

“女大三”可以“抱金砖”吗？

——基于 AIPW 模型的反事实检验

雷 欣 白雨东 李博峰*

摘要：本文通过检验不同婚姻年龄匹配模式对夫妻个体收入的影响，以期回答“女大三，抱金砖”的传统观念在当前中国是否成立。基于 CGSS 微观数据，采用 AIPW 模型识别了“女大 1-2 岁”“女大 3-5 岁”和“女大 5 岁以上”婚姻年龄匹配模式对“60 后”“70 后”和“80 后”三个群体的男性和女性收入的异质影响效应。结果显示，“姐弟恋”婚姻对男性收入存在显著的“抱金砖”效应，但对女性收入具有显著的“惩罚”效应。上述效应在“80 后”年轻人群体中尤为明显，随样本个体年龄的增长而逐渐减弱；而且，妻子年龄比丈夫越大的婚配模式对男性带来的“抱金砖”效应以及对女性带来的“收入惩罚”效应越明显。本文从工作时间、健康、幸福感和社交应酬四个维度，考察了“姐弟恋”婚姻产生收入影响效应的内在机制。本文认为，社会应认可“女大男小”的婚姻模式，并帮助此类婚姻中负担较重的女性平衡家庭和工作的矛盾，由此提升女性的收入水平，增进“姐弟恋”家庭的幸福与和谐。

关键词：婚姻年龄匹配；姐弟恋；女大男小婚姻；AIPW 模型；收入水平

中图分类号：F063.4

一、引言与文献回顾

在中国传统婚恋观下，年轻人会根据自己的年龄确定配偶年龄的范围，男性通常更愿意选择年龄低于自己的女性作为配偶。近年来，随着中国经济社会的转型，年轻人的婚恋观也逐渐发生了变化，近年来“女大男小”的“姐弟恋”婚配模式有所增加，那么，是什么原因造成了现阶段“姐弟恋”婚配比例的提高？已有研究从生理寿命、心理情感、女性独立和婚姻挤压等多个角度做出了解释（姜全保等，2010），但主要侧重于从人口学或社会学的角度进行解读，来自于经济学的分析却并不多见。众所周知，中国民间长期流传着“女大三，抱金砖”的说法，虽然所谓的“抱金砖”效应并未得到有力的证据支持，但由此观念催生的“姐弟恋”婚姻组合却并不少见。收入是婚姻生活的物质基础，在婚姻匹配中发挥着越来越重要的作用（Cancian and Reed, 1995）。近年来“姐弟恋”婚姻占比的提升是不是“抱金砖”效应发挥作

* 雷欣，武汉大学经济与管理学院，邮政编码：430072，电子信箱：leixin@whu.edu.cn；白雨东，武汉大学经济与管理学院，邮政编码：430072，电子信箱：798787223@qq.com；李博峰（通讯作者），清华大学公共管理学院，邮政编码：100084，电子信箱：313608007@qq.com。

本文得到教育部人文社会科学基金规划项目“基于长期机会平等导向的中国收入再分配制度优化设计研究”（项目编号：17YJA790039）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。作者文责自负。

用的结果?这一效应通过何种机制得以产生?上述问题都有待进一步的检验和解答。

一直以来,婚姻匹配都是社会学和经济学关注的重要问题。其中,经济学尤为关注婚姻匹配的因素或过程。许多经验研究从教育、收入、职业和阶层等多角度研究了个体在婚姻匹配中的选择动机和模式(Choo,2015)。多数学者认为个体的教育匹配是目前婚姻组合中最为重要的选择因素(牛建林,2015)。而中国传统社会认可的基于阶层匹配(“门当户对”)的婚姻匹配模式仍得到国内不少学者的关注和研究,其中,阶层匹配主要围绕以父母为核心的家庭背景展开,具体包括父母教育、户籍等方面(邢春冰、聂海峰,2010)。

对婚姻年龄匹配的研究并不多见。仅有少数文献探讨了“女大男小”的“姐弟恋”婚配模式,比如,Atkinson 和 Glass(1985)通过对美国 1900—1980 年配偶年龄差进行分析,发现配偶年龄差(男性高于女性)从 4 岁以上(异质性)逐渐转变为 4 岁以内(同质性),这一转变与“姐弟恋”婚姻组合的增加有关;高颖(2012)通过结婚登记数据发现,配偶年龄差(男性高于女性)在 2004—2009 年期间出现了缩小趋势;风笑天(2015)基于妇女地位调查数据,发现中国“姐弟恋”婚姻组合仅从 1990 年的 13.8%增长到 2010 年的 15.2%,20 年来虽有少量增长但总体趋势保持稳定,“男大女小”婚姻仍是主流趋势。对于“姐弟恋”婚配模式在现代社会有所增加的原因,已有研究将其主要归因为女性受教育程度的提高,比如,Agnes 和 Kelly(2003)基于孟加拉国等六国的研究发现,受教育程度的提高促使男性结婚年龄下降,女性结婚年龄提高,“女大男小”婚姻增多。但也有学者持相反意见,徐家庆(2014)指出女性的高学历会促使其设定更高的择偶标准以寻找年龄较大、拥有较高社会经济地位的男性,从而加大女性婚姻匹配的难度。除此之外,工资率提升、再婚和出生性别比失衡等因素也成为影响“姐弟恋”婚配模式形成的原因(章逸然等,2015)。

另外,有不少研究考察了婚姻匹配模式对个人或家庭收入以及收入不平等的影响。比如,Erikson 和 Jonsson(1996)指出,随着全球教育扩张和女性劳动参与率的提高,婚姻教育匹配有效提高了正向匹配的概率,进而扩大了家庭收入不平等;Huang 等(2009)则发现配偶的受教育程度有助于个体的人力资本积累进而提高其收入水平;李雅楠和王飞(2013)发现,同质婚姻匹配显著促进了家庭收入的增长;刘怡等(2017)指出婚姻市场的教育匹配是形成收入代际传递的重要渠道,会加剧家庭收入分配的不平等;龚锋(2019)采用随机匹配法发现,夫妻追求学历的同向匹配会扩大家庭收入分配不平等。然而,目前鲜有文献研究婚姻年龄匹配的影响效应,仅有少量文献从人均寿命、婚姻稳定和婚姻挤压等方面进行了社会学层面的探讨。比如,Kemkes-Grottenthaler(2004)研究了配偶年龄差对人均寿命的影响;石燕(2007)发现,“男大女小”的婚姻模式会促使性别比攀升,进而加剧男性的婚姻挤压,“姐弟恋”可以在一定程度上缓解这种婚姻挤压;李建新和王小龙(2014)认为夫妻年龄差较大会显著提高离婚风险,农村“姐弟恋”拥有更高的离婚风险,而城市“男大女小”婚姻更稳定。

与已有研究不同,本文尝试利用增强逆概率加权估计模型(AIPW),考察“姐弟恋”婚姻组合对夫妻双方收入的影响效应和内在机制,以期验证“女大三,抱金砖”的说法在当前中国是否成立。本文可能的边际贡献是:第一,本文识别了“姐弟恋”婚姻匹配模式对家庭内部男性和女性收入具有异质性的影响效应,其中男性是“姐弟恋”婚姻的收入受益者(“抱金砖”效应),女性则是收入受损者(“惩罚”效应)。本文还进一步识别了“姐弟恋”婚姻匹配模式影响丈夫和妻子收入的内在机制。第二,本文研究发现,“姐弟恋”婚姻对家庭内部夫妻双方收入的异质性影响效应随夫妻年龄差的扩大而增强,且在不同出生年代样本间存在差异,总

体上随出生年代的向后推移而逐渐减弱。第三,本文采用 AIPW 方法识别了“姐弟恋”婚姻对夫妻双方收入的平均因果效应(ATE),在估计收入方程时还尝试采用工具变量法克服可能的内生性问题,由此获得的 ATE 具有双重稳健的特征,在研究方法上具有一定的新意。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分是理论假说和实证方法的介绍;第三部分是对变量和数据处理说明;第四部分是对实证结果的汇报与分析;第五部分是对估计结果的进一步分析;第六部分是本文的基本结论与政策建议。

二、理论假说和实证方法

(一) 理论假说

“姐弟恋”婚姻中妻子的年龄高于丈夫。通常情况下,年长女性阅历更为丰富,心智也更为成熟,更能理解、包容、谦让和理性地对待自己的配偶,也愿意花更多时间照顾家人。“姐弟恋”婚姻能够通过以下四个机制产生“婚姻溢价”(“抱金砖”效应),与此同时,却也可能对“姐弟恋”婚姻中的女性造成收入“惩罚”效应。

一是家务和工作时间的分配。在约定俗成的性别观念影响下,男性从事家务劳动的时间显著少于女性(杨菊华,2014)。在“姐弟恋”家庭中,这一情况可能更为突出。由于年长的妻子对丈夫的照料更为细致,使得丈夫能够全身心投入到事业发展中去,获得更高的职业回报,收获“姐弟恋”婚姻带给他的“抱金砖”效应。与男性相比,婚姻中的女性则需要更多地面对工作与家庭两头难以兼顾的矛盾。孙悦(2019)基于全国时间利用调查数据的研究发现,已婚有子女的就业女性往往因为生育、照顾家人而在短期内放弃有酬劳动,职业选择上也倾向于待遇较差、稳定性较弱但能兼顾家庭的工作。此外,李亚娟等(2020)研究也发现,职场女性不得不承担因生育及产假带来的职业中断与工资惩罚,生育成为制约女性事业发展的重要障碍。而“姐弟恋”婚姻中的女性通常工作时间更长,事业已有一定基础,如果因为照顾家庭或养育子女而转换职业、减少工作时间、降低工作强度,则将面临更为沉重的收入“惩罚”效应。

二是心理压力与幸福感。“姐弟恋”婚姻中年长的妻子能够为丈夫提供细致的照顾以及更多的情感慰藉,帮助男性减轻压力,提高男性的生活满意度和幸福感,由此提升其工作的质量和效率,收获“姐弟恋”带给他的“抱金砖”效应。而“姐弟恋”婚姻中的女性除了沉重的家庭照顾压力,还要承受一系列与婚姻和年龄有关的其他压力:(1)婚姻双方父母以及社交圈对“姐弟恋”婚姻的不认可,会对女方造成较大的心理负担。(2)女性在中年后比男性衰老的速度更快,年长的妻子往往会担心自己容貌变老对婚姻稳定性造成冲击,普遍存在对婚姻可持续的担忧。李建新和王小龙(2014)的研究则表明,这一担忧并非没有道理,妻子比丈夫大三岁以上的家庭,离婚风险比“男大女小”的婚姻提高了 0.7 倍。(3)“姐弟恋”婚姻中女性因为年龄更大,考虑到高龄生育的风险,可能会希望尽快生育子女,而男性因为年龄更小,未必会做好为人父的准备,生育意愿的不一致也会引发家庭矛盾。因此,“姐弟恋”中妻子承担了更大的心理压力,这会降低其从婚姻中获得的幸福感,进而影响其工作状态,从而成为收入“惩罚”效应的来源之一。

三是生理因素与健康水平。“姐弟恋”婚姻为丈夫提供了两个方面的健康促进效应,有助于提高其健康水平,帮助其进一步提升工作效率,从“质”的方面产生“抱金砖”效应:第一,年长的妻子在日常生活中对丈夫的悉心照料,能够直接增进其健康水平;第二,年长的妻

子通常会协助和监督丈夫培养健康的生活习惯,有助于鼓励其形成健康的生活方式,由此提升丈夫的健康水平(Duncan et al., 2006)。而“姐弟恋”婚姻中的妻子由于以下两方面的原因,健康状况面临不利的影响:第一,“姐弟恋”婚姻中的女性往往承担了繁重的家庭照料责任,这使得女性面临工作和家庭生活的双重挑战,巨大的压力和负担会侵蚀女性的身心健康;第二,“姐弟恋”婚姻中的女性通常在较高龄的阶段生育,不得不面临较高的生育风险以及由此带来的疾病;而且,“姐弟恋”婚姻中的妻子会在婚后更快地进入更年期,这也会带来更多身体和心理健康方面的问题。综上所述,与常规的婚姻类型相比,“姐弟恋”婚姻中年长的妻子更有可能因为长期承担家庭和事业的双重压力,以及面临由年龄带来的生理和健康问题,造成其身体健康状况相对更差,从而对其收入带来“惩罚”效应。

四是人际交往与社交频率。社交应酬频率是影响个体收入的职业发展因素(刘伟峰等, 2016)。一般情况下,“姐弟恋”婚姻中的女性婚后的社交圈会明显变小。原因在于,一方面,年长的妻子在婚后需要花费大量时间用于家庭照顾和子女抚育,没有足够的时间和精力去维持之前的社交频率;另一方面,出于经济成本的考虑,结婚后居家过日子需要计算“经济账”,不得不减少“无效的”社会交际。因此,“姐弟恋”中的女性因为社交应酬的减少,可能会降低由此获得职业发展的机会,从而对其收入水平产生负面影响。而“姐弟恋”婚姻中丈夫的家庭责任因为妻子更多的付出而被弱化,家庭责任的减少会促使男性更多关注于事业发展和社会地位提升,有机会通过增加社交应酬维系人际交往关系,谋求更好的职业发展机会,从而获得更高的收入。

综上所述,“姐弟恋”婚姻通过上述四个机制对婚姻中的男性产生“抱金砖”效应,对女性产生“收入惩罚”效应。由于上述四个机制都以年长妻子对丈夫的身心照顾为基础,随着婚姻中女性会较男性更早衰老,妻子对丈夫的“照顾福利”随着年龄的增长而逐渐下降,因此,上述效应有可能会随着夫妻双方年龄的增大而逐渐减弱。据此,我们提出以下假说:

假说一:与“非姐弟恋”婚姻的家庭成员相比,“姐弟恋”家庭中男性具有更高的收入,能够享有“抱金砖”效应,女性则收入相对更低,存在收入“惩罚”效应。上述效应随家庭成员年龄的增长而逐渐减弱。

根据婚姻成熟度理论,男女年龄差在1-2岁的婚姻一般仍被视为同龄婚姻,夫妻之间并不会因年龄相差1-2岁而在家庭观念等方面产生明显差异(Schwartz, 2013),可能无法形成显著的“抱金砖”效应和“惩罚”效应;在男女年龄相差3-5岁的婚姻中,夫妻之间可能因经验阅历不同而产生明显的“代沟”,年轻时相差3-5岁的夫妻心理成熟度会有较大的差异(Lehrer, 2008)。“抱金砖”效应较为明显,但随着夫妻年龄的增长,相差3-5岁的“代沟”将会逐渐消弭,“女大男小”带来的收入效应会逐步弱化和消失;在男女年龄差在5岁以上的婚姻中,夫妻间家庭观念上的“代沟”可能会随着年龄增长而缩小,但难以完全消失(Regnerus, 2009),因此,“抱金砖”效应的持续时间可能更长。据此,我们提出以下假说:

假说二:与“非姐弟恋”婚姻相比,“姐弟恋”家庭中男性收入的“抱金砖”效应和女性收入的“惩罚”效应会随着夫妻年龄差的扩大而增强。

(二) 实证方法

根据个体家庭是否属于“姐弟恋”婚姻模式,将男女性别分别划分为:“姐弟恋”家庭的男性组、“非姐弟恋”家庭的男性组、“姐弟恋”家庭的女性组、“非姐弟恋”家庭的女性组。定义“姐弟恋”家庭的男性组和女性组为“处理组”,“非姐弟恋”家庭的男性组和女性组为“控制

组”。如果个体选择“姐弟恋”婚姻是随机的,则处理组和控制组收入 Y 的期望值之差就是平均因果效应的无偏估计:

$$ATE^j = E[Y_{1i}^j] - E[Y_{0i}^j], j=female, male \quad (1)$$

但在现实生活中,个体选择“姐弟恋”的婚姻模式并不是随机的,而是基于一系列因素做出的决定,即婚姻的组合往往是个体自我选择的结果。假定个体选择“姐弟恋”的婚姻模式受一系列变量的影响,构建 Probit 模型如下:

$$P_i^j = C^j + \beta^j Z_i^j + \varepsilon_i^j, j=female, male \quad (2)$$

(2)式中: P 为 0-1 哑变量,个体的婚姻模式为“姐弟恋”则取值为 1,否则为 0; C 为常数项, Z 为影响个体婚姻选择的变量向量, β 为待估系数向量, ε 为随机干扰项。上标 j 表示分别利用男性和女性样本进行估计。(2)式就是通常的“倾向得分”概率模型,方程的拟合值 $\hat{P}_i^j$ 即为倾向得分,利用倾向得分我们可以构建逆概率加权估计量(IPW):

$$\widehat{ATE}_{IPW}^j = \frac{1}{N^j} \sum_{i=1}^{N^j} \left\{ \frac{P_i^j Y_i^j}{\hat{P}_i^j(Z_i^j)} - \frac{(1 - P_i^j) Y_i^j}{1 - \hat{P}_i^j(Z_i^j)} \right\}, j=female, male \quad (3)$$

如果倾向得分未知,但 $\hat{P}_i^j$ 是通过 Probit 模型估计得到的一致估计量,则(3)式是 ATE 的一致估计量。然而,逆概率加权估计量(IPW)被普遍认为具有较差的小样本属性,如果倾向得分模型存在模型误设,就会产生较大的估计偏差,尤其当某些观测值的倾向得分接近于 0 或 1 时,估计量将变得很不稳健。为克服上述潜在的缺陷,增强逆概率加权法(Augmented Inverse-Probability Weighted Estimator, 简称 AIPW)应运而生。该方法是在“反事实”框架下综合利用加权倾向得分方法和回归方法消除选择偏差的处理技术,具体步骤如下:

第一,估计(2)式的处理模型,利用可观测的变量预测个体进入处理组的概率(即倾向得分);

第二,分别利用处理组和控制组的样本,估计结果方程,其中被解释变量为收入 Y ,解释变量为 Z ^①,获得结果变量的拟合值:

$$\hat{E}(Y_i^j | P_i^j = 1, Z_i^j), j=female, male$$

$$\hat{E}(Y_i^j | P_i^j = 0, Z_i^j), j=female, male$$

第三,利用结果变量的拟合值,修正(3)式的 IPW 估计量,获得 AIPW 估计量(Glynn and Quinn, 2010):

$$\widehat{ATE}_{AIPW}^j = \frac{1}{N^j} \sum_{i=1}^{N^j} \left\{ \left[\frac{P_i^j Y_i^j}{\hat{P}_i^j(Z_i^j)} - \frac{(1-P_i^j) Y_i^j}{1-\hat{P}_i^j(Z_i^j)} \right] \frac{(P_i^j - \hat{P}_i^j(Z_i^j))}{\hat{P}_i^j(Z_i^j)(1-\hat{P}_i^j(Z_i^j))} \cdot \left[(1-\hat{P}_i^j(Z_i^j)) \cdot \hat{E}(Y_i^j | P_i^j = 1, Z_i^j) + \hat{P}_i^j(Z_i^j) \cdot \hat{E}(Y_i^j | P_i^j = 0, Z_i^j) \right] \right\} \quad (4)$$

在后文的实证分析中,结果变量 Y 为个体收入的对数值;处理变量 P 为婚姻年龄匹配变量,来自控制组“非姐弟恋”家庭的个体, P 取值为 0,来自处理组“姐弟恋”家庭的个体, P 取值为 1,我们设计了 3 类处理组,分别是:女大男 1-2 岁、女大男 3-5 岁和女大男 5 岁以上; Z 是处理方程和结果方程中的解释变量向量,考虑到影响婚姻选择和收入水平的因素存在一定的差异,因此我们设定两类方程中的解释变量不同。具体而言,处理模型中解释变量包括

①结果方程中的解释变量 Z 可以与(2)式相同,也可以不一样。

个体受教育程度、婚前户口、民族、是否与老人同住、父母受教育程度、婚前家庭社会地位等；结果模型中解释变量包括工作时间、社交应酬频率、自评幸福感和自评健康状况等核心变量，以及个体受教育程度、户口、民族、职业类型和父母受教育程度等控制变量。此外，两类模型均控制了地区和时间虚拟变量。

使用 AIPW 模型同样需要满足两个假设前提：重叠区间假设和条件独立性假设。由于 AIPW 估计值是根据可观测变量的相似性对观测值进行加权，因此并不需要倾向得分的分布完全一致，但至少需要足够的重叠，本文将利用倾向得分概率密度图验证重叠区间假设。此外，为考察 AIPW 模型是否满足条件独立性假设，后文我们也将进行相关的检验。

除了能有效改善 IPW 的小样本性质，AIPW 模型还具有“双稳健性”的优点。“双稳健性”是指，只要正确地设定倾向得分模型，即便结果回归模型设定不正确，ATE 仍然能得到有效估计，反之亦然（Hirano et al., 2003）。该性质使得 AIPW 模型具有极大优势，尤其当处理模型和结果模型都存在不确定性时，使用 AIPW 方法更有希望得到一个合理的结果（Glynn and Quinn, 2010）。

三、变量与数据

（一）变量选择

1. 收入变量（结果变量）

我们选取受访者年度总收入的对数作为结果变量。因为个体收入是“抱金砖”效应最直接的体现，可以反映“姐弟恋”婚姻对夫妻双方经济状况的不同影响。

2. 收入方程（结果方程）的解释变量

具体包括：（1）工作时间。工作时间是影响个体收入最直接的因素（刘娜、Anne de Bruin, 2015）；（2）自评健康。健康状况的高低会影响个体的工作效率，从而影响个体的收入水平（王一兵、张东辉, 2008）；（3）自评幸福感。幸福感会影响个体的工作动力和热情，从而影响个体的工作状态和收入水平（苑会娜, 2009）；（4）社交应酬频率。当个体拥有更高职位时社交应酬增加对于收入的贡献会逐渐提升（刘伟峰等, 2016）。除上述核心解释变量外，遵循龚锋等（2017）的做法，我们还在收入方程中引入以下个体特征变量：受教育程度、户籍、民族、职业类型、父母学历、是否与父母同住等。在上述变量中，除“是否与父母同住”外，其余变量均是影响个体收入水平的常见变量。而与父母同住对收入的影响则是不确定的^①。

3. 婚姻匹配变量（处理变量）

考虑到自然的婚配年龄梯度，我们将“姐弟恋”婚姻模式具体分为三组：女大男 1-2 岁、女大男 3-5 岁和女大男 5 岁以上。女大男 1-2 岁婚姻虽然属于“姐弟恋”婚姻，但夫妻年龄差距并不大，仍属于传统婚姻观念可接受范围内的模式，该婚配模式占全部婚姻样本的 12.2%；女大男 3-5 岁婚姻是与“女大三”婚姻相契合的婚配模式，是比较典型的“姐弟恋”，其占全部婚姻样本的比例为 3.2%；女大男 5 岁以上婚姻是传统婚姻观念较难接受的婚姻模式，较大的年龄差可能会使夫妻产生巨大的代沟，该模式仅占全部婚姻样本的 0.7%。

^①比如，父母辈提供家庭照料有助于提高子女的就业率和工作时间，对子女的收入具有促进作用；但是，如果父母辈年龄偏大或身体状况不佳等，则有可能需要子女花费较多时间、精力陪护，由此干扰子女的工作状态，对其收入产生负面影响。

4. 婚姻选择模型(处理方程)的解释变量

首先,“门当户对”是中国传统的婚姻观念,这种婚姻模式下夫妻间无论是年龄还是教育程度等方面的差距往往不大,而在“高攀”和“低就”婚姻中更容易出现“姐弟恋”(袁晓燕,2017)。因此,婚前家庭社会地位是影响婚姻模式选择的主要因素。我们选择个体14岁时的家庭社会地位、父亲学历、母亲学历3个变量,作为度量个体婚前家庭地位的变量。其次,由于城乡二元分割,城乡居民收入存在显著差异,许多女性从农村嫁到城镇以谋求更好的生活水平,这类婚姻中“姐弟恋”偏少(周兴等,2017)。与之相反,城镇居民的婚恋观念更为开放,更易于接受“姐弟恋”的婚配模式,为此本文将婚前户口作为影响个体选择婚姻匹配模式的因素之一。再次,参考国内外有关婚姻年龄匹配的代表性文献,本文还选取了个体受教育程度、夫妻学历差和结婚年代等变量作为“姐弟恋”婚配的影响因素。

(二)数据来源与处理

本文采用的数据来源于中国综合社会调查(CGSS)。考虑到统计口径的前后一致性,我们选取了2010年、2011年、2012年、2013年和2015年五期数据集作为分析样本。

首先,个体收入数据为个人全年总收入,考虑到收入分布呈高度右偏的特征,本文对个体收入取自然对数^①。

其次,其他变量的处理如下:(1)工作时间根据问卷统计的个体周工作小时数,乘以52换算成“年度工作时间”。(2)社交应酬频率根据对问卷问题“您与其他朋友社交娱乐的频率程度如何”的回答整理得到。(3)自评幸福感数据来源于问卷问题“总的来说,您觉得您的生活是否幸福”。该变量为排序离散变量(“非常不幸福”到“非常幸福”分别由1-5整数代表),我们将其调整为“0-1”二值变量,“非常幸福”和“比较幸福”设定为1,“说不上幸福不幸福”“比较不幸福”和“非常不幸福”设定为0。(4)自评健康状况根据问题“您觉得您目前的身体健康状况是什么”的回答整理得到。与自评幸福感类似,我们将“很健康”和“比较健康”设定为1,“一般”“比较不健康”和“很不健康”设定为0,转换该变量为“0-1”二值变量。(5)是否与老人同住变量来源于家庭成员关系表中对老人“是否与您同吃同住?”问题的回答。(6)婚前家庭社会地位来源于问题“您认为在您14岁时,您的家庭处在哪个等级上?”,最高“10分”代表最顶层,最低“1分”代表最底层,本文将其合并为3个等级,即高等级(等级得分为:8、9、10)、中等级(等级得分为:4、5、6、7)、低等级(等级得分为:1、2、3)。(7)在个体和家庭背景变量中,对民族、户籍状态、个体及父母受教育程度、就业状况等变量的处理参见龚锋等(2017)的做法。(8)婚姻年龄匹配变量根据出生年份推断出个人和配偶的年龄差而计算得到,定义“非姐弟恋”婚姻组为0,女大男1-2岁婚姻组为1,女大男3-5岁婚姻组为2,女大男5岁以上婚姻组为3。下文在具体估计时,根据需要将3类“姐弟恋”变量分别转换为0-1哑变量。(9)婚前户口是在受访者受访时户口类型基础上调整得到的,根据问题“您目前的非农户口是哪一年获得的”,本文将获得非农户口的年份在结婚年份之后样本的户口由“非农户口”调整为“农业户口”,其余保持不变。(10)结婚年代数据来源于问题“您与目前的配偶是哪一年结婚的”,本文将结婚年代分为1980年以前、1980—1989年、1990—1999年和2000年以后四个年代。(11)夫妻学历差通过将个体与配偶的受教育程度取差值后计算得到。

①对数化处理会使得收入为0的样本缺失,因此本文将收入数据加1后取对数,保留收入为0的样本。

需要说明的是,改革开放以来中国经历了巨大的经济、政治和社会变迁,不同出生年代的个体在思想观念、生活习惯、家庭特征等各个方面均存在较大差异,在同一时点上将不同出生代际的样本混合在一起进行研究,可能会带来较大的偏误。比如,不同出生代际样本方向相反的效应在混合样本中有可能相互抵消,由此将会干扰对真实因果效应的识别。为更加准确地识别“姐弟恋”的“抱金砖”效应,我们将全样本(成年已婚样本)划分为3个出生代际子样本:出生于1960—1969年样本(“60后”)、出生于1970—1979年样本(“70后”)、出生于1980—1989年样本(“80后”)。由于出生在60年代之前的样本大多数已退出劳动力市场,而大部分“90后”样本是并未进入劳动力市场的未成年人或者学生,因此,我们剔除了“50后”和“90后”的样本。

本文将五期CGSS样本汇总到一起,汇总后总样本量为51 574个,其中已婚样本为40 659个。进一步剔除收入等变量有缺失值的样本后为33 902个,最后剔除1960年以前和1990年后出生的样本,本文实际采用的样本量为20 356个,其中“60后”样本为8 455个,“70后”样本为7 679个,“80后”样本为4 222个。

四、实证结果与分析

(一) 前提假设检验

我们分别基于“60后”“70后”和“80后”男女性样本进行AIPW模型的估计。为保证估计结果的有效性,首先利用倾向得分概率密度函数图检验“重叠区间假设”是否满足,其中概率密度由基于Triangular Kernel的非参数核密度估计和选择的最优带宽估计得到。其结果显示,分性别的3个处理组(女大男1-2岁、3-5岁和5岁以上样本)各自与控制组(“非姐弟恋”样本)的倾向得分的概率密度函数均存在明显的区间重叠,有理由判断“重叠区间假设”是成立的^①。

表 1 条件独立性检验

样本	统计量	1960 年代出生			1970 年代出生			1980 年代出生		
		女大 1-2 岁	女大 3-5 岁	女大 超 5 岁	女大 1-2 岁	女大 3-5 岁	女大 超 5 岁	女大 1-2 岁	女大 3-5 岁	女大 超 5 岁
男性	相关系数 ρ	-0.046	-0.049	-0.038	-0.056	-0.017	-0.022	-0.088	-0.936	-0.198
	标准误 σ	1.650	1.659	1.829	1.328	1.342	1.361	1.527	1.563	1.576
	$\lambda = \rho \times \sigma$	-0.076	-0.081	-0.069	-0.075	-0.023	-0.030	-0.134	-0.146	-0.312
	Wald χ^2	0.14	0.15	0.02	0.49	0.02	0.04	0.72	0.60	1.57
	P 值	0.710	0.696	0.880	0.482	0.897	0.851	0.396	0.439	0.210
女性	相关系数 ρ	-0.039	-0.024	-0.086	-0.016	-0.042	0.231	0.295	-0.026	-0.477
	标准误 σ	1.858	1.608	2.860	2.592	2.569	2.570	3.226	3.194	3.180
	$\lambda = \rho \times \sigma$	-0.073	-0.038	-0.245	-0.041	-0.107	0.594	0.952	-0.083	-1.517
	Wald χ^2	0.46	0.02	0.21	0.01	0.02	0.65	1.96	0.02	1.76
	P 值	0.498	0.887	0.646	0.933	0.883	0.421	0.161	0.893	0.184

其次,借鉴 Witteveen 和 Attewell(2017)处理样本选择性偏误的方法来检验条件独立性假设是否满足。具体程序如下:(1)计算处理模型(“姐弟恋”婚配选择模型)残差和结果模型(收入决定方程)残差的相关系数 ρ ; (2)利用 ρ 的反双曲正切函数 $(1/2) \times \ln[(1+\rho)/(1-\rho)]$

①限于篇幅,本文没有汇报重叠区间假设检验的6个图,如有需要可向作者索要。

($1-\rho$)] , 获得检验处理方程和结果方程独立性的 Wald 卡方检验统计量, 原假设为“ $\rho=0$ ”; (3) 当无法拒绝原假设时, 则表明结果方程与处理方程的残差项无关, 模型选择的变量包含了绝大部分的因素, 不存在显著的不可测因素, AIPW 模型满足条件独立性假设。表 1 汇报了检验结果, 可以发现, 所有情形下 Wald 卡方检验结果在 10% 的统计水平上都不显著, 无法拒绝“ $\rho=0$ ”的原假设, 故本文构建的 AIPW 模型满足条件独立性假设。

(二) 处理模型和结果模型的估计结果

我们分男性和出生年代估计了处理模型和结果模型^①。根据处理模型的估计结果, 从个人特征来看, 男性的受教育程度高低对其选择哪种类型的年龄婚配模式均无显著影响, 但女性受教育程度在三个出生年代样本中对其选择“女大男”3-5 岁或 5 岁以上的“姐弟恋”婚配模式具有负面影响, 可能的解释是, 学历高的女性更倾向于选择社会经济地位较高的男性作为配偶, 而此类男性通常年龄都比较大。对“60”和“70”年代出生的男性而言, 其学历比配偶越高, 选择“女大男 5 岁以上”婚姻的概率就越低; 而对女性而言, 其学历比配偶越高, 选择“女大男”婚配模式的概率普遍更高, 这在“80 后”样本中显得尤为明显。在“60 后”和“70 后”样本中, 无论男性还是女性, 拥有城镇户口的个体选择“男大女小”的传统婚姻模式的概率更高, 而“80 后”样本中, 户籍制度的影响并不显著, 这表明户籍制度对年轻人婚姻年龄匹配的影响在逐渐弱化。在不同样本中, 民族(是否是汉族)对选择“女大男小”婚配模式概率的影响要么不显著, 要么显著为负, 从而表明, 汉族接受“女大男小”婚配的概率不会比少数民族更高。

从家庭背景特征来看, 父亲受教育程度对“姐弟恋”婚姻的选择并无显著影响, 而母亲受教育程度越高会降低个体选择“女大男”3-5 岁或 5 岁以上的“姐弟恋”婚配模式的概率。婚前家庭社会经济地位的估计结果表明, 在不同年代, 出生社会等级较高家庭的个体对“姐弟恋”婚姻都有着更高的接受程度。考虑结婚年份的影响, 对男性而言, 无论其结婚年份处于哪个年代, 其对“姐弟恋”婚姻接受度相对较为稳定, 总体来看男性更愿意选择传统婚姻模式; 而对女性来说, 随着其结婚年份趋向于 21 世纪, 其对“姐弟恋”婚姻的接受度逐渐提高。

男女性样本的收入决定方程的估计结果显示, 工作时间、自评健康和自评幸福感对个体收入均存在显著的正向影响, 结果与通常的直觉相符, 但该效应在不同年龄群体以及不同婚配模式中发挥作用的程度存在较大差异。工作时间对个体收入的正向影响在不同年龄段男性和女性样本中都存在, 而健康状况和幸福感对收入的正向影响主要体现在“60 后”和“70 后”等中老年群体中, 在较为年轻的“80 后”群体中表现较弱。社交应酬频率对收入增长的影响更为复杂, 总体来看, 其对“60 后”和“80 后”样本的收入并无显著影响, 对“70 后”样本的收入具有促进作用。其他控制变量的系数均符合通常的直觉, 在此不再赘述。

(三) AIPW 模型的估计结果

表 2 汇报了基于上述处理方程和结果方程的 AIPW 模型的估计结果, 评估了婚姻年龄匹配模式对个体收入的平均因果效应(ATE)。可以看到, 不同婚姻年龄匹配模式的选择对于收入具有显著的影响, 这一影响在男性和女性间存在明显的异质性。

^①限于篇幅, 本文没有汇报“婚姻年龄匹配处理方程”和“收入决定方程”(结果方程)的具体估计结果, 如有需要可向作者索要。

表 2 婚姻年龄匹配对各出生年代夫妻收入的平均因果效应 (ATE)

男大女 Vs:	60 后		70 后		80 后	
	男	女	男	女	男	女
女大 1-2 岁	-0.0852 (0.0844)	0.1439 (0.1358)	-0.0179 (0.0774)	0.0243 (0.1356)	0.1620* (0.0916)	-0.3844* (0.2128)
女大 3-5 岁	-0.0930 (0.1322)	0.0524 (0.2818)	-0.1898 (0.1943)	-0.0256 (0.2562)	0.3648*** (0.1141)	-1.1757* (0.6929)
女大超 5 岁	0.2221* (0.1303)	-1.2368** (0.5848)	1.0607** (0.4793)	-1.9027** (0.8317)	1.5512*** (0.2684)	-2.6196*** (0.1971)
潜在结果均值	9.615***	7.912***	10.091***	8.226***	10.165***	7.508***
样本量	4 209	4 246	3 636	4 043	1 810	2 412

注:括号内为 z 统计量,*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。下表同。

具体而言:(1)“60 后”和“70 后”个体。无论是男性还是女性,个体选择“女大 1-2 岁”和“女大 3-5 岁”婚姻匹配模式时,其收入平均而言与其选择传统的“男大女小”婚姻匹配模式相比并不存在显著差异;但选择“女大超 5 岁”婚配模式的情形却不同,其中:“60 后”选择“女大超 5 岁”婚配模式的男性收入比其选择“男大女小”传统婚配模式的收入要高 2.31%^①,选择“女大超 5 岁”婚配模式的女性收入比其选择“男大女小”传统婚配模式的收入要低 15.63%;“70 后”选择“女大超 5 岁”婚配模式的男性收入比其选择“男大女小”传统婚配模式的收入要高 10.51%,选择“女大超 5 岁”婚配模式的女性收入比其选择“男大女小”传统婚配模式的收入要低 23.13%。(2)“80 后”个体。选择“女大 1-2 岁”“女大 3-5 岁”“女大超 5 岁”婚配模式的男性收入比其选择“男大女小”传统婚配模式的收入分别要显著高 1.59%、3.59%、15.26%,而选择“女大 1-2 岁”“女大 3-5 岁”“女大超 5 岁”婚配模式的女性收入比其选择“男大女小”传统婚配模式的收入分别要显著低 5.12%、15.66%、34.89%。

总体而言,“姐弟恋”婚配模式对男性具有“抱金砖”效应,对女性具有“收入”惩罚效应,上述效应随个体年龄的增长而逐渐减弱(从“80 后”到“60 后”效应不断降低),假说一由此得证。上述结果还表明,女性年龄比男性越大的婚配模式对男性带来的“抱金砖”效应以及对女性带来的“收入惩罚”效应越明显(从“女大 1-2 岁”到“女大超 5 岁”效应不断提高),假说二由此得证。

(四) 稳健性分析

1. 处理结果方程的内生性问题

AIPW 方法能较好地处理自选择造成的偏误,但在结果方程中我们控制了自评健康状况和自评幸福感两个变量,它们可能存在比较明显的内生性问题。比如,健康状况更高、幸福感更强的个体通常心理素质 and 身体机能更有优势,使之具备更强的收入获取能力,从而获得更高的收入。为解决这一问题,我们在 AIPW 模型基础上结合工具变量法的原理,对 AIPW 模型进行改进^②。关于工具变量的选取,已有研究一般选取吸烟、喝酒等生活习惯或身体质

①为使得不同出生年代样本的平均因果效应 (ATE) 具有可比性,本文采用变化幅度这一相对指标进行衡量,具体公式:变化幅度=平均因果效应/潜在结果均值。其中,潜在结果均值衡量的是处理组如果不接受处理的“反事实”状态下结果变量(收入)的平均值。

②在 AIPW 模型的结果方程中,本文对自评健康状况和自评幸福感与收入的关系进行两阶段最小二乘法回归 (2SLS)。第一阶段回归在主要控制变量基础上,加入工具变量,回归得到健康状况或幸福感拟合值作为自评幸福感的替代变量,代入第二阶段回归,检验健康状况和幸福感对个体收入的影响。

量指数 (BMI)、是否患有慢性病等生理特征作为自评健康的工具变量 (常芳等,2018)。考虑到数据的可获性,本文选取 BMI,构造虚拟变量“是否为健康体型”^①,作为“自评健康状况”的工具变量。另外,本文选取“乡镇层面的主观幸福感”作为“个体自评幸福感”的工具变量,原因在于,个体幸福感会受到其所在乡镇社区独特的经济地理环境等因素的影响,而这些因素也基本决定了一个地区的平均幸福感,所以乡镇的平均幸福感能够很好地解释个体的幸福情况,满足工具变量的相关性要求。而且,地区幸福感一般不会对微观个体的收入产生直接影响,故满足工具变量的外生性要求。表 3 汇报了采用工具变量法 (IV) 解决结果方程内生性后 AIPW 的估计结果。可以看到,“姐弟恋”婚配模式对男性收入存在“抱金砖”效应,而对女性收入存在“惩罚”效应的基本结论仍然成立,且估计结果与基准回归高度一致。

表 3 处理内生性后婚姻年龄匹配对夫妻收入的平均因果效应 (ATE)

男大女 Vs:	60 后		70 后		80 后	
	男	女	男	女	男	女
女大 1-2 岁	-0.071 (0.097)	0.158 (0.162)	-0.024 (0.089)	-0.014 (0.180)	0.189* (0.102)	-0.325* (0.191)
女大 3-5 岁	-0.144 (0.180)	0.281 (0.378)	0.107 (0.198)	-0.246 (0.259)	0.384*** (0.126)	-1.824* (0.949)
女大超 5 岁	0.474** (0.218)	-1.876*** (0.616)	1.176*** (0.284)	-2.319*** (0.478)	1.677*** (0.501)	-2.733** (1.147)
潜在结果均值	9.639***	8.230***	10.043***	8.531***	10.182***	8.016***
样本量	3 824	4 105	3 308	3 974	1 582	2 358

2.以结婚年代为分组依据

“姐弟恋”中男性收入的“抱金砖”效应和女性收入的“惩罚”效应需要婚后才会显现,即使是同一出生年代的夫妻结婚时间也可能差异较大,区分出生年代来分别衡量“抱金砖”和“惩罚”长期效应可能并不准确。因此,本文尝试以结婚年代为分组依据,具体分为 1980—1989 年、1990—1999 年和 2000 年以后结婚三组,利用 AIPW 模型重新估计不同结婚年代夫妻收入的平均因果效应 (ATE),得到的结果如表 4 所示。可以看到,按结婚年代重新分组后的估计结果,与按出生年代分组的结果基本一致,存在随时间推移而减弱的长期效应和随年龄差扩大而增强的收入效应。也就是说,结婚时间的早晚差异并不会从根本上影响估计结果。

表 4 婚姻年龄匹配对各结婚年代夫妻收入的平均因果效应 (ATE)

男大女 Vs:	结婚时间处于 1980—1989 年		结婚时间处于 1990—1999 年		结婚时间处于 2000 年以后	
	男	女	男	女	男	女
女大 1-2 岁	-0.112 (0.096)	0.214 (0.140)	-0.028 (0.083)	0.151 (0.123)	0.035 (0.079)	-0.336** (0.162)
女大 3-5 岁	0.105 (0.148)	0.389 (0.278)	-0.273 (0.198)	0.266 (0.255)	0.308* (0.164)	-0.173 (0.292)
女大超 5 岁	0.220** (0.108)	-0.177 (0.548)	0.380*** (0.145)	-0.320* (0.175)	0.505** (0.088)	-0.762* (0.432)
潜在结果均值	8.775***	7.421***	9.637***	8.064***	10.124***	7.604***
样本量	4 543	4 408	3 722	3 970	3 686	3 908

①根据陈春明和孔灵芝(2006)《中国成人超重和肥胖症预防控制指南》一书中的标准,中国人体体重指数 (BMI) 正常为 18.5~23.9Kg/m²,超过正常范围本文皆设定为非健康体型。

3. 多期收入的处理

本文采用的样本为多期 CGSS 调查数据,前文在构建回归模型时,针对不同调查年份收入的可比性问题,主要采取加入调查年份时间虚拟变量的方式以实现对收入的调整。此处,我们设定 2015 年为基期,将其余调查年份的个体收入根据其所处年份和所处省份的平均收入与 2015 年对应省份平均收入的比值进行缩放,从而消除汇总样本后收入分布的年度差异。估计结果如表 5 模型(1)所示。可以发现,样本收入“投影”处理后,并不会明显改变 AIPW 模型的估计结果。

4. 改变微观数据样本

本文尝试采用中国家庭动态跟踪调查(CFPS)重新通过 AIPW 模型对夫妻收入进行评估。需要说明的是,在个人特征变量中,由于 CFPS 调查问卷未包含户口取得年份等相关问题,因此婚前户口由当前户口替代。就业状况变量将 CFPS 问卷中“农业自雇”和“农业受雇”两类状况合并为一类“务农”,由设计的 5 类状况调整为 4 类。家庭背景特征变量中,CFPS 问卷并未设置“婚前家庭社会地位”相关问题,由“现在社会地位”替代。其余变量处理与 CGSS 数据类似,最终保留的“60 后”有效样本为 6 502 个,“70 后”有效样本为 5 623 个,“80 后”有效样本为 4 586 个,总计样本数为 16 711 个。具体估计结果如表 5 模型(2)所示,CFPS 调查样本得到的估计结果与 CGSS 调查数据的结果高度一致,基本结论仍然没有改变。

表 5 其他稳健性分析

男大女 Vs:		60 后		70 后		80 后	
		男	女	男	女	男	女
模型(1)	女大 1-2 岁	-0.085 (0.086)	0.149 (0.140)	-0.018 (0.078)	0.029 (0.140)	0.228** (0.100)	-0.391* (0.218)
	女大 3-5 岁	-0.093 (0.135)	0.050 (0.293)	-0.194 (0.197)	-0.011 (0.262)	0.386*** (0.115)	-1.244* (0.714)
	女大超 5 岁	0.229* (0.130)	-1.241** (0.594)	1.120** (0.493)	-2.073** (0.834)	1.694*** (0.297)	-2.837*** (0.199)
	潜在结果均值	9.863***	8.130***	10.341***	8.448***	10.395***	7.687***
	样本量	4 209	4 246	3 636	4 043	1 810	2 412
模型(2)	女大 1-2 岁	-0.027 (0.229)	-0.179 (0.136)	0.271 (0.230)	0.151 (0.181)	0.132 (0.307)	-0.4567* (0.265)
	女大 3-5 岁	0.155 (0.372)	-0.379 (0.292)	-0.139 (0.465)	0.588 (0.542)	0.329** (0.154)	-1.295*** (0.369)
	女大超 5 岁	0.608*** (0.219)	-1.031* (0.540)	0.971*** (0.379)	-1.751** (0.846)	2.220*** (0.485)	-2.2992** (1.096)
	潜在结果均值	8.068***	6.604***	9.849***	7.078***	10.082***	7.201***
	样本量	3 190	3 312	2 746	2 877	2 163	2 423

五、对估计结果的进一步分析

针对前文的结果,我们需要进一步回答以下问题:对于不同出生年代的群体,“姐弟恋”婚配模式影响夫妻收入的机制和渠道有哪些?在理论分析和结果方程的估计中,我们已经探讨了工作时间、自评健康状况、自评幸福感和社交应酬频率四个变量对夫妻个体收入的积极影响。进一步,我们检验“姐弟恋”婚配模式是否会对上述四个变量具有显著影响,从而考察婚姻年龄匹配是否会通过上述四个渠道影响夫妻的收入水平。表 6 分别汇报了对应的 AIPW 估计结果。

表 6 的结果表明,总体来看,不同出生年代的个体选择年龄差不同的“姐弟恋”婚配模式对夫妻双方的收入产生“抱金砖”和“惩罚”效应的机制侧重点有所区别,具体表现如下:

1.“60 后”群体。“姐弟恋”婚配模式对夫妻双方收入的影响效应仅在“女大男 5 岁以上”的家庭组合中才是显著的。机制分析的结果与之高度一致,“姐弟恋”和“男大女小”两种家庭组合的工作时间和社交频率均无显著差异。“60 后”群体年龄偏大,即将退出劳动市场,受限于精力的日益下降以及对物质追求需求的降低,因此夫妻双方均不会更多关注工作时间和社交应酬。但选择“女大男 5 岁以上”婚配模式的女性,相比其选择“男大女小”传统婚配的“反事实”状态,其主观幸福感得分要低 39.92%,自评健康得分要低 38.53%。年龄差偏大的“姐弟恋”家庭中,女性长期以来对家庭巨大的付出,逐渐损害了其健康,侵蚀了其幸福的基础,身体健康和幸福感的下降导致女性生产效率降低,收入“惩罚”效应由此产生。选择“女大男 5 岁以上”婚配模式的男性,相比其选择“男大女小”传统婚配的“反事实”状态,其主观幸福感得分要高 11.16%,自评健康得分要低 34.63%。随着夫妻双方年龄的变大,“姐弟恋”家庭的“60 后”男性也不得不承担更多责任来照顾妻子,这使得男性原来享受的“健康福利”下降,但其更高的幸福感仍然可以带来更高的工作效率,进而维持“抱金砖”效应。综上所述,“60 后”群体“姐弟恋”婚配影响男性和女性收入的主要机制是心理幸福和生理健康两个渠道。

2.“70 后”群体。样本期间,“70 后”群体正处于事业的成熟阶段,社交应酬是实现这一阶段职业成就的重要因素。“姐弟恋”婚配模式对夫妻双方收入的影响效应也仅在“女大男 5 岁以上”的家庭组合中才是显著的。选择“女大男 5 岁以上”婚配模式的女性,相比其选择“男大女小”传统婚配的“反事实”状态,其工作时间要低 26.19%,社交频率要低 49.90%。选择“女大男 5 岁以上”婚配模式的男性,相比其选择“男大女小”传统婚配的“反事实”状态,其工作时间要高 27.69%,社交频率要高 92.46%。对于“70 后”的中青年群体而言,上有老下有幼,正是家庭负担最大的阶段,“女大男 5 岁以上”的“姐弟恋”家庭组合中,女性不得不牺牲大量的工作和社交应酬的时间,将更多的时间和精力用于照顾家庭,这对其收入带来巨大的不利影响。家庭中更为年轻的丈夫则因为年长妻子的付出而可以从家庭负担中解放出来,将更多的时间和精力从事工作和社交应酬,这对其职业发展和收入产生巨大的正向影响,从而维持较高的“抱金砖”效应。综上所述,“70 后”群体“姐弟恋”婚配影响男性和女性收入的主要机制是工作时间和社交频率两个渠道。

3.“80 后”群体。样本期间,“80 后”群体正处于事业的起步阶段,工作期间的拼搏付出是实现这一阶段职业成就的重要因素。基准估计显示,三个年龄差婚配模式中男性收入均存在显著的“抱金砖”效应,女性收入的“惩罚”效应也都统计显著,且随着夫妻年龄差变大,上述效应也不断提高。相比其选择“男大女小”传统婚配的“反事实”状态,选择“女大 1-2 岁”婚配模式的女性工作时间显著更少,男性健康状况显著更好;选择“女大 3-5 岁”婚配模式的女性健康状况显著更差;选择“女大超 5 岁”婚配模式的女性工作时间显著更少、健康状况显著更差、社交频率显著更低,男性则工作时间显著更长、健康状况显著更好。总体而言,“80 后”处于事业初创阶段,“姐弟恋”家庭中的女性在工作和家庭两个方面的双重付出,影响到其健康状况,也牵制了其在职业上的时间付出,导致其收入相对更低;而男性群体有年长妻子的家庭照护,健康状况得到保障,能够更为全面地为事业拼搏,由此对其收入水平产生显著的促进作用。“80 后”群体“姐弟恋”婚配影响男性和女性收入的主要机制是工作时间和生理健康两个渠道。

表 6 婚姻年龄匹配对各影响机制变量的平均因果效应 (ATE)

男大女 Vs:		60 后		70 后		80 后	
		男	女	男	女	男	女
模型 (1): 结果变量为 工作时间	女大 1-2 岁	-11.653 (58.531)	120.047 (70.491)	15.501 (62.816)	-97.947* (52.208)	-75.291 (77.568)	-146.74** (73.902)
	女大 3-5 岁	-68.182 (88.057)	83.247 (88.951)	-126.52 (116.56)	-110.56 (115.68)	-152.15 (190.28)	-102.36 (250.15)
	女大超 5 岁	-36.826 (445.55)	-490.266 (392.304)	698.90* (366.77)	-487.12** (225.05)	1052.42** (211.02)	-495.26*** (60.492)
	潜在结果均值	2370.68***	1680.12***	2523.56***	1859.52***	2499.12***	1502.80***
	样本量	4 209	4 246	3 636	4 043	1 810	2 412
模型 (2): 结果变量为 自评健康	女大 1-2 岁	-0.021 (0.023)	0.030 (0.022)	0.027 (0.023)	0.014 (0.023)	0.050** (0.024)	-0.020 (0.029)
	女大 3-5 岁	0.037 (0.043)	0.010 (0.046)	0.048 (0.034)	-0.024 (0.044)	0.003 (0.055)	-0.199* (0.114)
	女大超 5 岁	-0.222* (0.119)	-0.205** (0.087)	-0.106 (0.091)	-0.338** (0.142)	0.189*** (0.010)	-0.310*** (0.051)
	潜在结果均值	0.641***	0.532***	0.724***	0.652***	0.808***	0.770***
	样本量	4 209	4 246	3 636	4 043	1 810	2 412
模型 (3): 结果变量为 主观幸福	女大 1-2 岁	-0.033 (0.022)	0.022 (0.020)	-0.021 (0.023)	-0.015 (0.022)	0.005 (0.028)	0.032 (0.026)
	女大 3-5 岁	-0.010 (0.045)	0.020 (0.040)	-0.045 (0.047)	-0.029 (0.041)	0.045 (0.038)	-0.045 (0.122)
	女大超 5 岁	0.084* (0.051)	-0.291*** (0.085)	0.170** (0.072)	-0.177 (0.115)	0.265 (0.299)	0.103 (0.273)
	潜在结果均值	0.753***	0.729***	0.780***	0.784***	0.815***	0.823***
	样本量	4 209	4 246	3 636	4 043	1 810	2 412
模型 (4): 结果变量为 社交频率	女大 1-2 岁	0.641 (4.579)	4.079 (4.749)	1.964 (4.563)	-1.808 (4.488)	-0.786 (5.776)	-5.731 (6.595)
	女大 3-5 岁	-0.072 (9.061)	-9.221 (9.223)	18.379*** (6.456)	-4.602 (8.013)	-8.949 (14.039)	12.375 (14.838)
	女大超 5 岁	0.557 (33.262)	3.163 (16.833)	67.895** (33.305)	-33.576*** (12.100)	7.663 (19.662)	-67.621*** (9.360)
	潜在结果均值	71.794***	73.060***	73.432***	67.283***	83.388***	70.678***
	样本量	4 209	4 246	3 636	4 043	1 810	2 412

六、基本结论与政策建议

本文运用 AIPW 方法,检验中国婚姻年龄匹配模式对各出生年代夫妻个体收入的影响。我们将 CGSS 样本按出生年代划分为“60 后”“70 后”和“80 后”三个群体,采用 AIPW 模型分别测算出“女大 1-2 岁”“女大 3-5 岁”和“女大 5 岁以上”三种“姐弟恋”婚姻匹配模式对夫妻个体收入的平均因果效应 (ATE),同时选取了工作时间、自评健康、自评幸福感和社交应酬频率等变量,检验其内在的影响机制。实证结果显示,“姐弟恋”婚姻,特别是男女性年龄差较大的婚配模式,对男性收入存在显著的“抱金砖”效应,但对女性收入具有显著的“惩罚”效应。上述效应在“80 后”年轻人群体中尤为明显,随样本个体年龄的增长而逐渐减弱;而且,妻子年龄比丈夫越大的婚配模式对男性带来的“抱金砖”效应以及对女性带来的“收入惩罚”效应越明显。机制分析表明,与传统的“男大女小”婚配相比,“姐弟恋”婚配模式中女性对家庭责任更高的担当和付出,通过不同的渠道对男性收入产生有利影响,对女性收入带来不利冲击。其中,影响“60 后”群体的主要机制是心理幸福和生理健康,影响“70 后”群体的主要机

制是工作时间和社交频率,影响“80后”群体的主要机制是工作时间和生理健康。

本文认为,一方面,“姐弟恋”婚姻是个体自主选择的正常结果,全社会应正视和认可现代婚恋观念的改变,接受和认同“姐弟恋”婚姻模式。另一方面,针对“姐弟恋”婚姻模式下,女性承担更重的家庭照护责任对其职业发展和收入水平带来的不利影响,在人口老龄化背景下提高女性的劳动参与率和参与质量,应大力发展家政服务业和长期护理业,通过市场化的家庭服务减轻女性的家庭照护负担。同时可以考虑对于家庭负担较重的女性提供职业发展补助,拓宽其职业晋升通道,由此提升“姐弟恋”婚姻家庭的幸福感,促进全社会的和谐发展。

参考文献:

- 1.常芳、王欢、刘琪林,2018:《人力资本视角下的信息干预与农村学生身体健康——基于随机干预试验中工具变量的应用》,《劳动经济研究》第3期。
- 2.陈春明、孔灵芝,2006:《中国成人超重和肥胖症预防控制指南》,人民卫生出版社。
- 3.风笑天,2015:《“男大女小”的婚配模式是否改变——兼与刘爽、梁海艳等学者商榷》,《探索与争鸣》第3期。
- 4.高颖,2012:《初婚夫妇年龄差的特点、变动趋势及分析——以北京为例》,《人口学刊》第1期。
- 5.龚锋,2019:《中国婚姻匹配模式及其对家庭收入不平等的影响》,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第2期。
- 6.龚锋、李智、雷欣,2017:《努力对机会不平等的影响:测度与比较》,《经济研究》第3期。
- 7.姜全保、果臻、李树茁,2010:《中国未来婚姻挤压研究》,《人口与发展》第3期。
- 8.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。
- 9.李亚娟、杨云霞、刘咏芳,2020:《生育、照顾与工作——“二孩”或“多孩”政策背景下西安职业女性生育与照顾责任调研报告》,《反歧视评论》第7辑。
- 10.李雅楠、王飞,2013:《城镇居民婚姻匹配和家庭收入变动:1991—2009》,《人口与经济》第6期。
- 11.刘娜、Anne de Bruin,2015:《家庭收入变化、夫妻间时间利用与性别平等》,《世界经济》第11期。
- 12.刘伟峰、陈云松、边燕杰,2016:《中国人的职场交往与收入——基于差分方法的社会资本分析》,《社会学研究》第2期。
- 13.刘怡、李智慧、耿志祥,2017:《婚姻匹配、代际流动与家庭模式的个税改革》,《管理世界》第9期。
- 14.牛建林,2015:《城市“用工荒”背景下流动人口的返乡决策与人力资本的关系研究》,《人口研究》第2期。
- 15.石燕,2007:《夫妇年龄差与生育率对婚姻挤压的影响》,《石家庄学院学报》第5期。
- 16.孙悦,2019:《安徽:女性时间都去哪儿了?》,《四川省情》第7期。
- 17.王一兵、张东辉,2008:《HT模型在健康人力资本对个人收入影响中的应用研究》,《统计与信息论坛》第8期。
- 18.邢春冰、聂海峰,2010:《城里小伙儿遇到农村姑娘:婴儿户口、户籍改革与跨户籍通婚》,《世界经济文汇》第4期。
- 19.徐家庆,2014:《符号暴力与高学历女性“失婚”困境——基于文化社会学视野下的分析》,《江海学刊》第6期。
- 20.杨菊华,2014:《时间利用的性别差异——1990~2010年的变动趋势与特点分析》,《人口与经济》第5期。
- 21.袁晓燕,2017:《众里寻他?——一个基于婚姻匹配理论的综述》,《南方经济》第2期。
- 22.苑会娜,2009:《进城农民工的健康与收入——来自北京市农民工调查的证据》,《管理世界》第5期。
- 23.章逸然、章飏、胡凤英,2015:《“女大难嫁”还是“男大难婚”——婚姻匹配的男女差异与“剩男剩女”的代价》,《人口与经济》第5期。
- 24.周兴、王晶晶、张东玉,2017:《生育需求、婚姻匹配与夫妻初婚年龄差距——来自中国城乡家庭的研究》,《人口学刊》第6期。
- 25.Agnes, R.Q., and H.Kelly.2003.“Marriage in Transition: Evidence on Age, Education, and Assets from Six Developing Countries.” Population Council Working Papers, No.183.
- 26.Atkinson, M.P., and B.L.Glass.1985.“Marital Age Heterogamy and Homogamy, 1900 to 1980.” *Journal of Marriage and the Family* 47(3): 685-691.
- 27.Cancian, M., and D.Reed.1995.“The Impact of Wives' Earnings on Income Inequality: Issues and Estimates.” *Demography* 36(2): 173-184.
- 28.Choo, E.2015.“Dynamic Marriage Matching: An Empirical Framework.” *Econometrica* 83(4): 1373-1423.

29.Duncan, G. J., B. Wilkerson, and P. England. 2006. “Cleaning up Their Act: The Effects of Marriage and Cohabitation on Licit and Illicit Drug Use.” *Demography* 43(4):691–710.

30.Erikson, R., and O. Jonsson.1996.*Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*. Boulder, Colo.: Westview Press.

31.Glynn, A. N., and K. M. Quinn. 2010. “An Introduction to the Augmented Inverse Propensity Weighted Estimator.” *Political Analysis* 18(1): 36–56.

32.Hirano, K., G. Imbens, and G. Ridder.2003. “Efficient Estimation of Average Treatment Effects Using the Estimated Propensity Score.” *Econometrica* 71(4): 1161–1189.

33.Huang, C., H. Li, P. Liu, and J. Zhang. 2009. “Why Does Spousal Education Matter for Earnings? Assortative Mating and Cross-Productivity.” *Journal of Labor Economics* 27(4): 633–652.

34.Kemkes-Grottenthaler, A.2004.“Parental Effects on Offspring Longevity—Evidence from 17th to 19th Century Reproductive Histories.” *Annals of Human Biology* 31(2): 139–158.

35.Lehrer, E. L. 2008. “Age at Marriage and Marital Instability: Revisiting the Becker – Landes – Michael Hypothesis.” *Journal of Population Economics* 21(2): 463–484.

36.Regnerus, M.2009.“The Case for Early Marriage.” *Christianity Today* 8 (22): 324–338.

37.Schwartz, C.R.2013.“Trends and Variation in Assortative Mating: Causes and Consequences.” *Annual Review of Sociology* 39(1): 451–470.

38.Witteveen, D., and P.Attewell.2017.“The Earnings Payoff from Attending a Selective College.” *Social Science Research* 66:154–169.

**Can a Mature Wife Ensure a Rich Life?
Counterfactual Test Based on AIPW Model**

Lei Xin¹, Bai Yudong¹ and Li Bofeng²

(1: School of Economics and Management, Wuhan University;

2: School of Public Policy & Management, Tsinghua University)

Abstract: This article examines the impact of different marriage age matching models on the income of individual couples, in order to answer whether the traditional concept of “a mature wife ensure you a rich life.” holds true in China. Based on the CGSS micro data, this paper uses the AIPW model to identify the marriage age matching patterns of “females 1–2 years older”, “females 3–5 years older” and “females over 5 years older”, and further explores the heterogeneous effect of this model on the income of men and women in the three groups of “post–60s”, “post–70s” and “post–80s”. The results show that “cradle snatcher” marriage has a significant “brick–holding” effect on men’s income, but has a significant “punishment” effect on women’s income. The effects mentioned above are particularly obvious in the “post–80s” youth group, and gradually weaken with the increase of the sample individual’s age. Moreover, the effect of “brick–holding” on man and the effect of the “income penalty” effect on woman will both be more apparent when wife is much older than her husband. This article examines the internal mechanism of the income effect of “cradle snatcher” marriage from the four dimensions of working hours, health, happiness and social entertainment. This article believes that the society should recognize Cradle Snatcher marriage, and help women with heavier burdens in such marriages to balance the contradictions between family and work, thereby increasing women’s income and enhancing the happiness and harmony of such families.

Keywords: Marriage Age Matching, Cradle Snatcher, AIPW Model, Income Level

JEL Classification: D13

(责任编辑:赵锐、彭爽)