍选用重庆 2023 年 9 月以前的房产税试点方案进行分析。

表 1 试点地区房产税改革主要内容

	重庆	上海
改革时间	2011 年 1 月 28 日	2011 年 1 月 28 日
征税对象	个人拥有的独栋商品住宅； 个人新购的高档住房； 无户籍、无企业、无工作的个人新购的首套及以上的普通住房	本市居民新购第二套及以上的新房或二手房； 非本市居民家庭在本市新购的住房
计税依据	房产交易价格	按房地产市场评估值计算，试点初期暂按交易价格作为计税依据；按应税住房市场交易价格的 70% 计算缴纳
税率	三档两类，税率在 0.50% ~ 1.20% 之间	税率为 0.60%； 住宅交易价格低于本市上年度新房平均售价 2 倍（含 2 倍）的税率为 0.40%
免税面积	每个家庭可以享受一定的房产税免税面积扣除，存量独栋住宅为 180 平方米，新购的高档住房为 100 平方米	本市户籍家庭每人可享受 60 平方米的免税面积； 非上海市户籍，但持上海市居住证满 3 年，且在沪工作生活的个人购买家庭首套房免征； 部分在沪工作的高层次、紧缺人才购置的首套房也有相关的免税政策

注：在征税对象方面，重庆将房价水平达到上两年主城九区新建商品住房成交建筑面积均价 2 倍以上的住房定义为“高档住房”，2023 年 9 月起将征税对象由“无户籍、无企业、无工作的个人新购的首套及以上的普通住房”调整为“第二套（含第二套）以上”；在计税依据方面，重庆 2024 年 1 月起将计税依据调整为“房产交易价格的 70%”；在税率方面，重庆独栋商品住宅和高档住房交易单位建筑面积单价在上两年主城九区新建商品住房平均单价的 2 倍以上 3 倍以下的住房税率为 0.50%，3 倍（含 3 倍）至 4 倍的税率为 1.00%，4 倍（含 4 倍）以上的税率为 1.20%，在渝同时无户籍、无企业、无工作的个人新购第二套（含第二套）以上的普通住房税率为 0.50%，2024 年 1 月起无论何种住宅类型房产税税率调整为统一的 0.50% 一档税率；在免税面积方面，重庆市 2024 年 1 月起，无论何种住宅类型，家庭免税面积统一调整为 180 平方米。

资料来源：根据国家税务总局上海市税务局、重庆市税务局官方网站信息整理得到。

上海市统计局社情民意调查中心曾在 2011 年公开了房产税改革对上海市民购房行为影响的专题调查结果^①。一是以居住为目的的购房需求占主导地位。其中，为了改善住房条件、结婚等而需购房的比例达到 88.10%；在居住性购房的受访者中，表示仍将购房的占 70.80%，推迟购房的占 24.70%，取消购房计划的占 4.50%，表明房产税的开征对正常居住性需求居民的购房计划影响不大。二是免税面积是影响居民购房决策的重要因素。在仍有居住性住房购买计划的受访者中，为享受免税面积而倾向于选择面积较小且价格较低住房的占 64.30%。在“有房才能结婚”的社会背景下，以居住为

^① 参见 <https://news.ifeng.com/c/7faWUwmk4Dn>。

目的的购房有助于推动婚姻的形成。据此提出研究假说：房产税改革有助于促进婚姻的形成。

三 估计策略

（一）模型设定

本文以 2011 年上海和重庆的房产税改革为准自然实验，采用双重差分模型分析房产税改革对婚姻形成的影响。根据中国家庭追踪调查（CFPS）中调查年份和个体初婚时间，构建婚姻状态虚拟变量，设立双重差分（DID）模型如式（1）所示：

$$marriage_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 treat_i + \varphi_2 post_t + \varphi_3 did_{it} + \gamma X_{it} + \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $marriage_{it}$ 为虚拟变量，个体 i 在 t 年结婚取值为 1，反之为 0。 $treat_i$ 取值为 1 时表示个体 i 所在地区实施房产税改革，即处理组；取值为 0 时表示个体 i 在未实施房产税改革的地区，即对照组。 $post_t$ 为房产税改革实施前后的虚拟变量，2011 年以后设置为 1，2011 年之前为 0。 did_{it} 是 $treat_i$ 与 $post_t$ 的交乘项，个体 i 所在地区 t 年实施房产税改革取值为 1，反之为 0。 φ_3 为本文关注的核心估计系数，表示房产税改革对婚姻形成的平均处理效应。

为了防止遗漏变量偏误，本文进一步控制了个体和家庭层面的特征变量 X_{it} ，包括年龄、受教育程度、身高、体重，以及家庭人均收入。首先，年龄（ age ）是影响婚姻形成的重要因素（李建新、王小龙，2014；石人炳、柯姝琪，2023），由调查年份减去样本出生年份计算得到。其次，受教育程度（ edu ）是个人能力的一项重要衡量标准，更高的受教育程度往往意味着更强的个人能力和更多的优质社会资源，并且受教育程度指标相比于收入等其他指标更稳定、更易知晓且具有更高的可信度（杨青等，2021），该变量表示样本个体完成的最高学历，以虚拟变量表示。第三，研究发现身高（ $height$ ）与婚姻存在密切关系（Murasko，2020；Yamamura & Tsutsui，2017）。第四，研究显示体重（ $weight$ ）在吸引异性和拥有配偶方面具有重要意义（Bove & Sobal，2011）。第五，已有研究表明收入水平（ fam_inc_a ）是婚姻的重要影响因素，婚姻市场上的选择性婚配可能使得收入水平类似的个体结婚（蔡宏波等，2019；程时雄，2022）。变量的说明详见表 2。

α_i 为省份固定效应，控制地区层面不随时间变化的因素，如婚姻观念等。 β_t 为年份固定效应，控制系统性的年份冲击，如宏观经济和政策冲击。 ε_{it} 为随机误差项。

表 2 模型变量说明

符号	变量名称	变量定义和赋值
<i>marriage</i>	婚姻状态	结婚为 1，未结婚为 0
<i>age</i>	个体年龄	截至调查年份的年龄
<i>edu</i>	受教育程度	受教育程度（以虚拟变量表示） 1 代表文盲/半文盲，2 代表小学，3 代表初中，4 代表高中/中专， 5 代表大专，6 代表大学本科，7 代表研究生，8 代表博士
<i>height</i>	身高	身高（米）
<i>weight</i>	体重	体重（千克）
<i>fam_inc_a</i>	家庭人均收入	CFPS 中调查的家庭人均收入变量（元）
<i>did</i>	受房产税改革冲击的虚拟变量	个体所在地区当年实施房产税改革取值为 1，反之为 0

（二）样本选择

本文基于中国家庭追踪调查（CFPS）数据开展研究。CFPS 是一项全国性、大规模的社会调查项目，调查范围覆盖全国绝大多数省份。该项目于 2010 年开展首轮基线调查，此后每两年开展一次追踪调查，截至最新数据累计样本量 20 余万。区别于传统调查项目，CFPS 能够更好地描述家庭结构网络，进而更加全面、准确地收集家庭关系及家庭成员信息（谢宇等，2014），这为实现本文已婚与未婚群体样本的变量匹配创造了良好条件。

本文使用 2010 – 2020 年 CFPS 累计 6 期成人和家庭问卷数据。由于 CFPS 中存在部分数据缺失和错误，需对数据进行变量匹配、逐年统计合并、样本筛选及异常值处理；为更契合房产税改革事件，对整理后的样本做初步筛选，剔除了非中国境内居民个体，并筛选出 22 ~ 40 岁的个体^①；删除异常值与缺失值；对身高、体重、家庭人均收入数据进行 1% 的双侧缩尾处理，以平衡数据分布，减少极端观测值对结果的影响。最终，本文使用 CFPS 2010 – 2020 年对全国 31 个省（自治区、直辖市）的 6 期抽样调查数据进行研究，能够较为完整地代表真实情况^②。

① 为防止个体因接受教育而造成选择性偏误，更准确分析适婚群体的婚姻状态变化，本文将年龄门槛限定为 22 岁。

② 为排除数据中男女之间存在互为配偶重复统计的情况，本文在基准回归中分别对男性和女性进行分析，在后续研究中仅针对男性群体进行研究。

(三) 描述性统计

表3报告了主要变量的描述性统计结果。由表3可知，样本中男性结婚群体占62.3%，女性结婚群体占73.0%。受房产税改革处理的虚拟变量，男性和女性群体对应的均值分别为0.040和0.043；标准差分别为0.197和0.202。男性和女性群体的平均年龄均在31岁左右；平均受教育程度均为初中；平均体重分别为67.142和55.972千克；家庭人均收入平均水平分别为1.774和1.672万元。表4为房产税改革试点地区和非试点地区在改革实施前后结婚率的对比情况。如表4所示，试点地区指上海和重庆，非试点地区是CFPS的其他调研省份。

表3 描述性统计

变量	变量测度	男性			女性		
		观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
<i>marriage</i>	婚姻状态	26873	0.623	0.485	27784	0.730	0.444
<i>did</i>	受房产税改革冲击的虚拟变量	26873	0.040	0.197	27784	0.043	0.202
<i>age</i>	个体年龄	26873	31.095	5.427	27784	30.863	5.455
<i>edu</i>	受教育程度	26873	3.425	1.358	27784	3.352	1.443
<i>height</i>	身高	26873	1.711	0.053	27784	1.603	0.048
<i>weight</i>	体重	26873	67.142	9.841	27784	55.972	8.226
<i>fam_inc_a</i>	家庭人均收入	26873	1.774	1.620	27784	1.672	1.535

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

表4 试点地区和非试点地区在改革实施前后的结婚率对比

单位：%

	2010年	2012年	2014年	2016年	2018年	2020年
试点地区	72.80	73.52	66.17	61.93	59.88	53.56
非试点地区	83.71	74.75	66.20	61.55	54.62	50.60
差值	-10.91	-1.23	-0.03	0.38	5.26	2.96

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

从表4可以看出，在个人房产税改革实施前后，试点地区与非试点地区的结婚率差值快速提升，由2010年的-10.91%提升至2020年的2.96%，甚至在2010-2016年呈现逐年上升态势。

四 实证结果

(一) 基准回归结果

表 5 报告了房产税改革对婚姻形成影响的实证结果。可以看出,在控制省份和年份双向固定效应后,4 个模型的房产税改革估计系数均在 1% 的显著性水平下为正。第 (1) 列和第 (2) 列对应男性样本,第 (3) 列和第 (4) 列对应女性样本;第 (1) 列和第 (3) 列为未加入控制变量的结果,房产税改革使得男性、女性的结婚率分别显著提高了 10.8 和 11.7 个百分点;第 (2) 列和第 (4) 列为加入年龄、身高、体重、受教育程度、家庭人均收入控制变量的结果,房产税改革使得男性、女性的结婚率分别显著提升 3.7 和 4.5 个百分点,说明改革的影响部分独立于个体特征差异,前文的假说得以验证。

表 5 基准回归结果

	男		女	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>did</i>	0.108 *** (0.014)	0.037 *** (0.006)	0.117 *** (0.014)	0.045 *** (0.008)
常数项	0.619 *** (0.001)	-0.112 (0.125)	0.725 *** (0.001)	0.536 *** (0.163)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.059	0.362	0.065	0.379
观测数	26873	26873	27784	27784

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为聚类到省级层面的稳健标准误。

资料来源:根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

(二) 平行趋势检验

由于 CFPS 中的数据起始于 2010 年,对于 2011 年实施的房产税改革,无法直接使用 CFPS 数据进行平行趋势检验。本文参考刘志强和宋月萍 (2024) 的思路和方法,将截面数据拓展为面板数据,进行特殊的平行趋势检验。本文采用事件研究法,对房产

税改革的平行趋势进行检验^①，研究房产税改革的动态效应。模型如式（5），系数 φ_t 可以用于检验特定年份实验组和对照组是否存在系统性差异。

$$marriage_{it} = \varphi_0 + \varphi_t \sum_{t=2004}^{2020} D_{it} + \gamma X_{it} + \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

D_{it} 表示个体 i 在 t 年的房产税改革虚拟变量，其中房产税改革前一年 $D_{i,-1}$ 作为对照组不放入回归模型中。CFPS调查截至2020年，本文将截面数据从当前期向前拓展至2004年，进行前后五期的平行趋势检验。图1展示了在95%置信区间下婚姻状态的估计结果，反映了房产税改革在不同年份产生的动态效应。由图1可知，前5期的结果不显著，房产税改革实施前实验组与对照组不存在显著差异；房产税改革实施后，改革对婚姻状态产生了显著的正向影响，通过了平行趋势检验；同时，房产税改革的婚姻促进效应存在持续甚至增加的动态效果。

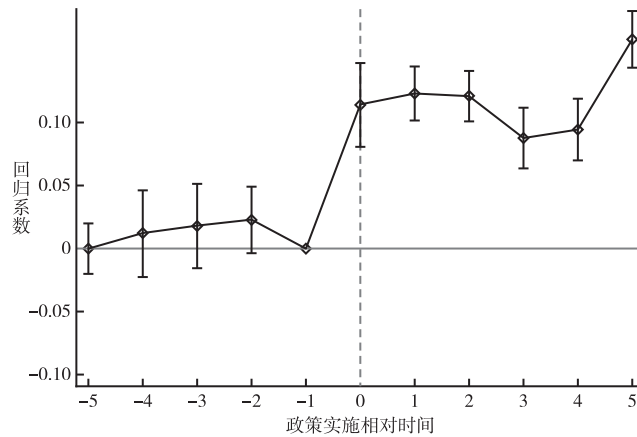


图1 平行趋势检验

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

（三）稳健性检验

参考已有文献对政策实施前仅有一期样本情况的处理（初立苹、许宇星，2023；吕国营、张需，2023；徐倪妮、郭俊华，2023），利用倾向得分匹配-双重差分法、更换样本数据、替换被解释变量、安慰剂检验等多种方法，检验基准回归

^① 由于CFPS的调查年份是偶数年份，2011年属于本文拓展连续面板数据的年份之一。为更准确地分析房产税改革效果，将2012年作为基期进行平行趋势检验。

结果的稳健性。

1. 倾向得分匹配 – 双重差分法

为避免样本选择偏误，需要更好地选取对照组以验证结果的稳健性，本文使用倾向得分匹配 – 双重差分法分析房产税改革对婚姻形成的影响。平衡性检验显示，最近邻 1:1 匹配后的平衡性较好。表 6 第 (1) 列为剔除未匹配成功样本后重新回归所得到的政策效应，效应更强且在 1% 水平上显著为正，证明了房产税改革对婚姻形成具有促进作用。

表 6 稳健性检验回归结果

	是否结婚			初婚年龄
	最近邻 1:1 匹配	更换样本年龄 1	更换样本年龄 2	更换被解释变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>did</i>	0.138 *** (0.045)	0.053 *** (0.008)	0.046 *** (0.016)	-0.348 *** (0.113)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.398	0.347	0.316	0.136
观测数	2081	19778	12651	16517

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为聚类到省级层面的稳健标准误。

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

2. 更换样本

本文在基准回归中选取 22 ~ 40 周岁样本进行回归。为进一步判断房产税改革的影响，本文将样本由 22 ~ 40 岁逐步缩小到 22 ~ 35 岁和 22 ~ 30 岁，更集中地反映了适婚人口的情况。表 6 第 (2) 列和第 (3) 列的结果显示，房产税改革显著提升了 22 ~ 35 岁、22 ~ 30 岁男性群体的结婚率，证明了结果的稳健性。

3. 替换被解释变量

结合已有研究，本文将被解释变量替换为个体的初婚年龄，即个体初婚时间减去出生时间。若截至调查年份个体仍未结婚，则赋为空值。为防止多重共线的影响，控制变量中剔除年龄变量。结果如表 6 第 (4) 列所示，房产税改革显著降低了个体的初婚年龄，促进了婚姻形成。

4. 安慰剂检验

本文使用安慰剂检验进一步验证房产税改革对婚姻形成的影响是否来自其他不可观测因素。在样本中随机抽取与原实验组数量一致的“伪实验组”，假设这些为房产税改革发生地区，其他地区作为对照组。重复抽样 1000 次后对样本进行反复估计，最终得到 1000 次“伪政策虚拟变量”的回归结果，比较随机抽取的样本回归系数与基准回归估计系数，若存在显著差异，即认为本文所研究的政策效应并非来源于其他不可观测因素。结果显示，随机回归系数集中分布在 0 左右^①，基准回归的系数 0.037 处于分布的尾部，表明随机设定房产税改革处理组而产生前文结果为小概率事件，由此推断房产税改革的婚姻促进效应真实存在。

五 异质性分析

由于个体的差异性，房产税改革对不同群体的影响可能有所不同。结合前文关于婚姻形成影响因素的文献，本部分从个体差异角度出发，对房产税改革效果的异质性进行检验。

（一）年龄

年龄与结婚收益、婚姻匹配、生育意愿等联系密切，影响婚姻的形成（李建新、王小龙，2014；石人炳、柯姝琪，2023）。据此，本文检验不同年龄段群体婚姻选择的异质性。本文以 30 岁为分界线划分样本。如表 7 第（1）列和第（2）列所示，房产税改革对两类子样本均具有显著正向效应^②。

（二）户口

在中国，户口是影响婚姻选择的重要因素（於嘉、谢宇，2013）。据此，结合 CFPS 中的户口变量，仅保留城镇和农村户口，并剔除异常值进行异质性检验。结果如表 7 第（3）列和第（4）列所示，房产税改革对拥有城镇户口群体的婚姻具有显著正向效应，而对农村户口群体的影响不显著，证明了房产税改革显著促进了拥有城镇户口群体的婚姻形成。

（三）受教育程度

受教育程度也是影响婚姻的重要因素（杨青等，2021）。高学历群体往往对政策变化

① 由于篇幅原因，未能呈现结果，备索。

② 组间系数检验发现，房产税改革系数在不同年龄组之间并不存在显著差异。

的敏感度更高，可能在房产税改革实施后采取结婚等方式增加自己的税收利益。为便于分析，本文将受教育程度划分为初中及以下（包含文盲、小学、初中），高中及大专（包含高中、中专、大专），大学本科及以上（包含大学本科、硕士研究生、博士研究生）三个类别，并对其进行异质性分析。结果见表 7 第（5）列、第（6）列和第（7）列：初中及以下学历群体的双重差分系数为负，但不显著；高中及大专和本科及以上学历群体的双重差分系数显著为正，表明房产税改革对受教育程度较高群体的婚姻形成有促进作用。

表 7 年龄、户口、学历异质性回归结果

	30 岁及以下	30 岁以上	城镇户口	农村户口	初中及以下	高中及大专	本科及以上
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>did</i>	0.046 *** (0.016)	0.028 *** (0.009)	0.037 *** (0.011)	0.005 (0.007)	-0.002 (0.008)	0.028 ** (0.013)	0.081 ** (0.034)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.316	0.089	0.416	0.348	0.251	0.446	0.499
观测数	12651	14222	7908	18965	16022	8196	2655

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为聚类到省级层面的稳健标准误。
资料来源：根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

（四）收入

高收入男性更有可能结婚（Fieder et al., 2011；Hopcroft, 2021）。本文以调查当年样本的平均收入为标准，划分高收入和低收入群体，进一步考察房产税改革对婚姻形成的影响是否存在收入异质性。表 8 第（1）列和第（2）列为房产税改革对不同收入水平群体的影响情况，房产税改革对高收入群体没有显著影响，对低收入群体存在显著正向影响，即房产税改革显著促进了低收入群体婚姻的形成。

（五）地区

上海和重庆存在地域差异，对此进行两地政策效果的异质性分析。表 8 第（3）列和第（4）列分别展示了房产税改革对上海、重庆两地样本结婚率的影响情况，可以看出房产税改革对重庆和上海样本的婚姻形成均存在促进效应^①。

① 组间系数检验显示，房产税改革系数在重庆组、上海组之间不存在显著差异。

表 8 收入水平、地区异质性回归结果

	高收入群体	低收入群体	上海	重庆
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>did</i>	0.091 (0.074)	0.067 *** (0.009)	0.039 *** (0.006)	0.024 *** (0.007)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.346	0.363	0.361	0.363
观测数	11229	12323	26623	25677

注：由于 CFPS 数据中个人收入存在缺失值，进行收入的异质性检验时高、低收入群体的观测数分别为 11229 和 12323，加总会小于基准回归的观测数；第（3）列是以上海为实验组、除重庆外的所有地区为对照组的估计结果；第（4）列是以重庆为实验组、除上海外的所有地区为对照组的估计结果；*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为聚类到省级层面的稳健标准误。

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

（六）免税面积

上海与重庆的免税面积存在差异：重庆主要对面积大于 100 平方米的独栋商品住宅和高档住房征收；上海以家庭为单位计算房屋面积，免税标准为人均 60 平方米。为精准分析不同免税面积下房产税改革的作用效果异质性，这里分别检验两地房产税改革对住房面积的影响，以及对不同房产面积组别结婚率的影响（见表 9）。分析两地房产税改革对购房面积影响的结果如表 9 第（1）列和第（2）列所示，重庆房产税改革模式使得居民住房面积显著降低；上海房产税改革模式对人均住房面积也呈现负向影响，但不显著。

表 9 两地房产税改革对居民住房面积、不同面积组别婚姻状态的影响结果

	住房面积		是否结婚			
	重庆	上海	房屋面积 小于 100 平	房屋面积 大于 100 平	房屋面积 低于人均 60 平	房屋面积 高于人均 60 平
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>did</i>	-8.073 ** (3.121)	-0.067 (1.211)	0.093 *** (0.011)	0.001 (0.011)	0.042 *** (0.007)	0.034 (0.025)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表

	住房面积		是否结婚			
	重庆	上海	房屋面积 小于 100 平	房屋面积 大于 100 平	房屋面积 低于人均 60 平	房屋面积 高于人均 60 平
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.096	0.094	0.364	0.370	0.352	0.415
观测数	24299	25185	11564	12735	21324	3861

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为聚类到省级层面的稳健标准误。
资料来源：根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

进一步，本文按照免税面积对两地样本再次分类，分析不同住房面积组别房产税改革对婚姻形成的影响，结果如表 9 第 (3) 列至第 (6) 列。在判断能否免征房产税时^①，重庆以 100 平方米房屋面积为依据，上海以人均 60 平方米房屋面积为依据^②。表 9 中第 (3) 列至第 (6) 列分别代表房产税改革对能够享受免税面积的重庆和上海居民婚姻的影响情况。可以看出，重庆和上海的小户型住房拥有者的结婚率显著提升。

六 机制分析

基准回归证实房产税改革显著提高了结婚率。本部分引入是否拥有首套住房、是否拥有婚房和房价的信息，进一步探讨房产税改革促进婚姻形成的作用机制。一方面，住房是评估婚姻对象的重要指标（廉思、赵金艳，2017），是中国文化中“为结婚而买房”观念的体现（张雅淋等，2022）。个人拥有住房可提升其在婚姻市场的竞争力（范子英、刘甲炎，2015；方丽、田传浩，2016），进而促进婚姻形成。另一方面，住房价格的上涨增加了个人的财富，提高了住房拥有者的潜在婚姻竞争力。

（一）住有所居

房产税改革可有效抑制住宅投机行为，使住宅市场回归正常的供求关系，推动实

^① 在此，住房面积的划分即为简化后的可享受免税的住房面积划分。

^② 上海按照家庭人均住房面积征收房产税，部分家庭拥有两套及两套以上住房，但 CFPS 中并没有完整统计这部分住房的面积。本文以家庭现住房的面积为准，假设家庭拥有的全部住房面积均与现住房面积相同，并据此计算家庭层面的人均房屋面积。

现首套住房的拥有。本文选取 CFPS 家庭经济数据库中房屋产权归属变量，将家庭自有住房视作该家庭中的个体拥有住房产权。随后构建是否拥有住房产权的二分变量，拥有自有产权住房的样本取值为 1，其余样本取值为 0。表 10 第（1）列显示，房产税改革冲击效应的系数显著大于 0，说明房产税改革促进了居民房屋产权的获得，实现了首套住宅的拥有。

表 10 机制分析结果

	是否住有所居	是否拥有婚房	房价
	(1)	(2)	(3)
<i>did</i>	0.140 *** (0.034)	0.066 *** (0.014)	7723.243 *** (1725.957)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
R ²	0.082	0.057	0.302
观测数	26873	26873	19741

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为聚类到省级层面的稳健标准误；由于 CFPS 存在数据缺失，第（3）列的观测数有所减少。

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

（二）婚房

本文利用“是否拥有婚房”这一变量，对房产税改革促进婚房购置、提升婚姻竞争力这一机制进行验证。CFPS 包含受访者家庭是否拥有其他住房产权、拥有产权房屋数量的问项。结合家庭人数，可定义计算“是否拥有婚房”：一般家庭以父亲、母亲和孩子 3 人构成并共同居住在一间房屋，据此本文通过家庭房屋数量与家庭人数的比值来识别居民是否拥有婚房。若该比值大于 1/3，表明该家庭至少拥有一套额外住房，可供该家庭中的个体在缔结婚姻后与配偶单独在额外住房中居住，即个体拥有婚房。检验结果如表 10 第（2）列所示，可知在房产税改革实施后，居民拥有婚房的概率显著增加。

（三）房价

已有研究证明房产税改革后试点城市的小面积住房价格反而上升（范子英、刘甲炎，2015），房产税改革对普通住房价格上涨的抑制作用有限（尤华珉、曲卫东，

2024)。房产税改革带来房价的上涨，增加房屋拥有者的个人财富，个人在婚姻市场上的竞争力无形中提升，有利于居民婚姻的形成。本文使用 CFPS 的个人住房价值变量作为房价的衡量指标。表 10 第 (3) 列显示房产税改革显著增加了试点地区的房价。

(四) 进一步讨论

重庆和上海的房产税改革内容存在差异。重庆房产税主要针对 100 平方米以上的独栋商品房和高档住房，上海则对人均 60 平方米以上的住房征收房产税。重庆房产税的免税面积以住房总面积为划分标准，对超过 100 平方米的住房征税，这可能导致 100 平方米以下的住房需求增加，抬高 100 平方米以下住房的价格，增加 100 平方米以下住房拥有者的财富，进而提高其进入婚姻市场的竞争力。而上海房产税的免税标准针对的是人均住房面积，个体可能为了住大房子、规避房产税而结婚。为探究上海和重庆的房产税改革对婚姻形成机制的影响是否存在差异，本文首先以 100 平方米为临界值，补充重庆市分面积的住房价格机制检验（见表 11）；其次，结合异质性分析中房产税改革对上海不同人均居住面积的影响，进一步探究房产税改革、居民婚嫁、房屋面积之间的关系（见表 12）。

1. 重庆房产税改革的影响

重庆房产税主要针对个人独栋商品住宅和高档住房，且每个家庭可享受 100 平方米的免税面积。据此，本文按 100 平方米的住房面积标准划分样本，进行进一步的机制检验。由表 11 可知，重庆房产税改革抬高了 100 平方米以下住房的房价，对 100 平方米以上房屋的房价无显著影响。这一估计结果表明，重庆对 100 平方米以上的住房征税，使得更多人选择购买 100 平方米以下的住房，从而抬高这类住房的价格。这间接增加了 100 平方米以下住房拥有者的财富，增强婚姻市场竞争力，促进婚姻形成。

表 11 重庆房产税改革对不同面积住房价格的影响

	房屋面积小于 100 平	房屋面积大于 100 平
	(1)	(2)
<i>did</i>	949.048 *** (179.427)	68.608 (100.024)
控制变量	控制	控制
省份固定效应	控制	控制

续表

	房屋面积小于 100 平	房屋面积大于 100 平
	(1)	(2)
时间固定效应	控制	控制
R ²	0.367	0.205
观测数	8406	10278

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为聚类到省级层面的稳健标准误；由于 CFPS 存在数据缺失，观测数有所减少。

资料来源：根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

2. 上海房产税改革的影响

上海对新购房均征收房产税。与重庆不同的是，其免税政策根据人均住房面积界定。上海房产税改革可能促使个人先结婚再买房。为验证这一假说，本文依据 60 平方米的人均住房面积对样本进行划分，分别使用普通最小二乘（OLS）和两阶段最小二乘（2SLS）回归，将是否结婚的 *marriage* 变量作为政策冲击 *did* 的工具变量，比较已婚与未婚家庭的总住房面积和人均住房面积。如表 12 所示，已婚个体的总住房面积大于未婚个体（第（1）列、第（3）列），但人均住房面积小于未婚个体（第（2）列、第（4）列）。这显示个体会为了住大房子、规避房产税而结婚，但同时降低了人均住房面积。在 2SLS 估计中，第（3）列和第（4）列中一阶段的 F 值分别为 54.440、46.807，因此不存在弱工具变量问题。综上所述，房产税改革的实施促进了居民首套住宅和婚房的拥有，提高了地区房价，增强了个体在婚姻市场的竞争力，从而有利于婚姻的形成。

表 12 上海房产税改革对居民住房总面积、人均住房面积的影响

	总住房面积	人均住房面积	总住房面积	人均住房面积
	OLS	OLS	2SLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>marriage</i>	10.392 *** (2.049)	-4.940 *** (0.796)	145.832 ** (62.452)	-73.552 *** (17.512)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.097	0.070	-0.252	-0.709

续表

	总住房面积	人均住房面积	总住房面积	人均住房面积
	OLS	OLS	2SLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
观测数	25185	25632	25185	25632
F 值			54.440	46.807

注：*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平；括号内为聚类到省级层面的稳健标准误。
资料来源：根据中国家庭追踪调查数据计算得到。

七 结论

在结婚率持续下降的背景下，研究婚姻形成的影响因素并探寻有效的婚姻激励措施具有重要意义。本文基于 2010 - 2020 年共 6 轮的中国家庭追踪调查（CFPS）数据，以 2011 年重庆和上海房产税改革作为准自然实验，采用双重差分方法（DID）实证评估了房产税改革对婚姻形成的影响。研究结果显示，与未受房产税改革影响的地区居民相比，受房产税改革影响的地区居民结婚率显著提升，男性、女性的结婚率分别提升了 3.7 和 4.5 个百分点，表明房产税改革能够显著促进婚姻的形成。

异质性分析结果表明，房产税改革对婚姻的促进作用在受教育程度较高、拥有城镇户口及小户型住房的人群中更为突出。机制检验表明，房产税改革后试点地区居民的首套房拥有和婚房购置比率显著提升。同时，改革会促进房价上涨，进而增加个人住房财富，提高个人在婚姻市场中的竞争力，促进结婚。进一步的讨论发现，重庆和上海房产税改革对婚姻形成的促进作用机制不同。重庆房产税改革使得 100 平方米以下住房价格上涨，增加该类住房拥有者的住房财富，促进婚姻形成。而上海房产税改革促使个人通过结婚的方式降低人均居住面积、规避房产税。此外，本文还使用平行趋势检验、倾向得分匹配 - 双重差分、更换样本和被解释变量、安慰剂检验等方法证明了研究结果的稳健性。本文为房产税改革评估提供了新证据并丰富了婚姻形成的影响因素研究。

本研究的政策启示如下。第一，可以通过优化房产税改革，降低居民购房成本。例如，对首次购房者和适婚群体提供税收优惠或补贴以减轻购房负担，激励结婚决策。第二，房产税改革对不同群体的婚姻形成具有异质性影响。政策制定者可考虑采取差

异化措施，对更为敏感的群体实施专门的支持政策。例如，可对低收入群体提供定向补贴或免税政策，从而缓解改革可能带来的负面效应。与此同时，完善住房租赁市场和公共住房体系，增加公共租赁住房的供给，提供多样化、灵活的住房选择。第三，注意减少对住房市场需求的扭曲。例如，在推广房产税改革时，根据不同地区的实际情况，采取按人均住宅面积免税等措施，避免因个人避税行为导致的住房市场扭曲。最后，亟须转变“有房才能结婚”的传统观念。长期以来，部分地区的居民将购房作为婚姻前提，这不仅加剧了高房价城市中年人的经济压力，也在一定程度上抑制了婚姻意愿和形成。可以依托媒体宣传、社会组织引导和政策支持，通过广泛讨论婚姻与住房关系，传递以个体素质、婚姻质量和共同成长为核心的正面价值观，倡导将婚姻建立在情感、责任与共同成长的基础上，而非仅依赖物质条件，从而为构建更宽松、公平的婚姻环境提供坚实保障。

参考文献：

- 蔡宏波、韩金镕、苏丽锋（2019），《门当户对与住房租购选择——基于中国家庭金融调查数据的实证分析》，《经济理论与经济管理》第3期，第105-112页。
- 曹清峰、王家庭（2015），《不同房产税制的福利效应——基于城市空间一般均衡模型的模拟分析》，《财贸研究》第2期，第94-102页。
- 程时雄（2022），《婚姻匹配理论及其实证应用新进展》，《人口学刊》第6期，第15-32页。
- 初立革、许宇星（2023），《城乡养老保险统筹是否影响子女经济支持？——基于CHARLS的经验分析》，《财经理论与实践》第6期，第21-27页。
- 范子英、刘甲炎（2015），《为买房而储蓄——兼论房产税改革的收入分配效应》，《管理世界》第5期，第18-27页。
- 方丽、田传浩（2016），《筑好巢才能引好凤：农村住房投资与婚姻缔结》，《经济学（季刊）》第2期，第571-596页。
- 郭将、许泽庆（2019），《不同房产税改革对地区消费的异质性影响研究——基于沪、渝房产税试点的机制探讨与经验证据》，《西部论坛》第6期，第25-34页。
- 郭志刚（2017），《中国低生育进程的主要特征——2015年1%人口抽样调查结果的启示》，《中国人口科学》第4期，第2-14页。

- 洪彩妮 (2012), 《房价波动影响结婚决策的研究》, 《当代青年研究》第 2 期, 第 17 - 23 页。
- 胡海生、董万好、王聪 (2018), 《中国房产税改革对居民收入和消费的影响研究——基于可计算一般均衡模型 (CGE) 的模拟分析》, 《税收经济研究》第 4 期, 第 10 - 17 页。
- 胡明志、陈卓 (2022), 《为结婚而买房: 城市房产与婚姻缔结》, 《中国经济问题》第 5 期, 第 169 - 181 页。
- 江涛 (2013), 《婚姻推迟与性别比上升的经济分析——一个对储蓄率上升和增长的解释》, 博士学位论文, 西北大学经济管理学院。
- 孔培嘉、刘金东、秦子洋 (2020), 《房产税的生育抑制效应——基于改善性需求的视角》, 《现代财经 (天津财经大学学报)》第 6 期, 第 17 - 31 页。
- 李斌、任津汝、张所地 (2022), 《婚配竞争压力对家庭住房消费行为的驱动研究——对“婚房竞争”现象的透视》, 《消费经济》第 1 期, 第 83 - 96 页。
- 李博、王霄 (2023), 《房产税改革的经济与福利效应: 基于异质性个体模型的研究》, 《世界经济》第 5 期, 第 90 - 118 页。
- 李长洪、林志帆 (2023), 《高学历的非经济回报: 获得高等教育会如何影响结婚率?》, 《劳动经济研究》第 3 期, 第 30 - 53 页。
- 李丹、孙楚仁 (2023), 《城市进口扩张对中国个体婚姻决策的影响》, 《国际贸易问题》第 11 期, 第 142 - 157 页。
- 李建新、王小龙 (2014), 《初婚年龄、婚龄匹配与婚姻稳定——基于 CFPS2010 年调查数据》, 《社会科学》第 3 期, 第 80 - 88 页。
- 李俊松、王军 (2017), 《房产税是否抑制了居民消费——基于沪渝改革试点区的 DID 分析》, 《消费经济》第 3 期, 第 33 - 38 页。
- 廉思、赵金艳 (2017), 《结婚是否一定要买房? ——青年住房对婚姻的影响研究》, 《中国青年研究》第 7 期, 第 61 - 67 页。
- 刘建丰、于雪、彭俞超、许志伟 (2020), 《房产税对宏观经济的影响效应研究》, 《金融研究》第 8 期, 第 34 - 53 页。
- 刘友金、曾小明 (2018), 《房产税对产业转移的影响: 来自重庆和上海的经验证据》, 《中国工业经济》第 11 期, 第 98 - 116 页。
- 刘志强、宋月萍 (2024), 《初婚年龄变迁的稳定因素——基于代际传递视角的实证探索》, 《人口与经济》第 1 期, 第 90 - 102 页。
- 骆永民、伍文中 (2012), 《房产税改革与房价变动的宏观经济效应——基于 DSGE 模

- 型的数值模拟分析》，《金融研究》第5期，第1-3页。
- 吕国营、张需（2023），《医保待遇变化、自付医疗费用与疾病经济负担——基于健康扶贫政策冲击的分析》，《保险研究》第10期，第82-98页。
- 潘丽群、李静、张少华（2021），《流动经历、流入城市与流动人口的婚姻推迟》，《经济学动态》第8期，第65-80页。
- 石人炳、柯姝琪（2023），《中国分性别婚姻推迟及其补偿研究》，《人口学刊》第1期，第81-95页。
- 舒鹏、周少甫（2023），《房产税政策、土地财政行为与宏观经济波动》，《经济评论》第3期，第97-116页。
- 王家庭、曹清峰（2014），《房产税能够降低房价吗——基于DID方法对我国房产税试点的评估》，《当代财经》第5期，第34-44页。
- 吴要武、刘倩（2015），《高校扩招对婚姻市场的影响：剩女？剩男？》，《经济学（季刊）》第1期，第5-30页。
- 谢宇、胡婧炜、张春泥（2014），《中国家庭追踪调查：理念与实践》，《社会》第2期，第1-32页。
- 徐倪妮、郭俊华（2023），《需求侧创新支持对中小企业创新的影响研究》，《工业技术经济》第10期，第99-108页。
- 杨菊华（2015），《中国真的已陷入生育危机了吗？》，《人口研究》第6期，第44-61页。
- 杨青、王诗勇、徐俊杰、王洪卫（2021），《房子还是学历？——房价上涨与女性择偶的学历偏好》，《财经研究》第6期，第154-168页。
- 尤华珉、曲卫东（2024），《个人住房房产税和限购政策对房价的影响：基于重庆房产税试点的经验证据》，《科学决策》第11期，第170-187页。
- 於嘉、谢宇（2013），《社会变迁与初婚影响因素的变化》，《社会学研究》第4期，第1-25页。
- 於嘉、谢宇（2017），《我国居民初婚前同居状况及影响因素分析》，《人口研究》第2期，第3-16页。
- 张雅淋、吴义东、姚玲珍（2022），《住房财富“寡”而消费“不均”？——青年群体住房财富对消费相对剥夺的影响研究》，《财贸经济》第3期，第98-113页。
- 赵文哲、刘思嘉、史宇鹏（2019），《干得好不如嫁得好？——房价变动与居民婚姻观念研究》，《金融研究》第9期，第94-111页。
- 周建军、任娟娟、鞠方（2021），《房产税能否抑制实体经济“脱实向虚”——来自上

- 海和重庆的经验分析》，《财经科学》第 2 期，第 84 - 94 页。
- 周兴、刘鑫 (2022)，《婚姻支付、初婚年龄与生育决策》，《人口学刊》第 5 期，第 48 - 59 页。
- Becker, Gary (1973). A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, 81 (4), 813 - 846.
- Bonilla, Roberto, Francis Kiraly & John Wildman (2019). Beauty Premium and Marriage Premium in Search Equilibrium: Theory and Empirical Test. *International Economic Review*, 60 (2), 851 - 877.
- Bove, Caron & Jeffery Sobal (2011). Body Weight Relationships in Early Marriage: Weight Relevance, Weight Comparisons, and Weight Talk. *Appetite*, 57 (3), 729 - 742.
- Fieder, Martin, Susanne Huber & Fred Bookstein (2011). Socioeconomic Status, Marital Status and Childlessness in Men and Women: An Analysis of Census Data from Six Countries. *Journal of Biosocial Science*, 43 (5), 619 - 635.
- Hopcroft, Rosemary (2021). High-Income Men Have High Value as Long-Term Mates in the U. S. : Personal Income and the Probability of Marriage, Divorce, and Childbearing in the U. S. *Evolution and Human Behavior*, 42 (5), 409 - 417.
- Jones, Gavin (2007). Fertility Decline in Asia: The Role of Marriage Change. *Asia-Pacific Population Journal*, 22 (2), 13 - 32.
- Kamara, DuEwa (1994). The Effect of the Probability of Marriage on Housing Demand for Single Women. *Journal of Housing Economics*, 3 (4), 296 - 311.
- Luo, Wei & Xianqiang Zou (2024). Demographic Impacts of China's Trade Liberalization: Marriage, Spousal Quality, and Fertility. *Journal of Population Economics*, 37 (3), 63.
- Mansour, Hani & Terra McKinnish (2014). Who Marries Differently Aged Spouses? Ability, Education, Occupation, Earnings, and Appearance. *Review of Economics and Statistics*, 96 (3), 577 - 580.
- Murasko, Jason (2020). Height, Marriage, and Partner Characteristics for Women in Low- and Middle-Income Countries. *Economics & Human Biology*, 38, 100876.
- Shenhav, Na'ama (2021). Lowering Standards to Wed? Spouse Quality, Marriage, and Labor Market Responses to the Gender Wage Gap. *The Review of Economics and Statistics*, 103 (2), 265 - 279.
- Stevenson, Betsey & Justin Wolfers (2007). Marriage and Divorce: Changes and Their

Driving Forces. *Journal of Economic Perspectives*, 21 (2), 27 – 52.

Yamamura, Eiji & Yoshiro Tsutsui (2017). Comparing the Role of the Height of Men and Women in the Marriage Market. *Economics & Human Biology*, 26, 42 – 50.

The Impact of Property Tax Reform on Marriage Formation

Zhang Yangyang & Lin Yuxin

(School of Economics, Jinan University)

Abstract: Housing is a key factor affecting the formation of marriage. Based on the China Family Panel Studies (CFPS) data from 2010 to 2020, this paper uses the difference-in-differences method to empirically evaluate the impact of real estate tax reform on marriage formation. The study finds that real estate tax reform significantly increased the marriage rate, with the marriage rate for men and women increasing by 3.7 and 4.5 percentage points, respectively, and this promoting effect persisted for nearly a decade after the reform. The analysis reveals that the reform boosted men's competitiveness in the marriage market by encouraging first-time home ownership, facilitating purchase of newlywed housing, and increasing housing wealth. The analysis indicates that the reform mainly encouraged marriage among individuals with better education, urban residency, and those living in smaller homes. These findings offer empirical support for developing more targeted and effective marriage incentives. This study's conclusions provide new insights into real estate tax reform evaluation and enhance the understanding of factors influencing marriage formation.

Keywords: property tax reform, marriage rate, property acquisition

JEL Classification: E69, H29, H39

(责任编辑：合羽)