

转移性收入对农村消费影响的门槛效应研究

胡 兵¹ 涂先进² 胡宝娣³

(1. 重庆师范大学 经济与管理学院, 重庆 400047;

2. 重庆工商大学 派斯学院, 重庆 401520; 3. 重庆工商大学 管理学院, 重庆 400067)

摘 要: 通过构建面板门槛模型, 基于中国大陆 30 个省份 1998—2010 年数据实证检验转移性收入对农村居民消费的影响, 结果发现: 转移性收入对农村居民的食品、居住、家庭设备、医疗保健类消费支出具有正向促进作用, 这种促进作用因收入水平的不同而呈现非线性门槛特征; 随着居民收入水平的提升, 转移性收入对食品和居住类消费的正向影响不断增大, 对家庭设备类消费的正向影响趋于减弱。这表明, 提高转移性收入在农村居民收入中的比重, 有利于启动农村消费市场。

关键词: 转移性收入; 农村居民消费; 门槛效应

中图分类号: F812; F323 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001 - 6260(2014) 01 - 0055 - 06

一、引言及文献综述

居民消费需求不足尤其是农村居民消费率偏低的问题影响到中国经济的长期健康运行, 一直受到政府和社会的高度关注。在此背景下, 国家近年加快了农村社会保障体系的发展和完善, 以图降低居民的不确定性预期, 提升其消费倾向, 但是, 相对而言, 对于农村居民转移性收入的关注尚显得不足。农村居民的转移性收入指的是二次分配中无须付出对应物即可获得的货物、服务、资金或资产所有权等, 它不仅有利于改善居民收入分配差距过大的状况, 而且, 作为农村居民收入的来源之一, 相当于一种隐形社保, 可以影响居民的收入预期并减少未来的不确定性(尹华北和王新海, 2010), 从而有利于促进农村居民的消费支出。

大量文献从居民消费行为、收入分配状况、社会保障水平等不同角度对农村居民消费问题进行了深入分析和探讨, 近年来, 实证研究转移性收入对农村居民消费支出影响的文献逐渐增多。徐会奇和李敬强(2009) 针对 1978—2007 年的时间序列数据进行 OLS 估计, 结果发现, 财产性收入和转移性收入的消费弹性在 1990 年之前为 -0.1178, 之后为 0.3639, 发生了根本性转变。尹华北和王新海(2010) 运用 EG 协整分析和 Granger 因果检验等时间序列处理方法进行的实证研究表明, 转移性收入对农村居民消费支出产生正向影响。张秋惠和刘金星(2010) 基于 1997—2007 年省级面板数据的固定效应模型估计结果揭示, 家庭基本收入来源(经营收入和工资性收入) 对消费支出具有较低的边际贡献且不具有“乘数”效应, 非基本收入来源(转移性收入和财产性收入) 对消费支出具有较高的边际贡献且具有“乘数”

收稿日期: 2013-06-14

作者简介: 胡 兵(1975—), 男, 安徽桐城人, 管理学博士, 重庆师范大学经济与管理学院教授。

涂先进(1982—), 男, 河南沈丘人, 经济学硕士, 重庆工商大学派斯学院助教。

胡宝娣(1971—), 女, 安徽桐城人, 管理学博士, 重庆工商大学管理学院教授。

基金项目: 重庆市教委科技研究项目“重庆市城乡统筹发展及其影响因素研究”(KJ110602)。

效应,其中,转移性收入对消费支出的拉动效应最明显,工资性收入对消费支出的拉动效应最低。陈迅和高晓兵(2011)的实证研究采用针对30个省份的面板数据的固定效应模型,结果发现,农村居民消费主要受工资性收入和经营性收入的影响,财产性收入和转移性收入的影响不显著。方福前和张艳丽(2011)基于30个省份的面板数据,采用系统GMM方法研究了城乡居民不同收入的边际消费倾向,结果表明,农村居民的工资性收入和经营性收入的消费倾向较弱,而财产性收入和转移性收入的消费倾向相对较强。储德银和刘宏志(2012)同样基于30个省份的面板数据,采用个体固定效应动态面板模型和差分GMM方法实证估计了农村居民不同性质收入的消费弹性,结果发现,工资性收入和经营性收入的长期消费弹性较大,短期边际消费倾向较小,但财产性收入和转移性收入的长期消费弹性较小,短期边际消费倾向较大。另外,陆彩兰等(2012)基于1993—2009年江苏数据的研究表明,农村居民的经营性收入具有增长性、稳定性和永久性,财产性收入处于上升态势,转移性收入具有保障性和安全性,工资性收入缺乏稳定性和制度化保障,只有巩固经营收入的主体地位,克服工资性收入面临的障碍,稳定增加财产性收入和转移性收入,才能提高农民的消费水平。

既有文献为研究转移性收入对农村居民消费的影响提供了基础和参照,但尚存在不足:第一,转移性收入对消费的影响可能会随着居民收入水平的不同而变化,既有文献大多构建了线性模型,得到有偏和不一致结论的可能性很大;第二,由于农村居民在不同类别消费支出上的行为差异,针对总体消费数据而非分类消费数据进行实证分析同样可能导致偏误。基于此,本文尝试构建面板门槛模型并采用1998—2010年中国大陆30个省份的分类消费数据实证检验转移性收入对农村居民消费可能存在的非线性影响。

二、模型设定和估计方法

由于不同收入水平的居民消费行为存在差异,转移性收入对农村居民消费的影响可能因收入水平的不同而具有非线性结构特征(黄志红、朱青,2012)。在考察某一变量对被解释变量存在这类非线性影响时,以往研究通常借助分组或交互项检验的方法。分组检验法因对样本的分组标准过于主观而受到批评,而交互项检验法的局限在于其所测定的指标影响是单调递增或递减的。本文采用Hansen(1999)发展的面板门槛模型的处理方法,根据数据自身特征内生确定门槛值和转换区间,探究转移性收入消费效应的非线性结构,进而全面估计转移性收入对农村居民食品、居住等细分消费支出的影响。以单一门槛模型为例,本文实证分析的基准模型如下:

$$c_{it} = \mu_i + \beta_1 \cdot ss_{it} \cdot I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \cdot ss_{it} \cdot I(q_{it} > \gamma) + \beta_3 \cdot income_{it} + \beta_4 \cdot uncert_{it} + \beta_5 \cdot interest_{it} + \beta_6 \cdot children_{it} + \beta_7 \cdot old_{it} + \beta_8 \cdot dummy_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:下标*i*、*t*分别代表省份和时间; c_{it} 为被解释变量(相应细分类别的农村人均消费支出); ss_{it} 为解释变量农村人均转移性收入; q_{it} 为门槛变量; γ 是有待确定的门槛值; $I(\cdot)$ 为示性函数,当括号内不等式为真时, $I(\cdot)$ 取值为1,反之取值为0; μ_i 用于控制不同省份不可观测的个体特征; ε_{it} 为随机干扰项。根据消费理论和现有相关文献,式(1)中控制的解释变量还包括:剔除了转移性收入的农村居民人均纯收入(*income*)和收入不确定性(*uncert*),反映利率变化的实际利率(*interest*),反映人口年龄结构的少儿抚养比(*children*)和老年抚养比(*old*),反映农业税取消的时间虚拟变量(*dummy*)。

为了估计式(1),首先对各变量的样本观测值进行组内去均值以消除式(1)中的个体效应 μ_i ,同时将各变量的样本观测值进行堆积,变换后的模型采用矩阵形式记作:

$$c^* = X^*(\gamma) \cdot \beta + \varepsilon^* \quad (2)$$

将门槛变量的特定门槛值代入模型(2)进行OLS估计可得到参数 β 的估计值,相应的残差平方和记作: $S_1(\gamma) = \hat{\varepsilon}(\gamma)' \hat{\varepsilon}(\gamma)$,其中 $\hat{\varepsilon}(\gamma) = c^* - X^*(\gamma) \hat{\beta}(\gamma)$ 是残差向量。由于残差平方和 $S_1(\gamma)$ 是门

阈值 γ 的函数,通过搜索可以内生获得 $S_1(\gamma)$ 最小时所对应的 γ 值,即:

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma) \quad (3)$$

阈值 γ 确定后,模型具体形式随之确定,进而可以得到 $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\hat{\gamma})$,残差 $\hat{e} = \hat{e}(\hat{\gamma})$,残差平方和 $\hat{\sigma}^2 = \hat{\sigma}^2(\hat{\gamma})$ 。

得到参数估计值后,需要执行门槛效应是否显著以及门槛估计值是否等于真实值的检验。第一个检验针对式(1)的原假设为: $H_0 = \beta_1 = \beta_2$ 。构造的 F 统计量为:

$$F = (S_0 - S_1(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2 \quad (4)$$

其中 S_0 为原假设 H_0 下得到的残差平方和。在原假设 H_0 下,门槛值 γ 无法识别, F 统计量的分布是非标准的。Hansen(1999) 提出采用“自抽法”(Bootstrap) 获得其渐进分布和相应的 P 值。

第二个检验的原假设为: $H_0: \hat{\gamma} = \hat{\gamma}_0$ 。相应的似然比检验统计量为:

$$LR(\gamma) = (S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2 \quad (5)$$

式(5)的 LR 统计量同样为非标准分布。Hansen(1999) 提供了一个算式,可计算出非拒绝域,即当 $LR(\gamma_0) \leq c(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{\alpha})$ (α 为显著性水平) 时,不能拒绝原假设;反之,则拒绝原假设。

以上分析仅仅针对单一门槛情形进行了探讨,如果样本数据具有多重门槛特征,上述方法可以自然地拓展加以处理。以模型存在 γ_1, γ_2 两个门槛值为例: 尝试先搜索出第一个门槛值的估计值 $\hat{\gamma}_1$ 并假设为已知,再执行同样程序搜索第二个门槛值 γ_2 。由于此时 $\hat{\gamma}_2$ 渐进有效,但 $\hat{\gamma}_1$ 却非渐进有效,解决的办法是固定 $\hat{\gamma}_2$, 然后返回重新搜索 γ_1 。确定 γ_1, γ_2 的估计值后,模型具体形式随之确定,进而可估计模型参数,并执行相关假设检验和统计推断。

三、变量、样本和数据

本文被解释变量为农村人均消费支出。针对居民消费的研究文献,根据自身需要对居民消费结构进行了不同分类,例如,将其分为耐用品和非耐用品消费、基本需求和非基本需求消费、生存型和发展型消费等。国家统计局将农村居民消费支出细分为八大类,本文参照这个分类口径,分别对其中农村居民食品、衣着、居住、家庭设备、交通通讯、文教娱乐、医疗保健等七大类人均消费支出展开实证研究,不包括第八大类(其他类)。

核心解释变量为农村居民人均转移性收入。农村居民纯收入按性质分为工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入,其中转移性收入指的是二次分配中无须付出任何对应物而获得的货物、服务、资金或资产所有权等。这种转移性收入覆盖了全体农村居民,不仅以转移支付的形式直接增加个体的实际收入,也有利于居民形成比较稳定的未来收入预期,从而降低居民的储蓄意愿,增加消费支出。

其它控制变量: 农村居民人均纯收入,为剔除了转移性收入后的农村居民人均纯收入。收入不确定性,以人均劳动收入增长率偏离其均值的平方来度量^①,计算公式为: $(\Delta \ln y_{it} - \Delta \ln y_t)^2$, 其中 y_{it} 为 i 省份 t 年份的实际人均劳动收入。实际利率,是名义利率与通货膨胀率之差。以一年期银行定期存款利率作为名义利率,因其经常变化,使用持续时间作为权重加权测算年度存款利率。通货膨胀率根据消费者价格指数计算。少儿抚养比和老年抚养比是反映人口年龄结构的变量,分别是 14 岁以下人口数、65 岁以上人口数占总劳动人口数的比重。模型中还设置了一个时间虚拟变量,用于控制农业税取消对农村居民消费的影响,2006 年及其以后年份取值为 1,其他年份取值为 0。

^① 对于收入不确定的度量,可参见王健宇和徐会奇(2010)的思路与方法。

本文实证分析的样本包括中国大陆 30 个省份,西藏地区由于数据不全而剔除,周期为 1998—2010 年。各类别消费支出、收入、社保支出、利率的原始数据来源于历年《中国统计年鉴》、《中国农村统计年鉴》,少儿抚养比和老年抚养比数据来源于历年《中国人口与就业统计年鉴》(2010 年数据来自第六次人口普查)。采用各省份消费价格指数对消费、收入等变量进行价格调整,将名义值转变为以 1998 年为基期的实际值。除利率和时间虚拟变量外,其余变量均取自然对数,因而模型中转移性收入、纯收入等变量前的系数反映的是弹性的概念。主要变量的描述性统计参见表 1。

表 1 主要变量的描述性统计

| 变量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|----------|------|------|------|------|
| 人均食品支出 | 6.91 | 0.36 | 6.22 | 8.05 |
| 人均衣着支出 | 4.86 | 0.50 | 3.84 | 6.38 |
| 人均居住支出 | 5.85 | 0.57 | 4.57 | 7.53 |
| 人均家庭设备支出 | 4.59 | 0.53 | 3.64 | 6.12 |
| 人均交通通讯支出 | 5.08 | 0.80 | 2.99 | 7.08 |
| 人均文教娱乐支出 | 5.39 | 0.52 | 3.77 | 6.77 |
| 人均医疗保健支出 | 4.89 | 0.62 | 3.17 | 6.62 |
| 人均转移性收入 | 4.91 | 0.80 | 3.07 | 7.74 |
| 人均纯收入 | 7.94 | 0.44 | 7.14 | 9.17 |

注:观测值为 $13 \times 30 = 390$ 个;各变量是以 1998 年不变价格(单位:元)衡量的实际值序列并取自然对数后的数据。

四、实证结果与分析

根据上文分析,转移性收入对不同收入水平的农村居民消费可能存在不同影响。以农村居民纯收入作为门槛变量,依次在不存在门槛、单一门槛、双重门槛等的设定下对农村居民的食品、衣着、居住、家庭设备、交通通讯、文教娱乐、医疗保健七类消费支出模型进行估计,各模型不同门槛个数和模型形式对应的 F 统计量列于表 2,相伴概率 P

表 2 门槛效应检验

| 门槛模型 | | F 值 | P 值 | 1% | 5% | 10% |
|------|------|----------|-------|-------|-------|-------|
| 食品 | 单一门槛 | 27.55*** | 0.007 | 22.93 | 13.87 | 10.02 |
| | 双重门槛 | 13.33** | 0.013 | 15.36 | 11.25 | 8.99 |
| | 三重门槛 | 9.80 | 0.123 | 21.27 | 14.24 | 10.83 |
| 衣着 | 单一门槛 | 5.60 | 0.280 | 26.22 | 19.46 | 14.62 |
| | 单一门槛 | 29.83*** | 0.003 | 13.35 | 10.74 | 7.57 |
| | 双重门槛 | 17.63** | 0.013 | 20.54 | 9.16 | 6.25 |
| 居住 | 三重门槛 | 16.38*** | 0.007 | 15.45 | 9.18 | 7.06 |
| | 单一门槛 | 16.67** | 0.030 | 25.62 | 12.61 | 8.68 |
| | 双重门槛 | 9.79** | 0.037 | 18.14 | 7.86 | 5.89 |
| 家庭设备 | 三重门槛 | 10.08* | 0.077 | 22.55 | 12.42 | 9.09 |
| | 单一门槛 | 7.14 | 0.160 | 27.88 | 20.97 | 13.81 |
| | 单一门槛 | 6.93 | 0.200 | 26.22 | 15.15 | 10.74 |
| 医疗保健 | 单一门槛 | 28.10*** | 0.003 | 20.65 | 9.72 | 7.14 |
| | 双重门槛 | 10.68** | 0.033 | 16.39 | 5.37 | 2.11 |
| | 三重门槛 | 9.41** | 0.013 | 10.15 | 5.90 | 4.35 |

注:P 值和临界值是“自抽法”(Bootstrap)反复抽样 500 次得到的结果;*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平显著。

值及其临界值通过“自抽法”(Bootstrap)重复抽样 500 次得到。表 2 显示,在以农村居民纯收入作为门槛变量时,食品类消费支出模型的单一门槛和双重门槛效应均非常显著,相应的自抽样 P 值分别为 0.007 和 0.013,而三重门槛效应不显著,自抽样 P 值为 0.123。因此,食品类消费支出模型应设定为双重门槛模型。居住、家庭设备、医疗保健类消费支出模型的单一门槛和双重门槛效应均非常显著(至少 5% 水平),为避免门槛值选择过多影响模型估计效果,同时,为了方便与食品类消费支出模型估计结果的比较,将居住、家庭设备、医疗保健类消费支出模型同样设定为双重门槛模型^①。衣着、交通通讯、文教娱乐类消费支出模型并未通过单一门槛检验,门槛效应不显著。综合门槛效应检验结果可知,转移性收入对食品、居住、家庭设备、医疗保健类消费支出的影响存在显著的门槛效应,受到收入水平差异的影响。各模型的门槛值及其 95% 置信区间参见表 3。

表 3 门槛值估计结果

| | 门槛值 | 估计值 | 95% 置信区间 |
|------|--------|------|-------------|
| 食品 | 第一个门槛值 | 8.56 | [7.25 8.59] |
| | 第二个门槛值 | 8.86 | [7.25 8.90] |
| 居住 | 第一个门槛值 | 7.30 | [7.25 8.84] |
| | 第二个门槛值 | 7.52 | [7.50 7.58] |
| 家庭设备 | 第一个门槛值 | 8.09 | [7.29 8.31] |
| | 第二个门槛值 | 8.40 | [7.30 8.66] |
| 医疗保健 | 第一个门槛值 | 7.27 | [7.25 8.90] |
| | 第二个门槛值 | 8.39 | [7.70 8.47] |

注:门槛变量为农村居民人均纯收入。

门槛个数和门槛值确定后,模型的具体形式随之确

^① 门槛效应检验结果显示,居住、家庭设备、医疗保健类消费支出模型中可设置更多门槛值,本文仅根据优先筛选的两个门槛值将各模型设定为双重门槛模型,并报告了估计结果。本文也对各模型的三重门槛效应进行了估计,其结果并未改变基本结论。

定,进而可以估计模型参数。表4的模型(1)~(4)分别报告了农村居民食品、居住、家庭设备、医疗保健人均消费支出模型的估计结果,因为本文重点关注门槛效应,所以未报告衣着、交通通讯、文教娱乐类消费支出模型的估计结果。在食品消费支出模型(1)中,人均纯收入的两个门槛值将1998—2010年30个省份共390个样本观测值分成了三个区间:低收入区间(人均纯收入第一个门槛值 ≤ 8.56)、中等收入区间(第一个门槛值 $8.56 \leq$ 人均纯收入第二个门槛值 8.86)、高收入区间(人均纯收入 $>$ 第二个门槛值 8.86)。在不同区间,人均转移性收入对消费影响的弹性

表4 面板门槛模型估计结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------|----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
| 人均转移性收入(低) | 0.030 *** (3.10) | 0.007 (0.25) | 0.112 *** (5.81) | 0.016 (0.69) |
| 人均转移性收入(中) | 0.042 *** (3.97) | 0.050 ** (2.06) | 0.097 *** (4.66) | 0.046 ** (2.16) |
| 人均转移性收入(高) | 0.052 *** (5.05) | 0.084 *** (3.60) | 0.075 *** (3.61) | 0.017 (0.74) |
| 人均纯收入 | 0.538 *** (12.74) | 0.854 *** (8.48) | 1.092 *** (13.02) | 1.182 *** (12.66) |
| 收入不确定性 | 0.008 (1.53) | -0.005 (-0.55) | 0.009 (1.36) | -0.011 (-1.45) |
| 实际利率 | 0.000 (0.23) | -0.001 (-0.45) | 0.001 (0.29) | 0.004 (1.61) |
| 少儿抚养比 | -0.013 (-0.36) | -0.139 (-1.55) | 0.472 *** (6.55) | -0.435 *** (-5.33) |
| 老年抚养比 | 0.089 ** (2.55) | -0.076 (-0.89) | 0.040 (0.59) | 0.723 *** (9.36) |
| 时间虚拟变量 | 0.059 *** (4.45) | 0.165 *** (5.08) | 0.138 *** (5.24) | 0.003 (0.12) |
| 常数项 | 2.282 *** (5.98) | -0.700 (0.75) | -6.384 *** (-8.45) | -4.981 *** (-5.90) |

注:括号内为t值,*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平显著。

系数并不相同。在低收入区间,转移性收入对农村居民消费影响的弹性系数为0.030,也就是说,当转移性收入每增加1%将导致食品消费增加0.030%;随着居民收入的增加,在中等收入和高收入区间,这个弹性系数分别增加到0.042和0.052。在模型(2)~(4)中,相应门槛值同样将各模型的样本观测值划分为三个不同区间:低收入区间、中等收入区间、高收入区间。在不同区间,转移性收入对消费影响的弹性系数也不相同。综合各模型的具体估计结果可知,转移性收入对农村居民的食品、居住、家庭设备、医疗保健类消费支出具有正向促进作用(医疗保健类支出模型中,转移性收入仅在中等收入区间显著),而且,这种促进作用因人均纯收入水平的不同而呈现出非线性的门槛特征,随着居民收入水平的提升,转移性收入对食品和居住类消费的正向影响不断增大,对家庭设备类消费的正向影响不断减弱^①。

从回归结果也可以观察到其它控制变量对农村居民消费的影响。剔除了转移性收入的农村居民纯收入的估计系数在模型(1)~(4)均显著为正(1%水平),说明农村居民纯收入依然是影响农村居民消费的重要因素;而且,纯收入对各类消费支出的正向影响随着从食品、居住等基本需求支出向家庭设备、医疗保健等非基本需求支出的转变在模型(1)~(4)中不断增大,这符合需求收入弹性的理论假说。收入不确定性的影响在各模型中并不显著;利率变量在各模型中同样不显著,这可以从国家曾多次降息刺激消费但收效甚微的事实得到印证。少儿抚养比、老年抚养比对各类消费支出的影响或负或正,这和李文星等(2008)的研究结论基本一致^②。时间虚拟变量的估计系数为正,在模型(1)~(3)中显著,说明农业税的取消促进了农村居民消费支出的增加。

五、结论

本文通过构建面板门槛模型,基于30个省份1998—2010年的数据实证检验转移性收入对农村居

① 在不同区间,人均转移性收入对农村居民的食品、居住、家庭设备类消费的影响存在差异,这可能与不同区间样本省份的收入水平、消费倾向等多种因素有关。这个问题尚有待进一步深入研究。

② 老年抚养比的系数为正,与生命周期假说(LCH)一致,少儿抚养比的系数为负,与生命周期假说(LCH)不一致。李文星等(2008)认为,由于中国自身的特殊性,少儿抚养比与消费(储蓄)之间正相关、负相关或不相关的可能性都存在。

民消费的影响,结果发现:

(1) 转移性收入对食品、居住、家庭设备、医疗保健类消费支出的影响因收入水平的不同而存在显著的门槛效应,具有明显的非线性结构特征。

(2) 转移性收入对农村居民的食品、居住、家庭设备、医疗保健类消费支出具有正向促进作用,随着居民收入水平的提升,转移性收入对食品和居住类消费的正向影响不断增大,对家庭设备类消费的正向影响趋于减弱。

本文的研究结论表明,虽然转移性收入只是农村居民纯收入当中一个较小比例的收入来源,但对各类消费支出具有不同程度的促进和拉动作用,进一步提高转移性收入在农村居民收入中的比重,有利于农村居民形成对未来的积极预期,从而有利于启动广大农村地区的消费。

需要注意的是,本文构建的是静态面板模型,而不少文献发现农村居民消费常常受到“惯性”的影响,进一步的研究可以考虑构建动态面板模型对此加以控制。

参考文献:

- 陈迅,高晓兵. 2011. 来源收入对我国农村居民消费影响的区域差异分析[J]. 技术经济(11): 63-67.
- 储德银,刘宏志. 2012. 收入来源结构、边际消费倾向与农村居民消费[J]. 地方财政研究(2): 15-22.
- 方福前,张艳丽. 2011. 城乡居民不同收入的边际消费倾向及变动趋势分析[J]. 财贸经济(4): 22-30.
- 李文星,徐长生,艾春荣. 2008. 中国人口年龄结构和居民消费:1989—2004[J]. 经济研究(7): 118-129.
- 陆彩兰,洪银兴,赵华. 2012. 农民收入结构对消费支出的影响:基于江苏省1993—2009年的数据分析[J]. 经济体制改革(2): 66-70.
- 罗志红,朱青. 2012. 基于促进消费水平的财政支出结构优化研究[J]. 商业研究(10): 126-131.
- 王健宇,徐会奇. 2010. 收入不确定性对农民消费的影响[J]. 当代经济科学(2): 54-60.
- 徐会奇,李敬强. 2009. 不同收入来源对农村居民消费的影响及对策[J]. 经济纵横(3): 44-46.
- 尹华北,王新海. 2010. 基于转移性收入视角的农村居民消费需求研究[J]. 消费经济(4): 14-17.
- 张秋惠,刘金星. 2010. 中国农村居民收入结构对其消费支出行为的影响:基于1997—2007年的面板数据分析[J]. 中国农村经济(4): 48-54.
- 张振,乔娟. 2011. 收入不确定性对城乡居民消费支出影响的比较研究[J]. 财贸研究(6): 1-9.
- HANSEN B E. 1999. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference [J]. Journal of Economics, 93(2): 345-368.

Threshold Effect of Transfer Income on Consumption Expenditure of Rural Residents

HU Bing¹ TU XianJin² HU BaoDi³

(1. College of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 400047;

2. Pass College, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 401520;

3. College of Management, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067)

Abstract: Based on panel threshold modes, this paper tests the non-linear relationship between transfer income and consumption expenditure of rural residents by using China's provincial-level panel data from 1998 to 2010. The results show that transfer income has a positive effect on consumption expenditure in food, residence, household facilities, health care and medical services, and the effect of transfer income on consumption expenditure is featured by the threshold effect. With the rising of residents' income, positive effect of transfer income is increasing on consumption expenditure in food and residence, and decreasing on consumption expenditure in household facilities. A conclusion is drawn that the increase of transfer income can further activate the demand of the rural consumer market.

Keywords: transfer income; consumption expenditure; threshold effect

(责任编辑 刘志炜)