

共同富裕背景下父母受教育程度对子代收入的影响

——基于 CGSS2017 年调查数据

范晓莉, 赵添悦

(天津城建大学 经济与管理学院, 天津 300384)

摘要:以 CGSS(中国综合社会调查)2017 年的微观数据为基础,分析父母受教育程度对子代收入的影响,并考察子代受教育程度的中介作用。研究发现:父母受教育程度对子代收入具有显著的正向增收效应,且与农村相比,城镇样本的正向增收效应更高;父母受教育的不平等会进一步拉大子代收入差距;父母受教育程度对子代收入的影响存在异质性特征,从分区域来看,东西部地区较为明显,而从不同家庭经济状况考察,对不高于平均水平的家庭影响程度更高;子代受教育程度在父母受教育程度对子代收入的增收效应中存在部分中介作用。

关键词:父母受教育程度;子代收入;分位数回归;中介效应

中图分类号:F126 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2023)11-0169-10

党的二十大报告指出,新征程扎实推进共同富裕应把缩小中国贫富差距这一问题放在首要位置,其中不难发现收入不平等是造成贫富差距的重要原因之一^[1]。收入不平等不仅受到地区经济发展水平、产业结构升级等宏观因素的制约,还受到由父母受教育程度、职业地位与社会关系等方面组成的家庭背景造成的影响^[2]。深入探讨收入的影响因素是减轻贫富差距的应有之义,亦是实现中国共同富裕的迫切需求。随着国家经济高质量发展的逐步推进,人才已然成为引领经济社会发展的第一资源^[3]。教育不仅能够提高人们的知识专业化程度,加大人力资本积累,还能直接影响个人收入水平,进而对经济增长产生促进作用^[4]。

在以往关于教育与收入之间关系的研究中,学者们普遍认为居民的教育水平对其收入的影响是显著的^[5-7]。还有一些学者研究发现,子代的收入水平会受到父母受教育程度的影响。例如刘泽云和袁青青把父母受教育程度纳入家庭教育背景中,证实父母受教育程度对子代收入具有显著的正向促进作用,认为其是通过对子代的教育投资进而对子代的收入水平产生影响^[2]。特别是随着中国高等教育普及化后,高等教育代际传递现象也相继出现。但值得关注的是,父母受教育程度对子代收入有何影响?父母受教育程度是通过什么中介进而来影

响子代收入?由此,本文从微观数据出发,基于共同富裕的背景下,并以 2017 年中国综合社会调查的微观调查数据为样本,研究父母受教育程度对子代收入的影响效应,以期为国家共同富裕的切实推进提供可行的参考依据和政策启示。

1 文献综述与研究假设

1.1 教育与居民收入

在高质量发展视域下,实现中国式教育现代化与“提低扩中”是扎实推进共同富裕的关键举措^[8-9]。已有研究发现有关教育对居民个人增收影响的实证结论并不完全相同,如美国学者 Watson 和 James^[10]估计中国 1960—1970 年的教育收益率为负值,说明当时教育对增收呈现负向影响效应。与之不同,Psacharopoulos 和 Patrions^[11]、Faggio 等^[12]研究发现,教育不仅有助于降低贫困人口的知识困境,还能树立积极的工作态度、提高生产力,同时能起到对增收的促进作用。国内学者王广慧和张世伟^[5]证实了农村劳动力的受教育程度越高,增收效果越显著;邹一南^[13]认为加大对农民工的教育与培训力度,增强其人力资本的持续性积累进而有利于促进收入水平的提高。另外,也有学者提出为使乡村振兴补上共同富裕的短板,中国不仅应向农村分配优质的教育资源来缩小农村与城镇在人力资本积累上的差距,还应积极推进乡村普惠性教

收稿日期:2023-01-09

作者简介:范晓莉(1982—),女,黑龙江绥化人,天津城建大学经济与管理学院,副教授,博士,研究方向为城市与区域经济;赵添悦(1999—),女,河北唐山人,天津城建大学经济与管理学院,硕士研究生,研究方向为城市问题与产业经济。

育,进而使农民由低等收入行列转向中等收入行列^[14-15]。总体来看,大部分学者均得出了教育对居民收入是具有显著效果这一研究结论,为接下来的内容提供了理论依据。

教育对居民收入的正向促进作用已得到广泛证实,而探讨父母受教育程度对子代收入的影响更是共同富裕战略的题中之义。刘泽云和袁青青^[2]、王婷和李科宏^[16]分别采用不同的研究方法,最终均证实父母受教育程度与子代收入之间存在显著的正向作用,即随着受教育年限的增加,子代中高等收入人群比例也有所提高。

由此提出假设 1:父母受教育程度对子代收入有显著影响。

在国际社会上,越来越多的学者把教育作为衡量国家与社会民生福祉的重要指标,普遍认为教育投资会带来较高的经济和社会回报^[17]。国外学者 Deschenes^[18]在研究中发现父亲受教育程度对子代收入呈现显著的正向影响,而母亲受教育程度对子代收入则产生负向作用,即对子代增收的影响程度而言,父亲的影响程度远高于母亲的影响程度。但国内学者张世伟和吕世斌^[19]研究证实父母受教育程度对子代收入具有正向促进作用,其中母亲的受教育程度对子代收入的影响效果更大。蔡蔚萍^[20]则进一步利用地位获取模型,将家庭背景中的母亲影响因素单独提炼出来,研究发现母亲的受教育程度对子代教育获得的影响更高,但对子代收入的影响则与父亲持平。综上所述,通过对以往学者的研究结论进行整理发现,父亲、母亲受教育程度对子代收入的影响程度是不相同的。

由此提出假设 2:父母受教育程度对子代收入的影响程度不一致。

1.2 教育与收入不平等

最初的人力资本理论认为教育是促进收入公平的重要途径,因为它具有资源重新配置能力,能使各个居民阶层的收入趋于平等化。然而,白雪梅和吕光明^[21]提出了不同的观点,认为教育并不是一直在降低收入不平等程度,教育与收入不平等的关系是受国家整体经济程度的影响,由于发达国家具有完善的劳动市场的平等化效应,随着居民受教育程度的不断提高,其收入不平等程度就会降低;但发展中国家劳动市场的平等化效应较低,在控制相同研究变量的基础上,居民收入不平等程度可能降低也可能升高。另外,教育公平不仅是阻断贫困代际传递的有效途径,还是实现共同富裕的最根本抓

手^[22]。在 2013—2018 年期间,由于中国农村居民受教育程度出现了差距扩大现象,从而减缓了多维贫困的进程^[23]。为缓解收入不平等导致的阶层固化,有学者提出“削峰填谷”的解决方法,但由于此方法严重抑制了高等收入群体的积极性,并不是长久之计。因此需要转换思维,通过提倡职业教育来加大中、低等收入人群的增收能力才是缓解阶层固化的有效措施,同时教育资源的集聚效应加剧了收入不均等^[9,24]。还有大部分学者认为教育不平等将会加剧收入不平等,其中童光荣和罗婵^[6]、陈晓东等^[25]证实了受教育程度对收入不平等的影响程度会降低,同时教育的不公平会进一步加剧居民收入的不平等。

由此提出假设 3:父母受教育的不平等会加剧子代收入的不平等。

1.3 父母受教育程度对子代收入的内在影响机制

一般而言,当家庭教育投资增大时,不仅可以提高本人的人力资本积累进而影响收入水平,还能对子代收入产生积极促进作用^[19]。若将父亲和母亲受教育程度进行区分来研究其对子女教育投资的影响,发现母亲受教育程度对子女家庭教育投资的作用性更强。另外,当父母受教育程度越高时,除了能加大对其家庭教育的投资力度,其自身的是非认知能力也很高,能更好地辅导孩子学业促进子代受教育水平提高,实现子代人力资本积累进而影响子代的未来收入水平^[2,26]。

由此提出假设 4:父母受教育程度越高,子代受教育水平越高,进而促进了子代收入水平的提升。

2 研究设计

2.1 数据来源与处理

样本信息来源于 2017 年中国综合社会调查 (Chinese General Social Survey, CGSS) 的数据库, CGSS 是中国首个全国性质的学术型社会调查项目,其数据结果具有权威性。从 2003 年开始,由中国人民大学联合全国学术机构对一万多户家庭进行严格的抽样调查,项目调查区域覆盖了河北、北京、河南等 28 个省份。2017 年的统计调查结果有效样本共有 12 582 份。由于本文主要研究的是子代收入问题,故筛选出年龄在 18~60 岁的样本,并剔除在问卷中出现“不知道、不适用、拒绝回答”等无效样本,最终得到有效样本 6 176 份。

2.2 变量设置

2.2.1 被解释变量

被解释变量为个人收入,在 CGSS 问卷调查中

有很多跟收入相关的数据,如个人去年全年总收入、家庭全年总收入、配偶全年总收入等。参考祁占勇和何佑石^[27]的经验,选择个人去年全年总收入作为被解释变量,通过问卷“您个人去年全年的总收入是多少?”的回答来获取样本。

2.2.2 核心解释变量

核心解释变量为父亲受教育程度与母亲受教育程度。通过参考张欣和陈新忠^[28]的做法,对父亲、母亲受教育程度分别进行赋值,通过问卷“您父亲的最高教育程度是?”和“您母亲的最高教育程度是?”两个问题的回答来获取样本。

2.2.3 控制变量

除了父母受教育程度对子代收入产生影响,还有很多因素能够影响研究结果,为了提高估计的精确度,借鉴相关研究经验,控制变量由个体属性与家庭属性两方面控制变量组成。个体属性控制变量由年龄、年龄的平方、性别、户籍、地区、婚姻状况与健康状况组成,家庭属性控制变量由家庭经济状况来表示。其中,性别、户籍、婚姻状况为虚拟变量,健康状况与家庭经济状况为连续变量,按照程度依次赋值。

2.2.4 中介变量

中介变量为本人受教育程度。为了更加科学严谨地反映本人受教育程度,问卷中采用“A7a.

您目前的最高教育程度是?”这个问题,借鉴张欣和陈新忠^[28]的研究做法,对本人受教育程度进行赋值。所有变量的定义、符号、描述及赋值如表 1 所示。

2.3 模型构建

考虑到被解释变量子代收入是连续变量,故使用 OLS 法进行基准回归,构建计量模型来研究父母受教育程度对子代收入的影响,并采用稳健标准误来进一步保障计量结果的准确性。构建计量回归模型为

$$\text{Ln income}_i = \alpha_1 + \alpha_2 \text{Edu_f}_i + \alpha_3 x_i + \epsilon_i \quad (1)$$

$$\text{Ln income}_i = \alpha_4 + \alpha_5 \text{Edu_m}_i + \alpha_6 x_i + \epsilon_i \quad (2)$$

式中: i 为第 i 个个体; Ln income_i 为第 i 个子代的收入; α_1 与 α_4 分别为模型(1)与模型(2)的常数项, edu_f_i 和 edu_m_i 分别为父亲、母亲受教育程度; α_2 与 α_5 分别为父亲、母亲受教育程度对子代收入影响的回归系数; x_i 为由个体属性和家庭属性两方面组成的控制变量; α_3 与 α_6 分别为控制变量对子代收入影响的回归系数; ϵ_i 为随机扰动项。由于模型涉及多个变量,为了保障变量选取的准确性与适度性,对所有研究变量都进行了 VIF 检验,结果均为 1.02~2.26 且 VTF 均值为 1.56,小于 5,说明构建的计量回归模型不存在严重的多重共线性问题。变量的描述性统计如表 2 所示。

表 1 变量的设定与赋值方法

变量		符号	描述	赋值
被解释变量	个人收入	Ln income	A8a. 您个人去年(2016)全年总收入是多少(取对数)	具体数值
核心解释变量	父亲受教育程度	Edu_f	A89b. 您父亲的最高教育程度是	没有受过任何教育=1,私塾、扫盲班=2,小学=3,初中=4,职业高中=5,普通高中=6,中专=7,技校=8,大学专科(成人高等教育)=9,大学专科(正规高等教育)=10,大学本科(成人高等教育)=11,大学本科(正规高等教育)=12,研究生及以上=13
	母亲受教育程度	Edu_m	A90b. 您母亲的最高教育程度是	同上
个人方面控制变量	年龄	Age	A3. 您的出生日期时什么	2017-出生年份
	年龄的平方	Age2	根据变量年龄取平方再除以 100 计算	具体数值
	性别	Gender	A2. 性别	女=0,男=1
	户籍	Urban	A18. 您目前的户口登记状况是	农业户口=0,非农业户口、居民户口=1
	地区	Id	以调查问卷采访的地点为准	28 个地区依次赋值
	婚姻状况	Marry	A69. 您目前的婚姻状况是	未婚=0,同居、初婚有配偶、再婚有配偶、分居未离婚、离婚、丧偶=1
家庭方面控制变量	健康状况	Health	A15. 您觉得您目前的身体健康状况是	很不健康=1,比较不健康=2,一般=3,比较健康=4,很健康=5
	家庭经济状况	Status	A64. 您家的家庭经济状况在所在地属于哪一档	远低于平均水平=1,低于平均水平=2,平均水平=3,高于平均水平=4,远高于平均水平=5
中介变量	本人受教育程度	Edu	A7a. 您目前的最高教育程度是	同“父亲受教育程度”赋值方法

表 2 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
子代收入水平	6 176	10. 205	1. 193	4. 605	16. 111
父亲受教育程度	6 176	3. 375	2. 379	1	13
母亲受教育程度	6 176	2. 665	2. 11	1	13
地区	6 176	12. 989	7. 57	1	28
年龄	6 176	42. 362	11. 093	18	60
年龄的平方/100	6 176	19. 176	9. 202	3. 24	36
性别	6 176	0. 515	0. 5	0	1
户籍	6 176	0. 47	0. 499	0	1
婚姻状态	6 176	0. 875	0. 33	0	1
健康状况	6 176	3. 726	1. 012	1	5
家庭经济状况	6 176	2. 605	0. 727	1	5

3 实证结果与分析

3.1 基准回归与 Bootstrap 分位数回归

基于父亲的角度分析,模型(1)仅研究父亲受教育程度对子代收入的影响,系数为 0. 162,说明父亲的受教育程度每提高一个等级,子代收入就会提高 16. 2%。在此基础上,逐次对模型添加个人属性控制变量和家庭属性控制变量,如模型(3)所示,父亲的受教育程度每提高一个等级,子代的年收入就会增长 4. 6%,且回归系数在 1%的水平

上显著为正。基于母亲的角度分析,模型(6)回归结果显示,母亲的受教育程度每提升一个等级,子代的年收入就会上升 5. 6%,且回归系数在 1%的水平上显著为正(表 3)。无论父亲还是母亲,除了年龄的平方、地区这两个变量的回归系数为负值外,其余变量对子代收入均有显著正向增收效应。假设 1 得到验证。对比父母受教育程度对子代收入影响的差异可知,父母受教育程度对子代收入的影响是不一致的。这一结果与中国式家庭分工密切相关,在大部分家庭中,都是由母亲负责教育子女,子女的人力资本积累主要受到母亲的影响更多一些。同样,刘文^[29]关于教育“拼妈”现象,即父母参与程度对子代教育的影响研究证实,母亲比父亲更多地参与到子代的教育过程,且当母亲受教育水平越高,参与程度越为积极。当母亲受教育程度较高时,收入水平、家庭地位也会得到相应的提高,可能会选择只生一个孩子的几率更大一些,因此给予孩子的各种资源也会越来越好,孩子得到优质的人力资本积累,收入也会提高。故父母受教育程度对子代收入的影响程度不一致。假设 2 得到验证。

表 3 父母受教育程度对子代收入的影响:基准回归结果

变量	子代收入					
	从父亲角度分析			从母亲角度分析		
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
父亲(母亲)受教育程度	0. 162***	0. 06***	0. 046***	0. 193***	0. 072***	0. 056***
	(0. 007)	(0. 007)	(0. 006)	(0. 007)	(0. 008)	(0. 007)
年龄		0. 073***	0. 073***		0. 079***	0. 078***
		(0. 011)	(0. 011)		(0. 011)	(0. 011)
年龄的平方		−0. 109***	−0. 109***		−0. 115***	−0. 114***
		(0. 013)	(0. 013)		(0. 013)	(0. 012)
性别		0. 422***	0. 429***		0. 422***	0. 429***
		(0. 025)	(0. 024)		(0. 025)	(0. 024)
户籍		0. 707***	0. 656***		0. 703***	0. 652***
		(0. 028)	(0. 027)		(0. 028)	(0. 027)
婚姻状态		0. 255***	0. 214***		0. 255***	0. 215***
		(0. 048)	(0. 045)		(0. 048)	(0. 046)
健康状况		0. 208***	0. 147***		0. 209***	0. 149***
		(0. 014)	(0. 014)		(0. 014)	(0. 014)
地区		−0. 026***	−0. 026***		−0. 025***	−0. 025***
		(0. 002)	(0. 002)		(0. 002)	(0. 002)
家庭经济状况			0. 383***			
			(0. 018)			
cons	9. 657***	7. 812***	7. 115***	9. 691***	7. 663***	6. 995***
	(0. 027)	(0. 229)	(0. 225)	(0. 025)	(0. 230)	(0. 227)
obs	6 176	6 176	6 176	6 176	6 176	6 176
R ²	0. 105	0. 329	0. 378	0. 116	0. 329	0. 379

注:括号内为稳健标准差;***、**、* 分别为在 1%、5%、10%的水平上显著。cons 为模型的常数项,obs 为有效样本数量。R² 在统计学中是一种衡量回归模型预测能力的统计量。

以上分析基本证实父亲、母亲受教育程度能够显著促进子代收入的增加。但是需要注意的是,以上结论是基于全样本的平均效应,并没有考虑到不同子代收入水平下的作用效果。为了得到更为全面的研究结论,采用分位数回归法,以不同分位数水平下的子代收入作为研究对象,分别分析父亲、母亲受教育程度的影响特点,为使回归结果更为稳健,采用 Bootstrap 分位数回归,估计结果如表 4 所示。

把子代收入水平进行划分, $\theta=20$ 为低等收入水平, $\theta=40$ 与 $\theta=60$ 为中等收入水平, $\theta=80$ 为高等收入水平。分位数回归结果显示,父母受教育程度对各个阶段的子代收入水平都具有显著正向增收作用,所得到的结论与全样本回归结论是一致的,能进一步证实父母受教育程度对子代收入是具有显著正向增收效果这一研究结论。把不同分位数水平下的回归结果与总样本的回归结果相比,基于父亲的角度分析,除了低等收入水平,中、高等收入水平的增收效果均大于总样本的增收效果,说明父亲受教育程度对子代收入的影响更集中于中、高等收入水平的子代上;基于母亲的角度分析,只有高等收入水平下母亲受教育程度对子代收入的影响是高于全样本平均效应的回

归结果。对于影响程度而言,无论是父亲受教育程度还是母亲受教育程度,对不同收入水平下的子代的影响系数是不相同的,即影响程度不一致。

采用祁占勇等^[30]的研究做法,由于被解释变量为子代收入的对数值,故父母受教育程度变量前的回归系数,可视为父母受教育程度作用于子代的教育回报率。从图 1 和图 2 可以直观看出,随着子代收入水平的增大,教育回报率也在提升。由上文分析可知,高等收入水平下的教育回报率高于全样本基准回归的教育回报率,图 1 和图 2 也呈现高等收入水平人群的教育回报率较高的特征,表明父母受教育的不平等会加剧子代收入的不平等,将会进一步扩大我国居民收入差距问题。假设 3 得到验证。

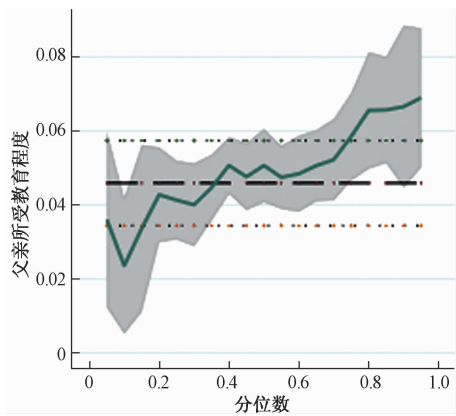
3.2 稳健性检验

进一步采用袁青青和刘泽云^[31]的做法,对实证结果进行稳健性检验。首先根据调查者的户籍所在地进行划分,分为城镇样本和农村样本,回归结果如表 5 所示。结果显示,无论是从父亲、母亲的角度分析,还是基于城镇、农村样本研究,父母受教育程度对子代收入均有显著正向增收效果,假设 1 再次得到验证,其结果具有稳健性。同时,进一步发现

表 4 父亲(母亲)受教育程度对子代收入影响:分位数回归结果

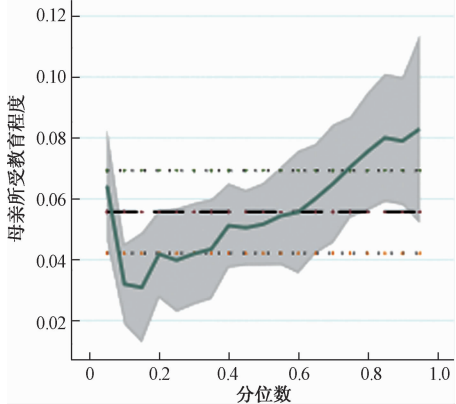
变量	从父亲角度分析					从母亲角度分析				
	全样本	$\theta=20$	$\theta=40$	$\theta=60$	$\theta=80$	全样本	$\theta=20$	$\theta=40$	$\theta=60$	$\theta=80$
父亲(母亲) 受教育程度	0.046*** (0.006)	0.043*** (0.008)	0.051*** (0.006)	0.048*** (0.007)	0.066*** (0.007)	0.056*** (0.007)	0.042*** (0.011)	0.051*** (0.008)	0.056*** (0.008)	0.076*** (0.008)
年龄	0.073*** (0.011)	0.075*** (0.017)	0.034*** (0.012)	0.049*** (0.011)	0.051*** (0.010)	0.078*** (0.011)	0.075*** (0.016)	0.032 * * (0.013)	0.048*** (0.011)	0.057*** (0.010)
年龄的平方	-0.109*** (0.013)	-0.113*** (0.019)	-0.062*** (0.015)	-0.075*** (0.013)	-0.081*** (0.012)	-0.114*** (0.012)	-0.113*** (0.019)	-0.060*** (0.015)	-0.076*** (0.013)	-0.087*** (0.012)
性别	0.429*** (0.024)	0.431*** (0.037)	0.422*** (0.029)	0.398*** (0.029)	0.400*** (0.027)	0.429*** (0.024)	0.422*** (0.039)	0.425*** (0.031)	0.388*** (0.030)	0.398*** (0.028)
户籍	0.656*** (0.027)	0.833*** (0.043)	0.622*** (0.028)	0.537*** (0.029)	0.500*** (0.031)	0.652*** (0.027)	0.834*** (0.044)	0.623*** (0.029)	0.523*** (0.029)	0.496*** (0.032)
婚姻状态	0.214*** (0.045)	0.255*** (0.078)	0.158*** (0.059)	0.090 * (0.050)	0.134*** (0.049)	0.215*** (0.046)	0.242*** (0.077)	0.176*** (0.056)	0.104** (0.045)	0.125** (0.052)
健康状况	0.147*** (0.014)	0.187*** (0.018)	0.132*** (0.015)	0.114*** (0.015)	0.094*** (0.014)	0.149*** (0.014)	0.199*** (0.019)	0.140*** (0.017)	0.114*** (0.014)	0.097*** (0.013)
地区	-0.026*** (0.002)	-0.029*** (0.003)	-0.026*** (0.002)	-0.023*** (0.002)	-0.021*** (0.002)	-0.025*** (0.002)	-0.028*** (0.003)	-0.026*** (0.002)	-0.022*** (0.002)	-0.019*** (0.002)
家庭经济 状况	0.383*** (0.018)	0.394*** (0.031)	0.366*** (0.021)	0.342*** (0.020)	0.350*** (0.019)	0.383*** (0.018)	0.386*** (0.032)	0.375*** (0.024)	0.355*** (0.020)	0.356*** (0.019)
cons	7.115*** (0.225)	6.172*** (0.344)	7.906*** (0.244)	8.250*** (0.228)	8.533*** (0.216)	6.995*** (0.227)	6.174*** (0.339)	7.900*** (0.275)	8.157*** (0.225)	8.401*** (0.214)
obs	6 176	6 176	6 176	6 176	6 176	6 176	6 176	6 176	6 176	6 176
R ²	0.378	0.245	0.227	0.212	0.212	0.379	0.244	0.226	0.211	0.213

注:括号内为稳健标准差;***、**、* 分别为在 1%、5%、10% 的水平上显著。cons 为模型的常数项,obs 为有效样本数量。R² 在统计学中是一种衡量回归模型预测能力的统计量。



注：中间水平线为均值时的回归系数，
上下虚线之间为 95% 的置信区间的回归系数

图 1 父亲受教育程度对子代收入影响的分位数回归



注：中间水平线为均值时的回归系数，
上下虚线之间为 95% 的置信区间的回归系数

图 2 母亲受教育程度对子代收入影响的分位数回归

农村样本的增收效果均小于城镇样本的增收效果。原因可能是，对于农村子代而言，其父母大部分也是农村户口，受教育程度较低，对子女的教育问题并不是很重视，因此对子代收入的影响较低。由于城镇父母受教育程度和收入水平普遍较高，社会资源相对较多，更容易对子代收入产生正向影响，故城镇样本的增收效果大于农村样本的增收效果。

3.3 异质性分析

上述分析均论证了父母受教育程度对子代收入具有显著正向效果，但作用效应会根据地区划分而有所变动。参考大部分学者的划分标准^①，把 28 个地区划分为东部、中部和西部地区，具体回归结果如表 6 所示。回归结果显示，无论是从父亲角度出发还是从母亲角度出发，中部地区的显著效果最低甚至无显著效果。原因分析如下：通过整理 2016 年财政教育补助支出中对个人和家庭的补助支出的数据(表 7)可知，对于个人和家庭的教育补助来说，东部地区>西部地区>中部地区，即出现“中部塌陷”现象^[32]。由于中部地区的个人和家庭教育补助最少，可能会导致对该地区教育程度的促进效果最低，因此在中部地区父母受教育程度对子代收入的显著效果最低甚至无显著效果。

长此以往就会拉大东西部地区与中部地区的子代收入差距，不利于实现以区域经济协同发展助力共同富裕的长期目标。

表 5 稳健性检验：户籍划分

变量	从父亲角度分析			从母亲角度分析		
	全样本	城镇	农村	全样本	城镇	农村
父亲(母亲)受教育程度	0.046*** (0.006)	0.053*** (0.007)	0.041*** (0.013)	0.056*** (0.007)	0.067*** (0.008)	0.066*** (0.016)
	0.073*** (0.011)	0.124*** (0.016)	0.050*** (0.015)	0.078*** (0.011)	0.132*** (0.016)	0.056*** (0.015)
年龄	-0.109*** (0.013)	-0.156*** (0.018)	-0.094*** (0.018)	-0.114*** (0.012)	-0.163*** (0.018)	-0.099*** (0.018)
	0.429*** (0.024)	0.297*** (0.032)	0.555*** (0.035)	0.429*** (0.024)	0.298*** (0.032)	0.554*** (0.035)
年龄的平方	0.656*** (0.027)			0.652*** (0.027)		
	0.214*** (0.045)	0.144** (0.058)	0.184*** (0.070)	0.215*** (0.046)	0.143** (0.058)	0.184*** (0.070)
性别	0.147*** (0.014)	0.093*** (0.020)	0.164*** (0.018)	0.149*** (0.014)	0.092*** (0.020)	0.165*** (0.018)
	-0.026*** (0.002)	-0.020*** (0.002)	-0.030*** (0.002)	-0.025*** (0.002)	-0.018*** (0.002)	-0.028*** (0.002)
健康状况	0.383*** (0.018)	0.420*** (0.025)	0.351*** (0.026)	0.383*** (0.018)	0.416*** (0.025)	0.351*** (0.026)
	0.383*** (0.018)	0.420*** (0.025)	0.351*** (0.026)	0.383*** (0.018)	0.416*** (0.025)	0.351*** (0.026)
地区	7.115*** (0.225)	6.637*** (0.328)	7.841*** (0.313)	6.995*** (0.227)	6.428*** (0.331)	7.660*** (0.315)
	0.378	0.259	0.305	0.379	0.262	0.306
家庭经济状况	6 176	2 901	3 275	6 176	2 901	3 275
	R ²					

注：括号内为稳健标准差；***、**、* 分别为在 1%、5%、10% 的水平上显著。cons 为模型的常数项，obs 为有效样本数量。R² 在统计学中是一种衡量回归模型预测能力的统计量。

①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东和广东，中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南，西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、内蒙古、广西和宁夏。

表 6 异质性分析:划分东部、中部、西部地区

变量	从父亲角度分析				从母亲角度分析			
	全样本	东部	中部	西部	全样本	东部	中部	西部
父亲(母亲)受教育程度	0.046***	0.052***	0.023*	0.040***	0.056***	0.060***	0.023	0.075***
	(0.006)	(0.008)	(0.012)	(0.014)	(0.007)	(0.008)	(0.016)	(0.018)
年龄	0.073***	0.119***	0.071***	0.013	0.078***	0.125***	0.072***	0.022
	(0.011)	(0.015)	(0.021)	(0.020)	(0.011)	(0.015)	(0.021)	(0.020)
年龄的平方	−0.109***	−0.162***	−0.107***	−0.040	−0.114***	−0.168***	−0.107***	−0.049**
	(0.013)	(0.017)	(0.025)	(0.025)	(0.012)	(0.017)	(0.025)	(0.024)
性别	0.429***	0.387***	0.456***	0.541***	0.429***	0.389***	0.458***	0.533***
	(0.024)	(0.032)	(0.044)	(0.052)	(0.024)	(0.032)	(0.044)	(0.052)
户籍	0.656***	0.537***	0.486***	0.702***	0.652***	0.530***	0.492***	0.669***
	(0.027)	(0.038)	(0.045)	(0.061)	(0.027)	(0.039)	(0.044)	(0.062)
婚姻状态	0.214***	0.135**	0.422***	0.252***	0.215***	0.131**	0.421***	0.261***
	(0.045)	(0.055)	(0.101)	(0.091)	(0.046)	(0.055)	(0.101)	(0.090)
健康状况	0.147***	0.088***	0.135***	0.171***	0.149***	0.088***	0.136***	0.172***
	(0.014)	(0.020)	(0.025)	(0.027)	(0.014)	(0.020)	(0.025)	(0.027)
地区	−0.026***				−0.025***			
	(0.002)				(0.002)			
家庭经济状况	0.383***	0.349***	0.374***	0.402***	0.383***	0.349***	0.376***	0.398***
	(0.018)	(0.024)	(0.033)	(0.039)	(0.018)	(0.024)	(0.033)	(0.039)
cons	7.115***	6.621***	6.608***	7.406***	6.995***	6.494***	6.614***	7.170***
	(0.225)	(0.319)	(0.439)	(0.399)	(0.227)	(0.321)	(0.438)	(0.401)
obs	6 176	2 864	1 865	1 447	6 176	2 864	1 865	1 447
R ²	0.378	0.308	0.291	0.333	0.379	0.309	0.291	0.337

注:括号内为稳健标准差;***、**、* 分别为在 1%、5%、10%的水平上显著。cons 为模型的常数项,obs 为有效样本数量。R² 在统计学中是一种衡量回归模型预测能力的统计量。

表 7 财政教育补助支出中对个人和家庭的补助支出

东部地区支出合计	支出/千元				
	254 322 062	西部地区支出合计	166 960 901	中部地区支出合计	159 582 112
北京	33 878 957	重庆	16 665 579	山西	10 906 844
天津	10 731 899	四川	26 489 372	吉林	14 299 970
河北	23 329 499	贵州	22 416 795	黑龙江	19 395 993
辽宁	19 619 888	云南	23 350 850	安徽	23 141 562
上海	6 927 855	陕西	18 589 411	江西	15 995 731
江苏	43 007 687	甘肃	17 203 834	河南	29 399 604
浙江	21 054 106	青海	3 415 141	湖北	26 530 950
福建	11 368 722	内蒙古	15 180 723	湖南	19 911 458
山东	30 544 062	广西	20 475 361		
广东	53 859 387	宁夏	3 173 835		

注:数据来自 2017 年中国教育经费统计年鉴。

表 1 将样本的家庭经济状况分为五类,分别为远低于平均水平、低于平均水平、平均水平、高于平均水平与远高于平均水平。把不高于平均水平的家庭经济状况与高于平均水平的家庭经济状况进行回归,回归结果如表 8 所示。结果显示,不高于平均水平家庭经济状况的子代收入受父亲受教育程度影响的回归系数为 0.054,高于平均水平家庭经济状况的子代收入受父亲受教育程度影响的回归系数为 0.033,不高于平均水平家庭经济状况的子代收入受母亲受教育程度影响的回归系数为

0.067,高于平均水平家庭经济状况的子代收入受母亲受教育程度影响的回归系数为 0.021。从整体趋势而言,无论是从父亲角度出发还是从母亲角度出发,在父母受教育程度对子代收入的影响中,不高于平均水平家庭经济状况的回归系数更高,结果更为显著。原因可能是不高于平均水平的家庭更容易受到教育成本的限制,进而对子代收入产生影响,长期则会加剧不同收入水平家庭之间的马太效应,不利于实现缩小居民贫富差距进而扎实推进我国共同富裕。

表 8 异质性分析:划分家庭经济状况

变量	从父亲角度分析			从母亲角度分析		
	全样本	≤平均水平	>平均水平	全样本	≤平均水平	>平均水平
父亲(母亲)受教育程度	0.045*** (0.022)	0.054*** (0.006)	0.033 * (0.007)	0.056*** (0.018)	0.067*** (0.007)	0.021 (0.008)
年龄	0.073*** (0.011)	0.060*** (0.011)	0.205*** (0.050)	0.078*** (0.011)	0.066*** (0.011)	0.207*** (0.049)
年龄的平方	-0.109*** (0.013)	-0.096*** (0.013)	-0.260*** (0.057)	-0.114*** (0.012)	-0.101*** (0.013)	-0.264*** (0.056)
性别	0.429*** (0.024)	0.415*** (0.026)	0.520*** (0.095)	0.429*** (0.024)	0.414*** (0.026)	0.525*** (0.095)
户籍	0.656*** (0.027)	0.678*** (0.028)	0.695*** (0.103)	0.652*** (0.027)	0.673*** (0.028)	0.721*** (0.103)
婚姻状态	0.214*** (0.045)	0.267*** (0.047)	0.016 (0.216)	0.215*** (0.046)	0.269*** (0.047)	-0.013 (0.219)
健康状况	0.147*** (0.014)	0.195*** (0.014)	0.119 * * (0.056)	0.149*** (0.014)	0.197*** (0.143)	0.118 * * (0.057)
地区	-0.026*** (0.002)	-0.026*** (0.002)	-0.030*** (0.007)	-0.025*** (0.002)	-0.025*** (0.002)	-0.030*** (0.007)
家庭经济状况	0.383*** (0.018)			0.383*** (0.018)		
cons	7.115*** (0.225)	8.097*** (0.234)	6.444*** (0.988)	6.700*** (0.227)	7.954*** (0.236)	6.473*** (0.970)
obs	6 176	5 721	455	6 176	5 721	455
R ²	0.378	0.321	0.288	0.379	0.321	0.284

注：“≤平均水平”也称作不高于平均水平，共包含平均水平、低于平均水平和远低于平均水平三类；“>平均水平”也称作高于平均水平，共包含高于平均水平和远高于平均水平两类。括号内为稳健标准差；***、**、* 分别为在 1%、5%、10%的水平上显著。cons 为模型的常数项，obs 为有效样本数量。R² 在统计学中是一种衡量回归模型预测能力的统计量。

3.4 中介效应

借鉴 Baron 和 Kenny^[33]提出的中介变量检验方法,采取逐步回归法证明变量之间存在中介效应,需要有三步:第一步: $Y = cX + e_1$;第二步: $M = aX + e_2$;第三步: $Y = c_1X + bM + e_3$ 。其中, X 为解释变量, Y 为被解释变量, M 为中介变量。若系数 a 、 b 、 c 显著,则中介效应显著;若系数 c_1 不显著,则称为完全中介效应,相反为部分中介效应。根据此方法,构建模型如下:

$$M_i = \gamma_1 + \gamma_2 edu_f_i + \gamma_3 x_i + \epsilon_i \tag{3}$$

$$M_i = \gamma_4 + \gamma_5 edu_m_i + \gamma_6 x_i + \epsilon_i \tag{4}$$

$$\text{Ln income}_i = \beta_1 + \beta_2 M_i + \beta_3 edu_f_i + \beta_4 x_i + \epsilon_i \tag{5}$$

$$\text{Ln income}_i = \beta_5 + \beta_6 M_i + \beta_7 edu_m_i + \beta_8 x_i + \epsilon_i \tag{6}$$

由于系数 γ_2 、 γ_5 、 β_2 、 β_6 、 α_2 和 α_5 均在 1%的水平下显著,因此上述模型中介效应显著,同时 β_3 与 β_7 分别在 10%的水平下显著和在 5%的水平下显著,故为部分中介效应。为使结论更为严谨,该模型均通过了 Sgmediation 检验与 Bootstrap 检验。当父母受教育程度较高时,父母的社会地位就会有所提升,会更加重视对家庭的高质量投入,进而对子代要

表 9 中介效应模型回归结果

检验步骤	父亲角度	母亲角度
第一步	0.046*** (0.006)	0.056*** (0.007)
第二步	0.339*** (0.016)	0.410*** (0.018)
第三步	0.101*** (0.005)	0.101*** (0.005)
	0.012 * (0.006)	0.014 ** (0.007)

求也更加严格,会加更重视子代的受教育程度,最终实现对子代收入水平的影响。由此得出结论,在父母受教育程度对子代收入的影响过程中,子代受教育程度发挥了部分中介作用。假设 4 得到验证。

4 结论与对策建议

基于以上研究结果,得出以下结论:①父母受教育程度对子代收入有显著正向增收效应,即父母的受教育程度每提升一个档次,子代的年收入就会有所提升,且与农村相比,城镇样本的正向增收效应更高;②高等收入子代的教育回报率较高,表明父母受教育的不平等将会加剧子代收入的不平等,这将进一步拉大子代收入差距;③父母受教育程度对子代收入的影响存在异质性特征,从分区域来

看,东、西部地区较为明显,而从不同家庭经济状况考察,不高于平均水平的家庭影响程度更高;④从影响机制来看,父母受教育程度对子代的增收效应可部分归因于其能提高子代受教育程度,即父母受教育程度可以通过提高子代受教育程度进而促进子代增收。

综合以上结论,提出以下对策建议:

第一,加强社区教育建设,提高居民个人的教育水平。社区作为社会治理的最小单元,加强社区教育建设是提高居民教育水平必不可少的举措,更为我国教育事业的发展添砖加瓦。具体做法例如国家加大宣传力度并尽快出台《中华人民共和国社区教育实施法》,提高居民对社区教育的认知升级;可引进周边大学的教师来社区进行兼职教学并制定出教师兼职激励机制,待师资力量稳定后定期开展以需求为导向的教学活动;当地社区应积极建设社区自习室、社区教学室、社区阅读室等公共基础设施。

第二,打破二元结构壁垒,改善乡村教育的资源供给。重点扶持乡村教育,合理分配城乡教育资源。发展乡村教育是助力乡村振兴的关键力量,进而起到扎实推动共同富裕的作用。例如可在乡村建设大学区、壮大乡村优秀教师队伍。在扩大教育规模、保障不同阶层均能受到公平教育的同时,更应注重教育质量问题。学校与政府可借助互联网平台联合开办类似“翻转课堂”这种线上免费短视频教学课堂,使乡村教育争取早日实现到高质量的转变,缩小城乡教育差距使其得到均衡发展。

第三,完善义务教育与职业教育,赋能弱势群体走向教育公平。政府强化义务教育可在中部不发达地区开展延长义务教育年限的教学试点,针对目前我国实施的九年义务教育,可选择向前延长到学前教育或者向后延长到高中,进而提高低收入家庭的受教育水平,起到促进教育公平并降低居民收入差距的作用。由于我国对于技能型人才和科学型人才培养模式的趋同化,进而阻碍了受教育者的个性化发展,尤其是对低收入群体的影响程度最大。职业教育的种类繁多更能贴近低收入人群的特点,因此,政府理应重视职业教育,全面发挥职业教育赋能低收入人群走向共同富裕的效力。但现阶段的职业教育存在社会认同感低、缺乏高质量师资队伍等弊端,因此需尽快制定技能型人才的最低薪酬标准且跟目前相比应有较大的提升,积极从各地的先进企业中引进具有实践经验的工程师

到职业学校任教,建立职业资格与普通学历的等互认制度等。

参考文献

- [1] 李莹. 共同富裕目标下缩小收入差距的路径探索、现实挑战与对策建议[J]. 经济学家, 2022(10): 54-63.
- [2] 刘泽云, 袁青青. 家庭背景对个人教育回报率的影响[J]. 中国人口科学, 2021(2): 40-51, 127.
- [3] 马茹, 王宏伟. 中国区域人才资本与经济高质量发展耦合关系研究[J]. 华东经济管理, 2021, 35(4): 1-10.
- [4] 王学男, 吴霓. 教育是阻断贫困代际传递的治本之策——习近平总书记关于教育的重要论述学习研究之二[J]. 教育研究, 2022, 43(2): 4-12.
- [5] 王广慧, 张世伟. 教育对农村劳动力流动和收入的影响[J]. 中国农村经济, 2008(9): 44-51.
- [6] 童光荣, 罗婵. 教育对不同群体收入差距的影响——基于CHNS1989-2011年数据的实证研究[J]. 经济与管理, 2017, 31(1): 30-37.
- [7] 周雪娇, 刘鹤飞. 基于混合分位数回归的居民收入分布影响因素的统计推断[J]. 统计与决策, 2022, 38(17): 47-51.
- [8] 刘复兴. 教育与共同富裕——建设促进共同富裕的高质量教育体系[J]. 教育研究, 2022, 43(8): 149-159.
- [9] 张应强. 以教育正义促进共同富裕——赋能弱势群体走向共同富裕的职业教育改革[J]. 教育发展研究, 2022, 42(S1): 1-8.
- [10] WATSON J L. Class and social stratification in post-revolution China [M]. London: Cambridge University Press, 1984.
- [11] PSACHAROPOULOS G, PATRINOS H A. Returns to investment in education: a further update[J]. Education Economics, 2004, 12(2): 111-134.
- [12] FAGGIO G, SALVANES K G, Van Reenen J. The evolution of inequality in productivity and wages: panel data evidence[J]. Industrial and Corporate Change, 2010, 19(6): 1919-1951.
- [13] 邹一南. 全面小康背景下促进农民持续增收的问题与对策研究[J]. 农业经济, 2021(1): 73-75.
- [14] 李实. 共同富裕的目标和实现路径选择[J]. 经济研究, 2021, 56(11): 4-13.
- [15] 左停, 刘路平. 共同富裕和人的全面发展视域下的乡村振兴[J]. 贵州社会科学, 2022(2): 153-159.
- [16] 王婷, 李科宏. 家庭背景对城镇居民收入差距的影响与贡献——基于代际流动模型的Shapley值分解[J]. 云南财经大学学报, 2018, 34(8): 40-53.
- [17] 阚阅. 以教育促进共同富裕: 国际组织推动包容性增长的视角[J]. 教育发展研究, 2022, 42(7): 11-20.
- [18] DESCHENES O. Estimating the effects of family background on the return to schooling[J]. Department of Economics, UC Santa Barbara, 2002, 25(3): 265-277.
- [19] 张世伟, 吕世斌. 家庭教育背景对个人教育回报和收入的影响[J]. 人口学刊, 2008(3): 49-53.
- [20] 蔡蔚萍. 家庭背景中母亲对子代教育获得和社会地位获

得的影响[J]. 广州大学学报(社会科学版),2016,15(4): 63-69.

[21] 白雪梅,吕光明. 教育与收入不平等关系研究综述[J]. 经济学动态,2004(4):82-85.

[22] 栾海清. 人的全面发展、教育公平与共同富裕:逻辑关系和政策支撑[J]. 学习与探索,2022(5):145-152.

[23] 沈扬扬,詹鹏,周云波. “共同富裕”视角下的中国农村多维贫困——来自 CHIP 2013—2018 的证据[J]. 经济科学,2022(3):35-49.

[24] 张冰冰,姚聪莉,宁一静. 共同富裕背景下城乡差距缩小了子代的职业收入差异吗[J]. 重庆高教研究,2022,10(5):79-92.

[25] 陈晓东. 教育对我国收入不平等的影响:测度与分解[J]. 上海财经大学学报,2021,23(6):97-108.

[26] 唐可月. 教育在代际流动机制中的作用分析——基于中国家庭跟踪调查数据(CFPS)的分析[J]. 辽宁大学学报(哲学社会科学版),2019,47(6):55-66.

[27] 祁占勇,何佑石. 我国中等职业教育城乡个体回报率变动研究——基于 2008-2017 年 CGSS 的实证分析[J]. 西南大学学报(社会科学版),2022,48(2):120-132.

[28] 张欣,陈新忠. 教育代际累积效应下子代收入的樊篱与跃迁——基于 CGSS 2015 数据的实证研究[J]. 教育与经济,2021,37(5):32-38.

[29] 刘文. 教育“拼妈”? ——父母参与子代教育的程度差异及其影响[J]. 当代教育论坛,2019(3):74-82.

[30] 祁占勇,谢金辰,强力华. 农村职业教育对个体收入回报率的动态变迁——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. 教育发展研究,2022,42(19):49-57.

[31] 袁青青,刘泽云. 教育在代际收入流动中的作用——基于中介效应分析的研究[J]. 教育经济评论,2022,7(1):3-22.

[32] 洪秀敏,杜海军,张明珠. 乡村振兴战略背景下幼儿园教师队伍建设“中部塌陷”的审思与治理[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版),2021,60(2):170-178.

[33] BARON R M, KWNNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. Chapman and Hall,1986,51(6):1173-1182.

Research on the Influence of Parents’ Education Level on Children’s Income under
the Background of Common Affluence:

Based on CGSS2017 survey data

FAN Xiaoli, ZHAO Tianyue

(Tianjin Chengjian University, Tianjin 300384, China)

Abstract: Based on the micro data from the China Comprehensive Social Survey (CGSS) in 2017, the impact of parents’ education level on the income of offspring was analyzed, and the mediating role of offspring’s education level was examined. The results are as follows. Parents’ education level has a significant positive income increase effect on their offspring’s income, and compared to rural areas, the positive income increase effect of urban samples is higher. The unequal education of parents will further widen the income gap of offspring. There is a heterogeneity in the impact of parents’ education level on the income of their offspring. From a regional perspective, it is more evident in the eastern and western regions. However, from the perspective of different family economic conditions, the impact of families below the average level is high. There is a partial mediating effect of the education level of the offspring on the income increase effect of the parents’ education level on the offspring.

Keywords: educational level of parents; child income; quantile regression; mediating effect