

# 教育异质婚与家庭风险金融资产投资

## —基于 CFPS 的实证研究

郑忠华<sup>1</sup> 周芬芳<sup>2</sup>

**内容摘要：**本文运用 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，研究教育异质婚对家庭风险金融资产投资的影响。研究发现：（1）教育异质婚抑制了家庭风险金融资产投资；（2）通过削减家庭社会网络联系、降低户主幸福感，教育异质婚抑制家庭风险金融资产投资；（3）对于城镇家庭、有房家庭和接受了更高教育水平的家庭来说，风险金融资产投资受教育异质婚的抑制作用更强烈、显著。

**关键词：**婚姻匹配 家庭风险金融资产 Tobit 模型 工具变量

## Educational Heterogamy Marriage and Household Investment in Risky Financial Assets-An Empirical Study Based on CFPS

**Abstract:** This paper uses data from the 2018 Chinese Family Panel Studies(CFPS) to examine the impact of educationally heterogeneous marriage on household investment in risky financial assets. It finds that (1) educationally heterogeneous marriage inhibits household investment in risky financial assets; (2) by cutting down on family social network ties and reducing the well-being of the head of the household, educational heterogeneous marriage inhibits household risky financial asset investment; and (3) investment in risky financial assets is more strongly and significantly inhibited by educationally heterogeneous marriage for urban households, households with housing and those who have received higher levels of education.

**Keywords:** marriage matching; household risky financial assets; Tobit model; instrumental variables

### 一、引言

当代中国社会中，教育水平是婚姻选择中男女双方考虑的重要因素。这是因为个体的受教育水平，不仅在一定程度上代表个体的能力和认知水平，更隐含了其在社会结构中地位和资源。虽然择偶时双方更加注重考察三观、修养、学识、生活方式等因素（许琪和潘修明, 2021），但这些因素与其受教育水平其实息息相关。可以说，婚姻中的教育匹配程度，代表了社会、经济等更广泛意义上的“般配”程度（牛建林, 2016）。实际上，婚姻中夫妻双方教育水平的匹配程度，也的确对家庭本身产生重要的影响，一些社会学研究发现：夫妻双方教育水平接近的婚姻更能够获得更大的家庭产出和效用（HAN H., 2010）；在中国，李雅楠和王飞（2013）也发现同质婚对家庭收入有显著的正向影响；类似的，拥有相似教

<sup>1</sup> 郑忠华，天津工业大学经济与管理学院，邮政编码：300387，电子邮箱：huazhongzheng79@163.com

<sup>2</sup> 周芬芳，中国海洋大学经济学院，邮政编码：266101，电子信箱：[zhoufenfang1211@163.com](mailto:zhoufenfang1211@163.com).

育程度的夫妻，其婚内暴力冲突的可能性更低（牛建林, 2016）、离婚风险相对更低（郑晓冬和方向明, 2019）、夫妻婚姻满意度更高（王杰和李姚军, 2021）。社会学对婚姻匹配的研究激发了经济学对婚姻和家庭行为的研究兴趣，一些学者转而将目光聚焦教育婚姻匹配对于家庭行为尤其是家庭金融资产选择的影响。

家庭金融资产选择不仅仅是单纯的财富管理，它涵盖了消费、储蓄、养老、医疗等多个命题。国内外学者对家庭金融资产选择的影响因素展开了诸多有益的研究，大致可归结为人口特征因素（Guiso et al., 2001; 雷晓燕和周月刚, 2010; 尹志超, 2014）、背景风险因素（Cocco et al., 2005; 史代敏和宋艳, 2005; Campbell, 2006; 吴卫星等, 2007）及其他因素（Hong 等, 2004; 汪红驹等, 2006; Cardak&Wilkins, 2009; 尹志超, 2015）。虽然已有的研究提供了很多有益的结论，但这些研究却忽视了一个重要的视角——婚姻匹配。婚姻是中国多数家庭成立的起点，作为组成家庭时需要考量的重要因素，夫妻双方的教育程度，在家庭形成那一刻开始就必然影响着婚后家庭生活的方方面面，而家庭的风险金融资产投资行为，就是兼具风险和收益综合考量下的家庭投资行为。

现实中，我国两性间的教育水平差距逐渐拉小，2020 年我国平均受教育年限的性别差距由女性比男性少 0.8 年缩短为 0.6 年，教育差距的变化对我国婚姻关系选择形成了巨大的冲击，现实当中更多男女将教育情况作为婚姻选择的重要因素，带动家庭婚姻匹配模式的巨大变化(Yeung, 2013)。我们无法忽视教育匹配对家庭行为，尤其是风险金融资产选择中的影响。于是，我们不免思考：这种教育匹配是否会对家庭风险金融资产投资产生影响呢？若存在，这种影响的机制又是如何呢？以及针对不同家庭这种影响是否存在差异呢？

基于此，本文尝试通过教育婚姻匹配视角，探讨不同教育婚姻匹配模式对于家庭风险金融资产投资的影响。本文可能的边际贡献在于：首先，以教育婚姻匹配模式这样一个全新的视角，丰富了影响家庭风险金融资产投资的相关文献，为后续研究提供了便利。其次，本文从社会网络、户主幸福感两个角度进行机制检验，并进一步考察不同户籍、住房拥有、教育水平家庭在异质婚对家庭风险金融资产投资影响方面存在的差异，以更加全面地认识教育婚姻匹配对家庭金融资产选择的影响，这对了解家庭金融资产投资、促进金融市场健康发展均具有重要意义，也为当下热门的两性议题提供了新的研究思路。

本文余下部分安排如下：第二部分是文献综述与研究假说；第三部分是数据、变量与模型；第四部分为教育异质婚对家庭金融资产选择影响的实证分析；第五部分是机制检验与进一步分析；第六部分是结论与政策建议。

## 二、文献综述与研究假说

有关家庭风险金融资产投资和婚姻研究中，现有文献大都是以“是否结婚”作为对风险资产选择的影响出发点，例如 Agnew et al. (2003)研究发现，相比未

婚个体，已婚者对于风险资产的投资相对激进；在国内，王璿和吴卫星（2013）认为由婚姻所产生的家庭总体可承受风险的意愿和能力比较稳定，可以参与更多的风险金融资产投资，雷晓燕和周月刚(2010)、段军山等（2016）也同样发现婚姻能够促进风险资产参与。我们看到，已有研究较少将视角聚焦于婚姻匹配具体模式对家庭金融风险资产投资产生的影响。实际上婚姻本身就对家庭资产配置产生影响，而教育水平的匹配又是婚姻选择中男女双方考量的重要因素，我们不禁要问：不同的教育背景下婚姻匹配选择对家庭产生各种影响，这是否会进一步影响到家庭金融资产的选择？

婚姻市场的竞争性导致人们根据社会阶层、财富、受教育程度等特征对配偶进行分类，再基于不同分类进行选择。理性的择偶双方均希望通过婚姻“交换”有形或无形的资源而实现“互惠”（Blau，1964），因而“门当户对”的婚姻是人们理性的选择。贝克尔（1973a，1973b）提出个体对婚姻的选择是基于婚姻的产出之和最大，积极的婚姻匹配是择偶双方根据彼此相似的特征进行匹配，而消极的婚姻匹配则是择偶双方根据不同的特征匹配。当择偶双方特征（例如工资收入）具有替代性时，即一方的增加可能是以另一方的减少为代价的，此时消极的婚姻匹配模式占优；当配偶双方特征（例如智力、教育程度、身高）具有互补性时，此时积极的婚姻匹配模式占优。在大多数情况下，个体倾向于选择与具有与自己特征相似的配偶（Choo & Siow，2006）。

随着时代的发展，传统中“门当户对”的择偶要求，如今也体现在追求教育水平的匹配上。教育匹配对于家庭风险金融资产投资可能产生的影响，主要体现在三个方面。首先，夫妻双方的教育匹配会影响家庭收入，进而导致不同的风险金融资产投资行为。如李雅楠和王飞（2013）就发现同质性婚姻匹配对家庭收入有显著的正向影响，而家庭对于风险资产的购买，往往需要经济“燃料”为其不断提供动力，收入越高的家庭，才更可能购买更多风险金融资产(Calvet and Sodini,2014)。其次，教育匹配往往是双方认知程度的匹配，默契程度的不同导致不同的风险金融资产决策行为。综合来说，教育背景接近的夫妻更可能具备相近金融知识、风险意识，对未来的统筹规划更可能保持一致，在家庭金融资产的投资决策过程中，更能支持对方并与之相互合作，双方就家庭风险金融资产是否投入以及投入多少问题，更容易在一致的认知下达成统一的意见，能够利用好有限的家庭资产进行投资，保证家庭的产出或效用达到最大化。最后，教育匹配影响双方对婚姻的风险认识，不同的风险认识导致家庭主观地将婚姻视为一部分风险或无风险资产，从而对其他金融风险资产产生财富效应或挤出效应。以教育异质婚为例，双方教育水平的不同导致双方话语权和决策权的差异，这种差异会增加夫妻双方的风险感受，婚姻对他们而言更多意味的是风险资产，为减少整体风险，就会选择降低其他风险金融资产的购买，并且偏离传统门当户对的婚配模式

往往难以得到亲友在物质、精神上的支持，亲友的不理解加大了婚姻风险，降低了双方的“安全感”和幸福感。而家庭金融资产投资本身就是家庭基于对风险与收益的权衡和考量后所作出的行为，故家庭在进行金融资产的投资决策时，会将这一部分风险也考虑进去，从而降低风险金融资产投资。所以在一定程度上，异质婚对于家庭而言意味着是一部分风险资产，对其他金融风险资产投资产生挤出效应。因此，本文提出如下假设：

### **H1：异质婚抑制了家庭风险金融资产投资。**

中国是一个传统的关系型社会(Bian,1997)，个体作为各种社会关系的总和，包括先天的家庭关系和后天自身的社交网络。从先天的家庭背景来看，受教育水平较高的个体更可能出身于条件优渥的家庭，而受教育水平较低者往往来自于条件相对普通家庭（王杰和李姚军，2023），学历的差距不但代表了个人能力的不同，也往往意味着先天家庭阶层的差异，故教育异质婚往往意味着两个不同等级、阶层、观念的家庭的结合；从个体后天的社交网络来看，在学历重要性日渐突出的现代社会，学历不同往往导致双方意味着双方社会、经济地位的不同，进而导致后天社交网络的差异，故教育异质型婚姻意味着男女双方需面对和自己不处于同一层次的社交网络。可见，婚姻并不仅仅是两个个体的结合，还意味着两个群体的融合。对于教育异质婚而言，夫妻双方通常需要跨越不同社会、经济、家庭阶层实现缔结，而不同层级的阶层存在边界，这种边界通过多种方式建构起来的，包括居住区域的分离和为特定阶层所特有的生活方式和文化的形成（孙立平，2003），使双方较难融入对方阶层的群体。例如，当一个人具有较高学历时，他的亲朋好友及父母可能对他们伴侣的学历有较高期望。当他寻找了一个教育水平低于自己的伴侣，亲朋好友往往难以理解与支持，如果差距较大处于不同阶层的配偶难以与本阶层的成员形成紧密的社会联系（Schwartz,2013），难以获得关系网络所提供的如信息共享、物质帮助等社会支持，因此异质婚往往需要承担因背离亲朋好友期望而损失的那一部分社会网络。既有文献发现，社会网络能够提高居民收入(Grootaert,1999)、传递信息(Hong 等,2004)、促进就业(Munshi,2006)、分担风险(Munshi&Rosenzweig,2010)，这些往往是居民进行在风险金融资产投资时必须考虑的因素，对经济事务的起着重要作用。已有大量实证研究发现社会网络能够降低居民的风险厌恶程度（王聪和柴时军，2015），通过信息获取和社会互动两个方面对家庭风险金融资产投资产生显著的正向影响（曹扬，2015），促使家庭更加积极地参与到风险金融市场，增加风险资产投资（魏昭等，2018）。因此，本文提出如下假设：

### **H2：异质婚通过削减家庭的社会网络来抑制家庭风险金融资产投资。**

婚姻匹配与幸福感存在紧密联系，Becker（1977）提出“特定婚姻资本”理论，婚姻生活的幸福感取决于夫妻双方的社会经济资本，婚姻资本越多则婚姻更

幸福。处于同一阶层的匹配式婚姻能够实现利益的最大化，因此具有更高的幸福感。在异质婚配模式下，来自不同阶层的配偶双方，由于资本的不对等，造成了婚内话语权、决策权的不对等，这种平等性的差异会夫妻关系的和谐共存，从而降低夫妻双方的幸福感。（苏玫瑰，2008）。同质婚基于双方相似的特征进行匹配，由于双方有着相等或相似的教育经历，双方在待人接物、行为处事的方式更加一致，因而更可能有“共同语言”；而异质婚由于夫妻双方所接受的教育水平存在悬殊，双方在生活方式、价值观、生活态度和信仰方面往往存在较大的差异（Kalmijn, M, 1998），双方易产生分歧，因此异质性婚姻容易产生冲突，在发生冲突时难以有效沟通并获得彼此理解，降低婚姻的幸福感。以男性为例，在中国传统社会以往的认知里，他们总是被赋予了更多期待，例如养家糊口、家里的顶梁柱等，如果男性找到一个学历更高、能力更强的女性，他可能会因为背离这种传统的习俗观念，承担额外的心理成本；但若他找到一个学历更低、能力稍弱的女性，又或许会因内心不平衡、无法实现家庭效用最大化而感到失落（Pearlin, 1975），从而降低了生活的幸福感。教育异质婚对家庭成员的幸福感产生了消极影响，已有研究指出，主观幸福感的提升会增加人们投资的信心和欲望，（徐铭鸿，2018），促进家庭风险金融资产投资（Rao, 2016），家庭通过进行资产配置获得的收益、安居和保障给家庭成员带来更好的生活水平。因此，本文提出如下假设：

**H3：异质婚通过降低户主生活满意度来抑制家庭风险金融资产投资。**

### 三、 识别策略、数据来源与变量说明

#### （一）识别策略

##### 1. 基准回归模型

在分析婚姻匹配模式对家庭风险金融资产投资决策的影响时，由于被解释变量是哑变量，参照尹志超等（2014）的做法，文章采用 Probit 模型进行回归，Probit 模型如下：

$$riskasset\_if_i = 1(\alpha \times intermarriage_i + X_i\beta + u_i > 0) \quad (1)$$

（1）式中， $u_i \sim N(0, \sigma^2)$ 。被解释变量  $riskasset\_if_i$  为哑变量，等于 1 表示家庭投资风险金融资产，0 表示没有投资； $intermarriage_i$  是我们关注婚姻匹配模式，等于 1 表示户主为异质婚，等于 0 代表户主为同质婚； $X_i$  是来自个人、家庭、地区三个层面的控制变量。

在分析婚姻匹配模式对家庭风险金融资产投资占比的影响时，由于家庭风险金融资产投资占比存在数据截断问题。因此，本文建立 Tobit 模型进行估计，Tobit

模型如下：

$$riskasset\_rate_i^* = \alpha \times intermarriage_i + X_i\beta + u_i \quad (2)$$

$$riskasset\_rate_i = \max(0, riskasset\_rate_i^*) \quad (3)$$

公式（2）、（3）是截取 Tobit 模型。 $riskasset\_rate_i$  表示家庭风险金融资产占净资产的比重； $riskasset\_rate_i^*$  表示风险金融资产投资占比大于 0 的部分；同样  $intermarriage_i$  是我们关注的婚姻匹配模式； $X_i$  是来自个人、家庭、地区三个层面的控制变量。

## 2. 机制检验模型

根据前文理论部分的分析，本文试通过家庭社会网络以及户主幸福感两个层面来探讨异质婚对家庭风险金融资产的影响机制。

对于验证婚姻匹配对家庭的社会网络影响分析，我们使用如下模型：

$$socialpay_i = \alpha_1 + \beta_1 intermarriage_i + \theta X_i + u_i \quad (4)$$

其中， $socialpay_i$  代表家庭的社会网络，以 CFPS 问卷中“家庭过去一年所支出的包括实物和现金的人情礼”作为代理变量；同样， $intermarriage_i$  是我们关注婚姻匹配模式； $X_i$  是其他权威文献中所影响社会网络的控制变量，来自户主个人、家庭、地区三个层面。

对于验证婚姻匹配对于家庭幸福感的影响分析中，由于被解释变量幸福感是一个的有序分类变量，因此本文采用 OProbit 模型进行估计，OProbit 模型如下：

$$satisfication_i = \alpha * intermarriage_i + \beta X_i + u_i \quad (5)$$

其中， $Satisfication_i$  代表户主生活幸福感，以 CFPS 问卷中“户主主观生活满意度”作为代理变量：很不满意取值为 1，非常满意取值为 5，1-5 满意程度依次递增； $X_n$  是其他权威文献中所影响户主幸福感的控制变量，来自户主个人、家庭、地区三个层面。

## （二）数据来源

CFPS 是由北京大学社会科学调查研究所于 2010 年发起的每隔两年进行一次的中国家庭追踪调查，该调查项目跟踪并收集了个体、家庭、社区三个维度的数据，样本覆盖我国 25 个省/市/自治区，95% 的中国人口。该调查项目涵盖主题广泛，如：经济活动、家庭关系、人口迁移等，调查内容具有全面性、综合性。

此外，考虑到各地区的发展水平存在较大的差异，本文从宏观角度控制了一些因素，例如省份人均 GDP、省份城市化率，数据来自国家统计局发布的 2018 省级层面的统计数据。

本文样本筛选过程如下：首先筛选出在调查时婚姻状态为“在婚”的户主，将其个人特征与其配偶、父母教育特征进行匹配，并利用“fid”匹配家庭层面数据，最后再利用省份编码“provcd”匹配地区层面数据。剔除缺失值、异常值的样本后，最终得到 12486 个观察值的基准样本。

### （三）变量说明

#### 1.被解释变量

参照尹志超等（2014）的做法，本文的被解释变量包括两个方面，第一，风险金融资产投资决策（Riskasset\_if）：若家庭持有如股票、基金、国债、信托产品、外汇等风险金融资产，则取值为 1，否则取值 0；第二，家庭风险金融资产投资占比（Riskasset\_rate）：等于风险金融资产占净资产的比例。其中，家庭净资产采用 CFPS 计算规则，为总资产减总负债，包括现金、储蓄、股票等金融资产和房地产。

#### 2.核心解释变量

CFPS 将个体的受教育水平分为从“文盲/半文盲”到“博士”依次递增的九个层次，本文参照牛建林（2016）做法，对“婚姻匹配模式”（intermarriage）进行如下界定：若夫妻双方受教育水平处于同一层次，就定义为“同质婚”；若夫妻双方的受教育程度不在同一层次，则定义为“异质婚”。

#### 3.控制变量

基于以往文献和研究问题，本文将控制变量归纳为户主、家庭及地区三类。第一，户主统计特征：户主年龄（age）、性别（gender）、户籍（rural）、受教育程度（edu）、健康状况（health）、政治面貌（party）。由于 CFPS2018 没有设定户主，本文借鉴董晓林等(2019)的研究，将财务回答人设定为户主；第二，家庭统计特征：家庭的净房产（houseasset\_net）、净资产（houseasset\_net）、家庭自营工商业情况（enterprise\_if）、家庭规模（familysize）、65 岁以上的老龄人口占比（old\_rate）及 16 岁以下儿童占比（young\_rate）；第三，地区特征变量：家庭所处省份人均 GDP（gdp\_per）、城市化率（urban\_rate）。

表 1 展示了主要变量的定义及描述性统计结果，可以看出在样本家庭中，风险金融资产参与的可能性和占比平均分别为 5.6%和 0.401%，比重较低，表明我国家庭投资风险金融资产的积极性并不高，大部分家庭仍以持有无风险金融资产为主。异质婚样本占总体样本的比例达 67%，说明我国大部分家庭夫妻双方的受教育水平存在一定差异，至少跨越了一个教育层级。

表 1 主要指标的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
riskasset_if	12,486	0.0560	0.230	0	1
iskasset_rate	12,486	0.00401	0.0265	0	0.571
intermarriage	12,486	0.670	0.470	0	1
gender	12,486	0.530	0.499	0	1
age	12,486	50.34	15.11	11	95
rural	12,486	0.513	0.500	0	1
edu	12,486	2.788	1.406	1	8
health	12,486	3.136	1.213	1	5
party	12,486	0.117	0.321	0	1
houseasset_net	12,486	61.24	156.94	-110	5017
total_asset	12,486	77.01	184.88	-247	5046
enterprise_if	12,486	0.0959	0.294	0	1
familysize	12,486	3.564	1.895	1	21
old_rate	12,486	0.176	0.310	0	1
young_rate	12,486	0.0488	0.112	0	1
gdp_per	12,486	60,879	28,592	32,223	151,031
urban_rate	12,486	0.613	0.109	0.339	0.891

#### 四、实证分析

##### (一) 实证结果分析

表 2 的第 (1) 和 (2) 列汇报了基准回归结果，可以发现婚姻匹配模式变量在全样本中的系数均显著。回归(1)结果显示，异质婚家庭比同质婚家庭持有风险金融资产的概率低出约 17.38%；回归(2)结果显示，异质婚家庭比同质婚家庭持有风险金融资产占比少出约 2.39%。综上，两个基准回归模型验证了假说 1，即教育异质性的婚姻匹配模式显著抑制了家庭风险金融资产投资。

为避免指标选取或者变量定义对结果产生的偏误，本文采用替换解释变量的方法，将解释变量更改为异质婚程度，即婚姻所跨越的教育阶层，等于户主的教育水平减去配偶教育水平取绝对值，重新对样本进行回归。另外，Hu 等 (2019) 发现再婚的个体更容易形成教育异质婚，因此本文剔除户主或配偶有人再婚的这部分样本，重新进行回归。表 2 的(3)-(6)列分别汇报了替换解释变量、剔除非初婚样本后的回归结果，可以发现结果与基准回归结果基本一致，说明本文估计结果是稳健的。且一旦教育异质婚形成，男女双方的学历差距越大，对风险金融资产的投资越少。

表 2 实证回归结果

	基准回归		替换解释变量		剔除部分样本	
	riskasset if	riskasset rate	riskasset if	riskasset rate	riskasset if	riskasset rate
intermarriage_abs			-0.1437*** (0.0299)	-0.0194*** (0.0043)		
intermarriage	-0.1738*** (0.0476)	-0.0239*** (0.0071)			-0.1734*** (0.0476)	-0.0239*** (0.0071)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-3.9682*** (0.2535)	-0.5955*** (0.0465)	-4.2090*** (0.2925)	-0.6002*** (0.0513)	-3.9692*** (0.2536)	-0.5956*** (0.0465)
N	12486	12497	10166	10173	12476	12487
r2_p	0.2802	0.4291	0.2943	0.4598	0.2801	0.4291



注：（1）括号中报告的是在家庭层面进行聚类调整的稳健标准误；（2）\*\*\*表示  $p < 0.01$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*表示  $p < 0.1$ ；（3）限于篇幅，本文的控制变量的估计结果略去

## （二）内生性检验

### 1. 工具变量

尽管基准回归模型及稳健性检验表明教育异质婚对家庭风险金融资产投资产生显著的负向影响，但上述结论可能受内生性问题的干扰。一方面，本文能够控制的变量有限，可能忽略了户主个人能力、性格特征、地方文化的影响；另一方面，家庭金融资产的配置可能会反过来影响婚姻选择。本文参考郑筱婷等(2022)的做法，选取“户主父母的教育婚配模式”作为婚姻匹配的工具变量。一方面，父母作为孩子的启蒙老师，他们日常的言传身教会潜移默化地影响户主的婚姻观念，因此户主父母的婚姻匹配模式在一定程度上能够反映户主的婚姻选择模式。另一方面，父母是否为异质婚在户主婚前就已经确定，只会通过户主的婚姻匹配模式对家庭风险金融资产投资产生影响，与受访者常年的投资行为并无直接联系，所以我们认为这一变量是外生的。表 4 前（3）列汇报了将“户主父母的教育婚配模式”作为户主婚姻匹配模式的工具变量后，家庭风险金融资产投资的 IV Probit、IV Tobit 模型及第一阶段回归结果。

针对变量内生性的 Wald 检验：P 值分为 0.0096、0.0084，均小于 0.1，拒绝解释变量是外生的假设，故可认为婚姻匹配模式为内生变量。一阶段回归方程的 F 值为 33.15，大于以往文献所采用的弱工具变量阈值 10，说明不存在弱工具变量问题。由于本文仅有一个工具变量，即“恰好识别”，无法对工具变量的外生性做实证检验。根据表 4 中(2)、(3)列的工具变量回归结果可以发现，异质婚的系数仍在 1%水平上显著为负，进一步验证了结论的稳健性。

### 2. PSM

为缓解样本选择所带来的内生性问题，文章将采用倾向得分匹配法，将家庭样本分为两组，其中异质婚为实验组，同质婚为对照组，根据 Logit 回归计算出的倾向得分值，本文采用 1 近邻匹配，将与异质婚家庭得分差异最小的对照组同质婚家庭进行两两配对，来控制组间差异，降低干扰因素影响。

表 3、图 2 汇报了在进行 PSM 之前所进行的共同支撑检验和平衡性检验结果，根据结果可以看出匹配后标准化偏差的绝对值均小于 10%，标准化偏差减少的幅度较大，处理组和实验组的协变量在匹配前存在显著差异，而在匹配后差异并不呈现显著性，说明采用 PSM 法的可行性与必要性。表 4 的(4)、(5)汇报了采用 PSM 法所得回归结果，可以发现结果与基准回归结果相一致，进一步支撑了本文实证结论，即异质婚显著抑制家庭风险金融资产投资。

表 3 匹配后协变量差异

Variable	Unmatched	Mean		%reduct  bias	t-test	
	Matched	Treated	Control		t	$p >  t $

edu	U	2.9048	2.5403	26.2		14.01	0.000
	M	2.9039	2.905	-0.1	99.7	-0.05	0.958
rural	U	.52129	.50593	3.1		1.65	0.098
	M	.52141	.52299	-0.3	89.7	-0.21	0.833
health	U	3.1586	3.1013	4.7		2.54	0.011
	M	3.1586	3.1558	0.2	95.1	0.16	0.876
party	U	.12436	.09505	9.4		4.95	0.000
	M	.12428	.11931	1.6	83.0	1.01	0.312
rural	U	1.7378	1.5422	10.2		5.44	0.000
	M	1.7382	1.7404	-0.1	98.9	-0.07	0.942
dang	U	10.448	8.3065	23.5		12.41	0.000
	M	10.439	10.423	0.2	99.3	0.11	0.913
health	U	.47453	.33581	10.9		5.70	0.000
	M	.47384	.45272	1.7	84.8	1.04	0.300
party	U	8.8982	7.6472	24.8		13.19	0.000
	M	8.8955	8.8885	0.1	99.4	0.09	0.929

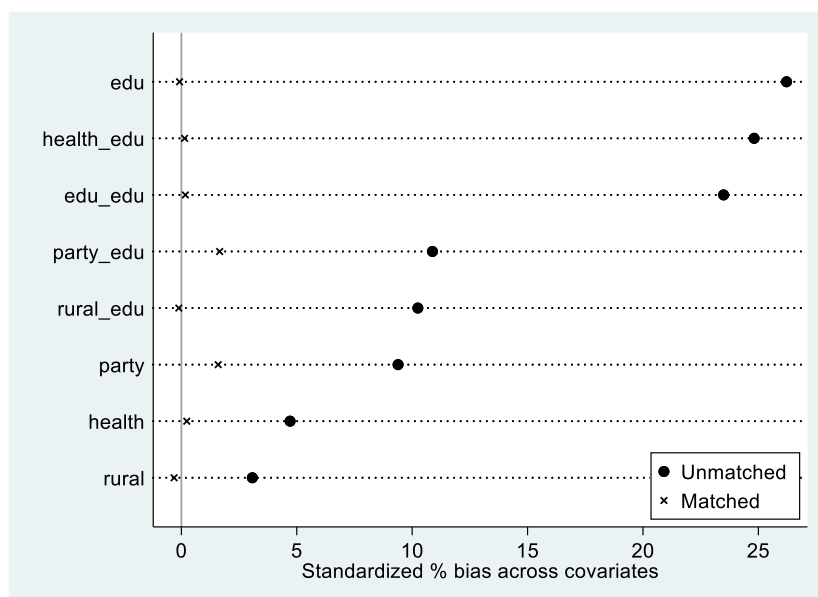


图 2 平衡性检验图

### 3. Heckman 两步法

由于调查设计原因，只有选择风险金融资产投资家庭的数据才能被观察到，无法获得未投资风险金融资产家庭的数据，可能导致结果存在偏差。本文欲使用 Heckman 两步法来缓解该问题，该方法分为两步：第一步，建立 Probit 选择模型，将“户主父母的婚姻匹配模式”这一工具变量作为排他变量，估计被解释变量“家庭风险金融资产投资”的拟合值，并计算逆米尔斯比率（imr）；第二步，利用选择性样本观测值，将第一步中估计的 imr 与其他变量一起放入第二阶段回归模型中进行回归分析。表 4 的(6)-(8)列汇报了 Heckman 两步法的回归结果，可以看出在第二步的回归模型中，imr 在 1% 的显著性水平上显著，说明确实存在样本选择偏误问题。通过矫正，回归结果与前文基本一致。

(1) (2) (3) (4) (5) (6) (7) (8)

	iv first	工具变量		PSM		First	Heckman 两步法	
		ivprobit second	ivtobit second	riskasset if PSM	riskasset rate PSM		heckman probit	heckman tobit
intermarriage		-2.7279*** (1.0145)	-0.3968*** (0.1480)	-0.1770*** (0.0544)	-0.0224*** (0.0075)		-2.2843*** (0.7656)	-0.3621*** (0.1150)
intermarriage_parent	-0.2956*** (0.0388)					-0.3258*** (0.0384)		
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
imr							1.2084*** (0.4646)	0.1973*** (0.0693)
_cons	0.9367*** (0.1700)	-2.2478*** (0.8364)	-0.3287*** (0.1219)	-4.2292*** (0.3984)	-0.5693*** (0.0617)	0.0071 (0.1537)	-3.1844*** (0.4771)	-4.4483*** (0.0724)
N	6829	6829	6838	12426	12426	6838	6829	6838
r2_a	0.0658							
r2_p				0.2966	0.4793	0.0345	0.2935	0.4612
一阶段F值	33.15							
Wald 统计量 (p 值)		6.71 0.0096	6.94 0.0084					

表 4 内生性检验回归结果

注：（1）括号中报告的是在家庭层面进行聚类调整的稳健标准误；（2）\*\*\*表示  $p < 0.01$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*表示  $p < 0.1$ ；（3）限于篇幅，本文的控制变量的估计结果略去

## 五、机制检验与进一步分析

前文分析发现，异质婚对家庭风险金融资产投资的可能性及投资程度产生了显著的负向影响，并且在考虑遗漏变量和内生性问题后，主要结论依然稳健。本章将对其中的机制进行检验，同时针对不同婚姻匹配类型的家庭金融资产选择决策进行分析。

### （一）机制检验

表 9 第（1）列给出了家庭婚姻匹配模式对家庭社会网络影响的 OLS 模型实证回归结果，第（2）列给出了家庭婚姻匹配模式对户主生活满意度影响的 Oprobit 模型实证结果。根据回归结果可以看出，在控制其他因素以及家庭固定效应后，异质婚对家庭的社会网络、户主生活幸福感均产生了负向的影响，回归系数在在 1% 的显著性水平上是显著的。从定量角度分析，当婚姻匹配为异质婚时，家庭的社会网络支出平均会降低 387.58 元，户主的幸福感平均会降低 6.48%。因此，本文假说 2、3 得证：异质婚通过削减家庭社会网络、降低户主幸福感的机制来对抑制家庭风险金融资产投资。

表 6 机制检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	socialpay	socialpay	socialpay	satisfaction	satisfaction	satisfaction
intermarriage	-446.4835*** (123.4011)	-404.6172*** (132.5429)		-0.0903*** (0.0205)	-0.0901*** (0.0214)	
intermarriage_abs			-153.5163** (74.1301)			-0.0269** (0.0126)
Control	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
_cons	4487.7345*** (106.4531)	-261.2846 (581.7721)	426.9872 (702.0634)			
N	13322	12413	10113	13124	12305	10083
r2_a	0.0010	0.0521	0.0454			
r2_p				0.0006	0.0138	0.0098

注：（1）括号中报告的是在家庭层面进行聚类调整的稳健标准误；（2）\*\*\*表示  $p < 0.01$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*表示  $p < 0.1$ ；（3）限于篇幅，本文的控制变量的估计结果略去

## （二）进一步分析

### 1. 细化不同婚姻匹配模式的金融资产选择决策

为更加深入研究不同的婚姻匹配模式对家庭金融资产选择的影响，在基础回归的基础上，参照李安琪（2022）的分类，我们将解释变量进一步细化为四分类虚拟变量  $match_i$ ：若夫妻双方受教育水平均处于“大专”及以上的同一次，则定义为“高等教育同质婚”，并将其赋值为 1；若夫妻双方受教育水平均处于“大专”以下的同一次，则定义为“低等教育同质婚”，并将其赋值为 2；若女性的受教育水平低于男性一个层次及以上，则定义为“女高攀”，并将其赋值为 3；若女性的受教育水平高于男性一个层次及以上，则定义为“男高攀”，并将其赋值为 4。以高等教育同质婚作为基准组进行回归，表 7 汇报了不同婚姻匹配模式的金融资产选择决策。结果表明，相较于高等教育同质婚家庭，低等教育家庭风险金融资产投资随着配偶双方教育水平的降低而减少，而异质婚家庭风险金融资产投资随着配偶双方跨越不同教育阶级而减少。

进一步对“女高攀”与“男高攀”、“女高攀”与低等教育同质婚、“男高攀”和低等教育同质婚进行系数相等的联合检验，所得  $p$  值均不显著。说明在家庭风险金融资产投资上，不同模式的异质婚相互之间的差距、低等教育同质婚与不同模式异质婚间的差距均不具有统计学意义。

表 7 不同婚姻匹配模式的金融资产选择决策

	(1) riskasset if match	(2) riskasset rate match
homogamy_edu_low	-0.1929* (0.1018)	-0.0244* (0.0143)
woman_marry_up	-0.3459*** (0.0917)	-0.0442*** (0.0128)
man_marry_up	-0.2613*** (0.0914)	-0.0362*** (0.0128)
Control	Yes	Yes
_cons	-3.7885*** (0.2732)	-0.5718*** (0.0478)
N	12486	12497
r2 p	0.2812	0.4303

注：（1）括号中报告的是在家庭层面进行聚类调整的稳健标准误；（2）\*\*\*表示  $p < 0.01$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*表示  $p < 0.1$ ；（3）限于篇幅，本文的控制变量的估计结果略去

### 2. 异质性分析

考虑到异质婚对家庭风险金融资产投资产生的显著负向影响可能因家庭自身特征及投资习惯的不同存在差异，本文将样本根据户籍、房产所有权以及教育水平将样本家庭进行分组，进行异质性分析。表 8 的第 1-2 列按照 CFPS 的户籍划分标准将样本分为城、乡两组，结果发现异质婚对城镇家庭风险金融资产投资产生的负向影响更加强烈、显著，可能是因为由于大部分农村地区所能提供的工

作机会较少，农村家庭收入总体上有限，主要用于家庭当前的生活开支，可供购买金融资产相对来说较少，金融资产并不显著持有，因此婚姻匹配对于家庭风险金融资产选择的负向影响不显著；表 8 的第 3-4 列按照家庭所有成员是有拥有房屋的全部产权将样本划分为有房、无房两组，结果发现异质婚对有房家庭风险金融资产投资产生的负向影响更加强烈、显著，房产的差距在一定能力上象征着资产的差距，说明异质婚对于家庭风险金融投资的抑制效果主要存在于那些自身资产雄厚，有能力进行投资的家庭；表 8 的第 5-6 列按照户主教育水平是否在大专及以上将样本划分为高教育、低教育两组，结果发现：异质婚对不同教育水平家庭风险金融资产投资产生的负向影响都是显著的，于是采用费舍尔组合检验法来检验组间系数差异，通过自体抽样(Boot-strap) 1000 次得到“经验 p 值”，分别为 0.207 与 0.314，在 0.1 的显著性水平上并不显著。教育水平的差距往往是认识的差异，说明异质婚对家庭风险金融资产投资产生的负向影响在不同的认识水平上并无明显差异。这可能是由于中国家庭现阶段投资风险金融资产尚且不足，大部分仍取决于家庭实际的资本实力，而与家庭总体的受教育无明显相关性，风险金融资产投资受家庭认识水平的影响程度较轻。

表 8 异质性检验回归结果

	(1) city	(2) countryside	(3) with house	(4) without house	(5) high edu	(6) low edu
Panel A 被解释变量：家庭风险金融资产投资决策						
intermarriage	-0.1895*** (0.0526)	-0.1094 (0.1175)	-0.1830*** (0.0540)	-0.0800 (0.1081)	-0.2421*** (0.0926)	-0.1543** (0.0636)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-3.9616*** (0.2745)	-2.0891*** (0.5471)	-3.5896*** (0.3031)	-4.6179*** (0.5261)	-3.6801*** (0.3759)	-4.1045*** (0.3755)
N	6404	6082	9854	2632	3315	8843
r2 p	0.2235	0.1709	0.2994	0.2553	0.2743	0.2432
Panel B 被解释变量：家庭风险金融资产投资占比						
intermarriage	-0.0245*** (0.0075)	-0.0233 (0.0228)	-0.0262*** (0.0084)	-0.0035 (0.0127)	-0.0294** (0.0121)	-0.0231** (0.0097)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
_cons	-0.5686*** (0.0487)	-0.3874*** (0.1161)	-0.5610*** (0.0548)	-0.5574*** (0.0858)	-0.5464*** (0.0642)	-0.6057*** (0.0703)
N	6410	6087	9856	2641	3321	8848
r2 p	0.3745	0.2279	0.4455	0.4473	0.4650	0.3541

注：（1）括号中报告的是在家庭层面进行聚类调整的稳健标准误；（2）\*\*\*表示  $p < 0.01$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*表示  $p < 0.1$ ；（3）限于篇幅，本文的控制变量的估计结果略去

## 六、结论与建议

本文使用 2018 年中国家庭追踪调查（CFPS）的微观调查数据，考察了婚姻匹配模式对家庭风险金融资产投资的影响。实证结果表明：教育异质型的婚姻匹配模式对家庭金融资产投资的可能性及投资占比产生了负向影响；在使用替换解释变量或剔除再婚样本的方法进行稳健性检验后，结论仍然保持一致。为了克服潜在的内生性问题，文章采用 PSM、将父母婚配模式作为工具变量、Heckman

两步法，估计结果均证实了实证的稳健性。机制分析结果表明，异质婚主要通过削减社会网络、降低户主幸福感来抑制家庭风险金融资产投资。进一步分析表明，城镇家庭、有房家庭、高教育水平家庭所受到的异质影响更加强烈、显著，但不同类型的异质婚相互之间，异质婚与低等教育同质婚之间金融风险投资情况不存在显著差异。

本文实证结果表明不同婚姻匹配模式的家庭具有不同的金融资产投资行为。因此家庭财务决策者在进行金融资产投资时需结合自身具体情况，合理配置家庭金融资产；而金融机构在进行产品设计时，可以在以往考虑家庭财富能力的基础上，结合家庭不同的婚姻匹配情况，设计出有针对性的产品和服务，扩大家庭金融资产选择空间。

#### 参考文献

- 许琪、潘修明，2021：《美貌与地位：中国人婚姻中的匹配与交换》，《社会》第6期。
- 牛建林，2016：《夫妻教育匹配对婚姻关系质量的影响研究》，《妇女研究论丛》第4期。
- 李雅楠、王飞，2013：《城镇居民婚姻匹配和家庭收入变动》，《人口与经济》第6期。
- 郑晓冬、方向明，2019：《婚姻匹配模式与婚姻稳定性——来自中国家庭追踪调查的经验证据》，《人口与经济》第3期。
- 王杰、李姚军，2021：《教育婚姻匹配与婚姻满意度》，《中国人口科学》第2期。
- 雷晓燕、周月刚，2010：《中国家庭的资产组合选择：健康状况与风险偏好》，《金融研究》第1期。
- 尹志超、宋全云、吴雨，2014：《金融知识、投资经验与家庭资产选择》，《经济研究》第4期。
- 史代敏、宋艳，2005：《居民家庭金融资产选择的实证研究》，《统计研究》第10期。
- 吴卫星、齐天翔，2007：《流动性、生命周期与投资组合异质性——中国投资者行为调查实证分析》，《经济研究》第2期。
- 汪红驹、张慧莲，2006：《资产选择、风险偏好与储蓄存款需求》，《经济研究》第6期。
- 尹志超、吴雨、甘犁，2015：《金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择》，《经济研究》第3期。
- 王璉、吴卫星，2014：婚姻对家庭风险资产选择的影响》，《南开经济研究》第3期。
- 段军山、洪榕、吴倩雯，2016：《婚姻状况与家庭风险资产选择——基于中国家庭金融调查(CHFS)的经验证据》，《金融学季刊》第1期。
- 王杰、李姚军，2023：《家庭背景与教育：婚姻中地位交换的性别与时期差异》，《社会》第2期。
- 王聪、柴时军、田存志，2015：《家庭社会网络与股市参与》，《世界经济》第5期。
- 曹扬，2015：《社会网络与家庭金融资产选择》，《南方金融》第11期。
- 李安琪，2022：《父母的婚姻教育匹配与子女学业表现》，《社会》第2期。
- Guiso L. Household Portfolios: An International Comparison [J]. *Csef Working Papers*, 2000.
- Cocco J F, Gomes F J, Maenhout P J. Consumption and Portfolio Choice over the Life Cycle [J]. *Review of Financial Studies*, 2005, 18(2):491-533.
- Campbell J Y. Household Finance [J]. *The Journal of Finance*, 2006, 61(4):1553-1604.
- Hong, H.; Kubik, J. D. and Stein, J. C. "Social Interaction and Stock—Market Participation." *Journal of Finance*, 2004, 59, 137-163.
- Cardak B A, Wilkins R. The determinants of household risky asset holdings: Australian evidence on background risk and other

factors [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2008, 33(5):850-860.

Schwartz, C.R. 2013, "Trends and Variation in Assortative Mating: Causes and Consequences." *American Sociology Review* ,39(1):451-470.

WU A, ZHENG X. Assortative matching and commercial insurance participation: Evidence from the China Household Finance Survey[J/OL]. *Journal of Asian Economics*, 2022, 80: 101459.

Rosen H S, Wu S. Portfolio choice and health status [J]. *Journal of Financial Economics*, 2003, 72(3):457-484.

John Ameriks, Zeldes S P. How Do Household Portfolio Shares Vary with Age[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2000.