

# 扶贫转移支付对城乡消费差异的影响研究<sup>\*</sup>

边 恕 张铭志

**【摘 要】**文章利用 2017 年中国家庭金融调查(CHFS)数据,在县级层面实证考察了扶贫转移支付对城乡消费差异的影响效应与影响机制。研究发现:(1)扶贫转移支付显著降低了城乡消费差异。(2)在消费群体上,扶贫转移支付大幅降低了低收入居民的消费差异,在效率与公平层面促进城乡包容性增长;在消费层次上,扶贫转移支付对降低食品与医疗消费差异贡献较大,而对教育和文娱消费差异影响有限。(3)两类瞄准偏误对消费差异产生不同影响,其中漏保率的增加显著扩大了消费差异,限制了扶贫转移支付效应的发挥。(4)收入差距与流动性约束是扶贫转移支付影响消费差异的重要中介变量。

**【关键词】**扶贫转移支付 消费差异 城乡差距 瞄准偏误

**【作 者】**边 恕 辽宁大学公共管理学院,教授;张铭志 辽宁大学公共管理学院,博士研究生。

## 一、引 言

中国脱贫攻坚战取得了全面胜利,农村绝对贫困现象成为历史。然而,脱贫摘帽不是终点,解决发展的不平衡不充分问题、缩小城乡发展与生活水平差距、实现全体人民共同富裕依然任重而道远。防止返贫、持续推进低收入群体生活改善、缩小城乡居民生活水平差距、强化扶贫相关财政资金的监督管理依然是后扶贫时代的重点工作。

在度量城乡差距时,很多文献使用城乡居民收入差距作为衡量指标,但鉴于收入来源的复杂性和城乡可比性,消费差异比收入差异更适合用来测度发展中国家不平等程度(Grosh 等,2000),消费差异可以更加稳定、全面地衡量居民持久福利水平差异(邹红等,2013),真实地反映更多城乡居民生活水平差距的信息,由于居民个体尤其是贫困

<sup>\*</sup> 本文为国家社会科学基金“中国城乡相对贫困的动态标准制定与多元协同治理研究”(项目编号:20BSH101)的阶段性成果。

人口对消费差距的感知更强,消费层面而非收入层面的贫困会让这些人感觉到更窘迫,贫困户将自身消费处境的改善作为评价扶贫政策绩效的主要依据(邢成举、赵晓峰,2016)。

从财政专项扶贫投入与城乡消费差距的变动趋势(见图)可以看出,城乡消费差距近年来持续缩小,表明包括强农惠农补贴、新型农村社会养老保险(现并入城乡居民基本养老保险)、新型农村合作医疗(现并入城乡居民基本医疗保险),以及低保户、特困户、五保户补助等一系列促进城乡统筹发展的公共政策在兜底民生、促进公平方面取得显著成效。2013年以来,精准扶贫方略的实施使针对农村地区的财政转移支付力度迅速增加,中央财政专项扶贫投入力度与保障水平不断提高。公共财政的大规模介入在精准扶贫中发挥了坚强后盾和重要支撑作用(郑秉文,2018)。财政部数据表明,2016~2020年,中国已连续5年每年新增中央财政专项扶贫资金200亿元<sup>①</sup>,并且过渡期内原中央财政专项扶贫资金调整为中央财政衔接推进乡村振兴补助资金,2021年该资金预算安排1561亿元<sup>②</sup>。那么,扶贫财政投入是否有利于缩小城乡消费差异?其影响是否具有异质性?主要通过哪些机制影响消费差异?本文试图回答上述问题。

已有文献测度了影响消费差异的各种因素。曲兆鹏、赵忠(2008)认为,由年龄导致的收入与消费差异是农村地区不平等的主要来源。林毅夫、陈斌开(2009)认为,重工业优先发展的赶超战略是城乡消费差距扩大的重要原因。邹红等(2013)认为,分时期或分城乡看,收入差异都是消费差异变动的最主要因素。周广肃等(2020)发现,参保新型农村养老保险能够显著降低农村的消费差异程度。已有文献对消费差异影响因素的研究较多,但缺乏扶贫转移支付对消费差异影响的实证考察。另外,已有文献讨论了扶贫转移支付对居民消费水平的影响,但尚未得到一致的结论。部分文献认为,扶贫转移支付增加了受助者的消费支出,梁晓敏、汪三贵(2015)

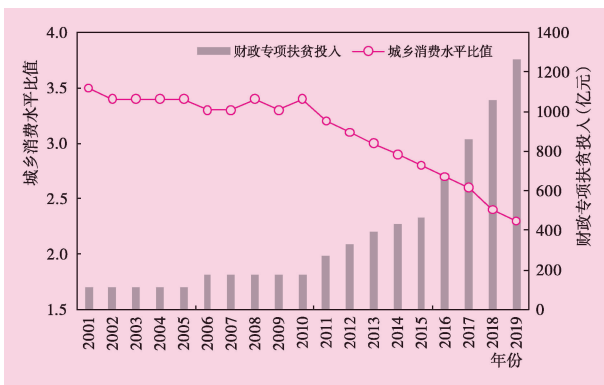


图 财政专项扶贫投入与城乡消费差距变动趋势

注:(1)由于“十五”和“十一五”财政扶贫投入数据不连贯,因而采用年度累计数,绘图时对应年份使用年投入均值。(2)根据《中国统计年鉴2020》和财政部网站数据整理。

① 《2020年中央财政专项扶贫资金达1461亿元》,中央人民政府网站([http://www.gov.cn/xinwen/2020-12/03/content\\_5566565.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2020-12/03/content_5566565.htm)),2020年12月3日。

② 《财政部等六部门联合印发〈中央财政衔接推进乡村振兴补助资金管理办法〉》,中央人民政府网站([http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/31/content\\_5596928.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/31/content_5596928.htm)),2021年3月31日。

利用贫困监测数据发现,低保补贴促使追求自身效用最大化的农户提升食品、医疗等消费水平。曹艳春(2016)认为,低保补助对贫困家庭消费支出的增加具有较强的解释力。尹志超、郭沛瑶(2021)基于中国家庭金融调查数据发现精准扶贫政策使贫困户人均消费提高 4.37%。还有一些文献得出不同的结论,解垠(2016)利用中国健康与养老追踪基线调查发现低保对于农村受助家庭的食品、非食品与总消费支出的影响均不显著。张全红、周强(2019)使用中国家庭追踪调查数据发现相比于非贫困户,享受精准扶贫转移支付的贫困家庭消费水平显著下降。因而扶贫转移支付对于消费差异的影响方向与影响程度尚有待实证检验。

与已有研究相比,本文的边际贡献主要体现在:(1)将精准扶贫这一促进城乡协调发展的重要政策纳入消费差异的影响因素分析,从效率和公平两个维度考察扶贫转移支付对城乡包容性增长的影响;(2)使用全国微观调查县级层面数据进行实证检验;(3)从瞄准偏误、收入差异与流动性约束的角度探寻扶贫转移支付影响城乡消费差异的途径,为过渡期内乡村振兴补助资金的使用与监管提供经验证据。

## 二、数据来源、变量设定与方法

### (一) 数据来源

本文使用 2017 年中国家庭金融调查(CHFS)数据,2011 年进行基线调查,2017 年为第四轮调查,覆盖全国 29 个省(自治区、直辖市),355 个县区,1 428 个村(居)委会,数据有较好的代表性。该调查在个体与家庭特征、社会保障情况、家庭消费结构等方面提供了较为全面的信息,为本研究提供了有力的数据支持。与前 3 次调查数据相比,仅有 2017 年数据提供县级层面的样本,这对考察扶贫转移支付与消费差异更为合适。经过整理得到 294 个县区层面有效样本,各县区对应的省级层面数据来自 2017 年《中国统计年鉴》。

### (二) 模型设定

本文主要在县级层面评估扶贫转移支付对消费差异的影响,构建基础回归模型为:

$$Inequality_{co,i} = \alpha_0 + \alpha_1 Transfer_i + \alpha_2 Control_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,  $Inequality_{co,i}$  表示县区  $i$  的消费差异程度,  $Transfer_i$  表示县区  $i$  的贫困人口获得的人均扶贫转移支付额,  $Control_i$  表示县区  $i$  对应的县级和省级层面的控制变量,  $\varepsilon_i$  为随机误差项,回归时控制省份固定效应。

扶贫转移支付可能通过影响收入差异和流动性约束,进而影响消费差异程度,为了进一步评估这些中介变量的影响,参考温忠麟、叶宝娟(2014)的研究,本文使用逐步回归法进行检验,中介模型构建为:

$$Inequality_{co,i} = \beta_0 + \beta_1 Transfer_i + \beta_2 Control_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$M_i = \theta_0 + \theta_1 Transfer_i + \theta_2 Control_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$Inequality_{co,i} = \lambda_0 + \beta_1' Transfer_i + \lambda_1 M_i + \lambda_2 Control_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中,式(2)为扶贫转移支付影响消费差异的全局效应,式(3)为扶贫转移支付对中介变量  $M_i$  回归,式(4)为消费差异同时对扶贫转移支付与中介变量的回归。 $\beta_1$  为总效应, $\beta_1'$  为直接效应, $\theta_1 \lambda_1$  为间接效应,若  $\beta_1, \theta_1, \lambda_1$  均显著,则中介效应成立,反之需要进一步检验。

### (三) 变量设定

#### 1. 被解释变量

本文的核心被解释变量为消费差异程度,选择基尼系数和广义熵指数衡量消费支出的相对差异程度。基尼系数的计算公式为:

$$Gini_i = \frac{1}{2n^2 \bar{Y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |Y_i - Y_j| \quad (5)$$

其中,  $\bar{Y}$  为样本所在县区家庭人均消费支出的均值,  $Y_i$  与  $Y_j$  为  $i$  家庭和  $j$  家庭的人均消费支出。本文根据家庭人均总消费支出计算样本所在县区消费基尼系数,然后分别计算生存型、发展型和精神充实型 3 个层次的消费差异,根据食品、医疗、教育和文化娱乐年消费支出分别计算食品基尼系数、医疗基尼系数、教育基尼系数和文娱基尼系数。

由于依据基尼系数的分析主要关注扶贫转移支付对消费差异的总体影响,因而本文引入广义熵指数进一步分析其对消费差异的结构性影响,考察扶贫转移支付对消费分布中不同收入组消费差异的调节作用。广义熵指数是依据信息理论将人口份额转换为收入份额的期望值,其计算公式为:

$$GE(\alpha)_i = \begin{cases} \frac{1}{n(\alpha^2 - \alpha)} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right)^{\alpha-1} \right], & \alpha \neq 0, 1 \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right)^{\alpha} \ln \frac{y_i}{\bar{y}}, & \alpha = 1 \\ -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \frac{y_i}{\bar{y}}, & \alpha = 0 \end{cases} \quad (6)$$

其中,  $n$  为样本数;  $y_i$  为个体  $i$  的水平指标;参数  $\alpha$  为厌恶不平等程度,  $\alpha$  取值不同时,广义熵指数对不同收入组的消费变化有不同的敏感度,  $\alpha$  取值为 -1、0、1 和 2,  $\alpha$  越大表示对高收入层居民的消费变化越敏感,  $\alpha$  越小表示对低收入层的消费变化越敏感。 $GE(-1)$ 、 $GE(0)$ 、 $GE(1)$  和  $GE(2)$  分布表示样本所在县区的低收入、中低收入、中高收入和高收入居民消费差异情况。与基尼系数的判断方式类似,广义熵的数值越大表示分布越不均等。



2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为样本所在县区贫困人口获得的人均扶贫转移支付额。首先, CHFS 问卷共统计了样本从政府获得的 11 种补助, 其中特困户补助、五保户补助和低保补助是具备明显扶贫特征的政府转移支付, 本文将得到这 3 项补助的家庭视为获得扶贫转移支付, 加总得到所在县区扶贫转移支付总额。其次, 本文通过自我报告识别县区的贫困人口, 根据问卷问题“您家是否为贫困户”, 回答“是”为政府认定的贫困户, “否”为非贫困户。通过扶贫转移支付总额与实际贫困人口数之比得出县级层面贫困人口的人均扶贫转移支付。

3. 控制变量

控制变量包括所在县级层面和所在省级层面两类。县区层面的控制变量包括所在县区平均年龄、男性比例、平均受教育程度、平均健康水平、平均消费倾向、养老保险覆盖率和医疗保险覆盖率。其中, 受教育程度为有序变量, 取值 1~9 分别表示文盲、小学、

初中、高中、中专、大专、本科、硕士、博士学历, 健康水平取值 1~5 分别表示身体水平非常好、好、一般、不好、非常不好, 消费倾向为家庭人均消费性支出与人均纯收入之比。省级层面的控制变量来自 2017 年《中国统计年鉴》, 包括地区生产总值、财政收入、产业结构和人口密度。其中产业结构为第三产业增加值占地区生产总值的比重。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性分析(N=294)

变 量	均值	标准差	最小值	最大值
消费基尼系数	0.408	0.059	0.277	0.647
食品基尼系数	0.403	0.068	0.235	0.644
教育基尼系数	0.763	0.061	0.600	0.935
医疗基尼系数	0.818	0.053	0.680	0.961
文娱基尼系数	0.919	0.050	0.647	0.988
GE(-1)	0.398	0.148	0.130	1.161
GE(0)	0.297	0.092	0.121	0.772
GE(1)	0.323	0.140	0.121	1.264
GE(2)	0.556	0.563	0.132	5.995
扶贫转移支付	0.379	0.698	0.000	6.088
平均年龄	50.002	3.353	36.275	58.577
男性比例	0.502	0.019	0.451	0.572
平均受教育程度	3.224	0.567	1.873	5.436
平均健康水平	2.589	0.284	1.942	3.382
平均消费倾向	0.717	0.066	0.554	0.908
养老保险覆盖率	0.742	0.116	0.357	0.951
医疗保险覆盖率	0.925	0.045	0.531	1.000
地区生产总值(百亿元)	327.287	226.136	25.725	808.549
财政收入(百亿元)	35.157	26.485	2.385	103.904
产业结构	0.483	0.074	0.396	0.802
人口密度	0.043	0.045	0.001	0.382

注: 根据中国家庭金融调查 2017 年数据和 2017 年《中国统计年鉴》数据整理。

三、实证结果分析

(一) 基准回归分析

基准回归中考察了扶贫转移支付对消费差异的影响(见表 2)。其中, 模型 1 仅纳入扶贫转移支付变量, 可



表 2 扶贫转移支付对消费差异的影响(N=294)

变 量	OLS		2SLS	
	消费基尼系数 (模型 1)	消费基尼系数 (模型 2)	一阶段 (模型 3)	二阶段 (模型 4)
扶贫转移支付	-0.0114**(-2.3277)	-0.0130**(-2.4327)		-0.0550**(-2.1318)
工具变量			-0.0570***(-3.8407)	
平均年龄		-0.0011(-0.9160)	0.0188(1.3611)	0.0001(0.0499)
男性比例		0.1302(0.6346)	-0.2085(-0.0931)	0.1418(0.6396)
平均受教育水平		0.0018(0.2141)	0.2334**(2.4548)	0.0145(1.1530)
平均健康水平		0.0090(0.4522)	0.4227**(1.9759)	0.0097(0.4634)
养老保险覆盖率		-0.0171(-0.4796)	-0.0923(-0.2350)	-0.0268(-0.6786)
医疗保险覆盖率		-0.0408(-0.4718)	-1.0513(-1.1153)	-0.0880(-0.9074)
平均消费倾向		-0.1229*(-1.7681)	0.6911(0.9101)	-0.0993(-1.3354)
地区生产总值		0.0002**(2.3845)	0.0002(0.2968)	0.0002**(2.0079)
财政收入		-0.0016***(-2.6345)	-0.0075(-1.1302)	-0.0017**(-2.5447)
产业结构		0.1571**(2.1436)	0.4491(0.5573)	0.1637**(2.0650)
人口密度		0.0482(0.4108)	3.8142*** (3.0266)	0.2085(1.2991)
常数项	0.4126*** (106.5844)	0.4365** (2.5457)	-1.7477(-0.9285)	0.3664*(1.9286)
R <sup>2</sup>	0.018	0.064	0.205	-

注：括号内数据为稳健标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

得扶贫转移支付对消费差异的影响显著为负，模型 2 中加入县级和省级控制变量后，扶贫转移支付依然显著降低了消费基尼系数，估计系数为 -0.0130，在 5%的水平上显著，这意味着扶贫转移支付的再分配使消费差异程度下降了 0.013。以上结果初步说明扶贫转移支付有利于城乡居民总体消费差异程度的缩小，有利于缓解消费层面不平衡、不充分问题。同时，县级层面上城乡消费基尼系数均值为 0.408（见表 1），而扶贫转移支付的影响幅度仅为 -0.013，仅占整体消费基尼系数的 3.19%，这意味着扶贫转移支付对整体消费基尼系数的调节效应效果有限。

已有研究表明，工农业价格剪刀差等城市偏向的制度安排是城乡差距迅速扩大的重要原因（林毅夫、陈斌开，2009），城乡消费差异削弱了消费对经济发展的基础性作用，不利于城乡包容性增长。近年来，精准扶贫等促进城乡统筹政策的实施有助于扭转这一偏向，在消费层面上促进城乡差距的持续收敛。由于扶贫转移支付采取当期支付而非部分积累的方式发放，这些临时性家庭收入可能全部进入消费市场，转化为低收入者改善生活水平的各项消费支出，消费潜力得到释放，消费处境得到改善，这意味着贫困人口的收入水平与消费水平上升，有助于不同阶层居民固化程度的消解，从而使总体消费基尼系数得以下降。同时这一结果为巩固脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接提供经验依据，过渡期内设立的乡村振兴补助资金有助于继续完善对低收入人口的常态化救助，增

强城乡居民的获得感、幸福感与安全感,并为后疫情时期消费复苏提供有力支撑。此外,扶贫转移支付降低效果有限的原因一是扶贫转移支付作为选择性而非普惠性财政转移支付,在政策上集中于建档立卡贫困户的脱贫,根据《中国农村贫困监测报告》,2016年(微观数据调研时间)现行标准贫困人口为4 335万人,贫困发生率为4.5%,贫困人数较少使转移支付对总体消费差异的福利效应相对有限。二是扶贫转移支付分配过程中的瞄准偏误也可能限制福利效应的发挥。

## (二) 稳健性检验

通过基础回归得到扶贫转移支付估计系数可能由于内生性问题而产生偏误,如存在不可观测变量同时影响消费差异程度和受助者得到的扶贫转移支付额。因而本文使用工具变量模型处理内生性问题。工具变量需要满足两个基本假设,相关性和外生性,即与自变量相关同时只通过自变量影响因变量。本文选择样本所在县区的贫困发生率作为工具变量,一方面,贫困发生率和所在县区的人均扶贫转移支付额高度相关,满足相关性假设;另一方面,县级层面的贫困发生率与家庭消费支出差异并无直接关系,贫困发生率只通过内生变量扶贫转移支付对消费差异产生影响,从而满足外生性假设。因而样本所在县区的贫困发生率指标在理论上是一个可接受的工具变量,下面使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。

表2中模型3和模型4为两步法估计结果,第一阶段回归结果显示,在控制其他变量的情况下,工具变量对核心解释变量的回归系数为-0.057,并在1%的水平上显著,表明二者显著负相关。Cragg-Donald Wald F统计量为14.884,满足F统计量高于10的条件,表明不存在弱工具变量问题。Anderson LM检验在1%显著水平上拒绝原假设,说明本文选取的工具变量有效。模型4给出了两阶段回归结果,核心解释变量扶贫转移支付的估计系数仍显著为负,估计系数为-0.055,从系数符号上看,工具变量回归与基础回归结果一致,影响方向和显著性并未发生改变,表明扶贫转移支付对于消费差异具有显著的负向影响这一结论通过稳健性检验。

## (三) 异质性回归分析

### 1. 不同收入水平

为了研究在县级层面扶贫转移支付对不同收入居民影响的差异,本文构造广义熵指数进行实证检验,GE(-1)、GE(0)、GE(1)和GE(2)分别作为被解释变量,表示低收入、中低收入、中高收入和高收入样本消费差异情况,回归中控制了县区与省份控制变量,回归结果如表3所示。从表3可以看出,扶贫转移支付与低收入、中低收入组的消费差异显著负相关,并且对低收入居民消费差异程度的影响更大,扶贫转移支付对消费差异的影响随着GE( $\alpha$ )中 $\alpha$ 取值的增大而逐渐减小。具体来看,对低收入居民的消费基尼系数在1%的显著水平上降低0.0376,对于中低收入居民的消费基尼系数在5%的

表 3 扶贫转移支付在不同收入水平的影响(N=294)

变 量	GE(-1)(模型 5)	GE(0)(模型 6)	GE(1)(模型 7)	GE(2)(模型 8)
扶贫转移支付	-0.0376***(-2.8428)	-0.0206**(-2.4508)	-0.0162(-1.2492)	-0.0132(-0.2511)
R <sup>2</sup>	0.0994	0.0651	0.0264	0.0171

注:括号内数据为稳健标准误;控制了其他控制变量;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

显著水平上降低 0.0206,而在中高和高收入居民的回归系数不显著,由此可见,扶贫转移支付对低收入居民的影响程度更大且统计上更显著,有利于低收入和中低收入居民在经济发展过程中共享福利成果,提高低收入和中低收入居民消费水平,从而实现生活水平的持续改善。上述结果可以解释为:(1)扶贫转移支付作为选择性政策,低收入居民尤其是贫困人口是主要受益群体,城乡总体消费基尼系数的降低主要源于低收入居民消费基尼系数的下降,扶贫财政投入在降低城乡差距方面收到成效。(2)转移支付在分配给绝对贫困人口的同时,一部分扶贫资源转移给了相对贫困人口。如果从解决绝对贫困问题的角度看,扶贫资源瞄准过程中出现了瞄准偏误。

本文认为,城乡包容性增长包括效率和公平两个维度,如果一个因素有利于降低城乡差距,并且低收入尤其是相对贫困人口从该因素中获益更多,那么可以说该因素促进了城乡包容性增长。显然,基础回归与上述回归的结论说明扶贫转移支付在效率维度上显著降低了消费层面的城乡差距,在公平维度上更有利于推动低收入群体生活水平的改善。扶贫转移支付使消费层面的不平衡与不充分的发展矛盾得到缓解,通过优化城乡消费环境增强城乡发展的协调性,让经济发展成果惠及更多的低收入家庭,在效率和公平两个维度有力推动了城乡包容性增长。

## 2. 不同消费层次

本文将消费层次划分为生存型、发展型和精神充实型 3 个层次,其中生存型的消费差距用食品基尼系数衡量,发展型消费差距用教育基尼系数与医疗基尼系数衡量,精神充实型消费差距用文娱基尼系数衡量。从表 1 的描述性分析上看,这 4 个基尼系数均值逐项递增,食品消费基尼系数最低,仅为 0.408,而其余 3 个层次基尼系数均超过均值,其中文娱消费基尼系数最高,为 0.919,这表明生存型消费需求已基本得到满足且这方面的城乡差距较小,而在发展型和精神充实型消费需求上则体现出不平衡不充分的情况,城乡间较高层次的消费差距较大。

下面分别以这 4 个基尼系数为被解释变量进行回归,在控制了县级与省份控制变量后,回归结果如表 4 所示。从表 4 可以看出,扶贫转移支付与食品基尼系数显著负相关,扶贫转移支付的增加使食品基尼系数在 1%水平上降低了 0.0178。扶贫转移支付与医疗消费差异同样显著负相关,在扶贫转移支付后医疗基尼系数降低了 0.0121。扶贫转移支付对教育消费差异和文娱消费差异的影响不显著。这一结果总体上说明扶贫转移



表 4 扶贫转移支付对于不同消费层次的影响(N=294)

变 量	基尼系数			
	食品	医疗	教育	文娱
扶贫转移支付	-0.0178***(-3.7753)	-0.0121**(-2.3614)	0.0063(1.5679)	0.0063(0.3193)
R <sup>2</sup>	0.4540	0.2127	0.3347	0.6660

注:括号内数据为稳健标准误;控制了其他控制变量;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

支付有助于改善城乡消费环境,不仅有利于防止消费层面返贫,更有利于促进贫困人口消费层次的梯次升级。受助者大多将转移性收入用于食品消费和医疗消费。可能的原因是贫困群体的消费行为遵循消费层次理论,扶贫转移支付对其消费升级具有促进作用,在满足生存型消费后,进而考虑发展型消费和精神充实型消费。首先,食品与医疗基尼系数的降低说明贫困家庭的“两不愁”问题得到妥善解决,预期风险和流动性约束得到缓解,总体消费能力得到有效提升,消费层次向上流动。其次,教育差异回归系数不显著可能是由于精准扶贫政策包括一系列针对学前教育、义务教育、职业教育和高等教育的扶贫服务体系,降低了贫困家庭教育支出的负担,但也意味着需要针对易返贫群体的不同需求进行差异化救助。最后,文娱差异回归系数不显著可能是由于勤俭节约的消费观念和消费品二元供给结构使城乡居民在精神充实型消费上依然存在差异,使这一类型的消费潜力没有得到完全释放。

四、影响机制分析

(一) 瞄准偏误

在理想状态下,有限的扶贫资源能够高效准确地分配给真正贫困人口,实现“不脱靶、不偏靶”的完美覆盖,但由于信息不对称等因素,目标瞄准过程中不可避免地会出现两种瞄准偏误:漏保错误和错保错误(Cornia 等,1993)。下面对两类指标进行定义:首先,本文从两个维度将样本划分为应保贫困样本与实保贫困样本,前者通过样本自我报告识别,若对问卷“您家是否为贫困户”回答“是”,则归为应保贫困样本;后者通过样本是否获得扶贫转移支付识别,若样本获得扶贫转移支付则为实保贫困样本。其次,根据上述划分标准,错保率的计算方式是:非应保贫困样本错误地获得实保的样本数占应保贫困样本数的比重,该指标反映非贫困样本被正确排除的比例;漏保率的计算方式是:应保贫困样本但未获得实保的样本数占应保贫困样本数的比重,该指标反映真正贫困样本被正确识别的比例。

表 5 显示,错保率的提高在 5%的水平上降低了消费基尼系数,回归系数的含义是错保率增加 1%,消费基尼系数降低 0.0002;而漏保率的提高显著扩大了消费差异,漏保率每提高 1%,消费基尼系数相应增加 0.0004,这一效应在 5%的水平上显著。这表明两类

表 5 瞄准偏误对消费差异的影响(N=294)

变 量	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
错保率	-0.0002*(-1.7092)	-0.0002**(-1.9731)		
漏保率			0.0004*** (2.7777)	0.0004** (2.2211)
R <sup>2</sup>	0.0099	0.1374	0.0257	0.1405

注:括号内数据为稳健标准误;模型 10、模型 12 控制了其他控制变量;\*,\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

瞄准偏误对消费基尼系数的影响方向 and 影响程度存在差异,虽然错保率降低了消费差异,但这意味着扶贫财政资源的浪费,而漏保率的提高则直接扩大了消费差异,不利于扶贫转移支付作用的发挥,两种偏误随着目标瞄准的规范化和制度化应逐步得到改善。

两类瞄准偏误影响方向的差异可以从政策含义上加以解释:在评估转移支付政策时,一方面,如果政策重点在于节省财政支出,那么在既不影响真实贫困群体消费又能降低财政支出的情况下,着重降低错保率是优先政策选择(Smolensky 等,1995)。因为较高的错保率意味着公共财政的损失,但错保的财政支出相当于变相增加社会福利,更多的居民得到转移支付并得以扩大消费,有利于消费差异的降低。另一方面,如果政策重点在于脱贫攻坚或防止返贫,那么降低漏保率是优先选项(Brown 等,2016)。因为漏保率较高将直接损害贫困者的福利水平,降低贫困者的幸福感与获得感,限制扶贫政策红利的释放,使消费基尼系数不降反升。

从中国的政策取向上看,扶贫首先要解决“扶持谁”的问题,通过“真扶贫、扶真贫”以达到“真脱贫”。在全面小康实现后,农村继续推进乡村振兴,既要巩固脱贫成果、防止返贫,又要推进共同富裕,继续缩小城乡差距,促进低收入群体生活水平提升。因而在 5 年衔接过渡期内,乡村振兴补助资金应优先降低漏保率,规范扶贫资源瞄准机制,提高扶贫财政资金的利用效率。

(二) 收入差异

在社会再生产的 4 个环节中,如果降低消费差异可视为促进结果公平,那么降低收入差异则视为促进过程公平。贫困家庭的边际消费倾向较高,扶贫转移支付作为可预期的转移性收入,可以改善受助者的收入水平从而减小收入差距,意味着这部分新增收入有可能全部进入消费市场,从而对消费基尼系数产生积极影响。因而扶贫转移支付可能通过收入差异对消费差异产生影响,本文尝试使用中介效应模型识别这一影响机制,考察收入差异与消费差异变动的相关性(见表 6)。中介变量收入差异的度量方式同样采用县级层面的收入基尼系数。

本文首先采用逐步回归法检验扶贫转移支付影响消费基尼系数的总效应。从模型 13 可以看出,在不考虑中介变量的影响途径时,受助者获得扶贫转移支付可以显著降低消费基尼系数。模型 14 中扶贫转移支付的回归系数显著为负,表明扶贫转移支付在

表 6 扶贫转移支付影响消费差异的中介机制(N=294)

变 量	消费基尼系数 (模型 13)	收入基尼系数 (模型 14)	消费基尼系数 (模型 15)	流动性约束 (模型 16)	消费基尼系数 (模型 17)
扶贫转移支付	-0.0130** (-2.4327)	-0.0165** (-2.3270)	-0.0080 (-1.6191)	-0.0214** (-2.0874)	-0.0102** (-2.0917)
收入基尼系数			0.3026*** (7.2898)		
流动性约束					0.0524* (1.8879)
R <sup>2</sup>	0.0639	0.1627	0.2141	0.0147	0.0301

注:括号内数据为稳健标准误;控制了其他控制变量;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

5%的水平上使收入差异降低 0.0165,这一降幅占收入基尼系数的 3.09%,这从另一个角度说明扶贫转移支付的积极效应,测算结果与卢盛峰等(2018)对转移支付的研究较为一致。模型 15 中控制扶贫转移支付项,收入基尼系数中介变量的回归系数在 1%的水平上显著为正,但扶贫转移支付的回归系数并不显著,表明收入基尼系数起到完全中介作用,这说明扶贫转移支付通过降低收入基尼系数这一中介效应以降低消费差异的作用机制成立。此外,通过对回归参数值的计算,可得收入基尼系数中介变量发挥的间接效应为 -0.005,这一中介效应在总效应中占 38.41%<sup>①</sup>。这表明收入差异是主要的中介变量,扶贫转移支付有助于提高受助者的抗风险能力,对收入差异和消费差异均有显著的缓解作用。扶贫财政转移支付标准和力度逐年提高,有利于形成更加公平收入格局,通过收入差距的缩小,实现中等收入群体的扩大,持续释放消费潜力,推动低收入家庭收入水平与消费水平的向上流动,进而降低城乡消费差异。

(三) 流动性约束

在理想状态下,当期扶贫转移支付可以全部转化为消费支出。转移支付对收入差异的影响并未全部传导至消费,这意味着受助者的消费行为受到了一定的约束。相比于高收入家庭,贫困家庭面临更大的流动性约束,这意味着家庭消费支出受到约束。流动性约束的存在使贫困家庭在面临不可控的收入风险后,消费水平发生较大变化,降低了原有的福利水平。而扶贫转移支付可以在一定程度上缓解这种流动性约束,从而对消费差异产生影响。为了识别流动性约束的中介作用机制,本文继续使用中介效应模型加以检验。

参考臧旭恒、张欣(2018)的研究,本文使用高流动性资产占收入的比重度量流动性约束。假设考察期初的资产量为 0,通过对收入  $y_i$  与高流动性资产  $m_i$  的关系进行判断,若高流动性资产水平  $m_i \leq y_i/2$  时,则认为消费者在考察期内面临流动性约束,赋值

① 根据本文模型设定,回归系数  $\theta_i\lambda_i$  的乘积为间接效应,收入差距的间接效应为:  $-0.0165 \times 0.3026 = -0.0050$ ,这一中介效应占比为:  $-0.005 \div -0.013 = 38.41\%$ 。

为 1,反之若  $m_i > y_i/2$ ,则认为消费者达到消费平滑,赋值为 0。根据 CHFS 问卷周期,本文以年度为决策周期,以年收入的 1/2 为判断临界值,将现金、存款、股票、基金、债券、理财和非人民币金融资产划分为高流动性资产。

从总效应上看,核心被解释变量扶贫转移支付对消费基尼系数的影响显著为负。在核心被解释变量与中介变量的关系上,扶贫转移支付在 5%的水平上降低了流动性约束。在控制流动性约束后,扶贫转移支付对消费基尼系数的降低程度从 0.0130 下降至 0.0102,流动性约束对消费基尼系数的影响在 10%的水平上显著,表明流动性约束是间接影响消费基尼系数的中介变量,流动性约束这一中介变量通过了检验。具体而言,扶贫转移支付越高,对受助者流动性约束的放松程度越大,越有利于缩小城乡消费差异程度。此外,流动性约束中介变量发挥的间接效应为 -0.001,这一中介效应在总效应中占 8.63%<sup>①</sup>。这表明流动性约束发挥重要中介作用,扶贫转移支付对受助者家庭的高流动性资产产生了“挤入效应”,有助于增加家庭高流动性资产的占比,使流动性约束得到一定程度的缓解,受到流动性约束的这些消费者可以借此实现跨期的平滑消费,保障自身消费水平不发生大幅波动,从而促进消费需求的释放,提高家庭的福利水平。

## 五、结论与建议

本文利用 2017 年中国家庭金融调查(CHFS)数据,在县级层面实证研究了扶贫转移支付对于城乡消费差异的影响效应与影响机制,主要研究结论为:(1)扶贫转移支付显著降低了城乡总体消费差异,使城乡消费基尼系数下降了 3.19%。(2)在消费群体上,扶贫转移支付显著缓解了低收入和中低收入组的消费差异,其中低收入居民受益更大,说明扶贫转移支付有助于在效率和公平层面促进城乡包容性增长;在消费层次上,扶贫转移支付缩小了食品和医疗消费差异,对受助者的消费梯次升级具有促进作用,但对教育和文娱消费差异影响有限,这些类型的消费潜力存在释放空间。(3)扶贫转移支付的两类瞄准偏误对消费基尼系数的影响存在差异,其中错保率显著降低了消费差异,漏保率则显著扩大了消费差异。过渡期内乡村振兴补助资金应优先降低漏保错误。(4)收入差异和流动性约束是重要的中介变量,扶贫转移支付通过降低这两个中介变量从而促进消费基尼系数的降低。

基于上述实证研究结论,本文提出以下建议:(1)探索建立农村低收入人口常态化帮扶机制。做好财政投入政策衔接工作,扶贫专项财政投入在过渡期内不宜“急刹车”,保障一段时间内扶贫政策的稳定,确定合理的救助水平,推动社会救助更加主动、及时和有效。(2)通过多维瞄准推进扶贫资源瞄准的规范化。在多维贫困指数基础上加以扩

<sup>①</sup> 根据回归系数  $\theta_1\lambda_1$  的设定,同理可得流动性约束的间接效应为:  $-0.0214 \times 0.0524 = -0.0011$ ,这一中介效应占比为:  $-0.0011 \div -0.013 = 8.63\%$ 。



展,加入资产、消费和能力等维度进行瞄准。此外,扶贫转移支付的瞄准方法应平衡瞄准精度和瞄准成本,提高扶贫财政资源的利用效率。(3)针对发展型需求进行差异化救助。对易返贫的脆弱人口进行支出追踪,如果发生超过个人承受能力的自付医疗支出可以进行特殊医疗救助。对高中和大学等阶段的学费和住宿费等支出进行特别教育救助。(4)着力提高居民的永久性收入。多渠道保障家庭收入的稳定增长,对易返贫人口增加就业援助,通过扶贫产业、扶贫岗位等渠道提高居民永久性收入。(5)政府应投入更多资源支持农村地区金融市场发展,缓解农村家庭的信贷约束,鼓励农村小额信贷,降低贫困户的贷款门槛。对有能力、有意愿的农户提高贷款额度并优先发放贷款。

### 参考文献:

1. 曹艳春(2016):《农村低保制度对贫困群体生活水平改善效应研究》,《中国人口科学》,第6期。
2. 解垚(2016):《中国农村最低生活保障:瞄准效率及消费效应》,《经济管理》,第9期。
3. 梁晓敏、汪三贵(2015):《农村低保对农户家庭支出的影响分布》,《农业技术经济》,第11期。
4. 林毅夫、陈斌开(2009):《重工业优先发展战略与城乡消费不平等——来自中国的证据》,《浙江社会科学》,第4期。
5. 卢盛峰等(2018):《走向收入平衡增长:中国转移支付系统“精准扶贫”了吗?》,《经济研究》,第11期。
6. 曲兆鹏、赵忠(2008):《老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响》,《经济研究》,第12期。
7. 温忠麟、叶宝娟(2014):《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》,第5期。
8. 邢成举、赵晓峰(2016):《论中国农村贫困的转型及其对精准扶贫的挑战》,《学习与实践》,第7期。
9. 尹志超、郭沛瑶(2021):《精准扶贫政策效果评估——家庭消费视角下的实证研究》,《管理世界》,第4期。
10. 臧旭恒、张欣(2018):《中国家庭资产配置与异质性消费者行为分析》,《经济研究》,第3期。
11. 张全红、周强(2019):《精准扶贫政策效果评估——收入、消费、生活改善和外出务工》,《统计研究》,第10期。
12. 郑秉文(2018):《中国社会保障40年:经验总结与改革取向》,《中国人口科学》,第4期。
13. 周广肃等(2020):《新型农村社会养老保险对消费不平等的影响》,《经济学(季刊)》,第4期。
14. 邹红等(2013):《消费不平等的度量、出生组分解和形成机制——兼与收入不平等比较》,《经济学(季刊)》,第4期。
15. Brown C., Ravallion M. and van de Walle D. (2016), A Poor Means Test?: Econometric Targeting in Africa. Policy Research Working Paper No. 7915. The World Bank.
16. Cornia G.A. and Stewart F. (1993), Two Errors of Targeting. *Journal of International Development*. 5(5): 459-496.
17. Grosh M., Glewwe P. (2000), *Designing Household Survey Questionnaires for Developing Countries*. Washington, DC: World Bank.
18. Smolensky E., Reilly S. and Evenhouse E. (1995), Should Public Assistance be Targeted?. *Journal of Post Keynesian Economics*. 18(1): 3-28.

(责任编辑:朱 犁)