

教育与农村居民相对贫困： 收入视角的实证测度与微观证据

张永奇，马梦迪

[摘要] 基于2018年中国家庭追踪调查数据(CFPS)数据，构建联立方程模型实证分析教育对农村居民相对贫困的影响作用。研究发现，相对贫困标准下我国农村地区贫困发生率依然较高，达到14.53%；受教育年限越低的农民群体，陷入相对贫困概率越大；教育对低收入群体边际效应明显大于高收入群体。基于收入决定方程Shapley值分解法测算显著变量对农村居民相对贫困的贡献率，结果表明：教育是影响农村居民相对贫困的最主要因素。因此，在解决农村居民“脱贫”的过程中，应持续重视教育对阻断农村居民贫困代际传递的作用。

[关键词] 教育；相对贫困；农民收入；精准脱贫；Shapley值分解法

一、引言

在2020年中国实现全面脱贫后，相对贫困还将长期存在。党的十九届四中全会中对解决相对贫困问题给与高度重视，提出要建立解决相对贫困的长效机制。在新的时代背景下，研判相对贫困的影响因素，具有重要政策价值。

人力资本理论将教育看作减少贫困的重要工具，通过知识和技能的传授，提高个体的劳动生产率，从而增加劳动者收入，实现减贫效应。鉴于教育对反贫困的重要作用，中国政府近几年也持续加大对农村地区教育领域的投入，帮助身处贫困地区的农村居民拓展增收渠道，有效降低脱贫农民的返贫率。

虽然教育对农户收入和农村贫困的影响一直是学术界的热点话题，但是至今仍未得出一致结论。

有学者认为，教育能够增加农户收入水平，从而消除农村贫困。孙伯驰

[收稿日期] 2020—05—10

[作者简介] 张永奇，西南民族大学经济学院，电子邮箱地址：805402922@qq.com；
马梦迪，西南民族大学经济学院，电子邮箱地址：752763944@qq.com。

等(2019)、高翔(2019)分析得出,教育能够为农户创造非农就业机会,从而为农户摆脱“贫困陷阱”创造一条新通道。方成等(2002)使用中国数据样本,指出教育投资的扶贫效应最为显著。刘修岩等(2007)研究指出,提高个体受教育水平能够较大程度降低农户的贫困概率。李晓嘉(2015)基于CFPS农户数据实证研究发现,受教育水平的提高可以显著降低农户陷入贫困的概率。陈纯槿等(2019)指出,互联网使用缓解了教育不平等问题。左孝凡等(2020)研究发现,互联网使用能够提高农村居民收入水平,对低收入农民群体增收效应更加明显,从而有利于消除农村居民相对贫困。

但另有研究表明,教育对提高农户收入,消除贫困并未有显著影响。Wedgwood(2005)使用坦桑尼亚数据分析,得出教育投资对于农户减贫没有显著影响。杨国涛(2005)使用微观调查数据,发现受教育水平对农户脱贫并未产生显著影响,因而不能判定受教育水平对缓解农户贫困具有重要作用。

还有学者指出,受教育水平与农户收入呈现“倒U型”关系。方超和黄斌(2017)基于明瑟收入方程,分析了不同收入条件下的教育回报,发现教育与农户收入存在“倒U型”关系。

由此可见,学者们对教育与农村居民相对贫困之间的关系结论,还需要进一步讨论。鉴于此,本文采用中国家庭追踪调查(CFPS)2018年数据库,进一步研究教育和农村居民相对贫困之间的关系。另外,本文将被访者受教育年限进行分类,分为小学、初中、高中、大学、硕士五个教育层次。在此基础上,对教育与农村居民相对贫困关系展开进一步研究。

本文的边际贡献在于研究视角与实证方法两个方面。就研究视角而言,本文利用微观数据探讨了教育与农村居民相对贫困之间关系,极大程度地规避了宏观数据研究过程中的不足之处。就实证方法而言,一方面,本文通过建立联立方程的方式,采用2SLS、3SLS、迭代式3SLS模型严格分析了教育对农村居民相对贫困的影响;另一方面,本文使用Shapley分值法对全部样本及各教育等级样本中显著特征因素对农村居民相对贫困的贡献,进行了估计。

本文的其余内容安排如下:第二部分是数据来源、变量设置及计量策略;第三部分是计量检验及估计结果;第四部分是结论与启示。

二、数据来源、变量设置及计量策略

(一)数据来源

本文选用数据来源于中国家庭追踪调查(CFPS),该数据库通过收集个体、家庭、社区三个层次的数据,比较全面反映中国经济、社会变迁特征,能够用于测度教育与农户相对贫困之间关系。之所以选取 CFPS 数据库,主要基于以下几点考虑:一是该数据库覆盖了除新疆、西藏、青海、宁夏、海南、内蒙古和中国港澳台地区之外的 25 个省份,总体样本超过 30000 个;二是该数据库个人层面的数据中,关于本文要研究的核心变量农民教育水平缺失样本较少。

结合本文研究变量选取与时效性要求,本文选取了 CFPS2018 年个体数据进行研究。根据模型构建需要,对样本做出如下处理:一是保留劳动力样本,删除男性大于 60 岁、女性大于 55 岁的个体样本;二是删除受教育年限缺失样本;三是保留农村样本。经过这一系列匹配、筛选,最终选取农村居民样本 4268 个。

(二)变量设置

1. 结果变量。本文的结果变量为相对贫困。借鉴陈宗胜等(2013)、孙久文等(2019)研究相对贫困线测算方法。本文最后选取农村居民中位数收入 40%作为相对贫困线,根据所选农村居民样本年收入中位数为 30000 元,测算出相对贫困线为 12000 元/年。同时本文依然保留了农村居民个人年收入对数值,对教育与农村居民个人收入展开进一步研究,从而验证教育对缓解相对贫困的重要程度。

2. 处理变量。本文的处理变量为受教育年限。在所选样本受教育年限的基础上,将样本分为小学(受教育年限低于 7 年)、初中(受教育年限 7—9 年)、高中(受教育年限 10—12 年)、大学(受教育年限 13—15 年)、硕士(15 年以上)五个阶段,其中小学样本为 1307 个;初中样本为 1647 个;高中样本为 667 个;大学样本为 409 个;硕士样本为 238 个。

3. 协变量。本文为保证模型构建准确,选取了一系列可能影响农民相对贫困的控制变量,尽量避免因遗漏变量导致的估计误差。包括:性别变量,男性赋值为 1,女性为 0;居民年龄,为其接受调查时的周岁;考虑到年龄对其相对贫困影响的非线性,本文还加入了年龄的平方项;居民的婚姻状况,已婚为 1,反之为 0;居民的政治身份,当居民是中共党员时赋值为 1,反之

为 0；居民的就业情况，有工作赋值为 1，反之为 0；健康状况，1 代表身体不健康，5 代表身体非常健康。此外，本文还考虑到了地区特征变量，将东部地区设置为 1，其余地区设置为 0。

表 2-1 报告了本研究的变量设置、释义和基本描述。从表 2-1 中可以看到，相对贫困样本的个人收入(对数)和受教育年限均值都小于整体样本数据，说明受教育年限与个人收入(对数)可能存在一定关联，从而对相对贫困造成影响。

表 2-1 变量设置、释义及基本描述

		全体样本(N=4268)		相对贫困样本(N=620)	
变量	变量释义	均值	标准误	均值	标准误
结果变量					
相对贫困	以相对贫困线农民个体总收入中位数的 40%为贫困标准测算：0=不贫困；1=贫困	0.145	0.352	1	
所有工作总收入(对数)	被访者所有工作总收入(对数)，单位：元	10.2	0.919	8.529	0.82
处理变量					
受教育年限	被访者受教育年限，单位：年	8.927	4.183	7.206	4.427
受教育层次	1=小学；2=初中；3=高中；4=大学；5=硕士	2.209	1.141	1.826	0.969
协变量					
年龄	被访者年龄，单位：岁	38.32	11.09	41.32	11.5
年龄平方	被访者年龄的平方	1592	866.3	1839	905.3
性别	男=1；女=0	0.623	0.484	0.471	0.5
婚姻状况	已婚=1；否=0	0.789	0.407	0.818	0.386
政治身份	党员=1；否=0	0.0602	0.238	0.0468	0.211
工作情况	有=1；否=0	0.987	0.114	0.979	0.143
健康水平	受访者身体不健康=1；身体非常健康=5	3.260	1.112	3.040	1.198
东部地区	被访者处于东部地区=1；否=0	0.394	0.489	0.294	0.456

注：数据来源于 CFPS2018 数据库。

为了进一步看出教育与相对贫困的关系，本文对受教育层次与相对贫困

做了单独描述统计分析,从分析结果中,可以看到学历越高的农村居民群体,相对贫困发生率越低趋势。在相对贫困线标准下,拥有小学教育背景的农村居民群体贫困发生率达到 21.50%,远超总体样本相对贫困发生率 14.53%。而拥有硕士教育背景的农民群体相对贫困发生率仅占 5.46%。表明教育与相对贫困呈现较强的负相关关系。但相关性并不意味着因果关系,因此,本文将通过后续构建模型对两者关系进行研究,探讨教育的减贫效应。

表 2-2 受教育层次与相对贫困单独描述统计

受教育层次	非贫困	相对贫困	相对贫困发生率	观测值
小学	1026	281	21.50%	1307
初中	1421	226	13.72%	1647
高中	601	66	9.90%	667
大学	375	34	8.31%	409
硕士	225	13	5.46%	238
观测值	3648	620	14.53%	4268

注:数据来源于作者对 CFPS2018 数据的筛选和计算。

(三) 计量策略

1. 受教育年限对农户相对贫困状况的影响

在估计经济变量之间的数量关系时,单一方程计量模型往往会忽略相关变量之间的内生性和双向因果关系,可能无法准确描述各变量之间的复杂经济现象。因此,本文在充分考虑农户受教育年限、个人收入和相对贫困可能因内生性或者反向因果导致的模型估计误差后,参照明瑟半对数收入方程,构建联立方程模型,考察教育与农民个人收入、相对贫困之间的联系,建立待估计的联立方程组 I 为:

$$\ln income = \gamma + \eta_1 edu + \eta_2 X + \varepsilon \quad (1)$$

$$Poverty = \alpha + \beta_1 edu + \lambda income + \beta_2 X + \mu \quad (2)$$

其中, $\ln income$ 为农户个人收入(对数), edu 为农户受教育年限, $Poverty$ 为农户的相对贫困状况(贫困为 1, 非贫困为 0)。 X 为其他影响农户个人收入(对数)、农户相对贫困状况的特征变量。

通过检验发现,上述构建的联立方程组符合联立方程构建要求,可以采用两阶段最小二乘法(2SLS)或三阶段最小二乘法(3SLS)进行估计。本文为了让模型估计结果更加准确,在使用这两种方法基础上加入了迭代式 3SLS 模型展开进一步研究,确保研究结果的准确性。

2. 分位数回归模型(QR)

联立方程组 I 采用了相对贫困线对受教育年限在相对贫困标准下的减贫效应展开了实证研究, 根据截面数据而言, 采用相对贫困标准进行衡量, 只是对贫困标准进行或高或低的调整。因此, 本文将采取另一种计量策略, 构建分位数回归模型(QR)研究受教育年限对处于不同收入分位点的农村居民增收效应, 进而讨论受教育年限对相对贫困的缓解作用。建立方程如下:

$$Z = \chi_0 + \chi_1 edu + \chi_2 X + \pi \quad (3)$$

在式(3)中, Z 表示被解释变量农民的个人收入对数。 χ_0 为常数项, χ_1 为受教育年限的待估计参数, χ_2 表示各控制变量的待估计参数, π 为误差项。

3. 基于收入决定方程的 Shapley 值分解模型

Shapley 值分解法的步骤是: (1)构建收入决定方程, 找出影响农民个人收入的显著变量。(2)对收入决定方程中显著变量进行 Shapley 分解, 计算出各变量对农村居民相对贫困的贡献率。

根据万广华(2005)研究发现, 使用半对数回归模型时进行 Shapley 值分解研究最为恰当。本文亦利用方程 1, 在此基础上根据合作博弈理论, 找出影响农村居民相对贫困的显著变量。

参照刘永健等(2017)的模型构建办法, 建立方程如下:

$$\omega_i = \sum_{s \subseteq n} \frac{(|S|-1)!(n-|S|)}{n!} [U(X_i) - U'(X_i)] \quad (4)$$

式中: $\sum_{s \subseteq n} \frac{(|S|-1)!(n-|S|)}{n!}$ 为每个博弈联盟的加权因子; $[U(X_i) - U'(X_i)]$ 为自变量 X 在每个博弈联盟中的边际贡献, $\omega_i/U(X_i)$ 即为自变量 X_i 对农村居民相对贫困的贡献率。

三、计量检验及估计结果

(一)受教育年限对农户相对贫困状况的影响

表 3-1 汇报了相对贫困标准下, 受教育年限对农户贫困状况的估计结果。在方程 1 中, 模型 1 至模型 3 的结果均显示农户平均教育收益率是 4.8%, 这一结果略高于 CFPS 计算的 2012 年全国城乡劳动力教育市场收益率 4.78% 和以往中国农村地区个人教育收益率估计结果 4.5%, 但整体而言, 与以往研究结论大体一致。在方程 2 中, 模型 1 结果显示, 受教育年限每增加一年, 农户脱离相对贫困状况的概率就会增加 0.6%; 模型 2 结果显示, 受教育年限每增加一年, 农户脱离相对贫困状况的概率就会增加 1.23%; 模型 3 结果

显示,受教育年限每增加一年,农户脱离相对贫困状况的概率就会增加 1.70%。利用模型 1 至模型 3 的结果,能够得出,教育年限的增加对农户缓解相对贫困具有重要作用。

在控制变量方面,年龄和年龄平方结果显示,年龄对缓解农户相对贫困发挥“U”型影响。性别、健康水平、东部地区对农民个人收入有着显著正向影响,从而该类群体陷入相对贫困的概率较小。

表 3-1 受教育年限对农户相对贫困状况影响的估计结果(CFPS2018 数据)

	模型 1 2SLS	模型 2 3SLS	模型 3 迭代式 3SLS
个人收入(对数)			
受教育年限	0.048*** (13.49)	0.048*** (13.51)	0.048*** (13.51)
相对贫困			
受教育年限	-0.006*** (-4.51)	-0.0123*** (-8.74)	-0.0170*** (-10.13)
观测值	4268	4268	4268

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的统计水平上显著;括号中的数值为回归变量的标准误。回归中的控制变量还包括:年龄、年龄平方、性别、婚姻状况、政治身份、工作情况、健康水平、东部地区。

为了进一步检验教育对减贫是否具有循序渐进的影响,本文引入 CFPS2016 年数据,按照 CFPS2018 年匹配、筛选标准,最终选取农村居民样本 1142 个。在 CFPS2016 样本中,相对贫困标准为年收入 9600 元,平均受教育年限为 9 年。表 3-2 的结果显示,教育能够显著促进农村居民个人收入提高,参数估计值为 0.041,且在 1% 的统计水平上显著;教育对相对贫困有显著的负向影响,教育程度越高的个体,脱贫概率越大。模型 1 的结果显示,受教育年限每增加一年,农户脱离相对贫困状况的概率就会增加 0.5%;模型 2 结果显示,受教育年限每增加一年,农户脱离相对贫困状况的概率就会增加 0.9%;模型 3 结果显示,受教育年限每增加一年,农户脱离相对贫困状况的概率就会增加 1.2%。利用模型 1 至模型 3 的结果,能够得出,教育年限的增加对农户缓解相对贫困具有重要作用。与表 3-1 的结果进行对比后,可以发现教育对阻滞农村居民陷入相对贫困的贡献程度越来越高。

表 3-2 受教育年限对农户相对贫困状况影响的估计结果(CFPS2016 数据)

	模型 1 2SLS	模型 2 3SLS	模型 3 迭代式 3SLS
个人收入(对数)			
受教育年限	0.041*** (5.15)	0.041*** (5.17)	0.041*** (5.17)
相对贫困			
受教育年限	-0.005* (-1.66)	-0.009*** (-2.97)	-0.012*** (-3.32)
观测值	1142	1142	1142

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号中的数值为回归变量的标准误。回归中的控制变量还包括：年龄、年龄平方、性别、婚姻状况、政治身份、工作情况、健康水平、东部地区。

(二)受教育年限对相对贫困的进一步检验：分位数回归模型

表 3-3 报告了基于分位数回归模型检验结果。为了便于比较，本文将受教育年限与农民个人收入对数的基准回归结果也放入表内，即模型 1。模型 2—模型 4 为采用 QR 模型对受教育年限对农村居民个人收入对数的影响进行检验。结果显示受教育年限对农村居民个人收入的增收效应显著。随着分位数的增加(1/10→5/10→9/10)，教育年限的分位数回归系数呈现降低趋势(0.0646→0.0419→0.0396)，且在 1% 的统计水平上显著。表明教育年限的增加对农村居民低收入者正向影响效应最大，从而进一步支撑了教育更加有利于处于深度贫困的农村居民“脱贫”和抵御贫困的研究结论。

表 3-3 分位数回归模型检验结果

变量	模型 1 OLS	模型 2 QR_10	模型 3 QR_50	模型 4 QR_90
受教育年限	0.0481*** (0.0036)	0.0646*** (0.0101)	0.0419*** (0.0031)	0.0396*** (0.0030)
观测值	4268	4268	4268	4268

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号中的数值为回归变量的标准误。回归中的控制变量还包括：年龄、年龄平方、性别、婚姻状况、政治身份、工作情况、健康水平、东部地区。

为了能够让分位数回归系数随着分位数变化情形更加直观的展示，本文通过图 1 展示了相关结果。从图 1 可以看到，被访者受教育年限的分位数回归系数(即教育回报率)的变化。此图基本印证了教育年限的分位数回归系数

持续下降的格局。意味着教育对低收入农民群体具有更大的正向作用，能够充当该类群体“脱贫”的重要途径。

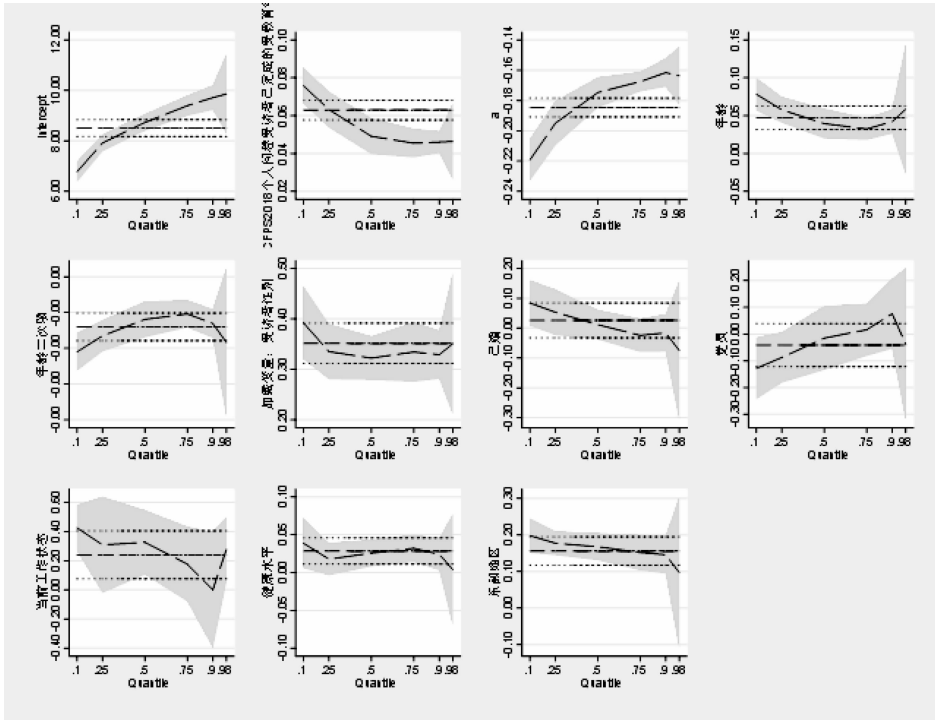


图1 分位数回归系数变化图

(三)受教育年限对相对贫困的进一步检验：异质性分析

通过之前所做的分析，能够发现教育可以显著缓解受访者相对贫困，但是由于个体之间存在异质性，在教育减贫的过程中不同群体之间的学习能力和接受程度并不相同，即使是受教育年限相同的人群，也可能由于对知识理解不同或者专业知识不同，导致相对贫困缓解程度不一致。表3-1给出的估计结果表明，东部地区、性别对减贫具有显著正向关系。为了能够进一步观察各地区受访者通过教育实现减贫的效果，本文在现有样本基础上将所选样本分为东部、西部、中部地区；男性、女性展开进一步讨论。

表3-4的结果表明，处于东部地区、西部地区、中部地区的受访者均能通过教育实现减贫目的。其中西部地区的效果最大。可能解释的原因是，随着西部地区农民人均收入的提高，受访者改变从前的“短视倾向”，将更多的资金投入教育，从而增加个体的人力资本。另外，西部地区的人才引进政策，也可能是促进西部地区教育减贫效果明显的重要原因。

表 3-4 异质性分析(东部、西部、中部)

	模型 1 (东部地区)	模型 2 (东部地区)	模型 3 (东部地区)	模型 4 (西部地区)	模型 5 (西部地区)	模型 6 (西部地区)	模型 7 (中部地区)	模型 8 (中部地区)	模型 9 (中部地区)
	2SLS	3SLS	迭代式 3SLS	2SLS	3SLS	迭代式 3SLS	2SLS	3SLS	迭代式 3SLS
个人收入 (对数)									
受教育年限	0.0540*** (8.99)	0.0540*** (9.02)	0.0540*** (9.02)	0.0449*** (7.06)	0.0449*** (7.09)	0.0449*** (7.09)	0.0408*** (6.44)	0.0408*** (6.46)	0.0408*** (6.46)
相对贫困									
受教育年限	-0.007*** (-3.12)	-0.0123*** (-5.81)	-0.0160*** (-6.53)	-0.0081*** (-2.90)	-0.0140*** (-5.11)	-0.0192*** (-5.80)	-0.0037 (-1.43)	-0.0092*** (-3.63)	-0.0159*** (-4.80)
观测值	1680	1680	1680	1083	1083	1083	1505	1505	1505

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号中的数值为回归变量的标准误。回归中的控制变量还包括：年龄、年龄平方、性别、婚姻状况、政治身份、工作情况、健康水平。

表 3-5 的结果表明，男性、女性受访者均能通过教育实现减贫目的。其中女性群体教育对相对贫困的影响程度更大。可能解释的原因是，随着社会的进步与经济实力的提高，政府更加重视教育公平，通过开展职业教育与线上教育的方式，为女性群体拓宽学习渠道，挖掘女性潜能，有利其人力资本的积累，进而使其能够在职业市场中，拥有更多话语权(申鹏等，2018)。

表 3-5 异质性分析(男性、女性)

	模型 1 (男性)	模型 2 (男性)	模型 3 (男性)	模型 1 (女性)	模型 2 (女性)	模型 3 (女性)
	2SLS	3SLS	迭代式 3SLS	2SLS	3SLS	迭代式 3SLS
个人收入 (对数)						
受教育年限	0.0384*** (8.57)	0.0384*** (8.58)	0.0384*** (8.58)	0.0580*** (9.41)	0.0580*** (9.43)	0.0580*** (9.43)
相对贫困						
受教育年限	-0.0031* (-1.79)	-0.0082*** (-4.82)	-0.0128*** (-6.17)	-0.0045* (-1.79)	-0.0131*** (-5.28)	-0.0221*** (-7.28)
观测值	2661	2661	2661	1607	1607	1607

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的统计水平上显著；括号中的数值为回归变量的标准误。回归中的控制变量还包括：年龄、年龄平方、婚姻状况、政治身份、工作情况、健康水平、东部地区。

(四) 基于收入决定方程的 Shapley 值法分解结果

从表 3-6 中能够看到，未进行分类时，所有特征因素对农村居民相对贫

困的共同贡献率为 33.05%，其中受教育年限的贡献率最大，为 9.956%，说明教育是农村居民相对贫困变异的重要因素之一。性别的贡献率其次，为 6.684%，由此可见在农村居民样本中，男性相比女性有更多的优势，从而能够更快地实现“脱贫”目标。

对样本按照各教育等级重新进行分类后，可以发现所有因素的共同贡献都大幅度下降，说明教育对农村居民相对贫困的影响较大。其中，未拥有小学教育背景对农村居民相对贫困的贡献率为 5.145%；未拥有初中教育背景对农村居民相对贫困的贡献率为 0.076%；未拥有高中教育背景对农村居民相对贫困的贡献率为 0.991%；未拥有大学教育背景对农村居民相对贫困的贡献率为 0.951%；未拥有硕士教育背景对农村居民相对贫困的贡献率为 1.219%。意味着小学教育对农村居民缓解相对贫困状况具有十分明显作用，其次是硕士教育背景对农村居民缓解相对贫困状况具有重要作用。该结论也与国际上教育回报率变化趋势相吻合。初等教育回报率最高，高等教育次之，中等教育最低。

综合以上表现，从外部来看，除了教育水平是影响农户相对贫困的重要因素，性别、健康水平、东部地区也是影响农户相对贫困的重要因素。因此，在政府建立应对相对贫困的长效机制过程中，应当给予女性群体、身体残疾、身处中西部地区的农民群体相应政策倾斜，进一步拓宽此类群体增收渠道。

表 3-6 基于收入决定方程的 Shapley 值法分解结果

变量	全体样本	小学	初中	高中	大学	硕士
受教育年限	9.956	5.145	0.076	0.991	0.951	1.219
年龄	3.357	3.505	4	3.968	3.843	3.839
年龄平方	4.069	4.308	4.886	4.867	4.715	4.701
性别	9.540	9.632	10.06	9.925	10.30	10.19
婚姻状况	0.453	0.357	0.398	0.387	0.410	0.433
政治身份	0.146	0.168	0.259	0.234	0.221	0.211
工作情况	0.442	0.453	0.470	0.467	0.459	0.470
健康水平	1.938	1.927	2.024	2.032	2.017	2.040
东部地区	3.152	3.397	3.747	3.715	3.685	3.678
合计	33.05	28.89	25.92	26.59	26.60	26.78

注：数据结果来源于作者对 CFPS2018 数据的整理

四、结论与政策启示

农村居民相对贫困是我国经济整体放缓的环境下，需要应对的重要议题。能否消除农村居民相对贫困事关我国精准扶贫的成败。人们通过教育能够提升人力资本的积累，提高参与平等竞争的能力，从而在劳动市场中获取更多的机会、资源，大概率实现“脱贫”目标。在这样的社会背景和研究背景之下，本文基于 CFPS 最新一期的数据讨论了教育对于农村居民相对贫困的影响。

本文通过教育分层与农民相对贫困的实证测度，发现教育与农村居民相对贫困有着较大关联。采用 CFPS 2016、2018 两年调查数据，进一步研究证实，在控制了性别、年龄、受教育期限等影响因素后，教育对缓解农村居民相对贫困有着显著的正向影响。考虑到采用相对贫困线进行衡量贫困的不足之处，本文通过分位数回归(QR)模型进一步分析教育与农民个人收入的关系，研究发现，教育对农村居民增收效应十分显著，收入越低的农民群体，通过教育渠道增收效果愈加显著。异质性分析表明，教育对居住于西部地区、女性的相对贫困影响更大。利用 Shapley 分解方法，找出影响农村居民相对贫困的显著变量。结果显示，教育是影响农村居民相对贫困的首要因素。将教育分层，进行估计发现性别、健康水平、东部地区是除去教育影响农村居民相对贫困的重要变量。

基于以上研究结论，本文提出如下政策建议：第一，在坚持普及九年义务教育的基础上，同时应寻求更加有效的减贫策略，比如进一步推进“互联网+教育”布局，打破教育资源不能突破时空限制的困境，提高农村居民整体教育可及性，发挥“互联网+教育”的减贫效应。

第二，通过建立专项基金、教育扶贫资金对女性、身体残疾身处中西部地区农民教育群体给予政策倾斜，采取“靶向治疗”措施，进一步完善长效保障机制，阻断贫困代际传递，解决因教致贫的问题(史志乐，2013)。

[参考文献]

- 陈纯槿、顾小清，2017：《互联网是否扩大了教育结果不平等——基于 PISA 上海数据的实证研究》，《北京大学教育评论》第 1 期。
- 陈宗胜、沈扬扬、周云波，2013：《中国农村贫困状况的绝对与相对变动——兼论相对贫困线的设定》，《管理世界》第 1 期。
- 方超、黄斌，2017：《教育人力资本投资能够缩小农村居民的工资性收入差距吗？》，《教育与经济》第 4 期。
- 高翔，2019：《非农就业、社会保险与农村居民多维贫困》，《哈尔滨商业大学学报(社会科学版)》第 4 期。

- 学版)》第 3 期。
- 李晓嘉, 2015:《教育能促进脱贫吗——基于 CFPS 农户数据的实证研究》,《北京大学教育评论》第 4 期。
- 刘修岩、章元、贺小海, 2007:《教育与消除农村贫困: 基于上海市农户调查数据的实证研究》,《中国农村经济》第 10 期。
- 刘永健、耿弘、孙文华、李传武、褚晓潇, 2017:《长三角城市群建设用地扩张地区差异的驱动因素解释——基于回归方程的 Shapley 值分解方法》,《长江流域资源与环境》第 10 期。
- 申鹏、熊璐、肖艳栩, 2018:《社会性别视角下职业教育对女性精准脱贫的影响机理研究》,《中国集体经济》第 12 期。
- 史志乐, 2019:《教育扶贫与社会分层: 兼论阻断贫困代际传递的可能性》,《教育理论与实践》第 4 期。
- 孙伯驰、段志民, 2019:《非农就业对农村家庭贫困脆弱性的影响》,《现代财经(天津财经大学学报)》第 9 期。
- 孙久文、夏添, 2019:《中国扶贫战略与 2020 年后相对贫困线划定——基于理论、政策和数据的分析》,《中国农村经济》第 10 期。
- 万广华、周章跃、陆迁, 2005:《中国农村收入不平等: 运用农户数据的回归分解》,《中国农村经济》第 5 期。
- 杨国涛、孟令杰、史耀疆, 2005:《民困地区农户特征对贫困影响的实证分析——以宁夏西海固为例》, 工作论文。
- 左孝凡、陆继霞, 2020:《互联网使用与农民相对贫困: 微观证据与影响机制》,《电子政务》第 4 期。
- Cheng, Fang., Xiaobo Zhang, and Shenggen Fan, 2002, “Emergence of Urban Poverty and Inequality in China: Evidence from House, Hold Survey”, *China Economic Review*, 13(4):. 430—443.
- Ruth, Wedgwood., 2006, “Education and Poverty Reduction in Tanzania”, *International Journal of Educational Development*, 27(4): 383—396.

Education and Relative Poverty of Rural Residents: Empirical Measures and Microscopic Evidence from the Perspective of Income

ZHANG Yong-qi, MA Meng-di
(School of Economics, Southwest Minzu University)

Abstract: Based on Chinese household tracking survey (CFPS) data in 2018, a simultaneous equation model was constructed to empirically analyze the impact of education

on the relative poverty of rural residents. The study found that the incidence of poverty in rural areas is still high under the relative poverty standard, reaching 14.53%. The lower the number of years of education, the higher the probability of farmers falling into relative poverty. The marginal effect of education on low-income groups is significantly greater than that on high-income groups. Based on the Shapley value decomposition method of income determination equation, the contribution rate of significant variables to the relative poverty of rural residents was calculated. The results showed that education was the most important factor affecting the relative poverty of rural residents. Other variables, including gender, health level and eastern region, also had a certain influence on the relative poverty of rural residents. Therefore, in the process of solving the “poverty alleviation” of rural residents, we should continue to pay attention to the role of education in preventing the intergenerational poverty of rural residents.

Key words: education; relative poverty; farmers' income; targeted poverty alleviation; shapley value decomposition

(责任编辑：杨娟 责任校对：杨娟 胡咏梅)