

转移性收入促进了农村居民 消费结构升级吗?

周洁红^{1,2}, 梁玉虎¹, 金宇^{1*}

(1.浙江大学中国农村发展研究院, 浙江杭州 310058;
2.浙江大学中国特色社会主义研究中心, 浙江杭州 310058)



摘要 农村居民消费结构升级对于扩大内需、增强国内大循环的内生动力和可靠性具有重要意义。基于2000—2019年省级面板数据,依据常相对风险规避效用函数理论和马斯洛需求层次理论揭示转移性收入对农村居民消费结构升级的影响及其机理,并进一步分析转移性收入对缩小消费结构升级差距的作用。研究发现:每增加1%的转移性收入,农村居民发展享受型消费占总消费的比重将提高2.6%,并且随着农村居民可支配收入的提高,转移性收入对于农村居民消费结构升级程度的影响效应逐渐减弱;转移性收入主要是通过降低农村居民的食品消费支出占比、提高教育文化娱乐消费支出占比和医疗保健消费支出占比的方式来促进农村居民消费结构升级的程度;转移性收入缩小了不同收入水平和不同地区间的农村居民消费结构升级程度的差距,尤其对于中低收入和中西部的农村居民作用明显。据此提出实施差异化的转移支付政策、强化弱势群体帮扶措施、拓展农村居民消费供给等促进农村居民消费结构升级等政策建议。

关键词 农村居民; 消费结构升级; 转移性收入; 消费差距

中图分类号: F328 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2024)01-0073-13

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.01.007

党的二十大报告明确提出,要“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”和“增强国内大循环内生动力和可靠性”。而增强国内大循环内生动力和可靠性的核心在于激活居民消费。因此,充分挖掘居民消费潜力成为增强国内大循环内生动力和可靠性的关键^[1-5]。在短期内居民消费习惯难以改变的情况下,通过转移支付调节收入分配,提高边际消费倾向较高的群体的收入是激发居民消费潜力的重要途径^[6]。

农村居民通常是边际消费倾向较高的低收入群体^[7]。相比于城镇居民,农村居民的消费具有更大的潜力。进入21世纪,农村居民生活水平明显改善,其生存型消费已经逐渐接近饱和,但其发展享受型消费却存在巨大的缺口。相比于生存型消费,农村居民的发展享受型消费具有更大的潜力^[8]。因此,充分挖掘农村居民的发展享受型消费,促进农村居民消费结构升级是释放农村居民消费潜力的关键。基于这一背景,本文探究转移性收入对于农村居民消费结构升级的影响。

近年来,我国政府为了提高农村居民的生活水平和生活质量,不断提高对农村居民的转移支付,但农村居民消费增长却依然乏力。2000—2019年,农村居民的人均转移性收入从83.05元提高到3380.34元,农村居民的转移性收入增加了约40倍。然而,农村居民的消费水平和消费质量并没有随着转移性收入的增加而同步提升,尤其是农村居民的消费结构仍然处于较低层级。已有研究探究了政府的转移支付对低收入群体不同消费类型的消费量的影响,但少有研究分析转移性收入对不同消

收稿日期:2022-12-19

基金项目:国家社会科学基金重大项目“推进居民绿色消费升级的监管体系研究”(19ZDA106);中央高校基本科研业务费专项“新时代提高人民生活品质研究”(20221121);浙江省社科规划办重大项目“全面形成绿色生产生活方式研究”。

*为通讯作者。

费类型占总消费支出比重的影响。而不同消费类型占比的变化更能直接地反映出消费结构的变化^[9-11]。除此之外,鲜有研究从数理理论推导的角度揭示农村居民的转移性收入对其消费结构升级的影响机理,分析转移性收入对农村居民消费结构升级影响的门槛效应。而探究转移性收入对于农村居民消费结构升级的影响及其门槛效应对于优化政府的转移支付政策具有重要的现实意义。至于已有文献对于转移性收入的意义讨论^[12-13],则多从缩小收入差距的角度进行分析,而少有研究系统地探究转移性收入对于缩小消费差距的影响效应。

鉴于此,本文主要从以下3个方面进行了探索。首先,基于常相对风险规避效用函数理论和马斯洛需求层次理论揭示转移性收入对于消费结构升级的影响机理。其次,利用2000—2019年省级面板数据,定量测度转移性收入对于农村居民消费结构升级的影响程度,并且利用门槛效应模型定量测度转移性收入对农村居民消费结构升级影响的门槛值。最后,借鉴收敛分析方法的思路探究转移性收入是否缩小了不同收入水平和不同地区间的农村居民消费结构升级程度的差距。

一、文献回顾

收入被认为是影响消费的重要因素之一。Keynes较早地探究了收入对消费的影响关系,发现消费随着收入水平的提高逐渐增加,但边际消费倾向递减^[14]。与之不同的是,Kuznets研究发现收入的变化并不是总能显著地影响消费倾向^[15]。为了解释这个现象,Duesenberry从消费具有黏性的角度分析,认为消费习惯使得当期的收入不会对于当期的消费产生太大的影响^[16]。而Modigliani等从消费者追求一生效用最大化的角度分析,认为短期收入的变化对于消费的影响很小^[17]。Friedman则根据收入的不同类型,从收入的可持续性的角度分析,认为持久性收入才能影响消费^[18]。

受不同类型的收入对于消费影响的研究启发,收入对于消费结构的影响吸引了越来越多的学者的注意。由于数据限制的原因,早期更多的研究是对消费结构的收入弹性估计的计量方法进行改进和拓展^[19-21]。近些年,随着数据获取的完善,越来越多的研究转向于用数据实证分析收入对于消费结构的影响。例如,Lluch等^[22]、姜长云^[23]和陈立梅^[24]根据消费的不同类型对消费结构进行了细分,评估了食品、衣着、居住、交通通信、文化娱乐等消费的边际消费倾向。唐琦等研究发现提高家庭的收入能够降低家庭食品消费和家庭用品消费占总消费的比重^[25]。

随着经济的发展,不同群体的消费差距逐渐拉大^[26-27]。通过转移支付提高低收入群体的收入水平从而促进低收入群体消费是缩小消费差距的有效方式。近些年,越来越多的学者关注政府的转移支付对低收入群体消费的影响。例如,Handa等利用赞比亚调研数据发现,政府的现金转移支付对于提高家庭消费有长期影响^[28]。Brugh等基于马拉维实施的无条件现金转移支付项目发现,现金转移支付不仅仅提高了贫困家庭的食物消费,还提高了家庭的营养水平^[29]。朱诗娥等^[30]、Huang等^[31]研究政府转移支付对中国农村居民消费的影响也得到了与Brugh等^[29]基本一致的结论。

政府的转移支付不仅仅影响了低收入群体的消费水平,还改变了消费结构^[32-34]。例如,刘双等研究发现政府的转移支付对于中国不同收入阶层的农村居民的消费结构影响不同,农村居民的转移性收入对其食品、衣着、医疗保健的消费影响显著,而对其他消费影响不显著^[32]。Attanasio等研究哥伦比亚的转移支付项目发现,居民的转移性收入不仅仅提高了其食品消费的支出,还提高了总消费的支出^[33]。Haushofer等研究肯尼亚的现金转移支付对于家庭消费的影响发现转移支付的发放频次可能会影响居民的消费结构,以月度的频次发放小额现金的转移支付主要是促进家庭的食品消费,而一次性发放大额现金的补助主要是促进家庭的耐用品的消费^[34]。

从上述文献梳理可见,转移支付会对消费产生显著的影响,但现有文献更多关注低收入群体的转移性收入对不同类型消费支出的绝对量的影响,少有研究分析其对不同类型消费支出占总消费支出比重的相对量的影响,尤其是缺乏对于中国农村居民发展享受型消费占总消费比重变化所带来的消费结构升级的程度变化的关注。而农村居民消费结构升级程度变化所带来的需求变化对于供给侧的产业发展具有重要影响。并且,鲜有研究进一步探究转移性收入对于农村居民消费结构升级的

影响是否存在门槛效应,而门槛效应的分析对于优化政府的转移支付政策具有重要的现实意义。另外,转移支付作为收入分配调节的重要手段,多有研究关注于转移支付对于收入差距的影响^[12-13],鲜有研究关注其对于消费差距的影响,而减小消费差距才是调节收入分配的最终目的。

为了弥补现有文献的不足,本文首先通过理论分析揭示农村居民的转移性收入对于其消费结构升级的影响机理,其次基于2000—2019年的省级面板数据进行实证分析,定量测度转移性收入对于农村居民消费结构升级程度的影响大小及其门槛值,最后利用收敛分析方法进一步探究转移性收入是否缩小了不同收入水平和不同地区间的农村居民消费结构升级程度的差距。

二、理论分析

政府的转移支付对于农村居民生活水平的影响是学术界一直关注的重要问题。转移性收入相比于其他类型的收入,不仅仅与增加可支配收入、提高农村居民的消费能力有关,还与完善社会保障体系增强农村居民的消费信心有关,因此有必要从转移性收入的角度,探究其对农村居民消费结构的影响机理。

本文参考毛其淋分析政府支农支出对居民消费影响时的模型设定^[35],基于消费者效用最大化理论,假定农村居民的效用符合常相对风险规避效用函数,那么有式(1):

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta} \quad (1)$$

式(1)中,下标 t 表示时间, $U(\cdot)$ 表示效用函数, C_t 表示农村居民的消费。 θ 为常替代弹性,表示跨期的消费之间的替代关系的比例不变。

本文参考毛其淋的研究设定^[35],假设农村居民在初始的财富为零,在 T 时的财富为 A ,农村居民的消费支出大于或等于0,在 T 期内财富总额大于或等于0,并且 $\rho - r - \theta r > 0$,以保证农村居民一生的效用是收敛的。在 T 期内,农村居民的效用最大化问题可以用式(2)表示:

$$\begin{aligned} \max U &= \int_0^T \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta} e^{-\rho t} dt \\ \text{s.t. } \dot{W}(t) &= I_t^1 + I_t^2 + I_t^3 + I_t^4 + rW_t - C_t \\ W(0) &= 0, W(T) = A \\ C_t &\geq 0, W(T) \geq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

在式(2)中,需要说明的是, $\max U = \int_0^T \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta} e^{-\rho t} dt$ 表示消费者的目标函数。消费者受到的消费约束是消费者所拥有的财富总额,用 $\dot{W}(t) = I_t^1 + I_t^2 + I_t^3 + I_t^4 + rW_t - C_t$ 表示。 $e^{-\rho t}$ 表示折现因子, ρ 为折现率, W_t 表示农村居民所拥有的财富, I_t^1 表示转移性收入, I_t^2 表示经营性收入, I_t^3 表示工资性收入, I_t^4 表示财产性收入, r 表示实际利率。

对于式(2)可以构建汉密尔顿函数进行求解,本文构建的汉密尔顿函数如式(3)所示:

$$H(t, C_t, W_t, \lambda) = \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta} e^{-\rho t} + \lambda(t)(I_t^1 + I_t^2 + I_t^3 + I_t^4 + rW_t - C_t) \quad (3)$$

式(3)中, $H(\cdot)$ 表示汉密尔顿函数, $\lambda(t)$ 表示在时刻 t 的边际价值。为了简化计算,构建现值的汉密尔顿函数,如式(4)所示:

$$\max H(t, C_t, W_t, m) = He^{\rho t} = \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta} + m(t)(I_t^1 + I_t^2 + I_t^3 + I_t^4 + rW_t - C_t) \quad (4)$$

式(4)中, $m(t) = \lambda(t)e^{\rho t}$, $m(t)$ 表示现值拉格朗日乘子,根据(4)式,可以得到下列方程:

$$\frac{\partial H_c}{\partial C_t} = C_t^{-\theta} - m(t) = 0 \quad (5)$$

$$\dot{m}(t) = -\frac{\partial H_c}{\partial W_t} + \rho m(t) = (\rho - r)m(t) \quad (6)$$

$$\dot{W}(t) = \frac{\partial H_c}{\partial m(t)} = I^1_t + I^2_t + I^3_t + I^4_t + rW_t - C_t \quad (7)$$

根据式(5)得式(8):

$$C_t = m(t)^{-1/\theta} \quad (8)$$

根据式(6)得式(9):

$$m(t) = m_0 e^{(\rho - r)t} \quad (9)$$

根据式(8)和式(9)得式(10):

$$C_t = m_0^{-1/\theta} e^{(r - \rho)t/\theta} \quad (10)$$

将式(10)代入式(7)得式(11):

$$\dot{W}(t) = I^1_t + I^2_t + I^3_t + I^4_t + rW_t - m_0^{-1/\theta} e^{(r - \rho)t/\theta} \quad (11)$$

结合已知条件, $W(T) = A$, 求解式(11), 并且将得到的结果代入式(10)可以得到式(12), 如下:

$$\begin{aligned} C_t = & \frac{e^{-rT}(\rho - r - r\theta)}{(1 - \theta)(1 - e^{-(\rho - r - r\theta)T/\theta})} A + \frac{(1 - e^{-rT})(\rho - r - r\theta)}{r(1 - \theta)(1 - e^{-(\rho - r - r\theta)T/\theta})} I^1_t \\ & + \frac{(1 - e^{-rT})(\rho - r - r\theta)}{r(1 - \theta)(1 - e^{-(\rho - r - r\theta)T/\theta})} I^2_t + \frac{(1 - e^{-rT})(\rho - r - r\theta)}{r(1 - \theta)(1 - e^{-(\rho - r - r\theta)T/\theta})} I^3_t \\ & + \frac{(1 - e^{-rT})(\rho - r - r\theta)}{r(1 - \theta)(1 - e^{-(\rho - r - r\theta)T/\theta})} I^4_t \end{aligned} \quad (12)$$

对式(12)求偏导数, 由于 $\rho - r - r\theta > 0$, 可以得式(13):

$$\frac{\partial C_t}{\partial I^1_t} = \frac{(1 - e^{-rT})(\rho - r - r\theta)}{r(1 - \theta)(1 - e^{-(\rho - r - r\theta)T/\theta})} > 0 \quad (13)$$

本文参考王小华等^[36]、潘敏等^[37]和秦海林等^[38]的研究, 把居民消费分为生存型消费和发展享受型消费两类, 那么可得式(14):

$$C_t = C_0 + C_1 \quad (14)$$

根据式(14), 可得式(15):

$$\mu = \frac{C_1}{C_t} \quad (15)$$

在式(14)和式(15)中, C_t 表示农村居民的总消费, C_0 表示农村居民的生存型消费, C_1 表示农村居民的发展享受型消费, μ 表示发展享受型消费占总消费的比重。

本文参考石明明等^[10]、张喜艳等^[39]、曾洁华等^[40]在分析居民消费结构问题的研究, 应用马斯洛需求层次理论分析农村居民的消费结构升级过程。根据马斯洛需求层次理论, 只有在满足低层次的消费需求之后, 才会追求更高层次的需求。所以生存型需求是一个相对有限的值, 也就是对于个人, 生存型消费是相对固定的, 在满足生存型消费之后才消费发展享受型商品或服务。随着总消费支出的提高, 发展享受型消费占总消费的比重也不断提高, 因此可得式(16):

$$\frac{\partial \mu}{\partial I^1_t} > 0 \quad (16)$$

据此, 提出假说:

H₁: 转移性收入正向影响农村居民消费结构升级的程度。

转移性收入对于农村居民消费升级程度的影响可能随着收入水平的不同而不同。对于较低收入的家庭, 政府通过转移支付增加其家庭收入, 而来自政府的转移支付占低收入家庭总收入的比例较高, 因此, 转移性收入对其家庭消费结构的影响较大。而对于较高收入的家庭, 来自政府的转移支付占家庭总收入的比例较低, 很难对于家庭的消费结构产生较大的影响。也就是, 转移

性收入对农村居民消费结构升级的程度的影响可能会随着家庭收入的不同而存在门槛效应。据此,提出假说:

H₂:转移性收入对农村居民消费结构升级程度的影响存在收入水平门槛。

此外,政府的转移支付作为重要的收入调节手段,其缩小不同群体收入差距的作用已经有很多研究进行了探索,但是转移支付对于不同群体消费差距的影响少有研究,尤其是分析转移性收入对不同收入群体消费结构升级程度差距的影响鲜有研究进行探索。消费差距的缩小才是农村居民更加直观感受的差距缩小。并且,转移支付尤其是对于较低收入的弱势群体帮扶力度较大,因此转移性收入可能会具有缩小不同收入水平和不同地区间的农村居民消费结构升级程度差距的作用。据此,提出假说:

H₃:转移性收入对于缩小不同收入水平和不同地区之间的农村居民消费结构升级程度的差距具有积极的正向作用。

综上所述,本文的逻辑框架如图1所示:

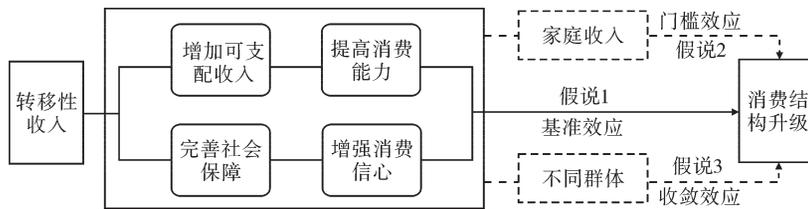


图1 理论分析逻辑框架

三、实证模型与数据

1. 实证模型

基于2000—2019年省级面板数据,本文构建双向固定效应模型,如式(17)所示:

$$Constr_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln inczy_{it} + \phi X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (17)$$

式(17)中,下标*i*表示省份,*t*表示年份,*Constr_{it}*表示农村居民消费结构升级的程度,具体为发展享受型消费占总消费的比重。*ln inczy_{it}*表示农村居民的转移性收入。*X_{it}*为控制变量,包括农村居民的工资性收入、农村居民的经营性收入、农村居民的财产性收入、居民消费价格指数、农村家庭老人和小孩的抚养比重。此外,*λ_t*和*μ_i*分别表示时间和省份固定效应,分别控制只随地区变化的影响因素和只随时间变化的影响因素。*ε_{it}*表示随机误差项;*α₀*、*α₁*和*φ*表示回归系数。

2. 变量的设定

本文的因变量是农村居民消费结构升级的程度,用发展享受型消费占总消费的比重来表示^[9-11]。其中,发展享受型消费支出是指医疗保健支出、交通通信支出、文娱教育及服务支出、其他商品和服务支出之和。需要说明的是,医疗保健消费虽然具有一部分生存保障的目的,但同时也出于为了未来发展而进行消费的目的。针对医疗保健消费的分类问题,在已有研究消费升级的相关文献中,大多数研究把医疗保健消费归类为发展享受型消费,例如,王小华等^[36]、秦海林等^[38]、许光建等^[41]。因此,本文沿用已有研究的处理方式,把医疗保健消费归类为发展享受型消费之中。本文的核心自变量是农村居民的转移性收入。农村居民转移性收入主要包括养老医疗补贴、社会救济和补助、政策性生产生活补贴等。在统计数据中有转移性收入的直接测度值,因此本文直接选取统计数据中的转移性收入变量进入回归。此外,本文参考曹普桥等^[42]、毛其淋^[35]和Leff^[43]的研究,选择农村居民的工资性收入、经营性收入、财产性收入、居民消费价格指数和老少抚养比作为控制变量。经营性收入、财产性收入和工资性收入影响到农村居民接受政府补贴支持的程度,也会影响居民的消费结构。物价水平会影响农村居民获取的补贴水平,也会影响居民消费结构。此外,家庭中老人和小孩的抚养比会影响农村居民获取的补贴水平,也会影响家庭中医疗、保健、教育等消费支出。

3. 数据来源与描述性统计

本文的收入和消费数据、居民消费价格指数数据和老少抚养比数据分别来自《中国农村年鉴》《中国统计年鉴》和《中国人口和就业统计年鉴》。并且在回归模型中,把收入和消费数据进行了对数化处理。需要说明的是,价格是影响居民消费的重要因素,已有研究针对价格相关的数据有两种处理方式,一种是利用消费者价格指数对收入和消费数据直接进行平减处理,而另一种处理方式是把消费者价格指数作为控制变量间接地处理价格因素的影响。后一种处理方式的好处是能够直接定量地测度出价格因素对于消费结构影响的大小,而直接进行平减处理则难以直接得到其影响的大小。因此,本文借鉴曹普桥等在相关研究中把消费者价格指数作为控制变量进行间接处理的方式^[42]。此外,对于2003年西藏自治区收入结构数据缺失的问题,本文采用前后年份数据的均值替代法进行补充。之后,通过数据的整理得到2000—2019年31个省市自治区,620个样本容量的省级面板数据。关键变量的描述性统计如表1所示。

根据表1可以发现,农村居民的发展享受型消费在总消费中的比重均值为30.3%,仍处于相对较低的水平,表明农村居民消费结构依然有着较大的提升空间。从收入结构数据可以看出,农村居民的主要收入来源是经营性收入与工资性收入。同时转移性收入也是农村居民收入构成的重要部分,均值为1012.9元,且不同地区间转移性收入存在较大的差异。财产性收入在农村居民的收入中占比最小,其均值仅为231.8元。

表1 关键变量的描述性统计

N=620

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------|----------|----------|---------|-----------|
| 消费结构升级程度 | 0.303 | 0.061 | 0.051 | 0.471 |
| 转移性收入/元 | 1012.874 | 1200.864 | 21.220 | 9524.200 |
| 工资性收入/元 | 3210.698 | 3450.524 | 104.580 | 21376.000 |
| 经营性收入/元 | 3016.600 | 1674.578 | 589.700 | 8264.300 |
| 财产性收入/元 | 231.788 | 285.379 | 0.390 | 2127.400 |
| ln(转移性收入) | 6.921 | 7.091 | 3.055 | 9.162 |
| ln(工资性收入) | 8.074 | 8.146 | 4.650 | 9.970 |
| ln(经营性收入) | 8.012 | 7.423 | 6.380 | 9.020 |
| ln(财产性收入) | 5.446 | 5.654 | -0.942 | 7.663 |
| 老少抚养比/% | 43.298 | 8.905 | 20.710 | 72.190 |
| 居民消费价格指数/% | 102.279 | 1.922 | 96.700 | 110.100 |

四、转移性收入对农村居民消费结构的影响

1. 基准回归

在做基准回归之前需要检验数据是否平稳,本文参照已有研究^[42],选择LLC指标和IPS指标来检验数据是否平稳。LLC检验和IPS检验的原假设均是假设数据不平稳,存在单位根。如果检验的结果显示P值显著,则表示数据是平稳的不具有单位根。单位根的检验结果如表2所示。从表2可以看出,所有变量检验结果的P值均显著,这说明数据平稳性较好,不存在单位根,即可以直接进行回归。

此外,为初步分析转移性收入与消费结构升级程度之间的关系,本文绘制了散点关系图,如图2所示。从图2中可以看出,转移性收入与消费结构升级程度之间呈现出明显的正相关关系,即转移性收入可能会正向促进农村居民消费结构升级。

为了定量测度转移性收入对消费结构升级程度影响的大小,本文基于构建的双向固定效应模型,对转移性收入与消费结构升级程度之间的关系进行回归分析,得到的回归结果如表3所示。在表3中,(1)列表示简单的OLS估计结果,(2)—(4)列分别表示在逐步加入控制变量后双向固定效应模型的估计结果,(5)列表示把OLS的估计方法更换为Tobit估计的结果。从表3可以看出,增加不同的控制变量和更换估计方法,转移性收入都是显著地正向影响消费结构升级的程度,并且影响的系

数变化较小趋于稳定。由此得出转移性收入每增加1%,将促进农村居民发展享受型消费占总消费的比重提高2.6%。

从农村居民收入结构对于消费结构升级程度的影响来看,经营性收入和工资性收入对于农村居民的消费结构升级程度呈现出显著的正向影响,而财产性收入却对农村居民的消费结构升级程度影响不显著,可能的原因是农村居民的财产性收入占总收入的比重较小,对于消费结构升级程度的影响不明显。此外,老少抚养比对消费结构升级程度的影响也不显著,可能的原因是消费的主力军是中青年群体,老少群体的消费影响较弱。而居民消费价格指数显著地负向影响消费结构升级程度,符合常理。

2. 内生性问题的处理

农村居民获得转移性收入可能存在由于自选择而导致的内生性问题,即那些发展享受型支出占比更小的农村居民更可能因为属于低收入群体而获得更多补贴,从而导致原模型估计结果存在偏误。因此,本文选择2012年新型农村社会养老保险政策全国覆盖的政策冲击作为农村居民转移性收入的工具变量。从相关性的角度而言,新型农村社会养老保险政策的实施可以直接地提高农村居民的转移性收入^[30]。从外生性的角度而言,农村居民通常无法直接影响国家政策的出台,因此

表2 相关变量的单位根检验

| 变量 | LLC检验 | | IPS检验 | |
|----------|--------|-------|---------|-------|
| | 检验统计量 | P值 | 检验统计量 | P值 |
| 消费结构升级程度 | -5.155 | 0.000 | -5.733 | 0.000 |
| 转移性收入 | -6.352 | 0.000 | -4.405 | 0.000 |
| 工资性收入 | -5.559 | 0.000 | -3.845 | 0.000 |
| 经营性收入 | -3.693 | 0.000 | -2.352 | 0.009 |
| 财产性收入 | -5.384 | 0.000 | -6.322 | 0.000 |
| 居民消费价格指数 | -6.561 | 0.000 | -12.397 | 0.000 |
| 老少抚养比 | -2.735 | 0.003 | -6.225 | 0.000 |

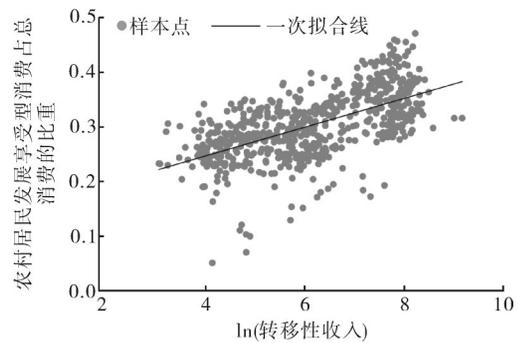


图2 转移性收入与消费结构升级程度之间的关系

表3 基准回归结果

N=620

| 变量 | 消费结构升级程度 | | | | |
|----------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 转移性收入 | 0.026*** (0.001) | 0.026*** (0.007) | 0.026*** (0.007) | 0.026*** (0.007) | 0.026*** (0.003) |
| 工资性收入 | | 0.025* (0.015) | 0.026* (0.014) | 0.026* (0.014) | 0.026*** (0.006) |
| 经营性收入 | | 0.069*** (0.015) | 0.068*** (0.015) | 0.067*** (0.015) | 0.067*** (0.006) |
| 财产性收入 | | 0.003 (0.004) | 0.003 (0.004) | 0.002 (0.004) | 0.002 (0.002) |
| 老少抚养比 | | | 0.001e-1 (0.001) | 0.001e-1 (0.000) | 0.001e-1 (0.000) |
| 居民消费价格指数 | | | | -0.002*** (0.001) | -0.002** (0.001) |
| 常数项 | 0.142*** (0.009) | -0.533*** (0.138) | -0.540*** (0.132) | -0.304** (0.137) | -0.295** (0.130) |
| 省份固定效应 | | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R ² | 0.358 | 0.791 | 0.792 | 0.793 | -0.778 |

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著;括号内为标准误,下同。

新型农村社会养老保险政策对于微观层面的农村居民而言属于外生冲击。采用工具变量法得到的回归结果如表4所示。从回归结果可以看出,转移性收入对于消费结构升级程度的影响正向显著,具有一定的稳健性。

3. 稳健性检验

本文通过替换不同的测量消费结构升级程度的变量和调整样本量的方式来检验实证结果的稳健性,结果如表5所示。

一方面,在已有研究中,恩格尔系数的降低表明一个家庭用于必需的食物性开支占比减少,通常被认为是居民的消费结构发生了升级,杨水根等就采用恩格尔系数作为消费结构升级的代理变量^[44]。因此,本文采用恩格尔系数替换“发展享受型消费占总消费的比重”来测度消费结构升级的程度。本文得到的估计结果如表5的(1)列所示。需要指出的是,替换被解释变量为恩格尔系数之后,核心解释变量的系数为负值越小则说明对消费结构升级程度的影响越大。此外,本文还增加了李旭洋等把家庭设备及用品、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健、其他用品及服务消费之和与总消费的比值作为消费结构升级程度的代理变量进行稳健性检验^[45],检验结果如表5中(2)列所示。从表5中(1)列和(2)列的结果可以看出,回归结果与基准回归的结果基本一致,说明基准回归结果比较稳健。

表4 处理内生性问题后的回归结果

| | 政策冲击 |
|----------------|----------------------|
| 转移性收入 | 0.045*** (0.012) |
| 工资性收入 | -0.025** (0.011) |
| 经营性收入 | 0.020 (0.014) |
| 财产性收入 | -0.014*** (0.005) |
| 老少抚养比 | 0.001*** (0.000) |
| 居民消费价格指数 | -0.002** (0.001) |
| First-stage F值 | 33.390 |
| R ² | 0.625 |

表5 稳健性检验的回归结果

| | (1)恩格尔系数 | (2)消费结构升级指数 | (3)调整样本删去1%极值 | (4)调整样本删去5%极值 |
|----------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| 转移性收入 | -0.028*** (0.004) | 0.029*** (0.003) | 0.026*** (0.007) | 0.016** (0.007) |
| 工资性收入 | -0.038*** (0.007) | 0.029*** (0.006) | 0.018 (0.013) | 0.014 (0.013) |
| 经营性收入 | -0.055*** (0.008) | 0.070*** (0.007) | 0.066*** (0.014) | 0.047*** (0.014) |
| 财产性收入 | -0.001 (0.003) | 0.003 (0.003) | 0.001 (0.004) | 0.003 (0.004) |
| 老少抚养比 | 0.002e-2 (0.000) | 0.003e-1 (0.000) | 0.003e-1 (0.000) | -0.001e-1 (0.000) |
| 居民消费价格指数 | 0.002 (0.001) | -0.003** (0.001) | -0.002*** (0.000) | -0.003*** (0.001) |
| 常数项 | 1.091*** (0.158) | -0.267* (0.138) | -0.217 (0.160) | 0.046 (0.149) |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R ² | 0.877 | 0.823 | 0.800 | 0.815 |
| 观测值 | 620 | 620 | 608 | 558 |

另一方面,本文还通过调整样本量的方式再次进行稳健性检验。调整样本量的方式是缩尾可支配收入的1%和5%的方式剔除样本的极值,以消除极值的影响后再进行回归。回归的结果如表5的(3)列和(4)列所示。从(3)列和(4)列的结果可以看出,转移性收入对消费结构升级程度影响的显著性和方向与基准回归的结果相差不大,具有一定的稳健性。转移性收入对于消费结构升级程度的影响的系数变小,正是由于去除极值的缘故,符合预期。

五、门槛效应与异质性分析

1. 门槛效应分析

考虑到转移性收入可能对于不同收入群体的消费结构升级程度的影响存在门槛效应,本文采用门槛效应模型,探究转移性收入对于农村居民消费结构升级程度的影响是否随着农村居民的可支配收入水平的变化而存在不同。

本文构建的门槛效应模型如式(18)所示:

$$Constr_{it} = \beta_0 + \beta_1 Inczy_{it} I(Inct_{it} \leq \gamma) + \beta_2 Inczy_{it} I(Inct_{it} > \gamma) + \varphi Z_{it} + e_{it} \quad (18)$$

式(18)中下标*i*表示省份,*t*表示年份,*Constr_{it}*表示农村居民消费结构升级的程度,具体为发展享受型消费占总消费的比重。*ln inczy_{it}*表示农村居民的转移性收入。*Inct_{it}*表示农村居民的可支配收入,是模型的门槛变量, γ 表示待估计的门槛值。*Z_{it}*表示控制变量,包括农村家庭老人和小孩的抚养比。此外,*e_{it}*表示随机误差项, β_0 、 β_1 、 β_2 和 φ 表示回归系数。

为了使得所测量的门槛值更具有现实意义,本文利用消费者价格指数对于价格相关的数据以2000年为基准进行了平减,估计得到的结果如表6所示。从门槛模型的检验结果可以发现,转移性收入对于农村居民消费结构升级程度的影响随着农村居民可支配收入的变化存在双门槛效应。进一步计算得到门槛效应的门槛值,如表7所示。从表7可以看出,第一个门槛值为7396.583元,第二个门槛值为11344.740元。

利用双门槛模型估计得到的回归结果如表8所示。从表8可以看出,随着农村居民收入水平的提高,转移性收入对于农村居民消费结构升级程度的影响逐渐下降。当农村居民的可支配收入跨越第一个门槛值7396.583元时,转移性收入对于农村居民消费结构升级程度的影响相对减弱。当农村居民的可支配收入跨越第二个门槛值11344.740元时,影响效应又进一步减弱。这可能是随着农村居民收入水平的提高,转移性收入并不是农村居民的主要收入来源,转移性收入难以对农村居民消费结构升级产生较大的影响,因此其影响效应逐渐减弱。

2. 异质性分析

考虑到农村居民的转移性收入可能对于不同类别消费支出产生异质性的影响,本文进一步分析了转移性收入对于家庭八项主要消费类别的影响效应,以此探究转移性收入是通过影响哪一类消费促进消费结构升级,结果如表9所示。从表9可以看出,转移性收入主要是通过降低食品消费支出占比、提高教育文化娱乐消费支出占比和医疗保健消费支出占比的方式促进农村居民的消费结构升级。并且从影响的大小还可以看出,转移性收入对于降低食品消费支出占比的作用较大,而对于提高教育文化娱乐消费支出占比的作用较小。

六、收敛效应分析

转移支付作为重要的收入分配调节手段,其目的在于缩小不同群体之间的收入差距。虽然已经

表6 门槛效应检验结果

| | F统计量 | P值 | 临界值 | | |
|-----|---------|-------|--------|--------|--------|
| | | | 1% | 5% | 10% |
| 单门槛 | 233.750 | 0.000 | 61.245 | 43.143 | 33.055 |
| 双门槛 | 41.100 | 0.037 | 51.638 | 36.140 | 28.732 |

表7 门槛值和置信区间估计结果

| | 估计值 | 95%置信区间 |
|------|-----------|------------------------|
| 门槛值1 | 7396.583 | [7342.198, 7403.061] |
| 门槛值2 | 11344.740 | [11125.468, 11452.969] |

表8 面板门槛模型估计结果 N=620

| | 门槛区间 | 消费结构升级程度 |
|-------|-----------------------|---------------------------|
| 转移性收入 | [0, 7396.583) | 0.759e-4*** (0.351e-5) |
| | [7396.583, 11344.740) | 0.531e-4*** (0.181e-5) |
| | [11344.740, +∞) | 0.193e-4*** (2.000e-6) |
| | R ² | 0.303 |

有黄祖辉等^[12]和郭庆旺等^[13]对转移支付对于居民收入差距的影响进行了探索,但是少有研究更进一步地分析农村居民的转移性收入对消费差距的影响作用。而农村居民之间的消费差距不仅仅体现在消费支出总量的差距,还体现在消费结构升级程度之间的差距。为了探究转移性收入是否减小了不同收入水平和不同地区间的农村居民消费结构升级程度的差距,本文进一步展开分析。

借鉴已有研究缩小不同群体之间差距的分析方法,本文采用收敛分析方法的思路探究转移性收入是否减小了不同收入水平和不同地区间的农村居民消费结构升级程度的差距。在收敛分析方法中应用较多的是 β 收敛分析方法^[46-48]。而 β 收敛又分为绝对 β 收敛和条件 β 收敛两种模型。其中,绝对 β 收敛是指以其他省份的消费结构升级程度为参照,探究的是消费结构升级程度

较低的省份对于消费结构升级程度较高省份的“追赶效应”。而条件 β 收敛是探究在控制某些因素之后能否收敛。在本研究中,就是通过检验是否在控制了转移性收入之后,不同群体的农村居民消费结构升级程度的差距缩小了。

本文所构建的绝对 β 收敛分析模型和条件 β 收敛分析模型,分别如式(19)和式(20)所示:

$$\Delta constr_{it} = \alpha + \beta constr_{i,t-1} + \epsilon_{it} \quad (19)$$

$$\Delta constr_{it} = \alpha' + \beta' constr_{i,t-1} + \delta \ln inczy_{i,t-1} + \epsilon_{it} \quad (20)$$

在式(19)中,如果回归系数 β 小于0,则说明在没有控制其他因素之前,不同群体农村居民消费结构升级程度的差距本身就是逐渐缩小的。反之,则表示不同群体的农村居民之间消费结构升级程度的差距是逐渐扩大的。在式(20)中,如果回归系数 β' 小于0,则说明在控制了转移性收入之后,不同群体之间的消费结构升级程度的变化趋势是收敛的,即转移性收入缩小了不同群体之间的差距。反之,则表示即使控制了转移性收入,不同群体之间消费结构升级程度的差距仍然是扩大的。

对不同收入水平的农村居民收敛性分析的结果如表10所示。从表10可以看出,整体上农村居民消费结构升级程度随着时间的变化是收敛的,但是中低收入的农村居民消费结构升级程度的收敛情况与高收入的农村居民不同。高收入的农村居民消费结构升级程度在控制转移性收入前后都是收敛的,而中低收入的农村居民是在控制了转移性收入之后才表现出收敛。此外,在分东中西部地区的检验中也得到了类似的结果(表11)。即东部地区的农村居民消费结构升级程度在控制转移性收入前后都是收敛的,而中部地区和西部地区的农村居民的消费结构升级程度在控制了转移性收入之后才表现出收敛。需要指出的是,在控制了转移性收入之后,各个

表9 八种细分消费影响的异质性分析结果

| N=620 | | | | | |
|-----------|-----------------------|------|--------|--------|----------------|
| 消费类型 | 估计系数 | 控制变量 | 省份固定效应 | 时间固定效应 | R ² |
| 食品消费 | -0.028*** (-0.007) | 控制 | 控制 | 控制 | 0.877 |
| 衣着消费 | 0.001e-1 (-0.002) | 控制 | 控制 | 控制 | 0.321 |
| 居住消费 | -0.002e-1 (-0.008) | 控制 | 控制 | 控制 | 0.489 |
| 家庭设备与用品消费 | 0.001 (-0.002) | 控制 | 控制 | 控制 | 0.595 |
| 交通和通讯消费 | -0.003 (-0.003) | 控制 | 控制 | 控制 | 0.828 |
| 文教娱乐消费 | 0.013** (-0.005) | 控制 | 控制 | 控制 | 0.685 |
| 医疗保健消费 | 0.014*** (-0.003) | 控制 | 控制 | 控制 | 0.707 |
| 其他消费 | 0.002 (-0.001) | 控制 | 控制 | 控制 | 0.526 |

表10 对不同收入水平的农村居民收敛性分析结果

| | (1)全国 | (2)高收入 | (3)中等收入 | (4)低收入 |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 绝对β收敛 | | | | |
| β 值 | -0.034*** (0.012) | -0.083** (0.034) | 0.006 (0.020) | -0.030 (0.020) |
| F值 | 7.256 | 6.103 | 0.096 | 2.520 |
| R ² | 0.012 | 0.031 | 0.001 | 0.012 |
| 观测值 | 589 | 190 | 190 | 209 |
| 条件β收敛 | | | | |
| β 值 | -0.226*** (0.028) | -0.359*** (0.054) | -0.227*** (0.052) | -0.277*** (0.054) |
| 转移性收入 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| F值 | 5.091 | 3.492 | 6.040 | 3.324 |
| R ² | 0.321 | 0.388 | 0.523 | 0.359 |
| 观测值 | 589 | 190 | 190 | 209 |

群体的收敛效应都更强了。这说明转移性收入有利于缩小不同收入水平和不同地区间的农村居民消费结构升级程度的差距,尤其对于中低收入和相对落后的中西部的农村居民作用明显。

七、结论与启示

本文基于2000—2019年省级面板数据,研究了转移性收入对农村居民消费结构升级的影响及其影响机理,定量测度了转移性收入对农村居民消费结构升级影响的门槛值,并进一步探究了转移性收入在缩小消费结构升级差距中的作用。研究发现:第一,转移性收入对农村居民消费结构升级的程度有显著的正向影响,每增加1%的转移性收入能够提高农村居民发展享受型消费占总消费比重的2.6%。同时,转移性收入对于居民消费结构升级程度的影响存在双门槛效应,

随着农村居民可支配收入的提高,转移性收入对于农村居民消费结构升级程度的影响逐渐减弱。第二,转移性收入主要通过降低食品消费支出占比、提高教育文化娱乐消费支出占比和医疗保健消费支出占比的方式促进消费结构升级,其中,降低食品消费支出占比的效果最明显。第三,转移性收入缩小了不同收入水平和不同地区间的农村居民消费结构升级程度的差距,尤其是对于中低收入和中西部地区的农村居民作用更为显著。

基于以上研究发现,本文研究具有以下的政策启示。

第一,实施差异化转移支付补贴政策,缩小结构升级差距,促进农村居民消费结构升级。政府在加大转移支付力度的同时,需注意转移性收入对于不同地区和不同收入的群体消费结构升级影响的门槛效应。提高对于低收入的农村居民的转移支付力度才能最大化发挥转移性收入促进农村居民消费结构升级程度的正向影响效应,促进农村消费扩面增量。

第二,拓展农村文娱医疗消费供给,改善供给基础设施,着力释放农村居民消费潜力。当前农村居民的消费水平与消费质量并没有随着转移性收入的增加而同步提升,关键在于消费升级供给欠缺、消费环境有待提升。因此,在保障农村居民生存型消费的基础上,要进一步加大对于文教娱乐和医疗保健商品及服务农村居民消费升级急需的产业发展的支持力度,通过完善基础设施建设和合理规划布局拓展消费的可及性、便利性和公平性,助力农村居民消费结构升级。

本文虽然对转移性收入与农村居民消费结构升级的关系做出了探索,但也存在一些研究局限。消费品本身就存在不同层级,由于数据的限制,在本文中难以细致探讨,在下一步研究中可进一步细化。并且,囿于数据的原因,本文所侧重的研究内容是转移性收入对消费结构升级程度是否存在影响以及影响的门槛效应和收敛效应的分析,期望未来研究可以结合更丰富的数据进一步深入分析政府的转移支付通过收入和消费信心的方式对于农村居民消费结构的影响机制。同时,未来研究还可以结合更丰富的数据能够从收入、个体特征、行为、政策环境等方面综合考虑,更加准确地分析如何通过完善政府转移支付政策以促进农村居民的消费结构升级。

参 考 文 献

- [1] 王一鸣.百年大变局、高质量发展与构建新发展格局[J].管理世界,2020,36(12):1-13.
- [2] 程国强.导言·构建新发展格局 全面推进乡村振兴[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(3):1-3.
- [3] 郑瑞强,郭如良.“双循环”格局下脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接的进路研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(3):19-29.

表 11 对不同地区的农村居民收敛性分析结果

| | (1)全国 | (2)东部 | (3)中部 | (4)西部 |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 绝对β收敛 | | | | |
| β 值 | -0.034*** (0.012) | -0.085*** (0.030) | 0.006 (0.023) | -0.024 (0.018) |
| F值 | 7.256 | 7.914 | 0.076 | 1.831 |
| R^2 | 0.012 | 0.037 | 0.001 | 0.008 |
| 观测值 | 589 | 209 | 152 | 228 |
| 条件β收敛 | | | | |
| β 值 | -0.226*** (0.028) | -0.316*** (0.051) | -0.161*** (0.052) | -0.304*** (0.052) |
| 转移性收入 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 省份固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 时间固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| F值 | 5.091 | 3.301 | 5.792 | 3.766 |
| R^2 | 0.321 | 0.358 | 0.558 | 0.373 |
| 观测值 | 589 | 209 | 152 | 228 |

- [4] 李建伟.中国经济增长四十年回顾与展望[J].管理世界,2018,34(10):11-23.
- [5] 黄群慧.新发展格局的理论逻辑、战略内涵与政策体系——基于经济现代化的视角[J].经济研究,2021,56(4):4-23.
- [6] 万广华,罗知,张勋,等.城乡分割视角下中国收入不平等与消费关系研究[J].经济研究,2022,57(5):87-105.
- [7] 方松海,王为农,黄汉权.增加农民收入与扩大农村消费研究[J].管理世界,2011(5):66-80.
- [8] 唐博文,郭军.如何扩大农村内需:基于农村居民家庭消费的视角[J].农业经济问题,2022(3):73-87.
- [9] 刘向东,米壮.中国居民消费处于升级状态吗——基于CGSS2010、CGSS2017数据的研究[J].经济学家,2020(1):86-97.
- [10] 石明明,江舟,周小焱.消费升级还是消费降级[J].中国工业经济,2019(7):42-60.
- [11] 祝仲坤.互联网技能会带来农村居民的消费升级吗?——基于CSS2015数据的实证分析[J].统计研究,2020,37(9):68-81.
- [12] 黄祖辉,王敏,万广华.我国居民收入不平等问题:基于转移性收入角度的分析[J].管理世界,2003(3):70-75.
- [13] 郭庆旺,陈志刚,温新新,等.中国政府转移性支出的收入再分配效应[J].世界经济,2016,39(8):50-68.
- [14] KEYNES J M.The general theory of employment[J].Quarterly journal of economics,1937,51(2):209-223.
- [15] KUZNETS S.Uses of national income in peace and war[R].New York:National Bureau of Economic Research,1942:1-45.
- [16] DUESENBERY J S.Income, saving and the theory of consumer behavior[M].Cambridge, Massachusetts:Harvard University Press,1962.
- [17] MODIGLIANI F, BRUMBERG R.Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data [M]// KURIHARA K K.Post-Keynesian economics.New Brunswick, New Jersey:Rutgers University Press,1954:388-436.
- [18] FRIEDMAN M A.A theory of the consumption function[M].Princeton, New Jersey:Princeton University Press,1957.
- [19] DEATON A, MUELLBAUER J.An almost ideal demand system[J].American economic review,1980,70(3):312-326.
- [20] STONE R.Linear expenditure systems and demand analysis: an application to the pattern of British demand[J].The economic journal,1954,64(255):511-527.
- [21] LLUCH C.The extended linear expenditure system[J].European economic review,1973,4(1):21-32.
- [22] LLUCH C, WILLIAMS R.Cross country demand and savings patterns: an application of the extended linear expenditure system[J].Review of economics and statistics,1975:320-328.
- [23] 姜长云.中国农民消费需求的实证分析[J].中国农村观察,1999(5):33-45.
- [24] 陈立梅.基于扩展线性支出系统模型的我国农村居民信息消费结构分析——来自1993~2009年的经验数据[J].管理世界,2013(9):180-181.
- [25] 唐琦,夏庆杰,李实.中国城市居民家庭的消费结构分析:1995—2013[J].经济研究,2018,53(2):35-49.
- [26] 徐振宇,郭志超,荆林波.中国城乡消费差距的转折点——引入滚动虚拟变量的分段定量检测[J].经济学动态,2014(6):32-49.
- [27] 周广肃,张玄逸,贾坤,等.新型农村社会养老保险对消费不平等的影响[J].经济学(季刊),2020,19(4):1467-1490.
- [28] HANDA S, NATALI L, SEIDENFELD D, et al.Can unconditional cash transfers raise long-term living standards? Evidence from Zambia[J].Journal of development economics,2018,133:42-65.
- [29] BRUGH K, ANGELES G, MVULA P, et al.Impacts of the Malawi social cash transfer program on household food and nutrition security[J].Food policy,2018,76:19-32.
- [30] 朱诗娥,杨汝岱,吴比.新型农村养老保险对居民消费的影响评估[J].学术月刊,2019,51(11):60-69.
- [31] HUANG W, ZHANG C.The power of social pensions: evidence from China's new rural pension scheme[J].American economic journal:applied economics,2021,13(2):179-205.
- [32] 刘双,祁春节,赵玉.转移支付对农村不同阶层消费行为的影响研究[J].农业技术经济,2017(8):117-128.
- [33] ATTANASIO O, MESNARD A.The impact of a conditional cash transfer programme on consumption in Colombia[J].Fiscal studies,2006,27(4):421-442.
- [34] HAUSHOFER J, SHAPIRO J.The short-term impact of unconditional cash transfers to the poor: experimental evidence from Kenya[J].Quarterly journal of economics,2016,131(4):1973-2042.
- [35] 毛其淋.地方政府财政支农支出与农村居民消费——来自中国29个省市面板数据的经验证据[J].经济评论,2011(5):86-97.
- [36] 王小华,马小珂,何茜.数字金融使用促进农村消费内需动力全面释放了吗?[J].中国农村经济,2022(11):21-39.
- [37] 潘敏,刘知琪.居民家庭“加杠杆”能促进消费吗?——来自中国家庭微观调查的经验证据[J].金融研究,2018(4):71-87.
- [38] 秦海林,高軼玮.社会资本、消费行为选择与消费升级——基于CFPS(2016)的实证检验[J].消费经济,2019,35(6):70-82.
- [39] 张喜艳,刘莹.经济政策不确定性与消费升级[J].经济学家,2020(11):82-92.
- [40] 曾洁华,钟若愚.互联网推动了居民消费升级吗——基于广东省城市消费搜索指数的研究[J].经济学家,2021(8):31-41.
- [41] 许光建,许坤,卢倩倩.减税降费对消费扩容升级的影响——基于面板分位数模型的分析[J].消费经济,2020,36(3):53-62.
- [42] 曹普桥,李冰枫.社会保障转移支付与农村居民消费的门槛效应[J].社会保障研究,2015(4):61-66.
- [43] LEFF N H.Dependency rates and savings rates[J].American economic review,1969,59(5):886-896.
- [44] 杨水根,张川,董晓雪.流通效率提升与消费扩容升级——基于2003—2018年中国省际面板数据的实证研究[J].消费经济,2020,36(4):67-76.

- [45] 李旭洋,李通屏,邹伟进.互联网推动居民家庭消费升级了吗?——基于中国微观调查数据的研究[J].中国地质大学学报(社会科学版),2019,19(4):145-160.
- [46] 彭国华.中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析[J].经济研究,2005(9):19-29.
- [47] 金晓彤,闫超.我国不同区域农村居民消费:收敛还是发散?[J].管理世界,2010(3):76-83.
- [48] 李树,鲁钊阳.中国城乡金融非均衡发展的收敛性分析[J].中国农村经济,2014(3):27-35.

Does Transfer Income Promote the Upgrading of Rural Residents' Consumption Structure?

ZHOU Jiehong, LIANG Yuhu, JIN Yu

Abstract The upgrading of the consumption structure of rural residents holds significant importance for expanding domestic demand and enhancing the endogenous driving force and reliability of the domestic circulation. Based on provincial panel data from 2000 to 2019, this paper utilizes the theories of constant relative risk aversion utility function and Maslow's hierarchy of needs to examine the impact of transfer income on the upgrading of rural residents' consumption structure and its underlying mechanism. Furthermore, it analyzes the role of transfer income in narrowing the gap in consumption structure upgrading. The results show that for every 1% increase in transfer income, the proportion of rural residents' development-and-enjoyment-oriented consumption in total consumption will increase by 2.6%. Moreover, as rural residents' disposable income rises, the impact of transfer income on upgrading their consumption structure will gradually diminish. Transfer income promotes the upgrading of consumption structure mainly through the channels of reducing the share of household consumption expenditure on food, increasing the share of consumption expenditure on education, culture and recreation, and increasing the share of expenditure on health care and medical services. Moreover, transfer income helps to reduce the disparity in the degree of upgrading of consumption structure upgrading among rural residents with different income levels and in different regions, particularly benefiting those with low to medium incomes and those residing in the central and western regions. Therefore, this article proposes policy recommendations such as implementing differentiated transfer payment policies, strengthening support measures for vulnerable groups, and expanding the supply of rural residents' consumption to promote the upgrading of their consumption structure.

Key words rural residents; upgrading of consumption structure; transfer income; consumption gap

(责任编辑:陈万红)