**情感需求还是家庭为重——对婚姻目的的研究**

1. **研究背景**

单身社会的来临，是现代性后果之一[[1]](#footnote-1)。单身的趋势与我国传统家庭婚育观念之间的矛盾引发了关于婚姻的思考，且伴随着人口老龄化的加剧，青年群体的婚姻和生育问题更加引起高度的重视。

为什么要结婚，婚姻的目的是什么？以往的研究有着不同的结论。费孝通先生认为婚姻的意义是确立双系抚育[[2]](#footnote-2)，这也是我国传统的婚姻观对于家庭和生育的偏好。但随着新现象的出现，也有越来越多的青年表明婚姻应该基于爱情成立，因此传统的观念似乎不能完全解释当下人们对于婚姻目的的理解，结合不同人群的身份能更好地探知当下婚姻目的的具体情况。

1. **研究假设**
2. 婚姻目的的性别差异

对于不同性别来说，以往的研究表明，两性对于婚姻目的的理解是具有差异的。传统文化迫使男性角色承担延续香火的压力，这会使男性更倾向于基于组建家庭而迈向婚姻；女性由于处于弱势地位，更希望通过婚姻实现依靠功能，在经济方面、社会地位方面得到提升，比如女性在社会经济地位上高攀男性的现象较为普遍[[3]](#footnote-3)，这也是与婚姻梯度理论提出的“男高女低”的婚配模式相符的现象。

成婚后，传统文化期待男性承担更多经济义务，而女性承担更多家庭义务，这样传统的性别分工深刻影响着我国居民的观念和行为[[4]](#footnote-4)。当然，随着女性在教育、劳动领域的发展，传统的性别分工也处在动摇之中。婚姻对女性而言，意味着事业停滞或更大的牺牲[[5]](#footnote-5)，因此她们更不愿意被传统的婚姻家庭观念所束缚而过早迈向婚姻，以牺牲自己的方式成全家庭。

**基于此，本研究提出婚姻目的的性别差异假设：**

**1.1和女性相比，男性更倾向于选择家庭目的**

**1.2和男性相比，女性更倾向于选择非家庭目的**

1. 婚姻目的的代际差异

在中国传统婚姻观念中，婚姻的情感意义被淡化，而家庭血缘传承功能和社会教化功能被放大，相对于个体而言更重视家庭整体的利益。而近些年，个人本位取代家本位思想成为青年人婚姻的主要考量，父母催婚和子女恐婚的现象也体现了婚姻观念的代际差异[[6]](#footnote-6)。

**基于此，本研究提出婚姻目的的代际差异假设：**

**2.1年龄越大越可能选择家庭目的**

**2.2年龄越小越可能选择情感目的**

1. 婚姻目的的学历差异

高学历与婚姻挂钩，引发巨大讨论。以往的研究认为高学历人群更容易晚婚晚育或者保持单身，尤其是对高学历女性而言，但这并非仅与该群体中个人选择有关，他们也面临着沉重的心理和实际负担。有研究表明，高学历人群在择偶方面更看重对方的人品和职业，对于金钱的标准甚至抱着无所谓的态度[[7]](#footnote-7)。在个人自致性因素和社会流动作用的当下，基于婚姻交换的理念形成的婚姻让位于同质婚，且该同质指的是婚配双方在自致性方面较为接近，而并非传统的“门当户对”。

通过接受教育，人们的学历得以提升。在这种凭借个人努力能改变生活阶层的叙事下，个人不再完全求助于家庭以生存，能够从以往传统文化的束缚中解放出来。在社会流动的作用下，该部分人群更希望获得感情方面的支持。

**基于此，本研究提出婚姻目的的学历差异假设：**

**3.1教育水平越高，越可能选择情感目的**

**3.2教育水平越低，越可能选择非情感目的**

1. **数据与方法**

本研究使用的数据来自中国人民大学中国调查与数据中心的2021年中国综合社会调查（Chinese General Social Survey，CGSS）。在删除有重要缺失值、不符合研究条件的样本后，最终进入分析的样本量为6586个。

本研究的因变量为受访者的婚姻目的。2021年CGSS的测量题目为：“您觉得婚姻的首要目的是什么？”该问卷将测量结果设置为个人幸福、生养子女、经济上互相扶持、老了有人照顾。本研究将其综合划分为情感目的（个人幸福）、家庭目的（生养子女、老了有人照顾）、经济目的（经济上相互扶持）。

居民基本特征变量包括受访者的性别、年龄、户口、民族、宗教信仰、婚姻状况、政治面貌、受教育水平、收入、健康状况、地区、社会层次。其中，性别、年龄、受教育水平是本研究重点关注的自变量。表一为各变量具体的定义与编码内容。

本研究在控制了居民基本特征之后，着重分析性别维度、年龄差异、受教育水平高低对婚姻目的的影响状况。首先，利用卡方检验来验证不同性别、不同年龄、不同学历的人群在婚姻目的的选择上是否具有显著的差异性；其后，采用多分类logit回归方法（Multinomial Logistics）对婚姻目的的选择差异进行量化研究。

**表一 变量的定义与编码**

|  |  |
| --- | --- |
| 变量 | 定义与编码 |
| 婚姻目的 | 0=情感目的；1=家庭目的；2=经济目的 |
| 性别 | 1=男性；0=女性 |
| 年龄 | 根据出生年份计算；18-34岁为青年；35-64岁为中年；65岁及以上为老年 |
| 年龄分组 | 0=18-34岁的青年；1=35-64岁的中年；2=65岁及以上的老年 |
| 户口 | 0=农业户口；1=非农业户口、居民户口（以前是农业户口、以前是非农业户口）、军籍 |
| 民族 | 1=汉族；0=其他民族很不健康、比较不健康、一般=1；比较健康、很健康=0 |
| 宗教信仰 | 1=不信仰宗教；0=信仰佛教、道教、民间信仰、回教/伊斯兰教、天主教、基督教、其他 |
| 婚姻状况 | 0=未婚；1=已婚；2=离异或丧偶 |
| 政治面貌 | 1=党员；2=其他 |
| 收入水平 | 对数处理；0至16.12 |
| 教育年限 | 0=没有受过任何教育；6=私塾和扫盲班、小学；9=初中；12=职业高中、普通高中、中专、技校；15=大学专科（成人高等教育、正规高等教育）；16=大学本科（成人高等教育、正规高等教育）；19=研究生及以上 |
| 教育水平 | 0=初中及以下；1=高中及大专；2=大学及以上 |
| 健康状况 | 1=健康；0=不健康 |
| 地区 | 1=经济发展较好地区；0=经济发展较次地区 |
| 社会层次 | 2=中上层；1=中下层；0=下层 |

1. **描述与推断性分析**
2. 描述性统计

表二为对变量的描述性统计内容。以婚姻目的为因变量，结果显示40.90%的受访者认为婚姻最首要是基于情感目的，44.47%的受访者选择家庭目的，14.62%的受访者选择经济目的。整体来说，我国居民的选择集中于情感目的和家庭目的。

**表二 描述性统计结果**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量 | 频数 | 百分比（%）/均值（标准差） |
| 婚姻目的 |  |  |
| 情感目的 | 2694 | 40.90 |
| 家庭目的 | 2929 | 44.47 |
| 经济目的 | 963 | 14.62 |
| 性别 |  |  |
| 男 | 3032 | 46.04 |
| 女 | 3554 | 53.96 |
| 年龄 | 6586 | 51.94（17.02） |
| 青年 | 1315 | 19.97 |
| 中年 | 3473 | 52.73 |
| 老年 | 1798 | 27.30 |
| 户口 |  |  |
| 城市 | 2704 | 41.06 |
| 农村 | 3882 | 58.94 |
| 民族 |  |  |
| 汉族 | 6119 | 92.91 |
| 其他 | 467 | 7.09 |
| 宗教信仰 |  |  |
| 无宗教信仰 | 6099 | 92.61 |
| 有宗教信仰 | 487 | 7.39 |
| 婚姻状况 |  |  |
| 未婚 | 976 | 14.82 |
| 已婚 | 4740 | 71.97 |
| 离婚或丧偶 | 870 | 13.21 |
| 政治面貌 |  |  |
| 党员 | 823 | 12.50 |
| 其他 | 5763 | 87.50 |
| 健康水平 |  |  |
| 健康 | 3523 | 53.49 |
| 不健康 | 3063 | 46.51 |
| 地区 |  |  |
| 经济发展好 | 3422 | 51.96 |
| 经济发展较次 | 3164 | 48.04 |
| 社会层次 |  |  |
| 中上层 | 399 | 6.06 |
| 中下层 | 4656 | 70.70 |
| 下层 | 1531 | 23.25 |
| 收入 | 6586 | 8.14（4.18） |
| 教育 | 6586 | 9.34（4.65） |
| 初中及以下 | 4034 | 61.25 |
| 高中及大专 | 1709 | 25.95 |
| 大学及以上 | 843 | 12.80 |

1. 推断性统计

表三为婚姻目的与性别、年龄、教育水平的卡方检验结果，展示了婚姻目的的性别差异、代际差异、学历差异。所有差异均通过显著性检验，说明以上差异确实是真实存在的。

**表三 婚姻目的的影响因素（%）**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 情感目的 | 家庭目的 | 经济目的 | χ２ |
| 性别 |  |  |  |  |
| 男 | 38.13 | 47.59 | 14.28 | 23.34\*\*\* |
| 女 | 43.28 | 41.81 | 14.91 |  |
| 年龄 |  |  |  |  |
| 青年 | 71.33 | 14.52 | 14.14 | 822.37\*\*\* |
| 中年 | 38.01 | 46.73 | 15.26 |  |
| 老年 | 24.25 | 62.01 | 13.74 |  |
| 教育 |  |  |  |  |
| 初中及以下 | 27.19 | 57.83 | 14.97 | 1.1e+03\*\*\* |
| 高中及大专 | 53.36 | 30.13 | 16.50 |  |
| 大学及以上 | 81.26 | 9.61 | 9.13 |  |

47.59%的男性认为，婚姻的首要目的为家庭，选择经济目的的是少数，仅为14.28%，这可能说明男性认为自己的性别角色在婚姻中承担经济任务是默认的，而抚育赡养的家庭目的才是首选。而女性选择情感目的的占比最大，为43.28%，家庭目的紧随其后，选择经济目的的也是少数。这一结果可能表明，女性一定程度脱离了传统的性别分工，不以经济目的踏入婚姻，更追求自己的情感幸福。但与此同时，传统家庭观念依然存在。

在代际差异上，71.33%的青年认为婚姻基于情感目的选择，而中年群体和老年群体基于家庭目的选择，经济目的都不是各群体首要的考虑目的。很明显，青年对于婚姻存在着理想的渴望，追求个人幸福是他们的倾向。但中老年群体依旧保持传统的婚姻观，重视抚育赡养的家庭文化。

在受教育水平维度，初中及以下的低学历人群超过半数选择家庭目的，高中及以上的学历大多选择了情感目的。这非常明显地说明了学历越高的人群，受传统婚姻家庭文化束缚的程度越小，越注重个人的情感追求。值得进一步探讨的是无论学历如何，认为婚姻基于经济目的的选择都是最少的。仅知道人们在婚姻目的选择上是存在差异的还不足够。下面将进行回归分析。

1. **回归分析**

**表四 估计婚姻目的mlogit回归结果**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 情感vs.家庭 （方程一） | | 经济vs.家庭（方程二） | 经济vs.情感（方程三） |
| 性别（男性=1） | **-0.488\*\*\***  **(0.065)** | | **-0.252\*\***  **(0.081)** | **0.236\*\***  **(0.081)** | |
| 年龄 | **-0.040\*\*\***  **(0.003)** | | **-0.027\*\*\***  **(0.003)** | **0.013\*\*\***  **(0.003)** | |
| 户口（城市=1） | 0.487\*\*\*  (0.071) | | 0.460\*\*\*  (0.089) | -0.027  (0.088) | |
| 民族（汉族 =1） | 0.436\*\*\*  (0.127) | | 0.292  (0.155) | -0.144  (0.163) | |
| 宗教信仰（无=1） | 0.039  (0.121) | | -0.094  (0.144) | -0.132  (0.151) | |
| 婚姻状况（已婚=1） | -0.194\*\*  (0.070) | | 0.094  (0.085) | 0.288\*\*\*  (0.086) | |
| 政治面貌（党员=1） | 0.240\*  (0.099) | | -0.044  (0.133) | -0.284\*  (0.129) | |
| 收入 | 0.021\*\*  (0.008) | | 0.010  (0.010) | -0.011  (0.010) | |
| 教育年限 | **0.111\*\*\***  **(0.009)** | | **0.038\*\*\***  **(0.011)** | **-0.073\*\*\***  **(0.012)** | |
| 健康水平（健康=1） | 0.119  (0.065) | | 0.129  (0.081) | 0.010  (0.083) | |
| 地区（发展好=1） | -0.015  (0.062) | | -0.032  (0.078) | -0.016  (0.079) | |
| 社会层次（中下=1） | 0.207\*\*\*  (0.062) | | -0.039  (0.076) | -0.247\*\*  (0.079) | |
| 常数项 | 0.281  (0.225) | | -0.373  (0.274) | -0.654\*  (0.283) | |
| 样本量 | | 6586 | | | |
| Pseudo R2 | | 0.123 | | | |

注：括号内的数字是标准误；\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

首先，总体上模型是显著的，至少有一个自变量对因变量是有影响的。虚拟决定系数为0.123，即纳入的变量解释了似然比的12.3%。

方程一为情感目的组和家庭目的组（基准类别）之间比较的情况。可以发现，性别变量的系数为负数（0.488）且统计显著（P=0.000），表明控制了其他变量后，相对于选择家庭目的而言，男性选择情感目的的可能性低于女性，女性认为婚姻是基于情感目的选择的可能性更高。具体而言，相对于选择家庭目的来说，男性选择情感的比率是女性的0.61（e-0.488=0.614）倍，或者说，男性选择情感目的的比率比女性低39%。

年龄变量的系数是负数（0.040）且统计显著（P=0.000），这表明相对于基于家庭目的结婚而言，年龄越小的越可能选择情感目的，即年轻人更可能选择情感目的，年长者更可能选择家庭目的。具体而言，相对于选择家庭目的而言，年龄每增加一岁，选择情感目的的比率将下降3.9%（1-e-0.040=0.039）。

受教育年限的系数同样统计显著（P=0.000），而且是正数（0.111），表明相对于选择家庭目的而言，受教育年限越长的人，则越有可能选择情感目的。具体而言，相对于选择家庭目的来说，每多接受一年的教育，选择情感目的的比率将增加11.7%（e0.111-1=0.117）。

方程二是经济目的组与家庭目的组（基准类别）之间的比较。性别变量的系数为负（-0.252）且统计显著（P=0.002），表明相对于选择家庭目的而言，男性更不可能选择经济目的，男性选择经济目的的比率比女性低22.3%（1-e-0.252=0.223）。

年龄变量的系数为负（-0.027）且统计显著（P=0.000），这表明相对于家庭目的而言，年龄越小越可能选经济目的，年龄每增加一岁，选经济目的的比率将下降2.7%（1-e-0.027=0.027）。

受教育年限的系数为正（0.038）且统计显著（P=0.001），这表明相对于家庭目的而言，受教育年限越长的人，越可能选择经济目的，每多接受一年的教育，选择经济目的的比率将增加3.9%（e0.038-1=0.039）。

方程三是经济目的组与情感目的组（基准类别）之间比较的情况。可以发现，性别变量的系数显著（P=0.004）且为正（0.236），表明相对于选择情感目的而言，男性选择经济目的的可能性高于女性，男性选择经济目的的比率是女性的1.3倍（e0.236=1.27），或者说男性选择经济目的的比率比女性高27%。

年龄变量的系数显著且为正（0.013），表明相对于选择情感目的而言，年龄越大的人越有可能选择经济目的，每增加一岁，选择经济目的的比率将增加1.3%（e0.013-1=0.013）。

受教育年限变量的系数显著且为负（-0.073），表明相对于选择情感目的而言，受教育年限越低的人越可能选择经济目的，受教育年限每增加一年，选择经济目的的比率将下降7%（1-e-0.073=0.07）。

1. **小结与讨论**

综合来说，男性更倾向于传统观念，选择家庭作为婚姻的目的，1.1的假设得以成立。这与以往的研究是契合的，即男性依然保持着传统的家庭婚姻观念和性别分工，认为自己承担着延续香火的责任以追求婚姻关系。女性更倾向于选择情感目的，1.2的假设成立。以往的研究认为“男高女低”的婚配模式是出于女性对经济跃升的追求分析得出的，所以出现了认为女性更可能基于经济上的目的建立婚姻关系。但事实上，女性并没有恪守传统的性别分工，通过自致性的努力追求自己的事业，能独立满足自己的经济需求。所以在非家庭目的中，女性认为婚姻应该追求个人幸福。

在代际差异上，年龄越大，家庭目的越可能成为首选；年龄越小，越渴望婚姻的情感获得。假设2.1与2.2成立。婚姻目的的代际差异的结论同以往的研究和理论是相符的，即年轻人对婚姻更抱有理想主义的渴望，基于个人幸福建立婚姻关系。而年长的人受传统文化的影响更多也更深刻，因此家庭目的才是首选。

最后在学历维度，受教育水平越高，越倾向于选择情感目的；受教育水平较低的群体选择非情感目的，假设3.1与假设3.2成立。低学历人群在纵横方向上的流动都不如高学历人群，于是受到先赋性因素影响的程度更大，传统家庭婚姻观对其的影响更根深蒂固；高学历人群更希望婚姻的目的是找到在认知层面更匹配的人，同时脱离了以往的束缚也面临着孤独的情况，希望通过建立婚姻关系满足情感诉求，追求个人幸福。

总之，能够从家庭观念解放的群体，在婚姻目的选择中，情感目的是首选；而没能脱离传统的群体，还是认为婚姻应该基于家庭而成立，实现抚育和赡养的功能。婚姻是一种合作关系，能够结合双方的力量应对外部风险，特别是经济风险。但为何经济目的是最不被选择的目的呢？这值得今后更深入的研究。

**个人学历与性别对性别观念的交互效应研究**

1. **研究背景**

性别观念全称为性别角色观念，指有关男女应当遵从怎样的社会规范、社会角色分工、性别关系模式及其行为模式等观念[[8]](#footnote-8)。它是性别平等基本国策实现程度的重要指标[[9]](#footnote-9)。近年来，我国的性别议题热度极高，许多学者对其开展研究。认识性别观念的最新现状，分辨影响性别观念的因素，对于两性在现实的家庭领域和社会领域的发展都具有极其重要的意义。

现有的研究认为我国的性别观念朝向现代发展，但同时也发现其向传统的回潮[[10]](#footnote-10)。同时该领域的关注点由性别观念本身转为了性别观念对其他变量的影响，尤其是对女性行为的影响[[11]](#footnote-11)。本研究更好奇目前的性别观念究竟如何？性别观念是怎样受到影响的？

1. **研究假设**

性别角色观念的现代化理论认为：随着现代化的演进，性别角色观念将实现传统到现代的转变，即性别观念更加平等。其中，性别角色观念的平等化趋势与学历水平的提升有关。Quarm[[12]](#footnote-12)认为教育越来越成为性别观念的一个重要预测因素。且加入性别视角后，这种教育水平的提升更有利于女性形成平等的性别观念[[13]](#footnote-13)。教育程度越高，对女性的性别角色观念的影响非常大，并且会高于对男性的性别观念的影响[[14]](#footnote-14)。

男性不愿意支持性别平等观念，有着生理和社会因素的双重作用。在众多对性别观念产生影响的个体要素中，生理性别是起到最直接作用的变量[[15]](#footnote-15)，因为两性自幼身处与不同的环境与文化之下，在未来的发展中路径也不相同。男性更可能停留在传统文化中，支持传统的性别观以在社会分工中获益；当女性通过自致性努力在家庭领域外有所发展后，摆脱传统文化的束缚后，更愿意扭转传统性别观，以平等的理念投入到社会分工当中。因此女性受自致性因素的影响，比如受教育水平，比男性更倾向于平等的性别观念。

基于此，本文提出以下假设，使用最新的数据以验证以上结论的稳定性：

1. **个人受教育年限越长，性别观念得分越低，性别观念越趋向于平等**
2. **个人受教育年限对其性别观念的影响存在性别差异，对女性来说更有利**
3. **数据与方法**

本研究使用的数据来自中国人民大学中国调查与数据中心的2021年中国综合社会调查（Chinese General Social Survey，CGSS）。在删除有重要缺失值、不符合研究条件的样本后，最终进入分析的样本量为6814个。

本研究的因变量为受访者的性别观念。2021年CGSS相关的测量量表包含以下五道题目：“男人以事业为重，女人以家庭为重；男性能力天生比女性强；干得好不如嫁得好；在经济不景气时，应该先解雇女性员工；夫妻应该均等分摊家务。”题目的答案被设置为完全不同意、比较不同意、无所谓同意不同意、比较同意、完全同意五个等级，分别对应1到5的分值，将“夫妻应该均等分摊家务”题目反向赋值后，加总五道题目分别的分数就得到了总的性别观念得分。该分值越大，说明性别观念越趋向于不平等，反之则趋近两性平等。

居民基本特征变量包括受访者的性别、年龄、户口、民族、宗教信仰、婚姻状况、政治面貌、受教育水平、收入、健康状况、地区、社会层次。其中，性别、年龄、受教育水平是本研究重点关注的自变量。

本研究在控制了居民基本特征之后，着重分析个人受教育年限长短对性别观念的影响状况，以及性别变量是否在其中起到调节作用。首先，利用t检验验证不同的性别在性别观念得分上是否具有显著的差异性，利用方差分析检验个人受教育年限对性别观念得分的影响；其后，采用OLS回归方法对性别观念的差异进行量化研究。

1. **结果分析**

**表一 变量的描述统计**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量类型 | 变量名称 | 取值范围/赋值 | 百分比（%）/均值（标准差） |
| 因变量 | 性别观念 | 5~25；越大性别观念越不平等 | 12.81（3.98） |
| 核心自变量 | 受教育年限 | 0~19 | 9.49（4.60） |
|  | 性别 | 1=男 | 46.11 |
|  |  | 0=女 | 53.89 |
| 控制变量 | 年龄 | 18~95 | 51.52（17.7） |
|  | 户口 | 1=城市 | 41.97 |
|  |  | 0=农村 | 58.03 |
|  | 民族 | 1=汉族 | 93.03 |
|  |  | 0=其他 | 6.97 |
|  | 宗教信仰 | 1=无 | 92.57 |
|  |  | 0=有 | 7.43 |
|  | 婚姻状况 | 1=已婚 | 71.84 |
|  |  | 0=未婚 | 28.16 |
|  | 政治面貌 | 1=党员 | 12.78 |
|  |  | 0=其他 | 87.22 |
|  | 收入 | 对数处理后取值为0~16.12 | 8.15（4.21） |
|  | 健康状况 | 1=健康 | 54.40 |
|  |  | 0=不健康 | 45.62 |
|  | 地区 | 1=经济发展较好 | 52.25 |
|  |  | 0=经济发展较次 | 47.75 |

表一为描述性统计结果。从中可以看出性别观念的平均得分为12.81，该分数表明从总体来看，性别观念得分处于中间的位置，传统性别观念的影响不占绝对优势。

表二为性别观念与性别和个人受教育年限两个变量的关系：在性别维度，女性的性别观念得分平均水平低与男性，也低于整体的平均得分（12.81），这说明两性的性别观念有所差异。经过t检验，能够说明两性的差异是显著的；另外在个人受教育年限中可以发现，个人学历水平越高，性别观念得分的平均水平就越低，性别观念越趋近于平等。经过方差分析，能够说明不同学历水平间性别观念的差异是显著存在的，大学及以上学历的性别观念得分平均水平比初中及以下学历的低4.22分。

**表二 性别观念与性别和个人受教育年限的关系**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量 | 性别观念得分均值 | 检验结果 |
| 性别 |  | t=-6.91\*\*\* |
| 男 | 13.17 |  |
| 女 | 12.50 |  |
| 个人受教育年限 |  | F=651.71\*\*\* |
| 初中及以下 | 14.04 |  |
| 高中及大专 | 11.5 |  |
| 大学及以上 | 9.82 |  |

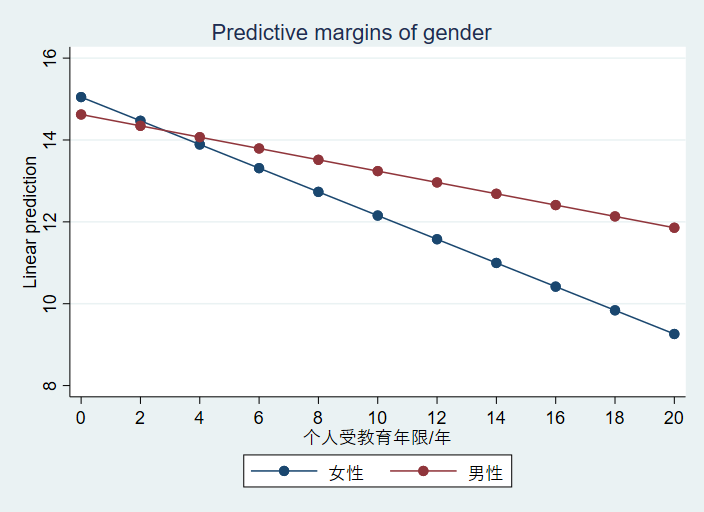
表三为OLS回归结果。模型一只纳入控制变量与主要的解释变量个人受教育年限，形成主效应模型。然后在其基础上纳入个人受教育年限与性别的交互项，形成完整模型。通过比较主效应模型和完整模型的估计结果，以确定个人受教育年限是如何对个人的性别观念产生影响的。在模型一中，个人受教育年限的回归系数为-0.237且统计显著（P=0.000），这表示个人受教育年限每增加一年，性别观念得分便减少0.24分，向性别平等方向趋近。

**表三 性别观念的回归结果**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量 | 模型一 | 模型二 |
| 个人受教育年限 | -0.237\*\*\*  (0.013) | -0.289\*\*\*  (0.014) |
| 性别  （男性=1） | 1.047\*\*\*  (0.088) | -0.425\*  (0.205) |
| 年龄 | 0.185\*\*\*  (0.016) | 0.181\*\*\*  (0.016) |
| 年龄的平方 | -0.001\*\*\*  (0.000) | -0.001\*\*\*  (0.000) |
| 户口 | -0.776\*\*\*  (0.098) | -0.817\*\*\*  (0.097) |
| 民族 | 0.252  (0.163) | 0.210  (0.162) |
| 宗教信仰 | -0.310  (0.173) | -0.280  (0.172) |
| 婚姻状况 | 0.129  (0.105) | 0.153  (0.104) |
| 政治面貌 | -0.721\*\*\*  (0.132) | -0.786\*\*\*  (0.132) |
| 收入 | -0.016  (0.011) | -0.010  (0.011) |
| 健康水平 | -0.121  (0.090) | -0.123  (0.089) |
| 地区 | -0.468\*\*\*  (0.086) | -0.458\*\*\*  (0.086) |
| 个人受教育年限\*性别 |  | 0.151\*\*\*  (0.018) |
| 常数项 | 9.890\*\*\*  (0.445) | 10.37\*\*\*  (0.447) |
| 样本量 | 6814 | |
| Pseudo R2 | 0.254 | 0.261 |

注：括号内的数字是标准误；\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

模型二中，交互项的系数（0.158）是统计显著的（P=0.000），表明个人受教育年限的效应确实受到性别的调节。其中，edu的系数-0.300为个人受教育年限的主效应，即性别变量取值为0时（即女性）个人受教育年限对因变量的效应。具体而言，对于女性群体来说，在控制了其他因素后，个人的受教育年限每多一年，她们的性别观念得分便减少0.3分。而edu的系数加上交互项的系数就是个人受教育年限对男性受教育年限的效应（-0.142），表明对于男性群体来说，在控制了其他因素后，个人受教育年限每多一年，他们的性别观念便减少0.14分。显然，根据数字的绝对值大小即可判断，个人的受教育年限对女性的作用显著大于对男性的作用。

使用margins和marginsplot命令来图示调节效应模型的结果。具体输出的图形如下：图中的两条直线，分别为男性和女性样本的回归直线。可以发现，这两条直线是相交的，表明两个群体的回归系数（斜率）确实不同，故存在交互效应。女性样本回归直线的斜率大于男性，这也印证了前面的结论，即个人受教育年限对其性别观念的影响存在性别差异，对女性的作用更大。

图一 调节效应模型

1. **小结与讨论**

个人受教育年限对其性别观念的影响确实受到性别变量的调节作用：对女性来说，个人受教育年限越长，性别观念得分越低，性别观念越现代化；对男性来说，虽然学历的提升也会降低其性别观念得分，但从性别观念总体的得分和下降的趋势来看，都不如女性。这与以往的研究结论是相符的，即教育程度越高，对女性的性别角色观念的影响非常大，并且会高于对男性的性别观念的影响。

而为何从结果看来，在学历极低的情况下，女性的性别观念得分反而比男性更高，这值得进一步的研究。

1. 何雨.理解“单身社会”：演变轨迹、生成逻辑与应对策略[J].中国青年研究,2023,(09):16-24.  [↑](#footnote-ref-1)
2. 潘允康.试论费孝通的家庭社会学思想和理论——纪念费孝通先生诞辰100周年[J].天津社会科学,2010,2(02):52-57. [↑](#footnote-ref-2)
3. 张翼.中国当前的婚姻态势及变化趋势[J].河北学刊,2008(03):6-12. [↑](#footnote-ref-3)
4. 许琪,潘修明.美貌与地位：中国人婚姻中的匹配与交换[J].社会,2021,41(06):203-235. [↑](#footnote-ref-4)
5. 赵玮,刘旭阳.中国高学历女性的“幸福单身”——对单身状态与主观幸福感的经验研究[J].财经研究,2019,45(04):42-53. [↑](#footnote-ref-5)
6. 罗文.代际传播视域下的两代人婚姻观研究——对“催婚”与“恐婚”现象的传播学思考[J].新闻传播,2022(03):20-22. [↑](#footnote-ref-6)
7. 周晓燕.高学历青年的婚姻问题——2002年中国高学历青年婚恋及生育观的调查报告[J].中国青年政治学院学报,2002(04):21-26. [↑](#footnote-ref-7)
8. J.E.Williams and D.L.Best.Measuring Sex Stereotypes: A Multi-Nation Study, Newbury Park, CA:Sage Publications,1990. [↑](#footnote-ref-8)
9. 刘爱玉,佟新.性别观念现状及其影响因素——基于第三期全国妇女地位调查[J].中国社会科学,2014(02):116-129+206-207. [↑](#footnote-ref-9)
10. 杨菊华.近20年中国人性别观念的延续与变迁[J].山东社会科学,2017,(11):60-71. [↑](#footnote-ref-10)
11. 蒲新微,姚明霄. 女性性别平等观念对其生育意愿和生育行为的影响 [J]. 人口学刊, 2023, 45 (06): 36-49.石林红. 政策态度、性别观念对育龄人口生育意愿的影响——基于CGSS数据库的实证研究 [J]. 统计与管理, 2023, 38 (07): 38-46.徐延辉,谢梦帆. 性别观念与女性职业地位晋升——基于CFPS中国家庭追踪调查的分析 [J]. 山东女子学院学报, 2023, (04): 56-66. [↑](#footnote-ref-11)
12. Quarm,D.The effect of gender on sex-role attitudes [J].Sociological Focus,1983,16(4):285-303. [↑](#footnote-ref-12)
13. 刘爱玉,佟新.性别观念现状及其影响因素——基于第三期全国妇女地位调查[J].中国社会科学,2014(02):116-129+206-207. [↑](#footnote-ref-13)
14. Thornton, Arland, Duane F. Alwin, and Donald Camburn. 1983.“Causes and Consequences of Sex- Role Attitudes and Attitude Change.”American Sociological Review (48): 211-227.王鹏,吴愈晓. 社会经济地位、性别不平等与性别角色观念 [J]. 社会学评论, 2019, 7 (02): 55-70. [↑](#footnote-ref-14)
15. 杨菊华. 近20年中国人性别观念的延续与变迁 [J]. 山东社会科学, 2017, (11): 60-71. [↑](#footnote-ref-15)