

阻断居民贫困代际传递：基层政府支出政策更有效吗？

潘星宇，卢盛峰

(武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

摘要：利用公共政策解决贫困代际传递问题，已成为现阶段我国扶贫攻坚工作中的一个新的突破口。文章基于1989-2011年“中国健康与营养调查(CHNS)”九次家户调查与个体6-16岁时期不同政府层级的分项公共支出匹配数据，在省、县政府—家户—个体的多维系统设计下，有效评估了省和县两级政府支出政策在阻断中国贫困代际传递中的影响效应。研究发现：(1)总体来看，公共支出既可以通过补充子女的人力资本投资直接阻断贫困代际传递，又能通过提高父亲收入来间接减缓贫困代际传递；(2)相对于省级政府支出，县级政府公共支出对于缓解贫困代际传递的作用还有待进一步发挥。研究表明，切断中国贫困代际传递，基层政府需要增加针对贫困人群的科教文卫等民生性支出，同时应更好地发挥基层政府在贫困精准识别中的信息优势。

关键词：贫困代际传递；公共支出；多层线性模型；中国健康与营养调查

中图分类号：F812.45 **文献标识码：**A **文章编号：**1009-0150(2018)01-0057-15

一、引言与文献综述

贫困问题一直以来是党和国家乃至社会各界关注和着力解决的重大问题。虽然我国的扶贫工作已经卓有成效——2016年实现了在现行标准下1 240万农村贫困人口脱贫，中国的贫困发生率已经下降到了4.5%；但“贫二代”甚至“贫三代”等现象仍屡见报端，说明我国化解贫困代际传递问题依然任重道远。联合国儿童基金会(UNICEF, 2001)指出：“出生于贫困家庭的儿童比出生于非贫困家庭的儿童在长大成人后陷入贫困的比率要高得多”。这些都意味着，中国贫困代际传递问题日趋严重，且已经逐渐趋于稳定性和制度化，并逐渐成为我国当下各种社会矛盾的根源以及我国社会面临的主要问题之一。而如何通过公共支出政策来切断这种不平等的代际延续是摆在政府和社会面前的一项重要研究议题。

事实上，早在1877年学者们就开始关注个人特征的代际传递性问题。20世纪70年代开始，贫困代际传递已经成为收入分配领域的主流研究议题之一，Becker和Tomes(1979)较早对贫困代际传递的理论展开研究；Solon(1992)首先利用代际收入弹性(Intergenerational Income Elasticity, IGE)的指标对美国代际收入流动性进行了实证测度，在此基础上，Solon(2004)等对先前的研究做出了比较系统和完备的梳理。而近些年来，Blanden等(2004)、Lee和Solon(2006)

收稿日期：2017-04-12

基金项目：国家自然科学基金青年项目(71503187、71503270)；中央高校基本科研业务费专项基金项目。

作者简介：潘星宇(1995-)，男，甘肃平凉人，武汉大学经济与管理学院硕士研究生；

卢盛峰(1985-)，男，湖北大冶人，武汉大学经济与管理学院副教授。

以及Nicoletti和Ermisch(2007)分别基于美国和英国的经验数据,研究发现两国代际收入传递性存在加强的趋势。在国内研究方面,王海港(2005)较早地对我国的贫困代际传递程度进行了经验测度;王爱君(2009)则讨论了女性性别在贫困代际传递中的重要影响;卢盛峰和潘星宇(2016)从空间分布、时间趋势等角度全面评估了中国的贫困代际传递。

近年来借助公共政策阻断贫困代际传递的研究在理论和实证方面都已比较丰富。Solon(2004)扩展了Becker和Tomes(1979)的模型,认为政府支出是除了父母投资之外贫困个体积累人力资本的另一条重要途径。此后的一些研究也基本延续着这一思路。Mayer和Lopoo(2008)采用美国PSID(Panel Study of Income Dynamics)及州一级公共支出数据进行研究,发现支出较高的州其收入代际流动性一般也较大;Havnes和Mogstad(2014)研究“普遍儿童保育计划”政策,发现其提高了挪威的代际收入流动性。Cardak等(2013)进一步具体研究了公共政策缓解贫困代际传递的机制——采用美国PSID数据,分解了代际收入弹性,指出代际收入弹性中约1/3的部分来源于投资,即公共支出政策能够通过提高贫困个体人力资本投资的方式来阻断贫困代际传递。此外,Neidhöfer等(2017)学者对其他国家的研究也基本支持了公共政策在缓解代际不平等中能起到重要作用的观点。国内研究中,孙文凯等(2007)、张立冬(2013)通过实证研究发现农村子女收入受到父亲收入的决定性影响,教育对改善农村贫困的代际传递具有重大的意义。周波和苏佳(2012)侧重于研究县级教育事业费支出的代际收入弹性,也得到了类似结论。此外,也有学者指出,其他公共支出政策也是阻断贫困代际传递的重要因素。韩军辉(2010)讨论了农村公共支出结构对于农村代际流动性的影响,发现了农业支出对贫困代际传递具有阻断作用,卢盛峰等(2015)从公共服务供给的角度发现,有学校、医疗卫生等公共设施的社区家庭的子女代际间职业流动具有显著优势。

可见,既有研究都支持了地方政府公共支出政策对于贫困代际传递有着很好的阻断作用,尤其是教育支出和农业支出的作用更为明显。而事实上从政府职能配置上来讲,更高层级的政府(或者说中央政府)通常被认为能够更好地履行收入分配职能。与此同时,考虑到我国五级政府体制与现行财政分权模式,各级政府实际上在阻断贫困代际传递进程中都扮演着重要角色,而这种不同层级政府政策交叉作用的效果究竟如何,以及哪一层级政府支出政策能够更好地发挥作用?国内对于这一问题的研究依然不足,需要将不同层级政府放在同一系统当中进行对比研究。此外,现有公共支出政策对贫困代际传递的影响研究也更多关注于当期公共支出政策,但是事实上,贫困的代际传递是一个存续时期较长的现象,因此,还需要精准地匹配个体人力资本积累当年的公共支出政策,确保对于贫困代际传递影响效应评估的精准、有效。

相对于既有研究而言,本文的贡献在于以下三个方面:(1)从不同政府层级支出这一不同的视角,丰富了贫困代际传递的阻断理论,并基于多层线性模型的实证技术系统评估了各级政府阻断贫困代际传递中的真实效应,论证了基层政府在阻断贫困代际传递中的重要作用。(2)测度了中国贫困家庭中的父辈/子女代际收入弹性,与加入公共支出后的代际收入弹性作了比较,这对国内既有一般性居民代际收入弹性研究形成有益补充。(3)通过匹配个体6-16周岁人力资本积累期间的公共政策状况,相对于既有研究可以精准地识别贫困家庭,以实现政策评估的科学性。

本文其他内容如下:第二部分为研究设计与指标选取,第三部分分析了中国居民贫困代际传递的空间分布及时期趋势特征,第四部分为实证结果,最后为结论和政策性建议。

二、研究设计与指标选取

(一) 研究设计

特别指出的是, 由于贫困代际传递同时受到个体表征和外部政策环境的影响, 同时在数据结构上, 个体隶属于特定家庭, 而家庭又隶属于特定县, 数据之间存在着镶嵌关系, 即: 除了自身的“个体效应”之外, 应当还存在着“组效应”或“背景效应”, 因此为了更精准地刻画不同层级政府公共支出政策的影响机制, 我们将采用多层线性模型来研究政府政策系统对贫困代际传递的影响。这一思路已经被证实能够很好地适用于中国收入分配问题研究(黄斌, 2009; 韩军辉, 2010; 刘穷志, 2011)。

技术上, 本文采用的多层线性模型具有传统OLS回归所不具备的优势, 具体体现在: 第一, 多层线性模型的镶嵌型数据样本不满足传统OLS模型的方差独立性和齐次性假设, 因此直接使用OLS模型对多层嵌套数据进行回归的结果将是有所偏的(张雷, 2005)。而传统计量方法在样本规模不相等^①的情况下, 无法估计方差和协方差的构成。相对于这一问题的早期处理, 多层线性模型在估计和检验方法上都有了较大的改进——多层线性模型采用的收缩估计(Shrinkage Estimation)方法比传统OLS进行的“回归的回归”^②精度更高、更为可靠, 也避免了因观测样本的非独立性引起的参数标准误估计的有偏。第二, 在多层数据中, 相对于不同分组的个体样本, 组内个体样本的相似性往往比组间个体样本更强, 因此可以说各组内的观测对象是非独立的。而多层线性模型提供了一种通过衡量组内个体之间的相似性以表示某个层级数据对于整体变异解释能力的指标, 即组内相关系数(Intra-Class Correlation, ICC)。第三, 传统的固定效应回归模型在分析嵌套数据时, 只能通过分步骤的方式, 先把高层级变量分解, 然后再分配到微观层级上, 即组效应和个体效应的检验是分开进行的, 但这样的操作容易产生Robinson效应^③。多层模型可同时分析组效应和个体效应, 从而能够规避Robinson效应。

尽管与传统模型相比, 多层线性模型存在着上述优势。但多层线性模型也存在一定的缺陷, 主要表现在: 第一, 由于要同时分析宏微观层面的结果和测度变异占比, 多层模型更加复杂, 对样本量要求更大, 需要估计的参数也更多; 第二, 多层线性模型假设要求多层数据是完全嵌套的, 即每一个较低层的单位嵌套于并且只能嵌套于一个较高一层的单位, 这个假设较强, 但在本文的分析中, 没有存在多省共管某个县或者一个家庭属于多个县(省)共管的情况, 因此我们可以认为本文的多层数据是完全嵌套的; 第三, 在宏观分组的数量较少时, 组水平的残差可能呈非正态分布, 无法保证估计出的模型参数是无偏估计量。但由于CHNS调查数据中所调查县的样本数量足够大, 因此这一层面的参数估计所受影响较小。

具体而言, 本文将首先建立多层空模型(null model), 以确定组内相关是否显著, 随后进一步加入解释变量构建完整多层线性模型。因此, 本文加入家庭、县级(省级)行政区作为更高层级形成多层系统。此外, 我们还将进一步区分不同层次政府支出政策的异质性影响。

1. 三层空模型设定

多层线性模型可以将总体贫困分解到不同的层级表征因素上, 并计算相应层级贫困代际

①例如在本文中不同省(县)的个体样本个数不相同, 不同家庭的个体样本个数不同。

②早期的学者在处理多个层级的数据时, 一般会先保存微观层级的回归系数, 并将这些统计量在更宏观层级中所观察到的变量混合在一起进行另一个回归, 因而被称为“回归的回归”(祁毓和卢洪友, 2015)。

③多层数据中, 个体归属的群组不同往往会导致个体水平上解释变量与被解释变量之间关系的不一致, 即解释变量与被解释变量间将会存在异质性, 因而在一些情况下会存在两个不同水平模型的结果中不仅效应的系数绝对值不同, 有时甚至符号也相反的情况。这种现象被称为Robinson效应。

传递占总体代际传递问题的比例。这一过程主要通过“空模型”(null model)来实现。

其方程如下:

第一层:

$$\ln Indinc_{ij}^s = B_{0j} + e_{ij} \quad (1)$$

第二层:

$$B_{0j} = C_{00} + \mu_{0j} \quad (2)$$

第三层:

$$C_{00k} = D_{010} + \nu_{01k} \quad (3)$$

其中, i 为第一层,即调查年份; j 表示第二层,即被调查的家庭; k 为第三层,即被调查的省级行政区或者县级行政区样本。 B 、 C 、 D 分别表示相应层次模型中的回归参数。具体的模型检验结果将在实证分析部分给出。

2. 加入解释变量的完整多层线性模型

第一层:

$$\ln Indinc_{ijk}^s = B_{0jk} + B_{1jk} \times Time_{ijk} + e_{ijk} \quad (4)$$

第二层:

$$B_{0jk} = C_{00k} + C_{01k} \times \ln Indinc_{jk}^f + \mu_{0jk} \quad (5)$$

$$B_{1jk} = C_{10k} + C_{11} \times \ln Indinc_{jk}^f + \mu_{0jk} \quad (6)$$

第三层:

$$C_{00k} = D_{010} + D_{011} \times \ln GGZC_{jk} + D_{012} \times GTTZ_{jk} + \nu_{01k} \quad (7)$$

$$C_{01k} = D_{100} + D_{101} \times \ln GGZC_{jk} + D_{102} \times GTTZ_{jk} + \nu_{10k} \quad (8)$$

$$C_{10k} = D_{110} + D_{111} \times \ln GGZC_{jk} + D_{112} \times GTTZ_{jk} + \nu_{11k} \quad (9)$$

同样,公式下标 i 、 j 、 k 分别表示第一层调查年份、第二层被调查的家庭、第三层被调查的省级行政区或者县级行政区层级。 B 、 C 、 D 分别表示相应层次模型中的回归参数。下标1表示固定斜率,0表示固定截距,其他情况为随机斜率或随机截距。 e 、 μ 、 ν 为随机扰动项。 $Time$ 表示时间, $Indinc^s$ 和 $Indinc^f$ 分别表示子女及其父亲工资收入或者总收入的对数。 $GGZC$ 为前文中公共支出水平的替代变量。相应水平模型的截距固定时, B 、 C 、 D 下标均为0;斜率固定时, B 、 C 、 D 下标均为1。随机截距模型和随机斜率模型中 B 、 C 、 D 下标不全为0或1。

(二) 指标说明及数据来源

本文所采用的基本数据来源于美国北卡罗来纳大学中国经济研究中心与中国疾病预防控制中心联合进行的中国健康与营养调查(简称为CHNS)数据。该数据依据地理区位和经济发展程度等因素的差异性,遵从多水平、随机的抽样方法,收集了中国东、中、西部九个省份在1989年、1991年、1993年、1997年、2000年、2004年、2006年、2009年和2011年九次调查有关家庭人口特征、经济状况和健康营养方面的信息。

根据本文的研究需要,我们进一步对数据进行了处理。为了确保个体收入处于稳定的劳动力职业生涯阶段,我们只保留了父辈与子女均处于16-65周岁年龄段的配对组。同时由于本文主要讨论的是贫困的代际传递问题,我们选取了父亲收入和子女收入均低于国家贫困线的家庭样本。此外以下三点需要特别说明:第一,本文根据调查对象之间的亲缘关系,分为三类样本集,即父亲与子女、母亲与子女以及爷爷与孙辈的子样本集,并主要基于父亲与子女匹配的数据展开分析;第二,根据个人总收入是否超过当年物价调整后的国家贫困线水平识别贫困,未超过则识别为贫困,超过则识别为非贫困;第三,根据父亲与子女收入是否低于国家公布的

贫困线标准, 如果父亲和子女的收入均低于当年国家公布的贫困线标准, 那么认定为贫困代际传递家庭。

本文的宏观数据均来自于历年各省份统计年鉴、《新中国60年统计资料汇编》以及《全国地市县财政统计资料》。相关金额类指标均按照当年的物价指数进行了消胀处理。下面进一步对估计方程中的各项指标进行说明:

1. 个体收入变量

$\ln Indinc^s$: 通过对个体当年总收入使用物价指数进行平减处理, 得到个体真实收入, 并进一步进行对数处理。该指标为调查中子女的收入水平, 为本文的因变量。

$\ln Indinc^f$: 根据调查对象之间的亲缘关系匹配得到个体父亲收入, 同样使用当年物价指数进行平减和取对数处理。该指标作为本文识别贫困代际传递程度和识别公共支出对贫困代际传递作用的核心解释变量。

2. 公共支出变量 (GGZC)

在公共政策方面, 本文分别检验了省份、县市两级不同政府的公共支出政策效应, 并选取四种主要支出项目, 即政府科教文卫支出、农业支出、行政管理支出以及基本建设支出。需要特别指出的是, 为了更加精准地匹配个体在受教育等劳动力积累阶段的各项公共支出政策特征, 在县级政策分析中, 我们根据个体被调查年份的年龄追溯到其6-16岁的10年间收入均值对数来刻画政策强度。同时由于县级财政支出数据在2007年前后统计口径发生了重大变化, 因此我们只关注个体6-16岁时年份在2007年之前的样本。同时, 考虑到辖区的人口规模以及本文所希望观测的公共支出的个体效应, 所有公共支出变量都进行了人均化和对数化处理。我们进一步对各项公共支出项目具体说明如下:

科教文卫支出: 从人力资本角度看, 收入代际传递与人力资本积累有着密切的关系 (Becker, 2003)。父代的人力资本可能通过自身收入来影响其对子女的人力资本投资, 我们将这一影响渠道称之为间接渠道机制; 此外, 父亲人力资本也会直接影响子女人力资本。而政府的人力资本投资可以在某种程度上形成对私人投资的补充, 并发挥促进公平的作用。Bauer和Riphahn (2006) 发现那些较早入学的学生所处家庭的代际传递性较低, 这一研究结论也得到了Hertz (2008) 的支持。与此同时, 个体健康也与代际流动性密切相关。Havnes和Mogstad (2014) 发现儿童的健康程度越高, 其代际传递性则较低。为了确保数据统计口径的可比性, 我们将县级教育支出、科技支出、文化卫生支出数据进行加总, 合并为科教文卫支出。科教文卫支出反映了政府对主要民生性公共服务的投资情况, 有效地度量政府进行人力资本公共投资的规模。

农业支出: 由于农村地区是贫困高发区和集中分布区, 农业支出可以直接提升农村居民收入水平, 有效地阻断农村地区的贫困代际传递。因此, 政府农业支出政策也是我们考察的一项重点。

行政管理支出: 行政管理支出代表了当地的政府公共管理投入水平。通常而言, 政府公共管理水平越高, 越能更好地满足个人的公共行政性服务需求, 从而有效地弱化地区内的贫困代际传递。

基本建设支出: 这一类公共支出可以有效地反映地区经济性基础设施的硬件水平。因此, 一般而言, 基本建设支出投入越多, 则更能提高该地区的基础设施水平, 最终能降低贫困代际传递的发生率。

3. 个体特征变量 (GTTZ)

考虑到个体因素也会影响其收入状况, 本文进一步控制了个体的年龄、健康水平、职业以

及受教育程度等个体特征变量。一般而言,个体收入随着其自身年龄的变动而变动;而诸如“因病致贫”等健康因素也会直接影响家庭的贫困状况。同时,职业类型也是影响个体收入及是否贫困的重要因素,处于失业状态则高概率地会落入贫困家庭。此外,个体受教育程度对贫困代际传递的影响作用已经得到了广泛的认同。

表1对上述核心变量的统计性特征进行了呈现:

表 1 数据的描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差
个体收入	987	4.391	1.001
父亲收入	987	4.304	1.058
个体年龄	987	24.73	3.275
个体健康	987	5.496	2.326
个体教育	985	9.962	2.799
个体职业	978	6.253	2.995
科教文卫支出(县)	987	4.692	0.880
科教文卫支出(省)	987	3.606	0.628
行政管理支出(县)	987	3.794	1.331
行政管理支出(省)	987	2.830	0.594
基本建设支出(县)	987	3.068	1.544
农业支出(省)	987	2.560	0.556

数据来源:CHNS调查数据、《新中国60年统计资料》、《全国地市县财政统计资料》以及各省、直辖市、自治区统计年鉴。

三、中国居民贫困代际传递:空间分布及时期趋势

在本部分中,我们首先从空间分布和年份间变化趋势的角度进行对比研究,并推测与贫困代际传递相关的地区性的政策原因。

(一)我国贫困代际传递状况的空间分布

在图1和图2的呈现结果中不难看出,无论是父亲还是母亲与子女匹配的样本中,在国家贫困线标准下,我国中西部地区贫困代际传递概率较高。从平均意义上来看,贫困代际传递概率

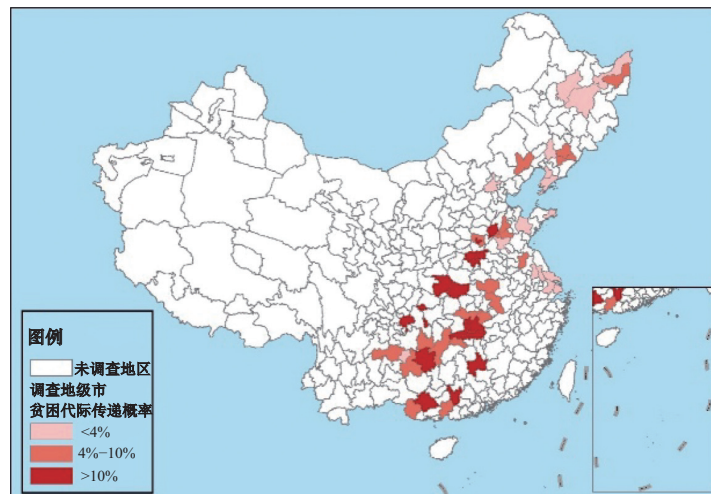


图 1 父亲与子女贫困代际传递的空间分布

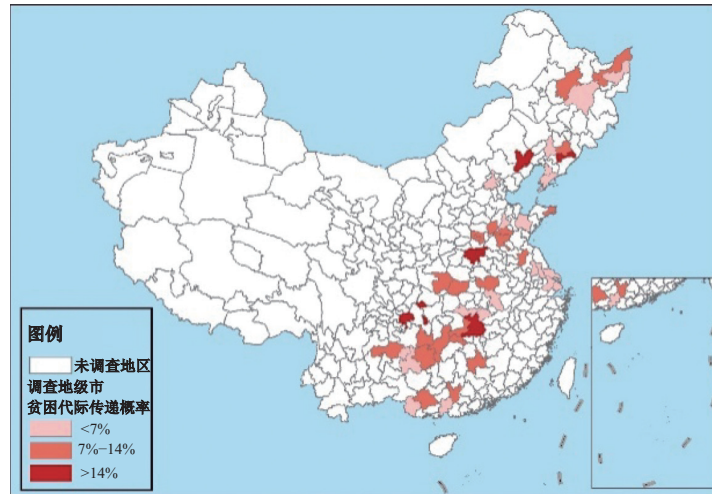


图 2 母亲与子女贫困代际传递的空间分布

大致与当地经济发展水平呈现负相关关系,即经济发展水平更好的地区也伴随着更低的贫困代际传递概率。从具体的城市来看,调查中的国家级贫困县红安县和印江县,其所在的黄冈市、铜仁地区的贫困代际传递的概率均较高;而经济较为发达的江苏省苏州市、山东省潍坊市和青岛市,以及北京市、上海市的贫困代际传递的概率则较低。从省内来看,贫困代际传递主要集中在省内经济较为落后的地区。这也表明中国贫困代际传递的现象更多呈现出家庭性和地区性的分布特征。之所以存在这样的分布特征,可能的原因在于:经济发展水平更好的地区财政支出规模也越大,其支持干预贫困代际传递公共政策的能力也就越强。如沿海发达地区的教育支出较多,相应地,这些地区贫困人口的人力资本积累则也就更多,从而这些地区贫困的代际传递问题则相对较轻。

(二) 中国贫困代际传递的时期趋势与城乡分布

我们进一步将整个年份区间分为三个阶段:第一阶段为1989-1993年,第二阶段为1997-2004年,第三阶段为2006-2011年。通过三个阶段的贫困代际传递特征来讨论中国总体贫困代际传递的时期趋势。从表2中结果的第一部分中可以看出,在时期分布特征上,我国贫困代

表 2 中国居民贫困代际传递: 时期趋势、城乡分布

父亲和子女	贫困代际传递	落入贫困	逃离贫困
阶段一(1989-1993)	6.3%	15.6%	8.5%
阶段二(1997-2004)	6.8%	19.3%	9.6%
阶段三(2006-2011)	8.6%	19.2%	14.6%
城市	7.6%	16.1%	13.0%
农村	7.4%	20.2%	10.0%
母亲和子女	贫困代际传递	落入贫困	逃离贫困
阶段一(1989-1993)	8.2%	16.8%	18.9%
阶段二(1997-2004)	9.2%	16.4%	18.1%
阶段三(2006-2011)	9.3%	17.8%	21.0%
城市	8.1%	14.6%	18.9%
农村	9.2%	17.9%	19.2%

数据来源:基于CHNS九次入户调查数据进行亲缘关系的匹配(父亲与子女、母亲与子女)、筛选和整理得出。

际传递的概率基本上呈上升的态势;在城乡分布特征方面,农村的代际传递性总体上高于城市代际传递性。

纵观我国贫困代际传递的地区分布与城乡特征,其中共性的特点是公共政策干预能力越强的地区或者层级,其贫困代际传递性就越弱,但哪个层级政府的公共支出干预政策更有效以及相应的机制是什么,则需要进一步的实证来检验。

四、实证结果分析

(一)描述性检验及空模型回归检验

根据本文的研究设计,我们先使用“毛虫图”(caterpillar plot)来直观地检验县、省层级对子女收入的影响。纵轴0刻度线以下代表不同层级效应的正负情况,各县(省)的竖线长度代表效应的波动范围,我们采用95%的置信水平。从图3和图4结果中可以看出,不同层级政府的公共支出政策对于贫困代际传递的家庭中子女收入总体变异存在明显的效应,但是不同地区间的个体收入变异有着较大程度的差异,尤其从省级层面来看,这种聚集性与经济发展状况有明显的相关性。经济状况较好的几个省区,如山东、上海、江苏、重庆等,在对个体样本收入上具有

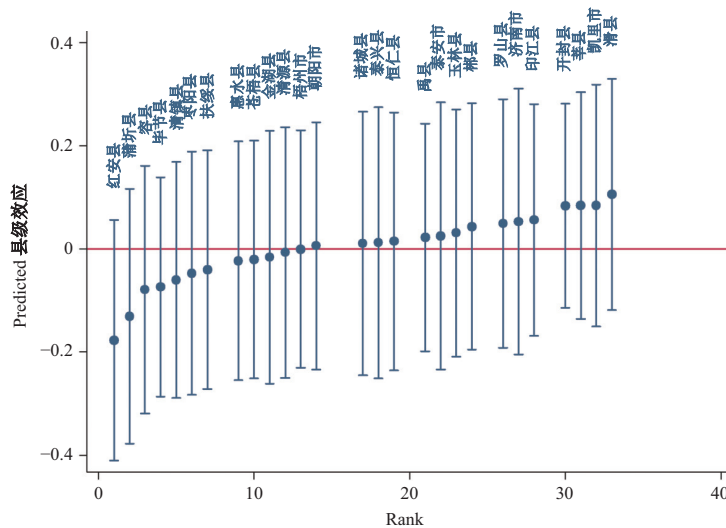


图3 县级效应检验图

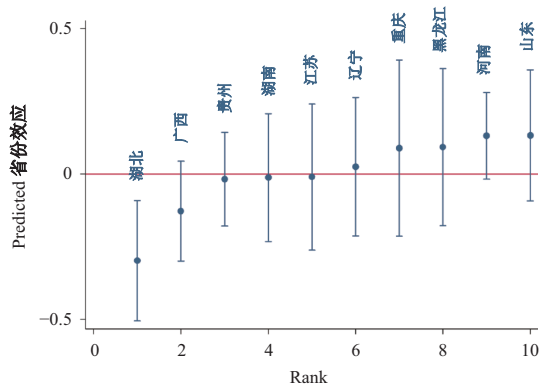


图4 省级效应检验图

显著的聚集效应,而湖北等省份则呈现负向的聚集效应,这也与卢盛峰和潘星宇(2016)的定性研究得到的结论一致。

进一步地,为了分析存在贫困代际传递的家庭中,子女收入总体变异中有多大比例是由不同层级因素差异造成的,我们需要进一步计算跨级相关的组间系数(Intra-Class Correlation, ICC)。从表3的空模型中不难发现,历年贫困代际传递家庭个体(子女)收入对数的总均值为4.391和4.390,随机部分三个层级的方差均显示具有统计学意义。同时组间相关系数分别为3.00%、3.36%,说明数据在不同层级上呈现出聚集性,因此应当进一步引入其他变量进行拟合。

表3 省级效应和县级效应空模型检验

	(1)县间效应	(2)省间效应
截距	4.391 ^{***} (117.83)	4.390 ^{***} (83.76)
第三层方差	0.025 ^{***}	0.029 ^{***}
第二层方差	0.248 ^{***}	0.266 ^{***}
第一层方差	0.554 ^{***}	0.568 ^{***}
ICC	3.00%	3.36%

注: *、**、***分别代表10%、5%以及1%的显著性水平,括号中汇报的为稳健性z值。下同。

(二)完整多层线性模型检验结果

1. 县间效应检验

我们分别把县级科教文卫支出、县级行政管理性支出、县级基本建设支出作为第三层县级政策变量建立模型(1)、模型(2)和模型(3),以此研究县级公共支出政策干预贫困代际传递的影响效果。公共支出政策的系数代表了公共支出变动比例,子女收入相应的变动比例与父亲收入的交互项代表了公共支出政策对父亲与子女收入关系的变动比例。

从表4中我们可以发现,在控制了家庭健康、子女教育、子女职业等个体特征变量后,父亲收入对子女收入的主效应(IGE)相比空模型有明显的降低,这首先证明了加入公共支出政策变量后,贫困代际传递程度有所缓解。在具体的政策效应方面,模型(1)中人均县级科教文卫支出的对数在1%的置信水平上显著,且主效应为0.147;模型(2)中的行政管理支出统计学上不显著;模型(3)中基本建设支出呈现负效应,并在统计学上不显著。与此同时,我们也关注了政策与年份的跨层交互效应。结果表明,行政管理性支出×父亲收入、基本建设支出×父亲收入均统计学上不显著。

表4 县级公共支出的效应检验

	模型(1)	模型(2)	模型(3)
第一层			
时间	0.001 63(0.92)	-0.000 129(-0.14)	-0.000 063 9(-0.08)
第二层: 家庭层级变量			
父亲收入	0.191 ^{***} (5.21)	0.207 ^{***} (5.78)	0.211 ^{***} (6.05)
个体健康	-0.008 64(-0.62)	-0.010 5(-0.72)	-0.011 2(-0.73)
个体教育	0.036 7 ^{***} (3.02)	0.040 9 ^{***} (3.34)	0.040 9 ^{***} (3.34)
个体年龄	0.022 0*(2.27)	0.031 1 ^{**} (3.25)	0.031 4 ^{***} (3.38)
个体职业	0.039 2 ^{***} (3.89)	0.037 6 ^{***} (3.71)	0.037 7 ^{***} (3.71)
第三层: 县层级级变量			
科教文卫支出	0.147 ^{**} (2.44)		
行政管理支出		-0.016 2(-0.38)	
基本建设支出			-0.011 8(-0.30)

续表4 县级公共支出的效应检验

	模型(1)	模型(2)	模型(3)
交互作用			
科教文卫支出×父亲收入	0.000 000 987 ^{**} (2.11)		
行政管理支出×父亲收入		0.000 000 993 ^{**} (2.01)	
基本建设支出×父亲收入			0.000 000 953(1.90)
截距	1.696 ^{***} (4.48)	2.130 ^{***} (6.41)	2.094 ^{***} (6.54)
第三层方差	0.097	0.095	0.097
第二层方差	0.410	0.412	0.412
第一层方差	0.834	0.835	0.835
ICC	7.26%	7.07%	7.24%
N	976	976	976

值得注意的是,政府公共支出与父亲收入的交互项刻画了政府公共支出政策阻断贫困代际传递的另一条机制——公共支出可以通过直接改善子女的个人表征来发挥提高其未来收入,并实现阻断贫困代际传递的功能;同时,公共支出政策也能通过提高父亲收入的方式来间接降低贫困代际传递。我们通过公共支出与父亲收入的交互项验证了这一点,估计结果中,县级农业支出的跨层交互效应显著,说明县级科教文卫和行政管理支出能够通过提高父亲收入间接增加子女未来收入,从而有助于阻断贫困代际传递,但是这一条途径的效果十分有限。

在控制变量方面,除个体健康外其他指标均高度显著,尤其是子女教育和所从事职业。从组内相关系数(ICC)来看,相对空模型而言,加入解释变量的组内相关系数有了较大幅度的提高。此外,三个模型的组内相关系数分别为7.26%、7.07%、7.24%,表明在影响贫困代际传递性的总体变异中,县级层面的公共支出的差异占比为7.26%、7.07%、7.24%。

2. 省级效应检验

值得注意的是,上述分析中县级公共支出对年份变量有着非常大的冲击效应,并体现在公共服务变量显著的模型中,时间变量及其任何交互项几乎都不再显著。这一现象可能的解释在于政府公共支出政策一般具有超前性,而政策效应在时间上具有滞后性,一定程度上抵消了代际传递性在时间维度上的变化。因此,我们需要更精准地匹配个体人力资本积累阶段所面临的公共政策,据此表5进一步基于省级长跨期公共支出数据,匹配了个体6-16岁的10年间省级公共支出平均水平,并通过其对数值来刻画政策强度。限于数据的可获得性,这部分省间效应检验中未包含基本建设支出政策。

表5呈现了各方程实证分析的结果。我们不难发现,在控制了家庭健康、子女教育、子女职

表5 省级公共支出的效应检验

	模型(1)	模型(2)	模型(3)
第一层			
时间	0.000 399(1.13)	0.000 386(1.09)	0.000 373(1.06)
第二层:家庭层级变量			
父亲收入	0.188 ^{***} (5.15)	0.191 ^{***} (5.24)	0.190 ^{***} (5.21)
个体健康	-0.005 47(-0.38)	-0.008 02(-0.56)	-0.006 64(-0.46)
个体教育	0.035 0 ^{***} (2.88)	0.036 3 ^{***} (2.98)	0.035 3 ^{***} (2.90)
个体年龄	0.043 0 ^{***} (4.31)	0.039 5 ^{***} (4.00)	0.043 4 ^{***} (4.25)
个体职业	0.034 9 ^{***} (3.46)	0.035 1 ^{***} (3.48)	0.035 2 ^{***} (3.49)

续表 5 省级公共支出的效应检验

	模型(1)	模型(2)	模型(3)
第三层: 省层级变量			
科教文卫支出	0.171** (2.55)		
行政管理支出		0.137 (0.77)	
农业支出			0.158** (2.25)
交互作用			
科教文卫支出×父亲收入	0.000 001 11* (1.82)		
行政管理支出×父亲收入		0.000 001 59* (1.86)	
农业支出×父亲收入			0.000 001 40* (1.78)
截距	1.260*** (2.76)	1.599*** (3.74)	1.414*** (3.21)
第三层方差	0.123	0.131	0.142
第二层方差	0.406	0.408	0.412
第一层方差	0.832	0.835	0.835
ICC	8.42%	8.92%	8.67%
N	976	976	976

业等个体特征变量后, 父亲收入对于子女收入的主效应处于19%左右。与县级层面的情况一致, 父亲收入对于子女收入的主效应 (IGE) 相比空模型有明显的降低, 同样表明在加入政府公共政策变量后, 贫困代际传递状况有所缓解。同时, 控制变量的影响效应与前文完全一致, 即教育、职业特征显著影响着个体收入状况, 而年龄和健康状况对收入影响效应不显著。

在各项公共支出政策效应中, 模型 (1) 显示, 人均省级科教文卫支出非常显著, 且主效应为 0.171, 同时省级科教文卫支出和父亲收入的交互项显著为正。在模型 (2) 和模型 (3) 中, 省级行政管理支出的效应不显著, 而省级农业支出效应显著, 同样跨层交互效应均较为显著, 但是影响系数很小。从组内相关系数 (ICC) 来看, 相对空模型的组内相关系数, 加入解释变量的 ICC 有了较大幅度的提高, 组内相关系数分别为 8.42%、8.92%、9.67%。这也表明在影响贫困代际传递性的总体变异中, 省级层面的公共支出的差异占比为 8.42%、8.92%、9.67%。同样我们也关注了政策与年份的跨层交互效应。结果显示, 科教文卫支出与父亲收入、行政管理支出与父亲收入以及农业支出与父亲收入的交互项均非常显著, 意味着这三项公共支出政策都能够有效地通过提高父亲收入的方式, 来降低贫困的代际传递。但是从政策干预的效果来看, 省级公共教育支出和农业支出政策的作用效果都非常有限。

从不同层级政府公共支出政策的对比分析来看, 总体而言, 不同层级政府公共支出政策对于子女的收入效应都为正, 但是相对而言, 省级政府公共支出政策的组内相关系数较县级的更大, 说明省级公共支出政策能够更有效地发挥对贫困代际传递的阻断作用。

本层科教文卫支出个体匹配 6-16 岁时的收入对于贫困代际传递存在着较强的抑制作用, 其原因可能在于, 在现行财政分权体制框架下, 按照“保发展、惠民生”的要求, 省级政府较县级政府更大比例地承担了义务教育中的中小學生人均公用经费的补助、免费提供教科书的补助以及农村义务教育的寄宿生活补助等, 因而更多地提高了贫困家庭子女的人力资本水平, 从而有助于阻断贫困代际传递。对于政府行政管理支出而言, 这一部分支出更多地被用于“人头费”和行政业务费用, 并没有直接作用于贫困家庭。省级农业支出对个体收入存在正向影响, 从而对贫困代际传递有着阻断作用, 可能的原因可能在于农业支出能直接作用于农业生产, 而从前文也可以看出我国农村家庭的贫困传递概率也相对较高, 因而这能从整体上提高个体的收入水

平以阻断贫困的代际传递。

3. 稳健性检验: 省—县嵌套检验

在我国分权的财政体制下,省、县两级公共支出的运转并不相互独立。具体而言,要评估两级公共支出对阻断贫困代际传递的有效性,应当将二者分别置于同一系统中作为不同的层级来识别。如前文所述,多层模型可以同时分析不同层级数据组成的嵌套系统,在本部分中,我们采用省—县多级嵌套数据,把两级公共支出放在同一个框架下来对比哪一个层级的公共支出对贫困代际传递的阻断作用更强。与此同时,由于相同支出科目只有科教文卫支出和行政管理支出两项政策,因此这部分中我们对这两项支出政策进行对比分析。

从表6的结果中不难看出,在控制了时间效应与家庭健康、子女教育、子女职业等个体特征变量后,相比省级和县级单独公共支出政策模型中的代际收入弹性,省—县嵌套模型中代际收入弹性有所降低,说明省级和县级公共支出政策对贫困代际传递的阻断作用都较为重要。

表6 省—县两级公共支出的效应检验

	(1)	(2)
第一层		
时间	0.000 347(0.99)	0.000 375(1.06)
第二层:家庭层级变量		
父亲收入	0.184 ^{***} (5.03)	0.190 ^{***} (5.12)
个体年龄	0.033 7 ^{***} (2.96)	0.046 7 ^{***} (4.15)
个体健康	-0.006 16(-0.43)	-0.004 70(-0.32)
个体教育	0.033 8 ^{***} (2.77)	0.036 2 ^{***} (2.95)
个体职业	0.037 1 ^{***} (3.67)	0.034 9 ^{***} (3.45)
第三层:省—县嵌套检验		
科教文卫支出(省)	0.145 [*] (1.73)	
科教文卫支出(县)	0.045(0.84)	
行政管理支出(省)		0.164 ^{**} (1.99)
行政管理支出(县)		-0.011 1(-0.34)
科教文卫支出(省)×父亲收入	0.000 002 68(0.89)	
科教文卫支出(县)×父亲收入	-0.000 002 34(-0.60)	
行政管理支出(省)×父亲收入		-0.000 001 03(-0.49)
行政管理支出(县)×父亲收入		0.000 002 99(0.89)
截距	1.398 ^{***} (3.11)	1.340 ^{***} (2.91)
ICC(省)	27.92%	20.35%
ICC(县)	4.87%	8.28%
N	976	976

具体到各项公共支出项目上,模型(1)中省级科教文卫支出显著,说明科教文卫支出能够直接提高个体的人力资本水平以提高个体收入,从而减缓贫困代际传递;但是其与父亲收入的交叉项不显著,则意味着在多层嵌套模型中,该项支出无论是在省级层面上还是在县级层面上,均无法通过提高父亲收入的间接渠道来减缓贫困代际传递。模型(2)中省级行政管理支出政策的影响效应显著,表明省一级公共管理水平越高,辖区内居民贫困代际传递概率则会相应降低。总体上看,嵌套模型的稳健性检验结果与之前的县级和省级公共支出的效应基本一致。模型的ICC相比之前的县级和省级模型也有了较大程度的提高:从县级三种公共支出政策的

ICC可以看出,在影响个体收入的总体变异中,县级公共支出政策导致的差异占比分别为4.87%和8.28%;省级公共支出导致的差异占比分别为27.92%和20.35%。同时省级公共支出的ICC也高于县级公共支出,说明省级公共支出的减小对贫困代际传递的解释力更强。综上,我们得到的结果是基本稳健的。

五、结论及政策建议

本文致力于对我国公共支出政策阻断贫困代际传递的效果进行经验性的评估。基于中国健康与营养调查(CHNS)数据库中贫困家庭父亲/子女收入配对数据,我们使用多层线性模型实证检验了政府公共支出政策在缓解中国贫困代际传递中的作用。研究发现:政府公共支出政策通过两种机制缓解了中国居民贫困的代际传递。首先,由于贫困家庭的人力资本投资能力不足,需要政府公共支出的介入来进行弥补。故不论在省级还是县级层面上,科教文卫支出都对子女收入有着显著的正向影响。特别是在当前省级承担了更多义务教育的支出责任的情况下,省一级的科教文卫支出更能够通过补充子女人力资本投资来直接提高子女收入,以减弱贫困代际的传递。其次,部分公共支出还能够通过提高父亲收入来间接减弱贫困的代际传递性,但其作用有限。最后,本文还发现县级政府并没有比省级政府解释了更多的个体收入提升的变异情况,而且在稳健性检验中,省级政府行政管理支出的作用较为显著,说明相比更高层级的政府,县级政府在提供公共服务的过程中存在着的信息优势还有待于发挥;更为重要的是,过去很长一时间内,贫困代际传递的阻断工作还不够深入和细致,无法“对症下药”,因此从这一角度上看,“精准扶贫”的出现的的确是扶贫和阻断贫困代际传递实践上的需要。

综上所述,目前我国省、县两级财政支出一定程度上有助于缓解贫困代际传递,但其作用尤其是县级层面公共支出对于贫困代际传递的阻断仍有很大的提升空间。针对这种情况,本文建议:首先,政府应当在不同层级之间优化支出结构,增加基层政府的民生性支出——尤其是科教文卫支出。正所谓“扶贫先扶智,扶贫先扶志”,以公共支出补充贫困家庭的个体人力资本投资。与此同时,通过推出面向贫困家庭的基础设施建设政策,特别是要利用好基层政府的信息优势,以便更有针对性地为贫困家庭提供更多的就业机会,从而提高贫困家庭整体收入以阻断贫困的代际传递。最后,在上述基础上,基层政府更应当通过广泛的调研、入户调查来了解贫困家庭的具体情况,“因户制宜”甚至“因人制宜”,在党和国家的“精准扶贫”政策基础上更精确地对贫困的代际传递进行阻断,换言之,更好地发挥基层政府在辖区内对贫困居民精准识别的信息优势,准确识别贫困家庭的需求,更好地做到“精准扶贫”和“精准阻贫”。

主要参考文献:

- [1] 韩军辉. 农村公共支出结构与代际收入流动实证研究[J]. 公共行政评论, 2010, (1).
- [2] 黄斌. 关于中国地方小学教育财政支出的实证研究[J]. 教育研究, 2009, (5).
- [3] 刘穷志. 收入不平等与再分配职能在中央财政与地方财政之间分解[J]. 财贸经济, 2011, (5).
- [4] 卢盛峰, 陈思霞, 张东杰. 公共服务机会与代际间职业流动——基于非血缘父子(女)配对数据的实证分析[J]. 经济科学, 2015, (2).
- [5] 卢盛峰, 潘星宇. 中国居民贫困代际传递: 空间分布、动态趋势与经验测度[J]. 经济科学, 2016, (6).
- [6] 祁毓, 卢洪友. 污染、健康与不平等——跨越“环境健康贫困”陷阱[J]. 管理世界, 2015, (9).
- [7] 孙文凯, 路江涌, 白重恩. 中国农村收入流动分析[J]. 经济研究, 2007, (8).
- [8] 王爱君. 女性贫困、代际传递与和谐增长[J]. 财经科学, 2009, (6).
- [9] 王海港. 中国居民收入分配的代际流动[J]. 经济科学, 2005, (2).

- [10] 张雷, 雷雳, 郭伯良. 多层线性模型应用[M]. 北京: 教育科学出版社, 2005.
- [11] 张立冬. 中国农村贫困代际传递实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, (6).
- [12] 周波, 苏佳. 财政教育支出与代际收入流动性[J]. 世界经济, 2012, (12).
- [13] Bauer P, Riphahn R T. Timing of school tracking as a determinant of intergenerational transmission of education[J]. *Economics Letters*, 2006, 91(1): 90–97.
- [14] Becker G S, Tomes N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility [J]. *Journal of Political Economy*, 1979, 87(6): 1153–1189.
- [15] Becker R. Educational expansion and persistent inequalities of education: Utilizing subjective expected utility theory to explain increasing participation rates in upper secondary school in the Federal Republic of Germany[J]. *European Sociological Review*, 2003, 19(1): 1–24.
- [16] Blanden J, Goodman A, Gregg P, et al. Changes in intergenerational mobility in Britain[A]. Corak M. *Generational income mobility in North America and Europe*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2004: 122–146.
- [17] Cardak B A, Johnston D W, Martin V L. Intergenerational earnings mobility: A new decomposition of investment and endowment effects[J]. *Labour Economics*, 2013, 24(6): 39–47.
- [18] Havnes T, Mogstad M. Is universal child care leveling the playing field?[J]. *Journal of Public Economics*, 2014, 127: 100–114.
- [19] Hertz T. A group-specific measure of intergenerational persistence[J]. *Economics Letters*, 2008, 100(3): 415–417.
- [20] Lee C I, Solon G. Trends in intergenerational income mobility[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2006, 91(4): 766–772.
- [21] Mayer S E, Lopoo L M. Government spending and intergenerational mobility [J]. *Journal of Public Economics*, 2008, 92(1–2): 139–158.
- [22] Neidhöfer G, Serrano J, Gasparini L. Educational inequality and intergenerational mobility in Latin America: A new database[R]. *Cedlas Working Paper*, 2017.
- [23] Nicoletti C, Ermisch J F. Intergenerational earnings mobility: Changes across cohorts in Britain[J]. *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 2007, 7(2): 259–277.
- [24] Solon G. Intergenerational income mobility in the United States[J]. *The American Economic Review*, 1992, 82(3): 393–408.
- [25] Solon G. A model of intergenerational mobility variation over time and place[A]. Corak M. *Generational income mobility in North America and Europe*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2004: 38–47.
- [26] Solon G. Intergenerational mobility in the labor market[J]. *Handbook of Labor Economics*, 2015, 3: 1761–1800.

Are Public Expenditure Policies of Local Governments More Effective to Cut off Intergenerational Transmission of Poverty?

Pan Xingyu, Lu Shengfeng

(School of Economics and Management, Wuhan University, Hubei Wuhan 430072, China)

Summary: The intergenerational transmission of poverty in China is increasingly serious, and has gradually become stable and institutionalized. And it even has been the root of all kinds of

social contradictions and one of the main problems in China's society. This paper aims to empirically assess the effects of China's public expenditure policies on intergenerational transmission of poverty. We match the individual data of CHNS from 1989 to 2011 with kinds of public expenditure data at different government levels when the investigated individuals are 6-16 years old. Using these data we show the temporal-spatial distribution and the urban-rural characteristics of Chinese intergenerational transmission of poverty. More importantly, based on this data we use hierarchical linear model to establish "null model" and complete model, making empirical analysis of the effect that how public expenditure policies cut off the intergenerational transmission of poverty in the province/county government-household-individual system. It arrives at the conclusions as follows. Firstly, due to the lack of human capital investment ability in poor families, the governments' public expenditures are needed to make up for it. Therefore, at provincial or county level, science-education-culture-health expenditures have significantly positive effects on the income of children. In reality, due to Chinese fiscal decentralization system, the provincial governments afford more compulsory education expenditures, improving the income of children by making up for their human capital investment to weaken the intergenerational transmission of poverty more effectively. And because local government competition is GDP-oriented, basic construction expenditures flow to the departments that can directly increase GDP; meanwhile, these departments often belong to capital-intensive sectors, thus, the basic construction expenditures increase the longitudinal inequality of income and the intergenerational transmission of poverty. Secondly, partial public spending can indirectly reduce intergenerational transmission of poverty through the increase in fathers' income but the effect is limited. Finally, compared to the provincial government expenditure, the county government public expenditure to alleviate the effect of intergenerational transmission of poverty remains to be further played, and in a long past time, work of cutting off the intergenerational transmission of poverty is not thorough and meticulous. Based on the conclusions above, this paper believes that the governments should optimize the expenditure structure, and increase education expenditure and other people's livelihood expenditures to make up for the individual human capital investment of the poor families to block the intergenerational transmission of poverty. At the same time, the governments should introduce infrastructure policies for the poor, providing more employment opportunities so as to improve the poor fathers' income, and then the overall living standards of the poor families, thereby blocking the intergenerational transmission of poverty. In addition, the governments should follow the specific situation of poor families, and block the intergenerational transmission of poverty more precisely by aiming at the families' needs or even the persons' needs.

Key words: intergenerational transmission of poverty; public expenditure; hierarchical linear model; CHNS

(责任编辑: 王西民)