

教育不平等对居民幸福感的影响

朱建文, 黄振东

(安徽财经大学 经济学院, 安徽 蚌埠 233030)

[摘要] 基于2014年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,采用教育基尼系数度量我国教育不平等程度,系统考察了教育不平等对居民幸福感的影响并分析其内在传导机制,同时运用工具变量法对模型的内生性问题进行控制。研究表明:教育不平等与居民幸福感水平呈负相关关系,教育越不平等居民幸福感越低;教育不平等对居民幸福感产生影响的作用机制是通过影响个体的受教育程度和收入水平;相比于没有孩子的个体,教育不平等对有孩子个体幸福感的影响程度更大。政策启示:政府应加强对教育工作的重视和资源倾斜从而降低教育的不平等程度,促进居民幸福感水平的提升。

[关键词] 教育不平等;幸福感;机制研究

[中图分类号] F 126; C 912.6

[文献标识码] A

[文章编号] 1008-889X(2020)04-0060-09

一、引言

虽然近几十年西方发达国家人均国民收入大幅提升,但其国民的幸福感水平却没有显著提高^[1],这一方面促使了世界各国政府和经济学家开始反思:一味的追求经济增长能否真正提高国民的福祉?另一方面使得幸福感逐渐成为政府和社会各界“超越GDP”的追求。^[2]已有研究表明高幸福感有益于居民的健康水平与更加和谐的社会关系^[3],较低的幸福感的会导致社会不稳定和滋生犯罪。^[4]当前中美贸易合作前景仍然存在不确定性,国际经济形势依然严峻,而我国正处于经济社会转型的关键时期,推动经济高质量发展还任重道远,在此背景下维持社会的和谐稳定,提高居民的幸福感水平就显得十分重要。

如何提高居民的幸福感水平一直是我国党和政府关注的重点,也是学术界关注的热点问题。不少研究发现,不平等现象与居民幸福感之间存在非常显著的负相关关系,以美国为例,收入不平等程度较高的区域一般幸福感水平都较低。^[5]国内研究也表明,收入不平等和就业机会不平等是影响居民幸福感的重要因素。^[6-9]教育同样是

与居民生活息息相关的因素之一,教育不平等是否会影响居民幸福感水平呢?

当前,我国教育资源分配还存在不均衡的现象,城乡居民受教育水平仍然存在差距,多种形式的教育不平等现象并没有随着经济的发展而消除。由此,笔者基于2014年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,实证考察教育不平等与居民幸福感之间的关系,试图回答以下问题:教育不平等会影响居民幸福感水平吗?其背后作用机制是什么?对不同群体,教育不平等对其幸福感的影响程度是否存在差异?政府加强对教育的重视和支持能否降低教育不平等程度?又会对居民幸福感产生怎样的影响?通过对这些问题的回答可以为我国如何提高居民幸福感水平以及改善当前教育不平等问题提供相关的政策建议。

二、文献综述

幸福感问题一直是学术界研究的热点,这方面的研究最先是从心理学和社会学领域开始的,其后逐渐向其他学科拓展,但以经济学视角对幸福感的研究取得的成果最为丰硕。经济学界对幸福感研究的切入点是分析收入对国民幸福感的影

[收稿日期] 2020-02-23

[基金项目] 安徽财经大学研究生创新基金项目(ACYC2018154)

[作者简介] 朱建文(1964—),男,安徽蚌埠人,副教授,硕士,主要从事政治经济学研究。

响, Easterlin 是最早开始研究收入对居民幸福感影响的先驱, 其在论文中指出相对收入的提高会显著提升居民的幸福水平。^[10]

随着研究的不断深入, 越来越多的因素被证实会对幸福感产生影响。HeikkiErvasti 指出失业会对幸福感产生显著的消极影响。^[11] Sanchez - Alvarez and Nicolas 发现情商与居民幸福感存在正相关关系。^[12] Guillen - Royoand, Monica 提出消费可以提升居民的幸福水平。^[13] 国内的学者针对幸福感问题也进行了深入而系统的研究, 赵新宇研究指出个体受教育水平的提高可以显著提升居民幸福水平。^[14] 闰丙金发现社会地位与居民幸福感存在正向关系。^[15]

近来, 学术界针对不平等现象对幸福感的影响展开了深入研究。很多学者发现收入不平等与居民幸福感存在显著负向关系。^[7, 16] 陈前恒等发现机会不平等会显著降低进城务工人员的幸福感。^[17] 王洪亮和屠亚富指出不平等程度的扩大将会显著抑制居民幸福感的提升。^[9] 同时期, 学术界对我国教育不平等的相关问题也进行了研究, 从已有的研究成果可以看出教育不平等会对居民的生活和工作产生十分深刻的影响^[18], 但对于教育不平等与居民幸福感之间的关系, 国内外学术界还鲜有研究。

本研究的边际贡献主要体现在以下两个方面: (1) 已有的相关研究主要是从个体受教育水平对居民幸福感的影响进行分析, 而本研究是基于教育不平等的角度分析对居民幸福感的影响, 教育不平等反映的是地区教育资源的分配和均衡问题, 而受教育水平反映的是个体的受教育程度, 在研究视角上两者具有本质区别。(2) 选择合适的工具变量, 一方面控制了模型的内生性问题, 使实证研究的成果更加可信; 另一方面, 为政策建议的提出提供依据和实证基础。

三、计量模型与数据说明

(一) 变量选取

本研究所采用的个体幸福感数据均来源于2016年发布的中国家庭追踪调查(CFPS)数据库。中国家庭追踪调查数据库调查的样本数量庞大, 调查手段十分可靠, 调查地域覆盖全国, 调

查结果具有很好的代表性; 它还提供了我国居民经济、心理、教育、健康和家庭关系等多方面数据。综合来看, 中国家庭追踪调查数据库的被调查样本符合当前我国居民的基本特征, 可以被用于研究影响我国居民幸福感的相关问题。

作为模型的被解释变量, 居民幸福感数据来源于被调查对象对自己幸福感的打分, 0分为最低分, 表示自己非常不幸福; 10分为最高分, 表示自己非常幸福。描述性统计结果显示被调查样本的幸福均值7.495, 表明我国居民幸福水平较高。

模型的核心解释变量为教育不平等程度, 度量教育不平等的指标有不少, 基尼系数是学术界测度社会公平最常用的方法, 因此本研究引入了Thomas设计的改进后的教育基尼系数计算方法来对我国各省份的教育不平等程度进行测度^[19], 避免了使用入学率和教育经费数据度量教育不平等所带来的问题, 马宏通过计算教育基尼系数对我国不同时期或不同省份的教育不平等程度进行了测度, 并取得了较好的实证结果。^[20] 教育基尼系数计算公式如下:

$$E_L = \frac{1}{\mu} \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} p_i |y_i - y_j| p_j$$

式中, E_L 表示教育基尼系数, μ 为平均受教育年限, p_i 和 p_j 分别表示一定受教育年限的人口比例, y_i 和 y_j 分别代表不同教育层次的受教育年限, n 表示受教育层次的分组数量, 参照已有的研究成果并根据我国现行的学年制度, 将受教育程度划分为5个层次, 分别为: 未上过学(受教育年限为0年), 小学阶段(受教育年限为6年), 初中阶段(受教育年限为9年), 高中或中专阶段(受教育年限为12年), 大专及以上阶段(受教育年限为16年)。

收入对居民幸福感具有显著影响是学术界公认的事实, 国内学者在分析了我国居民收入与幸福感的关系后发现, 绝对收入对居民幸福感影响较弱或不存在影响, 而相对收入对居民幸福感影响显著。^[21-22] 因此, 选用相对收入代表居民的收入情况。根据CFPS调查问卷中的问题“您的个人收入在本地属于?”被调查对象根据自己的收入在本地的档次进行打分, 其中0分为最低分, 表示自己的收入在本地属于最低水平; 5分为最高

分，表示自己的收入在本地属于最高档次。

根据已有的经济学和社会学的研究成果发现受教育水平、社会地位、性别、婚姻、健康状况、户口、年龄、就业状态、信仰和政治面貌均会对居民的幸福感产生影响。故在模型中添加这些变量作为控制变量：受教育水平（划分为 8 个层次：文盲、小学、初中、高中、大专、本科、研究生和博士，分别赋值为 1、2、3、4、5、6、7、8）、社会地位（1—5 分，1 分表示社

会地位低，5 分表示社会地位高）、性别（男性赋值为 1，女性赋值为 0）、婚姻（已婚赋值为 2，未婚赋值为 1）、健康状况（依据健康程度打分，1—5 分，1 分表示非常健康，5 分表示不健康）、户口（非农业户口赋值为 0，农业户口赋值为 1）、年龄、就业状态（失业赋值为 0，就业赋值为 1，退休赋值为 2）。同时，加入家庭人口数和是否拥有孩子（有孩子为 1，没有孩子为 0）作为被调查对象的家庭特征控制变量。

表 1 变量描述性统计

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
居民幸福感	7.495	2.163	0	10	20 242
教育基尼系数	0.214	0.025	0.176	0.269	20 242
相对收入	2.601	0.955	1	5	20 242
学历	2.573	1.310	0	8	20 242
年龄	44.688	13.545	16	87	20 242
婚姻	1.906	0.292	1	2	20 242
性别	0.541	0.498	0	1	20 242
户口	0.772	0.420	0	1	20 242
健康状况	2.893	1.219	1	5	20 242
社会地位	2.963	2.893	1	5	20 242
就业状态	1.044	0.239	0	2	20 242
是否为共产党员	0.070	0.255	0	1	20 242
是否有宗教信仰	0.732	0.443	0	1	20 242
家庭人口数	4.359	1.977	1	15	20 242
是否有孩子	0.879	0.326	0	1	20 242

（二）模型设定

为了详细考察迁移情况和家庭及个人特征如何影响样本的社会阶层，参考焦武的计量模型构建原理^[23]，运用排序 Probit 模型建立如下估计方程：

$$Y^*_i = \beta_1 q_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i (i = 1, 2, \cdots, N)$$

其中 Y^*_i 表示潜变量，是样本的幸福感的函数，它的值不能直接观察到，但可以通过与其他可观察变量建立数学模型，再进行相关推导计算出来。 ε_i 表示随机扰动项，且服从正态分布； q_i 表示样本所处省份的教育不平等程度； X_i 代表其他影响样本幸福感的个体特征和其他控制变

量。令 Y 表示被调查对象的幸福感，它的值越大说明个体的幸福感越强。假设存在切点 C_1 、 C_2 、 C_3 的情况下， Y 和 Y^*_i 的关系如下所示：

$$Y = 1 \text{ if } Y^*_i < C_1$$

$$Y = 2 \text{ if } C_1 \leq Y^*_i < C_2$$

$$Y = 3 \text{ if } C_2 \leq Y^*_i < C_3$$

由 Y 和 Y^*_i 的关系，可以得到 Y_i ：

$$\Pr(Y_i = 1) = \Pr(Y^*_i \leq C_1) = \Pr(\beta_1 q_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \leq C_1) = \Pr(\varepsilon_i \leq C_1 - \beta_1 q_i - \beta_2 X_i) = \Phi(C_1 - \beta_1 q_i - \beta_2 X_i)$$

$$\Pr(Y_i = 2) = \Phi(\beta_1 q_i + \beta_2 X_i - C_1) - \Phi(\beta_1 q_i + \beta_2 X_i - C_2)$$

$$\Pr(Y_i = 3) = \Phi(\beta_1 q_i + \beta_2 X_i - C_2) - \Phi(\beta_1 q_i + \beta_2 X_i - C_3)$$

其中 $\Phi(x)$ 表示一般正态分布的累积分布函数，这是由于 ε_i 服从正态分布，故：

$$\Pr(Y_i = 1) = \Phi(C_1 - \beta_1 q_i - \beta_2 X_i)$$

多元排序 probit 模型不同于一般的最小二乘法，其解释变量参数所表示的经济学含义是概率而非边际增加值。

四、实证分析

（一）实证结果

实证结果如表 2 所示。回归 1 主要是初步考察教育不平等程度、相对收入和社会地位对居民幸福感所产生的影响。考虑到个体及家庭特征对居民幸福感的影响，回归 2 中加入了个体特征变量，在回归 3 中加入被调查对象的家庭特征变量，进一步分析教育不平等对居民幸福感的影响。

从回归结果来看，核心解释变量系数显著，整体回归效果较好。回归 1 的结果显示教育不平等程度对居民幸福感的影响十分显著且系数为负，这表明样本所处省份的教育不平等程度越高会对其幸福感上升产生不利影响。同时可以看出相对收入和社会地位对于提高居民幸福感的概率具有较高的正向影响。从回归 2 中可以看出在加入了个体的特征变量后，教育不平等程度对居民幸福感的影响有所下降，但结果仍然显著为负。同时学历对居民幸福感影响为正且显著，这表明受教育水平提高有利于居民幸福感的上升，这与已有的研究成果相符合。回归 3 中加入了家庭特征变量后，并没有对教育不平等的系数产生较大影响，教育不平等对居民幸福感的影响始终相当显著且为负向影响。

（二）稳健性分析

为了检验结果的稳健性，引入两种检验模型稳健性的方法：替换估计法和 OLS 估计方法。运用 OLS 估计法对模型重新进行估计，估计结果见表 3 回归 1。采用替换估计法检验模型的稳健性，参考杨晶的做法^[6]，重新对居民幸福感进行划分，对于幸福感处于平均线以下的个体，

将其幸福感的值设为 0；对于幸福感处于平均线以上的个体，将其幸福感的值设为 1。将重新划分后的居民幸福感作为模型的被解释变量并改用二值 probit 模型进行估计，结果如表 3 回归 2 所示。从估计结果来看，模型各解释变量系数显著，核心解释变量和主要解释变量的估计结果与基准回归结果基本一致，这说明本文构建的模型估计结果是稳健的。

表 2 基准回归结果①

	回归 1	回归 2	回归 3
教育不平等程度	-5.693*** (0.304)	-4.767*** (0.314)	-4.754*** (0.314)
相对收入	0.090*** (0.010)	0.069*** (0.010)	0.069*** (0.010)
社会地位	0.168*** (0.010)	0.162*** (0.010)	0.162*** (0.010)
年龄		-0.001 (0.001)	-0.001* (0.001)
婚姻		0.207*** (0.027)	0.183*** (0.043)
性别		-0.123*** (0.015)	-0.122*** (0.015)
户口		-0.106*** (0.019)	-0.104*** (0.019)
健康状况		-0.176*** (0.007)	-0.176*** (0.007)
学历		0.013* (0.007)	0.013* (0.007)
就业状态		0.041 (0.031)	0.041 (0.031)
宗教信仰		0.002 (0.017)	0.001 (0.017)
是否为共产党员		0.080*** (0.027)	0.080*** (0.027)
家庭人口数			-0.004 (0.004)
是否有孩子			0.034 (0.040)
Loglikelihood	-38 625.159	-38 158.054	-38 157.197
Wald chi2	1101.73	1782.92	1784.27
N	20 242	20 242	20 242

① ***、**、* 分别表示分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；括号内的值为稳健标准误。以下各表同。

表 3 稳健性分析回归结果

	回归 1	回归 2
	OLS 估计	变量替换
教育不平等程度	-9.066*** (0.633)	-3.235*** (0.424)
相对收入	0.156*** (0.020)	0.106*** (0.013)
学历	0.063*** (0.014)	0.101*** (0.010)
年龄	-0.003* (0.001)	-0.001 (0.001)
婚姻	0.358*** (0.085)	0.080*** (0.063)
性别	-0.229*** (0.030)	-0.093*** (0.021)
户口	-0.217*** (0.037)	-0.207*** (0.029)
健康状况	-0.343*** (0.014)	-0.175*** (0.009)
社会地位	0.308*** (0.020)	0.162*** (0.012)
就业状态	0.091 (0.062)	0.011 (0.043)
宗教信仰	0.024 (0.033)	0.021 (0.023)
是否为共产党员	0.181*** (0.051)	0.235*** (0.048)
家庭人口数	-0.003 (0.007)	0.011 (0.005)
是否有孩子	0.070 (0.078)	0.104 (0.059)
常数项	8.520*** (0.213)	0.927*** (0.149)
Loglikelihood		-9 832.879 5
Waldchi2		1 478.64
N	20 242	20 242

（三）内生性分析

本研究的计量模型中，可能存在遗漏变量的问题，地区的文化教育底蕴和不同区域之间对教育重视程度的差异等不可观测的变量，可能既会影响个体的幸福感，同时影响教育不平等程度，这会导致内生性问题。为克服内生性，采用工具变量法进行两阶段估计，选择的工具变量是能够充分反映政府对教育工作重视程度和支持力度的指标。能够反映政府对教育重视程度的指标不少，如：财政支出中对教育方面的支出比例、专职教师与学生数量比、新增学校数量等。但这些变量往往只能从某一特定方面反映政府对教育的重视，实际上政府对教育的重视方式是多元的，既包括加大经济资源的投入，又包括行政资源的投入。例如，制定促进教育发展的法律法规、选派合适人选进入学校担任管理者等。因此想要综合考察政府对教育的重视程度和支持力度是有一定难度的。参考陈诗一的方法^[24]，笔者选取省级政府工作报告中与教育相关段落的字数占整篇政府报告字数的比重来度量政府对教育的重视程度和支持力度，同时考虑到教育不是一年两年就可以发展起来的，故统计了 2014 年前十年的省级政府工作报告中与教育相关段落的字数比重，再取平均值作为反映政府对教育的重视程度和支持力度的综合指标。

选择这一变量的原理，首先是因为政府工作报告既反映了政府过去一段时间的工作成果，又展示了政府在下一阶段的工作重点，因此采用政府工作报告中与教育相关段落的字数比重可以综合反映政府对教育的重视程度。其次，在我国公办教育仍占主导地位，教育资源集中在政府的手中，只有靠政府对教育资源合理分配才有可能改变地区教育不平等的现象，政府对教育越重视，地区的教育不平等现象就越有可能改善。最后，省级政府工作报告中教育相关段落的字数比重与居民的幸福感并不存在直接关系，满足工具变量外生性假定。因此使用省级政府工作报告中与教育相关段落的字数比重作为工具变量是合适的。

使用省级政府工作报告中与教育相关段落的字数比重作为反映政府对教育重视程度和支持力度的代理变量，不仅能够有效缓解模型内生性问题，而且还可以在统一的计量模型内分析政府教

育行为对教育不平等和居民幸福感产生的影响。运用二阶段回归对基准模型进行内生性检验，结果如表 4 所示。

表 4 内生性检验结果		
	第一阶段	第二阶段
	教育不平等程度	居民幸福感
IV	-7.012*** (0.041)	
教育不平等程度		-3.936*** (0.785)
控制变量	Yes	Yes
常数项	0.407*** (0.002)	7.401*** (0.239)
第一阶段 F 值	2 398.86	
DWH 检验		105.408 (P=0.0000)
N	20 242	20 242

根据 Durbin - Wu - Hausan 检验的内生性结果，p 值在 10% 的水平内拒绝了模型不存在内生性的问题。第一阶段回归结果显示，省级政府工作报告中与教育相关段落的字数比重对教育不平程度的影响系数为负值且在 1% 水平显著，证实了政府对教育的重视程度与教育不平等程度呈负相关的假设。同时一阶段 F 值远大于 10% 的临界值，故使用省级政府工作报告中与教育相关段落的字数比重做工具变量是合适的，且不存在弱工具变量选择问题。工具变量的估计结果显示，教育不平等的系数在 1% 的统计水平上显著为负，系数值为 -3.936。以上的回归结果表明，在控制了模型的内生性后，教育不平等仍对居民幸福感存在显著的负向影响，同时还表明政府提高对教育的重视程度有利于降低教育不平等程度。

(四) 异质性分析

孩子的教育问题一直是中国家庭的重中之重，中国古代就有孟母三迁的故事。在现代，许多家庭不惜投入大量资金甚至是举家移民就为了

给孩子提供一个更好的学习环境和升学机会。可以看出，孩子的教育问题一直受到中国家庭的高度重视，而教育不平等可能会影响到孩子的受教育水平进而影响到孩子未来的发展，由此猜想相比于没有孩子的居民，教育不平等会对有孩子居民的幸福水平产生更大影响。为了验证这一想法，笔者建立了被调查对象是否有孩子与教育不平等的交叉项，通过考察该交叉项的系数大小，判断有孩子是否会影响教育不平等对居民幸福感的影响程度。结果如表 5 所示。

表 5 不同家庭特征下教育不平等对居民幸福感的影响①

	回归 1	回归 2
教育不平等程度	-4.754*** (0.314)	-3.169*** (0.856)
是否有孩子	0.034 (0.040)	0.413** (0.196)
是否有孩子 * 教育基尼系数		-1.797** (0.913)
控制变量	Yes	Yes
Log likelihood	-38 157.197	-38 155.269
Wald chi2	1 784.27	1 785.91
N	20 242	20 242

由表 5 回归 2 所示，教育不平等变量的系数值显著为负；同时，是否有孩子与教育不平等的交叉项系数值显著为负，且值为 -1.797。这表明无论是否有孩子，教育不平等都会对居民幸福感产生影响，但对于有孩子的个体，教育不平等对其幸福水平的影响程度更大。

五、传导机制分析

以上的研究成果实际上已经表明教育不平等会对居民的幸福水平产生负向影响，那么教育不平等对幸福水平产生影响的机制又是什么呢？已有研究成果表明，教育不平等往往与居民受教育水平呈现负相关关系。Thomas 通过分析不同国家的

① ***、**、* 分别表示分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；括号内的值为稳健标准误。

教育基尼系数发现，教育基尼系数与劳动力的受教育水平存在负相关关系。^[19]文晓国运用我国 31 个省份的人口数据发现教育基尼系数较高的省份其人均受教育水平往往提升较慢。^[25]另一方面，在我国当前的社会背景下，个人受教育水平将会直接影响其社会地位和收入水平^[26]，而个人的社会地位和收入水平将会显著影响其幸福感水平，可见教育不平等对居民幸福感的影响是十分深刻的。因此，教育不平等可能首先会影响个体的受教育水平，再通过居民受教育水平的差异对个体收入水平产生影响，并进一步影响居民的幸福感。为了验证这一想法，笔者基于 CFPS 数据考察了教育基尼系数与居民受教育水平间的关系以及受教育水平对收入水平的影响。结果如表 6 所示。

表 6 教育基尼系数对受教育水平的影响		
	受教育水平	收入水平
教育不平等程度	-7.878*** (0.321)	
受教育水平		0.0178** (0.007)
控制变量	Yes	Yes
Loglikelihood	27 310.463	-26 234.666
Wald chi2	8 102.43	116.75
N	20 242	20 242

由表 6 展示的结果可以看出，教育基尼系数确实与受教育水平呈现负相关关系，同时个体的受教育水平将会显著且正向影响其收入水平。因此，教育不平等可能是通过影响个体受教育水平和收入水平这两个中介变量，从而对居民生活产生重要的影响。居民幸福感是被调查居民的感受，只有对居民的物质上或精神上具有重要性的东西才会影响其幸福感。同理，正是因为教育不平等会影响到个体的受教育水平和收入水平，所以凸显了教育不平等会对居民生活产生较大影响，教育不平等才会显著影响居民幸福感。猜想过程可由图 1 所示：

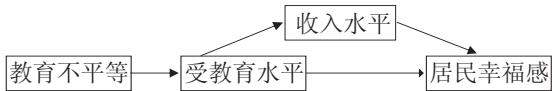


图 1 教育不平等影响居民幸福感的机制

为了进一步分析教育不平等影响居民幸福感的作用机制，引入多步中介的 Bootstrap 中介效应检验方法，考察了两条中介路径：路径 1：教育不平等→受教育水平→居民幸福感；路径 2：教育不平等→受教育水平→收入水平→居民幸福感。运用 SPSS 计量软件，参照 Hayes 提出的多步中介变量的检验方法^[27]，进行 Bootstrap 中介变量检验，样本量选择为 5 000，设置 95% 的置信区间。计量结果如表 7 所示。

表 7 中介效应检验 ^①				
路径	效应值	BootSE	BootLLCI	BootULCI
教育不平等→学历→居民幸福感	-1.281	0.126	-1.538	-1.038
教育不平等→学历→收入→居民幸福感	-0.055	0.021	-0.097	-0.014

结果表明，“教育不平等→受教育水平→居民幸福感”的中介路径显著（95% 置信区间下 CI 值范围为 -1.538 至 -1.038，不包含 0），中介效应作用值为 -1.281；“教育不平等→受教育水平→收入水平→居民幸福感”的中介路径

显著（95% 置信区间下 CI 值范围为 -0.097 至 -0.014，不包含 0），中介效应作用值为 -0.055。可见两条路径都是真实存在的，即教育不平等会通过影响受教育水平和收入水平，进而影响居民的幸福感水平。

① 表中学历等同于前文的受教育水平。

六、结论与政策建议

首先从理论上分析了教育不平等对居民幸福感的影响,并使用中国家庭追踪调查数据实证考察了教育不平等对居民幸福感的影响。其次,为避免内生性引起的估计偏差,使用省级政府工作报告中关于教育的相关段落占比作为工具变量进行估计。最后考察了教育不平等对居民幸福感产生影响的传导机制。研究结果表明:(1)在控制个体特征和家庭特征之后,在1%的置信水平下,教育不平等会降低居民幸福感水平上升的概率。(2)对于有孩子的个体,教育不平等对其幸福感影响程度更大。(3)教育不平等对居民幸福感产生影响的作用机制是通过影响个体的受教育水平、收入水平。

改善教育不平等带来的好处是显而易见的,一方面可以有效提高我国国民的整体受教育水平,提高劳动力整体素质,助推经济高质量发展;另一方面,有利于提升我国居民的幸福感水平,促进社会和谐。研究结果表明要改善我国现在的教育不平等现象,仍然需要政府加强对教育的重视程度和管理力度,合理调配教育资源。可以从两方面着手改变我国当前教育不平等的现状:(1)中央政府从宏观层面协调教育资源分配,加强对教育弱省的教育资源投入,引导和鼓励社会资本兴办教育。地区经济发展水平往往决定了地方政府对教育的投入能力,如果地方政府财政收入不高导致政府对教育的投入不够会使教育发展落后,落后的教育又会反过来影响地区的经济发展水平,如此便形成了恶性循环,不利于地区经济和教育的发展。因此需要中央政府统筹教育资源,加强对教育弱省的扶持,改善地区教育不平等现象。(2)省级政府应对省内教育资源进行合理分配,加强对农村教育资源的投入,提高对教育的财政投入和政策倾斜,提高教师待遇,鼓励高素质人才投身教育事业。当前我国城乡教育水平还存在较大差距,农村教育的发展面临着资金投入不足、教师紧缺、教学硬件不到位等现象,提高对农村教育的资源投入可以有效改善农村教育水平,有利于我国的乡村振兴战略,促进农村经济的发展。同时政府也应提高教师待

遇,吸引优秀人才投身教育事业,积极改善教育不平等现象,促进居民幸福水平的提升。

[参考文献]

- [1] EASTERLIN, R. Will raising the incomes of all increase the happiness of all [J]. *Journal of Economic Behaviour and Organization*, 1995, 27: 35-47.
- [2] 陆铭, 蒋仕卿, 佐藤宏. 公平与幸福 [J]. *劳动经济研究*, 2014 (2): 26-48.
- [3] DIENER, ED. New findings and future directions for subjective well-being research [J]. *American Psychologist*, 2012 (8): 590-597.
- [4] 何宝平, 高云鹏, 景国成. 农民工犯罪心理的社会支持与主观幸福感分析 [J]. *社会心理科学*, 2007 (Z2): 141-145.
- [5] IFCHER, JOHN. Income inequality and well-being in the US: evidence of geographic scale and measure dependence [J]. *Journal of Economic Inequality*, 2019 (3): 415-434.
- [6] 杨晶, 孙飞, 申云. 收入不平等会剥夺农民幸福感吗——基于社会资本调节效应的分析 [J]. *山西财经大学学报*, 2019, 41 (7): 1-13.
- [7] 何立新, 潘春阳. 破解中国的“Easterlin悖论”: 收入差距、机会不均与居民幸福感 [J]. *管理世界*, 2011 (8): 11-22; 187.
- [8] 陈前恒, 胡林元, 朱祎. 机会不平等认知与农村进城务工人员的幸福感 [J]. *财贸研究*, 2014, 25 (6): 45-52.
- [9] 王洪亮, 屠亚富. 中国“幸福——收入之谜”现象研究 [J]. *南京审计学院学报*, 2016, 13 (2): 31-39.
- [10] EASTERLIN, R A. Does economic growth improve the human lot? some empirical evidence [J]. *Nations and Households in Economic Growth*, 1974: 89-125.
- [11] HEIKKIERVASTI, TAKIS VENETOKLIS. Unemployment and subjective well-being [J]. *Acta Sociologica*, 2010: 119-139.
- [12] SANCHEZ-ALVAREZ, NICOLAS. The relation between emotional intelligence and subjective well-being: a meta-analytic investigation [J]. *Journal of Positive Psychology*, 2016 (3): 276-285.
- [13] GUILLEN-ROYO, MONICA. Consumption and subjective wellbeing: exploring basic needs, social comparison, social integration and hedonism in peru

- [J]. *Social Indicators Research*, 2008 (3): 535-555.
- [14] 赵新宇, 范欣. 教育影响幸福吗? ——基于中国问卷调查数据的实证研究 [J]. *吉林大学社会科学学报*, 2014, 54 (1): 68-76; 173.
- [15] 闰丙金. 收入、社会阶层认同与主观幸福感 [J]. *统计研究*, 2012, 29 (10): 64-72.
- [16] GRAHAM, FELTON. Inequality and happiness: insights from Latin America [J]. *Journal of Economic Inequality*, 2006 (4): 107-122.
- [17] 陈前恒, 胡林元, 朱祎. 机会不平等认知与农村进城务工人员的幸福感 [J]. *财贸研究*, 2014, 25 (6): 45-52.
- [18] 吕炜, 杨沫, 王岩. 城乡收入差距、城乡教育不平等与政府教育投入 [J]. *经济社会体制比较*, 2015 (3): 20-33.
- [19] THOMAS, V, WANG Y, FAN X. Measuring education inequality: gini coefficients of education [J]. *Policy Research Working Paper Series*, 2001, 1 (100): 43-50.
- [20] 马宏. 教育不平等程度影响金融发展的收入分配效应吗? ——基于中国省际面板数据的实证研究 [J]. *华中师范大学学报 (人文社会科学版)*, 2018, 57 (6): 74-82.
- [21] 官皓. 收入对幸福感的影响研究: 绝对水平和相对地位 [J]. *南开经济研究*, 2010 (5): 56-70.
- [22] 罗楚亮. 绝对收入、相对收入与主观幸福感——来自中国城乡住户调查数据的经验分析 [J]. *财经研究*, 2009, 35 (11): 79-91.
- [23] 焦武. 宏观经济变量冲击与中国经常账户波动 [J]. *财经研究*, 2010, 36 (8): 100-110.
- [24] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展 [J]. *经济研究*, 2018, 53 (2): 20-34.
- [25] 文晓国. 中国教育发展与教育平等的城乡考察——基于最近三次人口普查资料的实证研究 [J]. *教育与经济*, 2016 (3): 29-36.
- [26] 商晨, 茹玉骢. 教育是否有助于社会垂直流动? [J]. *浙江学刊*, 2018 (6): 94-104.
- [27] HAYES A F. An introduction to mediation, moderation and conditional process analysis: A regression based approach [M]. New York: Guilford Press, 2013.

On the Influence of Education Inequality on Residents' Subjective Well-being

ZHU Jian-wen, HUANG Zhen-dong

(School of Economics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu233030, China)

Abstract: Based on the data of China Family Panel Studies (CFPS) in 2014, this paper analyzes the impact of education inequality on residents' subjective well-being and its internal mechanism, and uses the instrumental variable method to control the endogenous problem of the model. The results show that: (1) education inequality had a negative impact on residents' subjective well-being; (2) education inequality had a negative impact on residents' educational level and income, which was the mechanism by which education inequality affected residents' well-being; (3) education inequality had a greater impact on the happiness of individuals with children than those without children. Policy implications: the government should pay more attention and allot more resources to education to reduce education inequality and promote residents' well-being.

Key words: education inequality; subjective well-being; mechanism research

(责任编辑 陈蒙腰)