

# 家庭结构缺失对子女教育获得的影响

## ——基于单亲家庭样本的实证分析<sup>\*</sup>

龙莹袁嫚

(安徽大学经济学院,合肥 230601)

**摘要:**子女在成长过程中的受教育问题一直是社会各界关注的核心问题。本文基于2014年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,利用普通最小二乘回归以及倾向值匹配法分析家庭结构缺失,特别是单亲家庭的形成对子女教育获得的影响。结果表明,与完整家庭相比,单亲家庭的形成不利于子女的教育获得;抚养人教育水平以及家庭经济水平的提高能在一定程度上缓解但并不能消除这种不利影响;单亲家庭对男性子女教育获得的负效应大于女性子女;与单身父亲家庭相比,单身母亲家庭能够显著促进女性子女的教育获得。此结论对于提高家庭教育特别是单亲家庭子女的教育质量具有重要意义。

**关键词:**家庭结构缺失;教育获得;单亲家庭;子女教育;CHARLS

中图分类号:G40-052.4

文献标识码:A

文章编号:1672-0598(2020)01-0035-10

### 一、引言

《中共中央 国务院关于进一步加强和改进未成年人思想道德建设的若干意见》强调要重视发展家庭教育,特别要关心单亲家庭、困难家庭、流动人口家庭的未成年子女教育,为他们提供指导和帮助。伴随着社会多元化的发展和西方文化的冲击,传统的婚姻行为也在发生改变。20世纪80年代以前,我国的离婚率水平较低,其家庭结构以双亲抚养的完整家庭为主,而随着社会变迁,我国新一代青年的离婚率持续增长,同时伴随着离婚单亲家庭和离婚重组家庭的大量增加,这种家庭结构的缺失无疑会对子女的教育获得构成挑战。有研究表明,离婚单亲家庭、重组家庭不利于子女与父母的互动,尤其是生活在双亲结构缺失的单亲家庭中的子女在学习努力程度、自控性方面显著低于完整家庭,其抚养人对子女的教育期望更低,单亲家庭的子女成年后的教育成就也更低<sup>[1]</sup>。国内外学者主要集中在对离婚家庭子女的行为、心理等个人发展情况进行研究且大多是定性的分析,缺乏家庭结构缺失与子女教育关系的定量研究。考虑重组家庭的子女仍然由双方抚养人抚养,相比之下单亲父母的亲子陪伴时间较短,且他们从其主要社会关系中获得的社会资源更少,单亲儿童面临更多的发展危机<sup>[2]</sup>。因此本文主要就单亲家庭子女在教育

<sup>\*</sup> 收稿日期:2019-08-08

基金项目:国家社会科学基金项目(12CJY014)“我国中等收入群体规模变动因素分析研究”

作者简介:龙莹(1981—),女,河南商丘市人;安徽大学经济学院统计系副教授,博士生导师,主要从事收入分配研究。

袁嫚(1993—),女,安徽合肥市人;安徽大学经济学院统计学硕士,主要从事收入分配研究。

育获得方面与完整家庭进行对比分析。在全国教育机会增加以及婚姻稳定性下降的背景下,父母离异或者丧偶等导致的家庭结构缺失,尤其是单亲家庭子女的教育获得水平如何?在传统的重男轻女思想的影响下,单亲家庭的子女的受教育机会是否也存在性别歧视?单身父亲家庭和单身母亲家庭是否对子女的教育获得产生差异?对诸如此类问题的探讨,不仅为研究单亲家庭子女的教育情况做了定量分析的补充,同时丰富了对单亲家庭子女发展的研究成果,有利于社会更全面地认识单亲家庭,为特殊家庭子女制定相关的教育政策提供一些可行的建议。

## 二、文献综述

国外学者主要从家庭经济状况、家庭结构理论和社会冲突理论三方面探讨父母离异对子女的影响。研究表明,离婚主要发生在经济比较困难的家庭,而离婚会进一步导致家庭经济收入的下降,进而会减少对子女的物质投资<sup>[3]</sup>,离婚还意味着家庭结构的缺失和婚姻矛盾冲突的升级,这将对子女的行为和心理带来不利的影响<sup>[4]</sup>。2000年前后,伴随着我国传统婚姻行为的改变,国内学者也对离婚家庭子女的心理、行为、教育等问题展开讨论。有学者使用自制情况调查表、自尊量表、问卷调查等方法对离异后的单亲家庭子女进行抽样评定,发现单亲家庭中的子女比双亲家庭子女具有更多的交往不良、性格内向等精神卫生问题<sup>[5]</sup>,单亲家庭子女在行为、学习、心理健康等方面的表现比双亲子女更差<sup>[6]</sup>。当前,随着社会多元化的发展,我国家庭结构缺失的原因以及对子女的影响变得复杂化,有研究表明,社会经济地位较高的家庭反而面临更高的离婚风险<sup>[7]</sup>,学者对单亲家庭子女心理、行为等方面研究得出的结论也开始产生分歧。比如,单亲家庭孩子的成长呈现出两极性特点,即一方面单亲可能导致家庭教育的缺失更易使未成年人误入歧途,另一方面也可能使子女更早承担起家庭的责任,心理和行为更加成熟<sup>[8]</sup>;还有学者比较全面地对比分析了离婚单亲家庭、离婚重组家庭与完整家庭的子女在心理、行为等自身发展方面的差异,结果表明单亲家庭子女仅在自觉性、自制力方面不及完整家庭,但在教育期望上甚至比完整家庭的子女表现得更高<sup>[9]</sup>。丁从明<sup>[10]</sup>首次使用CHARLS数据研究重组家庭子女的教育获得问题,发现家庭重组对子女受教育产生不利的影响,但并未考虑单亲家庭子女的教育问题。

纵观国内外学者对单亲家庭子女的研究成果,在选题角度上,大部分学者主要从社会学、心理学、人口学角度对离婚单亲、离婚重组家庭子女的心理、行为的影响因素进行分析,缺乏对单亲家庭子女的教育获得方面的研究;在研究方法上,大多是对子女发展指标进行简单的描述性分析,缺乏数据支持。与以往文献相比,本文的创新之处在于:第一,从选题角度上,本文试图利用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,着重分析家庭结构缺失导致的单亲家庭对子女教育获得方面所带来的影响,扩充了对单亲家庭子女这一特殊群体的教育获得问题的研究成果;第二,在研究方法上,基于CHARLS中对婚史、教育史、抚养史等的问卷调查整理出反映个体特征、家庭特征的变量,在外生性条件下,利用普通最小二乘回归并辅助使用了离散Probit回归;考虑到内生性问题,本文利用倾向值匹配法(PSM)的“反事实”思想,通过对处理组和对照组匹配,比较两组之间在教育水平上的差异,进而判断内生性条件下单亲家庭对其子女教育获得的影响,使实证分析结果更加全面具体,对单亲家庭子女的教育获得问题做了定量研究的补充。

## 三、实证模型与数据

### (一) 实证模型

本文主要研究家庭结构缺失——单亲家庭结构的形成对子女教育获得的影响,以家庭结构类型为主

要解释变量,以子女受教育水平为被解释变量。考虑到子女的教育获得也可能受自身发展以及家庭背景的影响,因此加入个体特征和家庭特征两种控制变量,利用多元统计分析研究家庭结构变动对子女教育获得的影响。

首先,基于文献综述部分,家庭结构缺失、父母冲突等影响单亲家庭子女成长的众多因素会使其教育水平低于完整家庭。为了验证这一猜想,我们使用基准回归方程(1)考察单亲家庭相对于完整家庭对子女教育获得的影响,模型如下:

$$Edu_i = \alpha + \beta type_i + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

模型中,被解释变量  $Edu_i$  表示受访者的最高教育水平;主要解释变量  $type_i$  表示受访者  $i$  所属的家庭类型,如果是单亲家庭则将其赋值为1,完整家庭则作为参照组将其赋值为0;  $X_i$  表示一系列控制变量,包括代表个体特征的户口,代表家庭特征的家庭规模、抚养人的党员身份、抚养人的身体状况以及抚养人所属的民族;  $\varepsilon_i$  是随机扰动项。

有学者采用家庭经济收入、父母受教育水平两个变量代表家庭社会阶层背景来研究不同阶层的子女在教育机会获得方面是否具有差异,得出的结论是人们的教育水平与其父辈的社会阶层背景有着显著的关联<sup>[11]</sup>。为了考察单亲家庭子女的教育获得是否因家庭阶层背景的不同而存在差异,我们在模型(1)的控制变量  $X_i$  中加入了代表家庭社会阶层背景的抚养人受教育水平和家庭经济状况,为了进一步研究单亲家庭的抚养人受教育和经济状况分别提高多少才能消除家庭结构缺失给子女带来的负面影响,进一步加入抚养人受教育水平和家庭类型的交互项  $type_i \times pedu_i$ ,以及家庭经济状况和家庭类型的交互项  $type_i \times econ_i$ 。构建如下模型:

$$Edu_i = \alpha + \beta type_i + \gamma type_i \times pedu_i + \theta type_i \times econ_i + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

大部分中国家庭认为,对男孩的教育投资回报要高于女孩,因此大多数父母倾向于对男孩有更多的教育投资<sup>[12]</sup>。为了比较单亲家庭对子女受教育影响是否也存在性别差异,我们在基准模型的基础上加入了性别,分别进行了全样本回归和性别的分样本回归,模型如下:

$$Edu_i = \alpha + \beta type_i + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

模型(3)的控制变量  $X_i$  在模型(1)的基础上加入了家庭经济水平、抚养人受教育水平以及受访人性别。

为了进一步找出性别差异背后存在的原因,我们将单亲家庭类型作为主要解释变量,将属于单亲家庭子女的受教育水平作为被解释变量,考察单亲家庭类型对子女教育获得的影响以及单亲家庭中不同性别子女的教育获得是否因其所属的单亲家庭类型而存在显著差异,模型如下:

$$Edu_i = \alpha + \beta Singletype_i + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

模型(4)中的主要研究对象是单亲家庭,主要解释变量  $Singletype_i$  代表单亲家庭类型,将单身母亲家庭赋值为1,单身父亲家庭作为参照组赋值为0;控制变量  $X_i$  包括户口类型、家庭经济状况、抚养人教育水平、抚养人所属民族以及同胞数量。

## (二) 数据说明

针对要研究的问题,为了保证对子女教育研究的严谨性与完整性,本文选取2014年中国健康与养老追踪调查(简称CHARLS)数据,此数据主要以45岁以上已经完成教育的人群为调查对象,涵盖被调查者的家庭信息、抚养史、教育史等多方面的信息,能够比较完整地反映家庭结构的不同对子女教育获得的影响。

本文的主要解释变量为“是否为单亲家庭”,考虑导致单亲家庭原因的复杂性,我们利用 CHARLS 调查问卷中所设定的问题“17 岁以前您的主要抚养人是谁”来筛选出这两类样本。将主要抚养人为生父和生母的家庭定义为完整家庭;将主要男性抚养人为父亲(生父/继父/养父)、主要女性抚养人为其他或无的家庭定义为单身父亲家庭;将主要女性抚养人为母亲(生母/继母/养母)、主要男性抚养人为其他或无的家庭定义为单身母亲家庭;单身父亲家庭和单身母亲家庭统称为单亲家庭。经过上述筛选以及剔除缺失值之后,最终的分析对象包括 16 773 个完整家庭样本和 1 214 个单亲家庭样本。

对于被解释变量的度量,我们根据问卷中教育史所涉及的问题“您所经历的教育”来确定所选定样本的最高教育经历,然后按照学制将其换算为最高受教育年限,利用最高受教育年限来衡量个人教育水平的获得。

控制变量主要分为两类:第一类是个体特征变量,包括受访者的性别、户口,第二类是家庭特征变量,包括同胞数量、家庭经济状况、抚养人教育水平、抚养人的政治身份、抚养人所属民族和抚养人身体状况。变量的具体定义见表 1。

表 1 变量名称及定义

变量名称	变量的定义
个人教育水平	文盲=0 私塾、幼儿=2 ,小学=6 ,初中=9 ,高中、中专=12 ,大专=15 ,本科=16 ,硕士=19 ,博士=22
家庭类型	抚养人为生父和生母的定义为完整家庭 赋值为 0; 仅有一位男性或者女性抚养人定义为单亲家庭 赋值为 1
个人特征:	
性别	女性赋值为 1 ,男性赋值为 0
户口	农村户口赋值为 1 ,非农村户口赋值为 0
家庭特征:	
同胞数量	受访者的兄弟姐妹个数 ,为连续变量
家庭经济状况	较差赋值为 1 ,一般赋值为 2 ,较好赋值为 3
抚养人教育水平	为了避免损失样本 选取完整家庭的父母中所受教育较高一方的教育经历; 对于单亲家庭 选取男性或女性抚养人的教育经历; 赋值同个人教育水平一致
抚养人是否健康	对于完整家庭 剔除父母双方健康状况不一致的样本 ,父母均不健康赋值为 1; 对于单亲家庭 ,男性或女性抚养人不健康赋值为 1; 否则赋值为 0
抚养人政治身份	对于完整家庭 剔除父母双方身份不一致的样本 ,双方均为党员赋值为 1; 对于单亲家庭 ,男性或女性抚养人为党员赋值为 1; 否则赋值为 0
抚养人所属民族	对于完整家庭 剔除父母双方民族不一致的样本 ,双方均为非汉族赋值为 1; 对于单亲家庭 ,男性或女性抚养人为非汉族赋值为 1; 否则赋值为 0

表 2 给出了完整家庭和单亲家庭样本的几个主要变量的描述性统计,从表 2 中可以很直观地看出,单亲家庭子女的受教育年限的均值比完整家庭减少 1. 466 年,其最大值也低于完整家庭;同时也观察到单亲家庭子女的抚养人受教育年限、单亲家庭的经济状况的均值以及最大值均低于完整家庭;无论是完整家庭还是单亲家庭,其男孩受教育年限的均值均高于女孩;单亲家庭的男孩的受教育年限比完整家庭减少 1. 553 年,单亲家庭的女孩的受教育年限比完整家庭减少 1. 471 年,即相对于完整家庭,单亲家庭的女孩教育水平的降低程度要小于男孩。

表2 主要变量的描述性统计结果

变量	完整家庭				单亲家庭			
	均值	标准差	最大值	最小值	均值	标准差	最大值	最小值
个体受教育年限	6.697	3.986	22	0	5.231	3.878	16	0
男性受教育年限	7.889	3.427	22	0	6.336	3.567	16	0
女性受教育年限	5.596	4.146	22	0	4.125	3.865	16	0
抚养人受教育年限	2.420	3.546	22	0	0.835	2.283	16	0
家庭经济状况	1.727	0.632	3	1	1.518	0.616	3	1

#### 四、实证结果及分析

本文主要采用普通最小二乘法(OLS)估计自变量对子女教育获得的影响。考虑到因变量是离散型排序变量,因此我们还辅助使用了离散Probit模型进行极大似然估计(MLE)。

##### (一) 单亲家庭对子女教育获得的影响

###### 1. 基准回归

表3是模型(1)的回归结果,主要报告了单亲家庭对子女教育获得的影响。在不添加控制变量的情况下,OLS和MLE回归一致表明,相对于完整家庭,单亲家庭对子女的教育获得呈现负向影响,且这种影响在1%水平下显著。根据OLS报告的家庭类型的系数显示,单亲家庭的子女受教育年限平均比完整家庭降低1.493年;表3中第(3)列和(4)列是加入控制变量之后的OLS和MLE回归结果,可以发现加入一系列控制变量之后,关键解释变量的系数仍然显著为负,表明单亲家庭使子女教育年限平均降低1.415年。这可能与单亲家庭子女生活的环境有关,单亲家庭父母对子女的陪伴更少、对子女的教育期望更低等因素不利于子女心理和行为的全面发展进而影响子女的教育接受程度<sup>[1]</sup>。

对于控制变量,我们发现不同的个体特征和家庭特征对子女受教育的影响也具有显著性差异。农村户口与子女的教育获得呈现负相关关系,农村户口相对于城镇户口的资源获得更少,限制了农村子女的认知与发展进而导致教育获得要低于城镇户口的子女;家庭同胞数量越多越不利于子女自身的教育获得,有大量关于家庭规模与教育获得的研究表明,家庭同胞数量越多,平均每个子女分配到的教育投资就越少<sup>[12]</sup>;抚养人心理健康越差越不利于子女的教育获得;抚养人的党员身份对子女的教育获得有积极的影响,可能的解释是,政治身份往往在一定程度上代表着家庭拥有的政治资本,抚养人的党员身份可能为子女在某方面提供优越性,进而促进子女的教育获得;抚养人的少数民族身份不利于子女的教育获得,少数民族由于大部分处于经济不发达的边远地区,这可能给子女的教育环境带来不利的影响。

###### 2. 稳健性检验

上述结果均是在外生性条件下的OLS和MLE的回归结果。考虑单亲家庭的形成可能与一些不可观测的家庭因素有关,而这些家庭因素本身可能会给子女的教育获得带来影响,进而导致外生条件下的OLS和MLE估计效果存在内生性偏误。为了避免这种内生性问题,本文采用倾向值匹配法(PSM),表3

的第(5)列显示了利用PSM的最邻近方法估计出的ATT值为-1.385,并且在1%的水平上显著,说明在考虑内生性条件下,相对于完整家庭,单亲家庭结构的形成确实不利于子女的教育获得,其子女受教育年限平均降低1.385年。结合外生性条件下的OLS回归结果,单亲家庭的形成使子女受教育年限平均下降1.385—1.415年。

表3 单亲家庭对子女教育获得的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	MLE	OLS	MLE	PSM
家庭类型(单亲=1)	-1.493*** (0.109)	-0.408*** (0.029)	-1.415*** (0.109)	-0.410*** (0.031)	-1.385*** (0.114)
户口			-3.324*** (0.094)	-0.967*** (0.026)	t=-12.110
同胞数量			-0.071*** (0.015)	-0.020*** (0.004)	
抚养人是否健康			-0.258*** (0.065)	-0.082*** (0.018)	
抚养人政治身份			1.697*** (0.079)	0.492*** (0.022)	
抚养人所属民族			-0.469*** (0.099)	-0.124*** (0.028)	
常数项		6.651*** (0.029)		9.803*** (0.108)	
R <sup>2</sup>		0.010		0.106	
Pseudo R <sup>2</sup>			0.003		0.042
样本量	19 300	19 300	18 417	18 417	

注:\*\*\* \*\* \* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著,括号内为稳健标准差,下同。

## (二) 单亲家庭子女的教育获得是否因社会阶层背景不同存在差异

我们选取代表家庭社会阶层背景的两个变量(抚养人受教育水平和家庭经济状况)来研究单亲家庭中不同社会阶层的子女在教育机会获得方面是否具有差异。表4的第(1)列和第(2)列是在基准模型的基础上加入了抚养人受教育年限和家庭经济水平两个控制变量的OLS和MLE回归结果。结果显示,单亲家庭对子女教育仍然呈现显著的负向影响,抚养人受教育水平和家庭经济水平对子女教育获得均呈现显著的正向影响,且抚养人教育水平、家庭经济水平的提高分别使子女受教育年限平均增加0.213年、0.539年。父母的教育程度以及家庭经济水平越高,其子女越容易获得更高层次的教育<sup>[11]</sup>。

那么抚养人受教育以及家庭经济水平对单亲家庭子女教育获得的影响又如何呢?表4的第(3)列和第(4)列中家庭类型和抚养人受教育水平的交互项以及家庭类型和家庭经济水平的交互项的OLS回归系数表明,单亲家庭抚养人受教育水平以及经济水平的提高能使其子女的平均受教育年限分别增加0.173年和0.487年,且这种正效应均在1%水平下显著;接下来我们进一步通过计算来说明抚养人受教育水平的提高以及经济水平的提高是否能消除单亲家庭对子女教育获得的负效应。根据回归方程(2)

以及表4中第(3)列的回归结果,通过计算得知抚养人受教育年限以及经济水平分别需要提高8.605年和4.278个单位<sup>①</sup>。显然,大部分样本中的经济水平处在较低与一般之间,很难达到极好的水平,且抚养人受教育年限大多数处在小学的水平,所以我们认为抚养人受教育年限以及经济水平的提高能在一定程度上降低单亲家庭对子女的负效应但并不能消除这种影响。

表4 抚养人受教育水平和家庭经济水平对单亲家庭子女教育获得的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	MLE	OLS	MLE
家庭类型(单亲=1)	-0.894*** (0.112)	-0.264*** (0.032)	-2.228*** (0.289)	-0.654*** (0.082)
户口	-2.787*** (0.095)	-0.836*** (0.027)	-3.299*** (0.095)	-0.958*** (0.027)
同胞数量	-0.036 (0.015)	-0.010** (0.004)	-0.075*** (0.015)	-0.021*** (0.004)
抚养人教育水平	0.213*** (0.008)	0.062*** (0.002)		
家庭类型* 抚养人教育水平			0.173*** (0.048)	0.046*** (0.013)
家庭经济状况	0.539*** (0.044)	0.169*** (0.012)		
家庭类型* 家庭经济状况			0.487*** (0.177)	0.147*** (0.050)
抚养人是否健康	-0.132** (0.065)	-0.047** (0.018)	-0.251*** (0.066)	-0.081*** (0.018)
抚养人政治身份	1.279*** (0.080)	0.382*** (0.022)	1.689*** (0.081)	0.489*** (0.022)
抚养人所属民族	-0.502*** (0.098)	-0.138*** (0.028)	-0.481*** (0.101)	-0.127*** (0.028)
常数项	7.782*** (0.141)		9.807*** (0.110)	
$R^2$	0.147		0.106	
Pseudo $R^2$		0.060		0.042
样本量	179 98	179 98	179 98	179 98

### (三) 单亲家庭子女的教育获得是否存在性别差异

由于受传统的重男轻女思想的影响,很多家长认为对男孩的教育投资的回报要高于女孩,因此家长对子女的教育投资存在性别歧视。表5报告了加入性别的模型(3)的回归结果,在全样本回归分析中,OLS显示单亲家庭仍然对子女教育获得呈现显著的负向影响;性别的回归系数显著为负表明性别为女性时更不利于其教育获得,即存在父母对子女教育投资的性别歧视问题;在男性和女性的分样本回归中,发现单亲家庭使男性和女性的教育水平分别平均降低0.916年和0.897年,即单亲家庭对男性教育获得的负向影响比女性更严重,可能的解释是女性相对于男性的冲突适应性更强<sup>[13]</sup>。

① 计算依据模型(2)、表(4)估计结果以及表(1)中描述性统计,首先计算抚养人受教育年限的增量,要使单亲家庭结构的负效应 $\beta + \gamma \times \text{pedu}_i + \theta \times \text{econ}_i$ 变为正,则使 $-2.228 + 0.487 \times 1.518 + 0.173 \times \Delta \text{pedu} > 0$ ,那么 $\Delta \text{pedu} > 8.605$ ,即抚养人受教育年限需要提高8.605年;家庭经济水平的增量计算相同。

表 5 单亲家庭对子女受教育影响的性别差异

变量	全样本		男性		女性	
	OLS	MLE	OLS	MLE	OLS	MLE
家庭类型(单亲=1)	-0.899*** (0.106)	-0.282*** (0.032)	-0.916*** (0.137)	-0.306*** (0.046)	-0.897*** (0.159)	-0.276*** (0.047)
性别	-2.349*** (0.052)	-0.689*** (0.016)				
户口	-2.717*** (0.089)	-0.859*** (0.027)	-1.843*** (0.117)	-0.623*** (0.039)	-3.571*** (0.134)	-1.071*** (0.038)
同胞数量	-0.019 (0.014)	-0.006 (0.004)	0.075*** (0.019)	0.023*** (0.006)	-0.115*** (0.022)	-0.033*** (0.006)
家庭经济状况	0.632*** (0.042)	0.206*** (0.012)	0.61*** (0.057)	0.207*** (0.019)	0.660*** (0.062)	0.209*** (0.018)
抚养人教育水平	0.219*** (0.007)	0.067*** (0.002)	0.196*** (0.011)	0.065*** (0.004)	0.240*** (0.011)	0.069*** (0.003)
抚养人是否健康	-0.166*** (0.062)	-0.059*** (0.018)	-0.253*** (0.081)	-0.091*** (0.027)	-0.084 (0.092)	-0.031 (0.026)
抚养人政治身份	1.274*** (0.075)	0.401*** (0.023)	1.218*** (0.101)	0.408*** (0.033)	1.317*** (0.112)	0.394*** (0.032)
抚养人所属民族	-0.409*** (0.093)	-0.119*** (0.028)	-0.448*** (0.128)	-0.147*** (0.042)	-0.367*** (0.133)	-0.096*** (0.039)
常数项	8.698*** (0.135)		7.677*** (0.176)		7.367*** (0.198)	
$R^2$	0.233		0.142		0.194	
Pseudo $R^2$		0.094		0.056		0.084
样本量	17 997	17 997	8 659	8 659	9 338	9 338

#### (四) 单亲家庭子女的教育获得是否因单亲家庭类型不同存在差异

为了准确探讨单亲家庭对男孩的负向影响高于女孩的原因,本文将考虑单亲家庭类型可能与这一结果相关。于是将单亲家庭分类为单身母亲家庭和单身父亲家庭,表6报告了模型(4)的回归结果,对于全样本回归,单身母亲家庭相对单身父亲家庭更有利于子女的教育获得,但估计结果并不显著。对于分样本回归,结果表明单身母亲家庭有利于女性子女的教育获得,且在5%水平下显著,可能的解释是,一般而言女儿与母亲更方便沟通使得母女关系更融洽,而亲密的家庭关系有利于子女的全面发展;男性样本的回归结果显示,单身母亲家庭不利于男性子女的教育获得,但估计结果并不显著。这一结果同时也说明,单身母亲家庭促进了女性子女的教育获得进而使得整体上单亲家庭对女孩的教育获得的负向影响要小于男孩。



表6 单亲家庭类型对子女受教育影响的性别差异

变量	全样本		男性		女性	
	OLS	MLE	OLS	MLE	OLS	MLE
单身母亲家庭=1	0.313 (0.229)	0.098 (0.066)	-0.193 (0.301)	-0.051 (0.094)	0.663** (0.317)	0.212** (0.096)
户口	-2.855*** (0.369)	-0.853*** (0.106)	-2.139*** (0.487)	-0.707*** (0.152)	-3.565*** (0.513)	-1.057*** (0.152)
同胞数量	0.203*** (0.055)	0.057*** (0.016)	0.267*** (0.069)	0.082*** (0.022)	0.153* (0.082)	0.042* (0.024)
家庭经济状况	0.528*** (0.172)	0.165*** (0.049)	0.623*** (0.234)	0.205*** (0.073)	0.619*** (0.231)	0.199*** (0.0690)
抚养人教育水平	0.231*** (0.048)	0.065*** (0.013)	0.207*** (0.064)	0.067*** (0.019)	0.261*** (0.068)	0.070*** (0.020)
抚养人所属民族	-0.679** (0.336)	-0.191* (0.099)	-0.795 (0.487)	-0.228 (0.154)	-0.146 (0.433)	-0.041 (0.132)
常数项	6.151*** (0.516)		6.622*** (0.691)		5.415*** (0.713)	
$R^2$	0.095		0.105		0.119	
Pseudo $R^2$		0.041		0.042		0.057
样本量	1276	1276	634	634	642	642

## 五、结论及建议

本文采用2014年CHARLS数据,在控制了个人特征及家庭特征变量的基础上分析家庭结构缺失导致的单亲家庭对子女教育获得的影响。正如我们所猜想的,相对于完整家庭,单亲家庭对子女的教育获得具有负效应;单亲家庭对子女受教育的影响因家庭社会阶层背景的不同而存在差异,进一步计算发现,代表家庭社会阶层背景的家庭经济状况和抚养人受教育水平的提高能在一定程度上降低单亲家庭结构对子女教育获得的负效应但并不能消除这种影响;为了考察单亲家庭对子女教育获得的影响是否具有性别差异,我们引入了性别变量,分析发现单亲家庭结构对男性子女的教育获得带来的负影响要大于女性子女;最后我们试图从单亲家庭类型这一角度出发,探索产生这种性别差异的原因,分析发现,相对于单身父亲家庭,单身母亲家庭更有利于女性子女的教育获得,但对于男性子女并不会因单亲家庭类型的不同而存在这种显著的差异。

本文的研究结论对于提高家庭教育质量具有重要的意义。针对单亲家庭对子女教育获得的不利影响,一方面,政府应该进一步加强对单亲家庭的保障力度,比如对单亲家庭在经济方面给予一定的补助;加强对单亲家庭父母就业的支持;营造关注特殊家庭,消除对特殊家庭的歧视的社会氛围;鼓励高校对特殊家庭子女进行心理健康教育等。另一方面,家庭应该对成长过程中的子女给予更多的关注,尤其是单身父亲家庭更应该加强与子女的沟通,给子女营造一个轻松愉快的家庭氛围。本文在以往学者研究的基础上对单亲家庭子女的教育问题做了定量分析的补充,但也存在一定的局限,为了更加全面地反映家庭结构变动对子女教育问题的影响,应该加入不同家庭结构如重组家庭结构的对比分析,这也是我们进一步的研究方向。

参考文献:

- [1] Park H. Effects of single parenthood on educational aspiration and student disengagement in Korea. [J]. Demographic Research, 2008, 18( 13): 377-408.
- [2] 王淼,李春凯.社会资本与多代抚养对儿童自尊的影响研究——基于天津市单、双亲家庭的对比分析[J].华东理工大学学报(社会科学版), 2017, 32( 6): 45-54.
- [3] Hoffman S D, Duncan G J. What are the economic consequences of divorce? [J]. Demography, 1988, 25( 4): 641-645.
- [4] Amato Paul R. Parental Divorce, Marital Conflict and Children's behavior Problems: A Comparison of Adopted and Biological Children [J]. Social Forces, 2008, 86( 3): 1139-1161.
- [5] 刘建勋,黄建军,毛富强.父母离异子女精神卫生问题调查[J].中国心理卫生杂志, 2003, 17( 12): 846-847, 831.
- [6] 罗正日.黑龙江省朝鲜族学校“单亲、无亲”家庭子女教育问题[J].黑龙江民族丛刊, 2008( 3): 172-184.
- [7] Xu Q, Yu J, Qiu Z. The impact of children on divorce risk [J]. Journal of Chinese Sociology, 2015, 2( 1): 1.
- [8] 鲍韵,邵勇文,杨龙兴.江西省单亲家庭未成年人援助相关问题与对策建议[J].中国青年研究, 2014( 9): 72-76.
- [9] 张春泥.当代中国青年父母离婚对子女发展的影响——基于 CFPS 2010—2014 的经验研究[J].中国青年研究, 2017( 1): 4-16.
- [10] 丁从明,张培莹.家庭重组降低了子女受教育水平吗? ——基于 CHARLS 的经验证据[J].上海财经大学学报, 2018, 20( 01): 102-113.
- [11] 吉才妙.家庭背景、家庭规模与农村居民的教育获得[D].天津:天津师范大学, 2012.
- [12] 郑磊.同性别结构、家庭内部资源分配与教育获得[J].社会学研究, 2013( 5): 76-103.
- [13] 唐丹丹.冲突适应的性别差异[J].心理技术与应用, 2016, 4( 7): 389-398.

## The Impact of Family Structure Deficiency on Children's Education: Empirical Analysis Based on Single Parent Family Samples

LONG Ying, YUAN Man

(School of Economics, Anhui University, Hefei 230601, China)

**Abstract:** The issue of children's education in the process of their growth has always been the core concern of society. Based on the data of China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS) in 2014, this paper uses the ordinary least square regression and the propensity score matching method to analyze the influence of family structure deficiency, especially the formation of single parent families, on the children's education. The results show that compared with the intact family, the formation of single parent family is not conducive to children's education acquisition, that education level of guardians and the improvement of family economic level can, to a certain extent, alleviate this adverse effect but cannot eliminate it, that single-parent families have greater negative effects on male children's education than that of female children, and that compared with single-father families, single-mother families could significantly promote the acquisition of education of female children. The conclusions of this study have important implications for improving the quality of children's education of the families, especially single-parent families.

**Key words:** family structure deficiency; educational attainment; single parent families; education of children; CHARLS

(责任编辑:朱德东)