

## 农村地区彩礼价格上升对子女教育投资的影响分析

——基于性别的研究视角

张黎阳 宋 扬\*

---

**内容提要** 近年来,中国农村地区彩礼价格不断提高,给贫困家庭造成了不少负担。一方面,彩礼价格的提高有可能压缩家庭的当期支出,进而使家庭减少教育支出。另一方面,家庭有可能通过提高子女的教育投资来缓解未来的彩礼压力或者获得更高的彩礼收入。本文构建了一个两期代际交叠模型,研究彩礼价格上涨对农村家庭子女教育投资支出的影响。模型推演发现,对于独生子女家庭和同性别子女家庭,彩礼价格上升增加了家庭对女孩的教育支出,而对男孩教育支出的影响不确定。本文使用中国家庭追踪调查(CFPS)面板数据对上述结论进行了实证检验,发现平均彩礼价格的上升会使得家庭增加对男孩和女孩的教育投资,并且对女孩的影响更大。因此,本文建议在农村贫困地区实施移风易俗等政策降低彩礼水平的同时,要配合实施针对农村贫困家庭的教育帮扶政策,避免因彩礼价格下降对农村地区青少年特别是女孩的人力资本积累产生负面影响。

**关键词** 乡村振兴 彩礼价格 教育投资 婚姻市场

---

### 一 引言

中国新时代社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡

---

\* 张黎阳,中国人民大学经济学院,电子邮箱:zhangliyang@ruc.edu.cn;宋扬(通讯作者),中国人民大学经济学院,电子邮箱:ys337@ruc.edu.cn。本文得到了中国人民大学2020年度研究生科学研究基金项目“低保救助的动态减贫效果”(编号:20XNH045)的资助。

不充分的发展之间的矛盾。中国当前最大的发展不平衡，是城乡发展不平衡；最大的发展不充分，是农村发展不充分。党和政府高度重视“三农”工作，强调农业农村农民问题是关系国计民生的根本性问题，必须始终把解决好“三农”问题作为全党工作重中之重。2020年12月，中共中央、国务院印发的《关于实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的意见》指出，打赢脱贫攻坚战、全面建成小康社会后，要进一步巩固拓展脱贫攻坚成果，接续推动脱贫地区发展和乡村全面振兴。

劳动力的受教育程度会直接影响经济发展水平，提高劳动力受教育程度有助于帮助落后地区摆脱贫困。Chen & Wang (2001) 的研究证明，中国教育事业的发展显著促进了中国的经济增长，并且降低了中国的贫困程度。Song (2012) 利用2006年中国健康与营养调查 (CHNS) 数据研究发现，中国基础教育的大力普及降低了中国城镇居民的贫困程度。Zhang & Zhao (2006) 的研究发现，由于中国政府对基础教育的大力扶持，教育对中国经济增长的贡献率大为提升。Appleton (2001) 的研究发现，在20世纪90年代，教育的发展显著降低了乌干达的贫困状况。Oreopoulos (2006) 使用加拿大个体层面的数据研究了教育和收入、贫困之间的关系，发现加拿大义务教育显著提高了个体的收入，并且降低了个体陷入贫困的可能性。因此，解决城乡教育水平发展不平衡、教育资源配置不均衡、提高农村地区青少年的受教育水平是中国建设乡村文明、实现乡村振兴的必要条件。

家庭的教育投资是青少年人力资本积累的重要来源，是影响居民受教育水平的重要因素。研究家庭对子女教育投资影响因素的文献大多集中在家庭或个体层面，比如家庭中的子女数量、子女性别、家庭年收入等。Becker & Lewis (1973) 研究发现，子女数量越多，能够分配给每个子女的教育资源就越少，子女的人力资本积累就会减少。Lazear & Michael (1988) 研究发现，家庭的收入水平和家庭中子女个数与家庭教育总支出呈现正相关。还有研究表明，受教育水平、种族和户主年龄会影响家庭教育总支出 (Mauldin et al., 2001)。Tansel & Bircan (2006) 利用土耳其家庭教育数据研究发现，父母受教育程度越高、家庭收入越高，父母对子女教育投入的资源也会增加。

近些年，中国农村地区彩礼价格快速攀升。大量文献研究了高价彩礼造成的社会影响 (桂华、余练, 2010)。这些文献的视角多集中在研究彩礼支出对父母年轻时的消费以及父母养老的影响。例如，韦艳和姜全保 (2017) 研究发现，彩礼是子女对父母的代际剥削，并且这种剥削自20世纪90年代以来越来越严重，这会影响父

母的日常生活以及养老。Wei & Zhang (2011) 发现, 为给子女预备结婚支出而进行的竞争性储蓄现象会挤压父母年轻时的消费支出。Jiang & Sánchez-Barricarte (2012) 的研究同样发现, 随着彩礼的提高, 父母被迫进行多年的储蓄甚至贷款来为子代结婚筹集资金。

但是关注彩礼价格对家庭教育决策影响的文献比较少。根据我们掌握的文献, 有以下几篇。Hague et al. (2011) 针对乌干达的研究发现, 彩礼提高会降低父母对子女的教育投资意愿, 并逼迫女儿早婚。陶自祥 (2011) 研究发现, 当彩礼价格提高时, 父母为了给家中男孩攒足彩礼, 会强迫家中女孩早婚, 减少对女孩的教育投资, 这样会降低女孩的受教育水平。魏国学等 (2008) 也发现, 农村高额彩礼可能会使得女方父母为了获得一笔巨额资金让女儿早婚, 这就降低了对女孩的教育投资。

但是, 上述文献仅考虑到了彩礼对教育投资的挤压, 没有考虑彩礼通过其他途径可能对教育决策产生的影响。韦艳和姜全保 (2017) 发现, 女孩的受教育水平越高, 其在婚姻市场上的谈判力就越高, 越能够为家庭提供更多的彩礼收入。如果父母考虑到这种影响, 就有可能在彩礼价格上升时增加对女孩的教育投资。在目前的国内外文献中, 仅有一篇文献关注到了这种影响机制。Ashraf et al. (2019) 通过对印度尼西亚的研究发现, 彩礼的提高会提高父母对女孩的教育投资, 因为高学历女性在婚姻市场上会有更高的要价。

虽然有少量文献研究了彩礼价格对子女教育投资的影响, 但是均局限于研究彩礼价格对女孩受教育水平的影响, 目前还没有文献系统研究彩礼价格对男孩受教育水平的影响。已有的文献中, 定性研究比较多, 通过定量方法进行研究的非常少, 而且关注的是国外问题, 还没有文献通过理论模型和微观调查数据研究中国的彩礼价格对青少年受教育水平的影响。

本文建立了一个两期的代际交叠家庭决策模型, 把父母对男孩和女孩的教育投资支出作为决策变量, 分性别研究彩礼价格对农村家庭男孩和女孩教育投资的影响。本研究主要发现: 第一, 对于独生子女家庭和同性别子女家庭, 彩礼价格上升会增加家庭对女孩的教育支出, 而对男孩教育支出的影响不确定; 第二, 利用中国家庭追踪调查 (CFPS) 2014 年和 2016 年面板数据进行实证研究后发现, 在控制了家庭子女数量、家庭人均年收入、孩子年龄等变量后, 彩礼价格的上升会使得家庭增加对男孩和女孩的教育投资, 并且女孩教育支出增加的幅度比男孩大; 第三, 分组回归结果表明, 这种彩礼价格上涨对教育投资的促进作用有区域差异, 在中部和东部地区表现明显, 在西部地区表现不明显。

文章剩余部分的结构安排为：第二部分介绍理论模型并推导出比较静态分析结果；第三部分对主要变量进行描述性分析；第四部分报告实证分析结果；第五到第七部分依次为稳健性检验、异质性分析和机制检验；第八部分是结论与讨论。

## 二 理论模型

### （一）模型设定

我们考虑一个代际交叠的经济模型<sup>①</sup>。每个个体的一生包括两期：工作期和退休期。假设每个人都是相同的，在第一期提供 1 单位劳动，第二期不提供劳动。我们假设父母仅关心自己第 1 期的消费和第 2 期的消费。

个人第 1 期（ $t$  时期）的消费  $C_1$  为工资减去对每个男孩和每个女孩的教育投资以及对父母的返还后的数额。第 2 期（ $t+1$  期）的消费  $C_2$  为男孩的赡养费返还加女孩出嫁的彩礼收入，再减去为男孩结婚支付的彩礼后的数额。为男孩结婚支付的彩礼由男孩的人力资本、当地平均彩礼水平和男孩的个数决定。女孩的彩礼收入由女孩的人力资本、当地平均彩礼水平和女孩的个数决定。

我们用  $n$  表示家庭中男孩的个数， $m$  表示家庭中女孩的个数， $a_t$  表示  $t$  时期当地的平均彩礼水平， $a_{t+1}$  表示  $t+1$  时期当地的平均彩礼水平， $b_t$  表示  $t$  时期对每个女孩的教育投资支出， $d_t$  表示  $t$  时期对每个男孩的教育投资支出， $c_t$  和  $c_{t+1}$  分别表示  $t$  时期和  $t+1$  时期子女对父母进行返还的金额， $H_t$  表示  $t$  时期父母的人力资本， $H_{t+1}$  表示  $t+1$  时期子女的人力资本。因而有：

$$C_1 = H_t - c_t - mb_t - nd_t \quad (1)$$

$$C_2 = m * (H_{t+1} * a_{t+1} - a_{t+1}^2) + n * (c_{t+1} - a_{t+1}/H_{t+1}) \quad (2)$$

上述模型的构建基于下列假设：

第一，男孩的彩礼支出与男孩的人力资本负相关<sup>②</sup>，女孩的彩礼收入与女孩的人力

① 模型的构建主要参考了两篇文章：借鉴了 Becker & Lewis（1973）把子女数量和子女质量纳入到父母效用函数中的做法；借鉴了 Kaganovich & Zilcha（1999）把子女的人力资本纳入到父母效用函数中的做法。为求解方便，本文并没有采取上述文章中对父母效用函数采取的幂函数等形式，而是把父母效用函数设置为对数形式。

② Becker（1993）、Jiang & Sánchez-Barricarte（2017）、桂华和余练（2010）、孙淑敏（2005）均证实了这个现象的存在

资本正相关<sup>①</sup>；

第二，父母一定会为男孩支付彩礼，否则如果男孩无法在婚姻市场上找到配偶，父母会有一个无穷大的负效用；

第三，男方家庭支付的彩礼最后会全部转化为女方父母的彩礼收入；

第四，每个人的工资由其人力资本决定，并假设等于其拥有的人力资本；

第五，子女的人力资本由父母对其进行的教育投入决定，并表示为教育投入的数量，即  $H_{t+1} = b_t$  或  $H_{t+1} = d_t$ <sup>②</sup>；

第六，两个时期子女对父母返还的赡养费金额相等，即  $c_t = c_{t+1} = c$ ；

第七，两个时期的地区平均彩礼水平相等，即  $a_{t+1} = a_t = a$ ；为了确保女孩的彩礼收入与当地平均彩礼水平正相关， $a_t$  的取值范围是  $(0, b_t/2)$ ；

第八，第二期消费的贴现因子为  $\alpha$ ，取值范围为  $(0, 1)$ 。

其中，男孩的个数  $n$ 、女孩的个数  $m$ 、两个时期的返还金额  $c$ 、两个时期的地区平均彩礼水平  $a$ 、父母的人力资本  $H_t$  都是外生给定的。模型的决策变量是父母对女孩的教育投资  $b_t$  和对男孩的教育投资  $d_t$ 。父母需要通过选择对女孩和男孩的教育投资来最大化自己的终生效用。

## (二) 模型求解

为简化分析，本部分假设家庭中所有孩子性别一致（包括独生子女家庭）<sup>③</sup>。家庭中有多个孩子并且性别不完全一致时，模型推导过于复杂，无法得到明确结论。

### 1. 家中只有女孩

假设效用函数为对数形式，父母的最优化问题为：

$$\max \ln(C_1) + \alpha \ln(C_2) \quad (3)$$

约束条件为：

$$C_1 = H_t - c_t - mb_t \quad (4)$$

$$C_2 = m * (H_{t+1} * a_{t+1} - a_{t+1}^2) \quad (5)$$

$$H_{t+1} = b_t \quad (6)$$

$$a_{t+1} = a_t = a \quad (7)$$

① Ashraf et al. (2019) 中的理论模型也做了这样的假设，并且运用印度尼西亚的数据进行了验证。

② 邓子基和唐文情 (2010) 也对人力资本积累函数采取了这样的设定。

③ 表 12 的观测值一栏表明，回归所用 8581 名少儿中有 4735 名少儿来自独生子女家庭或同性别子女家庭，占比约为 55.18%。

$$c_t = c_{t+1} = c \quad (8)$$

将约束条件（4）~（8）代入目标函数中，对  $b_t$  求导，得到均衡状态下家庭对女孩的最优教育投资为：

$$b_t^e = \frac{m \propto H_t - m \propto c + a}{1 + m^2 \propto} \quad (9)$$

## 2. 家中只有男孩

假设效用函数为对数形式，父母的最优化问题为：

$$\max \ln(C_1) + \propto \ln(C_2) \quad (10)$$

约束条件为：

$$C_1 = H_t - c_t - nd_t \quad (11)$$

$$C_2 = n * (c_{t+1} - a_{t+1}/H_{t+1}) \quad (12)$$

$$H_{t+1} = d_t \quad (13)$$

$$a_{t+1} = a_t = a \quad (14)$$

$$c_t = c_{t+1} = c \quad (15)$$

将约束条件（11）~（15）代入目标函数中，得到均衡状态下家庭对男孩的最优教育投资的一阶条件为：

$$\frac{1}{H_t - c - nd_t} = \frac{n \propto a}{cd_t^2 - ad_t} \quad (16)$$

### （三）比较静态分析

地区平均彩礼价格对女孩均衡教育投资水平的影响，可通过  $b_t^e$  对  $a$  求导得：

$$\frac{\partial b_t^e}{\partial a} = \frac{1}{1 + m^2 \propto} \quad (17)$$

地区平均彩礼价格对男孩均衡教育投资水平的影响，可通过对式（16）应用隐函数求导法则得到：

$$\frac{\partial d_t^e}{\partial a} = - \frac{n^2 \propto d_t - d_t + n \propto c - n \propto H_t}{2cd_t - a + n^2 \propto a} \quad (18)$$

由于  $\propto > 0$ ，式（17）的结果必然大于 0，即均衡状态下女孩的教育投资会随着地区平均彩礼价格的上升而上升。

在式（18）中，为求解方便，假设  $0 < \propto < 1/n^2$ 。又由于  $c < H_t$ ，分子部分  $n^2 \propto d_t - d_t + n \propto c - n \propto H_t < 0$ 。当  $a > 2cd_t / (1 - n^2 \propto)$  时，分母小于 0， $\partial d_t^e / \partial a < 0$ ，即均衡状态下男孩的教育投资会随着地区平均彩礼价格的上升而下降；当  $a < 2cd_t / (1 - n^2 \propto)$

时，分母大于 0， $\partial d_t^e / \partial a > 0$ ，即均衡状态下男孩的教育投资会随着地区平均彩礼价格的上升而上升。

表 1 模型推导结论汇总

			家中只有男孩		家中只有女孩	
			1 个男孩	多个男孩	1 个女孩	多个女孩
彩礼水平 $a$ 提高	对女孩教育投资的影响		不适用		+	
	对男孩教育投资的影响	$a < \frac{2cd_t}{1-n^2\alpha}$	+		不适用	
		$a > \frac{2cd_t}{1-n^2\alpha}$	-			

注：“-”表示负向影响，“+”表示正向影响。

### 三 数据描述性分析

#### (一) 数据来源

本文所使用的面板数据以 2014 - 2016 年中国家庭追踪调查 (CFPS) 少儿库数据为基础，将 2014 - 2016 年 CFPS 家庭库中的家庭收入和家庭人口规模变量和 2014 - 2016 年国家统计局官网中的省级地区生产总值 (GDP)、人口变量与 CFPS 少儿库进行匹配后得到。本文使用 2014 年和 2016 年两个年份的 CFPS 跟踪调查数据，探究彩礼价格对子女教育投资的分性别影响。CFPS 是北京大学中国社会科学调查中心 (ISSS) 实施的一项旨在通过跟踪搜集个体、家庭、社区三个层次的数据，反映中国社会、经济、人口、教育和健康变迁的重大社会科学项目。此项调查于 2010 年开始在全国实施，目标样本规模为 16000 户。调查对象包含样本家庭中的全部成员，具有较好的代表性。

#### (二) 变量描述

本文研究的因变量是家庭对每个子女的教育支出。我们以 CFPS 问卷少儿库中“过去 12 个月教育总支出”来度量家庭对每个子女的教育支出。本文的核心自变量为当年省级平均彩礼水平。在 2014 年和 2016 年 CFPS 问卷中，设置有“家庭重大事件收入”这个问题，家庭重大事件包括女性出嫁、男性娶妻等。2014 年 CFPS 数据能够识别出单独的女性出嫁收入，而 2016 年 CFPS 数据识别不出。为了包含更多年份数据从而使用面板回归模型更准确估计彩礼水平对教育投资的影响，本文使用

2014 年和 2016 年每个省份家庭重大事件收入的均值作为该省平均彩礼水平的代理变量。由表 3 可知，平均重大事件收入的均值和平均女性出嫁收入的均值非常接近，分别为 12294.78 元和 12108.13 元。从图 1 可以看出，2014 年绝大部分省份的平均女性出嫁收入均值和平均重大事件收入都很接近。因而使用平均重大事件收入代表平均女性出嫁收入是合理的。在第五部分稳健性检验中，表 7 报告了基于 2014 年 CFPS 数据的横截面回归结果，其中自变量更换为平均女性出嫁收入，结果与基准回归保持一致。

基于已有的研究文献，本文还选择了家庭对子女教育支出可能有显著影响的控制变量，主要包括家庭人均年收入、家庭子女数量、孩子年龄、省级人均 GDP 等。家庭人均年收入使用家庭过去 12 个月的总收入除以家庭人口规模计算。本文使用的主要变量和描述性分析结果分别见表 2 和表 3。

表 2 变量介绍

变量类型	变量名称	来源	指标	备注
自变量	平均重大事件收入(元)	CFPS 家庭库		通过计算家庭库中同一个省内各个家庭重大事件收入的均值得到
	平均女性出嫁收入(元)	CFPS 家庭库		通过计算家庭库中同一个省内各个家庭女性出嫁收入的均值得到
因变量	关心孩子教育	CFPS 少儿库		1~5 表示关心程度逐渐提高
	课外辅导费(元)	CFPS 少儿库	过去 12 个月的课外辅导班费/家教费/亲子班费	
	教育总支出(元)	CFPS 少儿库	过去 12 个月，包括交给学校的各种费用和用在学校以外的课后学习费用，您家为孩子支付的教育总支出	
个体层面控制变量	孩子年龄	CFPS 少儿库		
	孩子性别	CFPS 少儿库		
家庭层面控制变量	家庭人均年收入(元)	CFPS 家庭库		家庭过去一年的总收入除以家庭人口规模得到
	家庭子女数量	CFPS 少儿库		通过计算少儿库中家庭编码相同的少儿数量得到
地区层面控制变量	省级人均 GDP(元)	国家统计局		



表 3 描述性统计

变量名	均值	最小值	最大值	标准差	样本量
平均重大事件收入(元)	12294.78	2968.75	42272.73	7418.30	46
平均女性出嫁收入(元)	12108.13	5500	20000	4827.91	19
关心孩子教育	2.45	1	5	0.85	8285
课外辅导费(元)	112.81	0	20000	651.21	7887
教育总支出(元)	1742.65	0	50000	2984.07	9760
孩子年龄	7.21	0	15	4.42	9764
孩子性别	0.53	0	1	0.49	9764
家庭人均年收入(元)	8449.45	0	100040	8106.68	9764
家庭子女数量	1.95	1	6	1.00	9764
省级人均 GDP(元)	57173.84	26433	118198	23941.76	61

注：“孩子性别”为 1 表示男，为 0 表示女；对部分变量的极端值，根据具体情况进行了删除；“家庭人均年收入”剔除了离均值 7 个标准差以外的观测值；“家庭子女数量”剔除了离均值 6 个标准差以外的观测值；“平均重大事件收入”“平均女性出嫁收入”“省级人均 GDP”的样本量指的是有多少个省-年份观测值；“平均重大事件收入”和“平均女性出嫁收入”仅包含“重大事件收入水平”有效回答大于等于 3 的省-年份观测值，并且排除北京和上海两个以城镇样本为主的直辖市。

资料来源：根据 CFPS 数据和国家统计局官网数据计算得到。

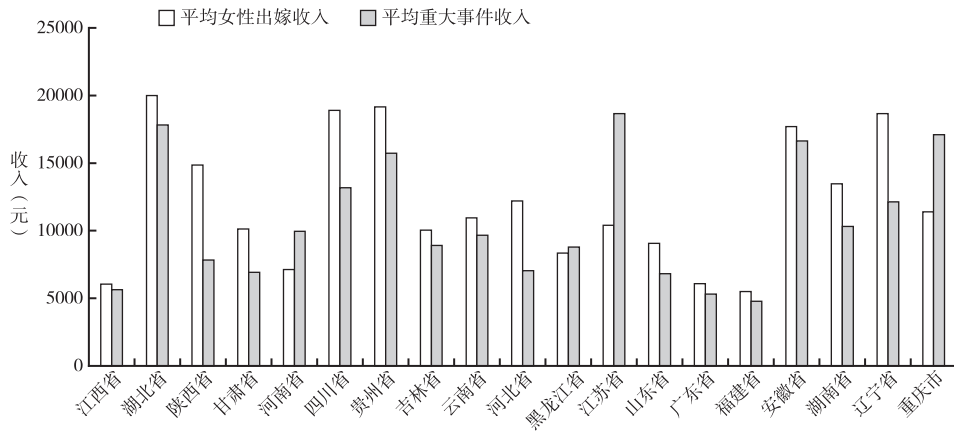


图 1 2014 年各省平均重大事件收入与平均女性出嫁收入

注：所用数据为 2014 年“女性出嫁收入”有效回答大于等于 3 的省份，并且排除北京和上海两个以城镇样本为主的直辖市。

资料来源：根据 CFPS 数据计算得到。

## 四 基准回归

### (一) 回归方法

在 2014 - 2016 年的样本数据中，共有农村地区的少儿观测值 10043 个。本文对样本

数据剔除了满足以下条件的观测：因变量家庭对子女的教育总支出为缺失值的观测值；自变量平均重大事件收入为缺失值的观测值；家庭层面控制变量为缺失值或极端值的观测值。共计有 2.85% 的观测值被剔除，最终进入基准回归的少儿观测值为 9757 个。

在回归之前，我们先进行了豪斯曼检验来确定是使用固定效应模型还是随机效应模型。分别以男孩教育总支出和女孩教育总支出为因变量<sup>①</sup>，平均重大事件收入水平为自变量，孩子年龄、家庭人均年收入、家庭子女数量、省级人均 GDP 为控制变量进行回归。豪斯曼检验的  $p$  值分别为 0.1474 和 0.7054，不能拒绝遗漏变量与解释变量不相关的原假设，故本文采用随机效应模型分析平均重大事件收入水平对农村地区家庭子女教育支出的影响。

具体回归模型设定如下：

$$y_{it} = u_{it} + \beta_1 \text{brideprice}_{it} + \beta_2 \text{ControlA}_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

其中， $i=1, 2, 3, \dots, N, t=1, 2$ 。 $y_{it}$  表示家庭该子女的教育总支出。 $u_{it}$  代表随时间变化的截距。 $\text{brideprice}_{it}$  代表两个时间点的自变量。 $\text{ControlA}_{it}$  代表个体因时而异的控制变量组，包括孩子年龄、家庭人均年收入、省级人均 GDP、家庭子女数量。 $v_i$  代表个体未被观测到的异质性，被视为服从正态分布的随机变量。 $\varepsilon_{it}$  表示个体随时间而改变的随机误差。 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  代表解释变量对因变量的影响。

## （二）结果分析

表 4 的回归结果表明，平均重大事件收入水平上升对农村地区女孩和男孩教育总支出均会带来正向影响。女孩和男孩的回归 1 显示，在控制家庭人均年收入、家庭子女数量、孩子年龄、省级人均 GDP 之后，平均重大事件收入水平每提高 1000 元，家庭当年对女孩和男孩的教育总支出分别会增加 70 元和 40 元，并且都在 1% 的显著性水平上显著。女孩和男孩的回归 2 进一步包含了当年省内“家庭重大事件收入”有效回答小于 30 的省份样本，结果与回归 1 是类似的。回归 2 显示，在控制家庭人均年收入、家庭子女数量、孩子年龄、省级人均 GDP 之后，平均重大事件收入水平每提高 1000 元，家庭当年对女孩和男孩的教育总支出均会增加 20 元，并且分别在 1% 和 5% 的显著性水平上显著。

平均重大事件收入水平上升对农村地区女孩教育总支出的影响，更大可能是由于在农村的婚姻市场中，女性谈判力强于男性，因而女孩受教育程度提高 1 单位为女孩

<sup>①</sup> 由于平均彩礼价格上升对男孩和女孩教育投资影响的途径不同，因此本文在回归时将男孩样本放在一个回归方程中，将女孩样本放在另外一个回归方程中，分别观察彩礼价格对男孩和女孩教育投资的影响。

家庭带来的彩礼增加比男性受教育程度提高 1 单位为家庭带来的彩礼节约更多。因而，家庭对女孩进行教育投资的意愿受到彩礼价格的影响更大。

表 4 平均重大事件收入对教育总支出的影响

	女孩		男孩	
	回归 1	回归 2	回归 1	回归 2
平均重大事件收入水平	0.07 *** (5.50)	0.02 *** (2.78)	0.04 *** (2.76)	0.02 ** (2.28)
孩子年龄	178.72 *** (18.42)	182.29 *** (19.77)	173.36 *** (16.22)	178.89 *** (16.77)
家庭人均年收入	0.03 *** (5.73)	0.03 *** (5.76)	0.03 *** (4.67)	0.03 *** (5.45)
家庭子女数量	-129.63 *** (-3.13)	-135.78 *** (-3.40)	-171.97 *** (-3.47)	-183.24 *** (-3.64)
省级人均 GDP	0.03 *** (8.87)	0.02 *** (7.73)	0.02 *** (7.12)	0.02 *** (7.97)
年份	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.01	0.00	0.01	0.01
观测值	3986	4562	4595	5195

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为 t 值；在回归时，根据孩子性别分成了男孩和女孩两个样本进行回归；自变量“平均重大事件收入水平”是省级层面；对极端值的处理与描述性统计相同；男孩和女孩的回归 1 只使用了当年省内“家庭重大事件收入”有效回答大于等于 30 的省份样本，回归 2 使用了所有省份样本。

资料来源：根据 CFPS 数据和国家统计局官网数据计算得到。

## 五 稳健性检验

### (一) 混合横截面回归

在使用了随机效应模型对平均重大事件收入水平与子女教育总支出进行回归之后，我们重新使用混合横截面模型对二者之间的关系进行了检验，结果如表 5 所示。混合横截面回归模型的结果同样表明，平均重大事件收入水平上升对农村地区女孩和男孩教育总支出均会带来正向影响。

表 5 以教育总支出为因变量的混合横截面回归

	女孩		男孩	
	回归 1	回归 2	回归 1	回归 2
平均重大事件收入水平	0.08 *** (6.15)	0.04 *** (3.82)	0.05 *** (3.78)	0.03 *** (3.22)

续表

	女孩		男孩	
	回归 1	回归 2	回归 1	回归 2
孩子年龄	控制	控制	控制	控制
家庭人均年收入	控制	控制	控制	控制
家庭子女数量	控制	控制	控制	控制
省级人均 GDP	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.13	0.12	0.09	0.09
观测值	3986	4562	4595	5195

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为 t 值；在回归时，根据孩子性别分成了男孩和女孩两个样本进行回归；自变量“平均重大事件收入水平”是省级层面；对极端值的处理与描述性统计相同；男孩和女孩的回归 1 只使用了当年省内“家庭重大事件收入”有效回答大于等于 30 的省份样本，回归 2 使用了所有省份样本。

资料来源：根据 CFPS 数据和国家统计局官网数据计算得到。

女孩和男孩的回归 1 显示，在控制家庭人均年收入、家庭子女数量、孩子年龄、省级人均 GDP 之后，平均重大事件收入水平每提高 1000 元，家庭当年对女孩和男孩的教育总支出分别会增加 80 元和 50 元，并且都在 1% 的显著性水平上显著。女孩和男孩的回归 2 进一步包含了当年省内“家庭重大事件收入”有效回答小于 30 的省份样本，结果与回归 1 是类似的。回归 2 显示，在控制家庭人均年收入、家庭子女数量、孩子年龄、省级人均 GDP 之后，平均重大事件收入水平每提高 1000 元，家庭当年对女孩和男孩的教育总支出分别会增加 40 元和 30 元，并且在 1% 的显著性水平上显著。

## （二）使用不同年份数据

在本部分，我们重新使用 2016 - 2018 年 CFPS 面板数据进行检验，变量设定与基准回归一致，结果如表 6 所示。表 6 中随机效应回归和混合横截面回归的结果均显示，平均重大事件收入水平的上升会提高家庭对男孩和女孩的教育总支出。四个回归的核心自变量系数均至少在 10% 的显著性水平上显著。

表 6 基于 2016 年和 2018 年非平衡面板数据的检验

	女孩		男孩	
	回归 1	回归 2	回归 1	回归 2
平均重大事件收入水平	0.05 *** (3.44)	0.05 *** (3.93)	0.07 * (1.83)	0.04 *** (3.17)
孩子年龄	控制	控制	控制	控制
家庭人均年收入	控制	控制	控制	控制

续表

	女孩		男孩	
	回归 1	回归 2	回归 1	回归 2
家庭子女数量	控制	控制	控制	控制
省级人均 GDP	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.07	0.10	0.10	0.11
观测值	3820	3820	4263	4263

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为 t 值；在回归时，根据孩子性别分成了男孩和女孩两个样本进行回归；自变量“平均重大事件收入水平”是省级层面；对极端值的处理与描述性统计相同；男孩和女孩的回归 1 只使用了当年省内“家庭重大事件收入”有效回答大于等于 30 的省份样本，回归 2 使用了所有省份样本；根据豪斯曼检验结果，女孩回归 1 采用随机效应模型回归，男孩回归 1 采用固定效应模型回归，男孩回归 2 和女孩回归 2 采用混合横截面回归。

资料来源：根据 CFPS 数据和国家统计局官网数据计算得到。

### （三）以平均女性出嫁收入水平为自变量

前文使用的家庭重大事件收入指标中可能包含除女性出嫁收入以外的其他收入类别。在本部分，我们重新使用 2014 年 CFPS 数据中省级层面平均女性出嫁收入水平来作为彩礼水平的代理变量进行横截面回归。

表 7 结果表明，平均女性出嫁收入水平对子女的教育支出有显著正向影响。在控制

表 7 以平均女性出嫁收入水平为自变量的回归

	对教育总支出的影响	对课外辅导费的影响	对孩子教育关心程度的影响
平均女性出嫁收入	1203.27 *** (3.00)	225.03 *** (3.01)	0.74 *** (4.20)
孩子年龄	控制	控制	控制
孩子性别	控制	控制	控制
家庭人均年收入	控制	控制	控制
家庭子女数量	控制	控制	控制
县级人均 GDP	控制	控制	控制
R <sup>2</sup> /伪 R <sup>2</sup>	0.20	0.14	0.01
观测值	1045	964	934

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为 t 值；在回归时，男孩和女孩样本放在了一起进行回归；在对教育总支出和课外辅导费影响的回归中使用的是普通最小二乘（OLS）方法，在对孩子教育关心程度的影响回归中使用的是有序 Probit 模型；对极端值的处理与描述性统计相同；“平均女性出嫁收入”在回归时使用的计量单位为万元；回归均只使用了当年省内“女性出嫁收入”有效回答大于等于 30 的省份样本；回归中，平均女性出嫁收入与省级人均 GDP 同时放入回归方程会导致平均女性出嫁收入被自动剔除，考虑到二者的共线问题，本表改用控制县级人均 GDP 来代表地区的经济发展水平。

资料来源：根据 CFPS 数据和县级统计年鉴数据计算得到。

了其他变量后，平均女性出嫁收入水平每上升 1000 元，家庭对子女的教育总支出会增加 120 元，并且该结果在 1% 的显著性水平上显著。进一步的机制检验表明，这种正向影响可能是由于女性出嫁收入水平上升，会提高家庭对孩子教育的关心程度，并且增加家庭对子女的课外辅导费支出。

#### （四）以课外辅导费支出为因变量

家庭对子女的教育总支出中，有些是学校按统一标准收取的（比如住宿费、书本费等），这类教育总支出较少受到平均重大事件收入水平的影响。会受到平均重大事件收入水平影响的教育支出更可能是由家庭自主决定的教育支出，课外辅导费是其中很重要的部分。家庭对子女投入的课外辅导费越多，就越可能会增加对子女的教育总支出。因此本部分检验平均重大事件收入水平对子女课外辅导费支出的影响。

表 8 中随机效应回归和混合横截面回归的结果均显示，平均重大事件收入水平的上升会提高父母对男孩和女孩的课外辅导费支出。除了女孩的随机效应回归的核心自变量系数在 5% 的显著性水平上显著外，其余三个回归的核心自变量系数均在 1% 的显著性水平上显著。

表 8 平均重大事件收入对课外辅导费的影响

	女孩		男孩	
	随机效应	混合横截面	随机效应	混合横截面
平均重大事件收入水平	0.01 ** (2.54)	0.01 *** (4.02)	0.02 *** (6.27)	0.02 *** (6.51)
孩子年龄	控制	控制	控制	控制
家庭人均年收入	控制	控制	控制	控制
家庭子女数量	控制	控制	控制	控制
省级人均 GDP	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.00	0.06	0.00	0.06
观测值	3202	3202	3769	3769

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为 t 值；在回归时，根据孩子性别分成了男孩和女孩两个样本进行回归；自变量“平均重大事件收入水平”是省级层面；对极端值的处理与描述性统计相同；回归均只使用了当年省内“家庭重大事件收入”有效回答大于等于 30 的省份样本；豪斯曼检验表明，对于男孩和女孩样本，随机效应模型回归结果均优于固定效应模型回归结果。

资料来源：根据 CFPS 数据和国家统计局官网数据计算得到。

## 六 异质性分析

### (一) 分地区进行回归

由于各个地区的平均重大事件收入水平差异较大,平均重大事件收入水平上升对家庭决策的影响程度在各个地区之间可能是不均衡的。为了检验平均重大事件收入水平对子女教育投资在各个地区影响的异质性,本文将 CFPS 数据中涵盖的省份根据国家统计局官网给出的分类标准分为东部和东北地区、中部地区、西部地区,分别进行了随机效应回归和混合横截面回归,如表 9 所示。

对于东部和东北地区、中部地区,随机效应回归和混合横截面回归的结果均表明,平均重大事件收入水平的上升会对子女的教育总支出带来正向影响,并且在 1% 的显著性水平上均显著。而对于西部地区,随机效应回归和混合横截面回归中的核心自变量系数均不显著,说明平均重大事件收入水平对子女教育总支出的影响在西部地区不明显。

表 9 以教育总支出为因变量的分地区回归

	东部和东北地区		中部地区		西部地区	
	随机效应	混合横截面	随机效应	混合横截面	随机效应	混合横截面
平均重大事件收入水平	0.16 *** (6.83)	0.17 *** (7.47)	0.05 *** (2.62)	0.08 *** (3.78)	0.01 (0.89)	0.01 (0.88)
孩子年龄	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭人均年收入	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭子女数量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省级人均 GDP	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.01	0.15	0.03	0.13	0.00	0.05
观测值	2345	2345	2735	2735	3501	3230

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为 t 值;在回归时,男孩和女孩样本放在了一起进行回归;地区的划分与国家统计局官网对于中国东部、中部、西部、东北四个区域的定义一致,东北地区由于样本数量少,和东部地区样本放在一起进行回归;对极端值的处理与描述性统计相同;回归均只使用了当年省内“家庭重大事件收入”有效回答大于等于 30 的省份样本;豪斯曼检验表明,三个地区的随机效应模型回归结果均优于固定效应模型回归结果。

资料来源:根据 CFPS 数据和国家统计局官网数据计算得到。

## （二）分年龄段进行回归

家庭在子女不同年龄段的教育支出花费的数额、种类等具有差异。为了检验平均重大事件收入水平对少儿教育总支出在少儿各个年龄段影响的异质性，本文将 CFPS 数据中的少儿分为 0~6 岁、7~11 岁、12~15 岁三个年龄段，分别进行了随机效应回归和混合横截面回归，如表 10 所示。

对于三个年龄段的少儿，随机效应回归和混合横截面回归的结果均表明，平均重大事件收入水平的上升会对子女的教育总支出带来正向影响，并且除了 0~6 岁少儿的两个回归的核心自变量系数在 5% 的显著性水平上显著外，另外四个回归的核心自变量系数均在 1% 的显著性水平上显著。

表 10 以教育总支出为因变量的分年龄段回归

	0~6 岁		7~11 岁		12~15 岁	
	随机效应	混合横截面	随机效应	混合横截面	随机效应	混合横截面
平均重大事件收入水平	0.03 ** (2.45)	0.02 ** (2.10)	0.08 *** (4.57)	0.09 *** (5.38)	0.09 *** (3.44)	0.09 *** (3.78)
孩子年龄	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭人均年收入	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭子女数量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省级人均 GDP	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.21	0.20	0.03	0.07	0.00	0.09
观测值	4079	4079	2632	2632	1870	1870

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为 t 值；在回归时，男孩和女孩样本放在了一起进行回归；对极端值的处理与描述性统计相同；回归均只使用了当年省内“家庭重大事件收入”有效回答大于等于 30 的省份样本；豪斯曼检验表明，三个年龄段的随机效应模型回归结果均优于固定效应模型回归结果。

资料来源：根据 CFPS 数据和国家统计局官网数据计算得到。

## （三）根据不同子女数量进行分组回归

为了检验平均重大事件收入水平对少儿教育总支出在不同子女数量家庭（特别是独生子女家庭与非独生子女家庭）的影响异质性，本文将基准回归使用的样本区分为独生子女家庭与非独生子女家庭，分别进行了随机效应回归和混合横截面回归，如表 11 所示。对于独生子女家庭与非独生子女家庭的少儿，随机效应回归和混合横截面回归的结果均表明，平均重大事件收入水平的上升会对子女的教育总支出带来正向影响，并且四个回归的核心自变量系数在 1% 的显著性水平上均显著。



表 11 以教育总支出为因变量的分子女数量回归

	独生子女家庭		非独生子女家庭	
	随机效应	混合横截面	随机效应	混合横截面
平均重大事件收入水平	0.09 *** (4.63)	0.09 *** (5.43)	0.03 *** (2.96)	0.04 *** (3.50)
孩子年龄	控制	控制	控制	控制
家庭人均年收入	控制	控制	控制	控制
家庭子女数量	—	—	控制	控制
省级人均 GDP	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.00	0.12	0.01	0.09
观测值	3018	3018	5563	5563

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为 t 值；在回归时，男孩和女孩样本放在了一起进行回归；对极端值的处理与描述性统计相同；回归均只使用了当年省内“家庭重大事件收入”有效回答大于等于 30 的省份样本；豪斯曼检验表明，对于不同子女数量的样本，随机效应模型回归结果均优于固定效应模型回归结果。

资料来源：根据 CFPS 数据和国家统计局官网数据计算得到。

#### （四）根据子女性别结构进行分组回归

在第二部分中我们通过模型推导发现，只要家庭中子女性别是一致的（独生子女家庭的子女性别看作是一致），彩礼价格的上升会提高家庭对女孩的教育投资，对男孩教育投资的影响不确定。在本部分，我们通过实证数据检验这个结论。我们将基准回归的样本分为独生子女家庭和同性别子女家庭、不同性别子女家庭（同时有男孩和女孩），分别进行回归，结果如表 12 所示。

表 12 以教育总支出为因变量的分子女性别回归

	独生子女家庭和同性别子女家庭		不同性别子女家庭	
	随机效应	混合横截面	随机效应	混合横截面
平均重大事件收入水平	0.06 *** (4.77)	0.08 *** (6.27)	0.03 ** (2.51)	0.03 ** (2.53)
孩子年龄	控制	控制	控制	控制
家庭人均年收入	控制	控制	控制	控制
家庭子女数量	控制	控制	控制	控制
省级人均 GDP	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制

续表

	独生子女家庭和同性别子女家庭		不同性别子女家庭	
	随机效应	混合横截面	随机效应	混合横截面
R <sup>2</sup>	0.00	0.12	0.03	0.08
观测值	4735	4735	3846	3846

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为 t 值；在回归时，男孩和女孩样本放在了一起进行回归；对极端值的处理与描述性统计相同；回归均只使用了当年省内“家庭重大事件收入”有效回答大于等于 30 的省份样本；豪斯曼检验表明，对于各个回归，随机效应模型回归结果均优于固定效应模型回归结果。

资料来源：根据 CFPS 数据和国家统计局官网数据计算得到。

对于独生子女家庭和同性别子女家庭的少儿，随机效应回归和混合横截面回归的结果均表明，平均重大事件收入水平的上升会对子女的教育总支出带来正向影响，并且均在 1% 的显著性水平上显著。对于不同性别子女家庭的少儿，平均重大事件收入水平的上升同样会对子女的教育总支出带来正向影响，两个回归的核心自变量系数均在 5% 的显著性水平上显著。

## 七 机制检验

### （一）平均重大事件收入水平影响家庭对子女教育的关心程度

家庭对子女的教育总支出会受家庭对子女教育的关心程度的影响。家庭越关心和重视子女的教育，就越可能会增加对子女的教育总支出，从而为子女提供更加优越的学习条件和设施，因此本部分检验平均重大事件收入水平对家庭对子女教育的关心程度的影响。本部分的因变量来自 CFPS 少儿库问卷中的“父母关心孩子教育”指标，该问题的回答为 1~5 之间的数字，1~5 分别表示十分不同意、不同意、中立、同意、十分同意，由访员根据受访者家中具备的教育相关物品来打分。表 13 中随机效应回归和混合横截面回归的结果均显示，平均重大事件收入水平的上升会提高父母对男孩和女孩教育的关心程度，并且这四个回归的核心自变量系数均至少在 10% 的显著性水平上显著。

表 13 平均重大事件收入对家庭对孩子教育关心程度的影响

	女孩		男孩	
	随机效应	混合横截面	随机效应	混合横截面
平均重大事件收入水平	0.09* (1.93)	0.09* (1.82)	0.15*** (3.40)	0.15*** (3.42)

续表

	女孩		男孩	
	随机效应	混合横截面	随机效应	混合横截面
孩子年龄	控制	控制	控制	控制
家庭人均年收入	控制	控制	控制	控制
家庭子女数量	控制	控制	控制	控制
省级人均 GDP	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.00	0.02	0.00	0.02
观测值	3396	3396	3919	3919

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为 t 值；在回归时，根据孩子性别分成了男孩和女孩两个样本进行回归；自变量“平均重大事件收入水平”是省级层面；对极端值的处理与描述性统计相同；回归均只使用了当年省内“家庭重大事件收入”有效回答大于等于 30 的省份样本；豪斯曼检验表明，对于男孩和女孩样本，随机效应模型回归结果均优于固定效应模型回归结果。

资料来源：根据 CFPS 数据和国家统计局官网数据计算得到。

## （二）受教育水平与家庭重大事件收入的关系

在理论模型部分，本文假设女性出嫁能给父母带来的彩礼收入与女性的人力资本正相关，并且提供了文献支撑。在这一部分，我们进一步对这个假设进行检验。由于在 CFPS 数据库中无法识别当年家庭出嫁的主体是哪位家庭成员，我们通过考察家庭的“重大事件收入”与成人库中父亲的受教育程度之间的关系来间接进行检验<sup>①</sup>。以 2014 年和 2016 年的家庭重大事件收入为因变量，以父亲的受教育程度为自变量进行混合横截面回归，得到表 14。本部分回归使用了城镇和农村样本。

表 14 的结果表明，在控制了父亲年龄、家庭成员数量、户籍类型、省级人均 GDP 后，父亲的受教育程度对家庭重大事件收入有显著的正影响，并且在 10% 的显著性水平上显著。父亲的受教育程度每提高 1 个等级，家庭重大事件收入会增加 187.15 元。这个结果能够佐证前面的理论模型部分彩礼收入与女性人力资本正相关的假设。

<sup>①</sup> 父亲受教育程度变量来自于 CFPS 成人库问卷中的问题“您已完成的最高学历是什么”。该问题的回答为 1~8 之间的整数，从 1~8 分别表示文盲/半文盲、小学、初中、高中/中专/技校/职高、大专、大学本科、硕士、博士。

表 14 家庭重大事件收入与父亲受教育程度之间的关系

	回归 1	回归 2	回归 3
父亲受教育程度	221.15 ** (2.25)	195.34 ** (1.98)	187.15 * (1.89)
父亲年龄	控制	控制	控制
家庭成员数量	控制	控制	控制
户籍类型	—	控制	控制
省级人均 GDP	—	—	控制
R <sup>2</sup>	0.01	0.01	0.01
观测值	2705	2705	2705

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为 t 值；“户籍类型”变量，取值为 1 表示城市，取值为 0 表示农村。

资料来源：根据 CFPS 数据和国家统计局官网数据计算得到。

## 八 结论及讨论

本文通过模型推导和实证分析，研究了彩礼价格对农村家庭男孩和女孩教育总支出的影响。模型推导的结果发现，对于独生子女家庭和同性别子女家庭，彩礼价格上升会增加家庭对女孩的教育支出，而对男孩教育支出的影响不确定。利用 2014 年和 2016 年 CFPS 跟踪调查数据进行实证检验的结果表明，在控制了孩子年龄、家庭人均年收入、家庭子女数量、省级人均 GDP 之后，彩礼价格上升对农村家庭男孩和女孩的教育总支出均产生了正面影响。并且，女孩教育总支出受到的正面影响要大于男孩教育总支出受到的正面影响，彩礼价格每上升 1000 元，家庭当年对女孩教育总支出的增加量会比对男孩教育总支出的增加量多 30 元。

此外，本文发现彩礼价格上升对子女教育投资的促进作用主要集中在东部、东北地区和中部地区，而在西部地区表现不明显。这可能是因为东部、东北地区和中部地区相对于西部地区经济发展水平较高，人均收入更高，家庭有更多的可支配收入可用于对子女的教育投资。例如，杨穗和高琴（2019）基于 2013 年 CHIP 数据研究发现，中东部的城市低保家庭会优先将收入用于教育，而西部的城市低保家庭和农村低保家庭会将收入优先用于医疗保健。这说明中国的不同区域家庭之间的消费和投资行为具有明显差异，并且显著受到经济水平的制约。在经济发展水平较为落后的西部贫困地区，贫困状况比较严重，家庭对于子女的教育投资能力有限，父母也缺少对于子女的

人力资本进行投资的长远意识。对于西部贫困家庭而言,彩礼提高不会增加家庭对子女的教育投资,而只会变成贫困家庭的经济压力,挤压家庭的当期消费。这些经济压力传递到下一代有可能产生跨代贫困问题。

教育发展和人力资本积累是经济发展、社会进步的必要条件。除了国家和社会对教育的投入会对青少年的人力资本积累产生影响外,父母对子女的教育投资同样会对子女人力资本积累产生重要影响。从长远来看,家庭对子女的教育投资不足,会降低子女的受教育程度,减少子女的人力资本积累,造成贫困的代际传递,最终会对整个农村地区的教育事业发展、经济社会发展产生负面影响。对此,政府既要通过移风易俗等政策规范农村贫困地区的婚丧嫁娶行为,鼓励降低彩礼水平,减少贫困家庭的经济压力,又要对农村地区实施配套的教育帮扶政策,避免因彩礼价格下降对农村地区青少年特别是女孩的人力资本积累产生负面影响。

## 参考文献:

- 邓子基、唐文倩(2010),《教育获得方差的经济增长效应——来自中国多省份的经验证据》,《厦门大学学报(哲学社会科学版)》第6期,第13-20页。
- 桂华、余练(2010),《婚姻市场要价:理解农村婚姻交换现象的一个框架》,《青年研究》第3期,第24-36页。
- 孙淑敏(2005),《农民的择偶形态:对西北赵村的实证研究》,北京:社会科学文献出版社。
- 陶自祥(2011),《高额彩礼:理解农村代内剥削现象的一种视角——性别视角下农村女性早婚的思考》,《民俗研究》第3期,第259-269页。
- 韦艳、姜全保(2017),《代内剥削与代际剥削?——基于九省百村调查的中国农村彩礼研究》,《人口与经济》第5期,第57-69页。
- 魏国学、熊启泉、谢玲红(2008),《转型期的中国农村人口高彩礼婚姻——基于经济学视角的研究》,《中国人口科学》第4期,第30-36页。
- 杨穗、高琴(2019),《最低生活保障对收入贫困和消费支出的影响》,《社会保障研究》第5期,第63-78页。
- Appleton, Simon (2001). Education, Incomes and Poverty in Uganda in the 1990s. *CREDIT Research Paper*, No. 01/22.

- Ashraf, Nava, Natalie Bau, Nathan Nunn & Alessandra Voena (2019). Bride Price and Female Education. *Journal of Political Economy*, 128 (2), 591 – 641.
- Becker, Gary (1993). *A Treatise on the Family (Enlarged Edition)*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Becker, Gary & H. Gregg Lewis (1973). On the Interaction Between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*, 81 (2), S279 – S288.
- Chen, Shaohua & Yan Wang (2001). China's Growth and Poverty Reduction: Trends Between 1990 and 1999. *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 2651.
- Hague, Gill, Ravi Thiara & Atuki Turner (2011). Bride-Price and Its Links to Domestic Violence and Poverty in Uganda: A Participatory Action Research Study. *Women's Studies International Forum*, 34 (6), 550 – 561.
- Jiang, Quanbao & Jesús Sánchez-Barricarte (2012). Bride Price in China: The Obstacle to 'Bare Branches' Seeking Marriage. *History of the Family*, 17 (1), 2 – 15.
- Kaganovich, Michael & Itzhak Zilcha (1999). Education, Social Security, and Growth. *Journal of Public Economics*, 71 (2), 289 – 309.
- Lazear, Edward & Robert Michael (1988). *Allocation of Income within the Household*. Chicago: University of Chicago Press.
- Mauldin, Teresa, Yoko Mimura & Mark Lino (2001). Parental Expenditures on Children's Education. *Journal of Family and Economic Issues*, 22 (3), 221 – 241.
- Oreopoulos, Philip (2006). The Compelling Effects of Compulsory Schooling: Evidence from Canada. *Canadian Journal of Economics*, 39 (1), 22 – 52.
- Song, Yang (2012). Poverty Reduction in China: The Contribution of Popularizing Primary Education. *China & World Economy*, 20 (1), 105 – 122.
- Tansel, Aysit & Fatma Bircan (2006). Demand for Education in Turkey: A Tobit Analysis of Private Tutoring Expenditures. *Economics of Education Review*, 25 (3), 303 – 313.
- Wei, Shang-Jin & Xiaobo Zhang (2011). The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China. *Journal of Political Economy*, 119 (3), 511 – 564.
- Zhang, Tiedao & Minxia Zhao (2006). Universalizing Nine-Year Compulsory Education for Poverty Reduction in Rural China. *International Review of Education*, 52 (3), 261 – 286.

# **An Analysis of the Impact of Rising Bride-price on Children's Education Investment in Rural Areas: A Gender Perspective**

Zhang Liyang & Song Yang

(School of Economics, Renmin University of China)

**Abstract:** In recent years, the increase of bride-price in rural China has placed a lot of burden on poor families. On the one hand, bride-price increase has the potential to squeeze families' current expenditure, which in turn makes families spend less on children's education. On the other hand, it is possible for families to alleviate future bride-price pressure or obtain higher bride-price income by increasing their investment in children's education. This paper constructs a two-period intergenerational overlap model to study the impact of bride-price increase on children's education investment among rural families. It finds that, for one-child families and families with same-gender children, the increase in bride-price leads to an increase in education investment for girls, while the effect on boys is uncertain. This paper empirically tests these findings using panel data from the China Family Panel Studies (CFPS), and finds that an increase in the average bride-price causes families to increase education investment of both boys and girls, and the effect is greater for girls. Therefore, this paper suggests that the implementation of policies such as changing customs to reduce the bride-price level in poor rural areas should be accompanied with educational support policies for poor rural families to avoid the negative impact on the human capital accumulation of adolescents, especially girls, in rural areas.

**Keywords:** rural revitalization, bride-price, education investment, marriage market

**JEL Classification:** D12, I20, J13

(责任编辑: 西 贝)