

中国农村居民效用测算研究 ——基于综合比例效用恒等式的检验及应用

王首元,孔淑红

(对外经济贸易大学 国际经济贸易学院,北京 100029)

摘要:文章基于西方经济学主流效用理论对消费者的效用测算问题没有给出明确答案这一事实,探索构建比例效用理论推导综合比例效用恒等式,并利用我国2001—2010年27个省份农村居民收入消费数据的面板SUR模型对综合比例效用恒等式进行了验证,同时测算了农村居民效用水平。结果显示:(1)农村居民效用水平在2001—2005年间较高,但下降趋势明显,2006—2010年间保持稳中略升;(2)河南、西藏和四川长期处于消费不足状态,山东长期处于消费过度状态;(3)中等收入省份农村居民消费潜力最大。

关键词:综合比例效用恒等式;比例效用理论;效用测算;面板SUR模型

中图分类号:F224;F063.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2012)09-0004-12

西方经济学主流效用理论有两种:一是经典的期望效用理论,认为消费者效用取决于财富的绝对数量,但是函数形式没有定论;二是行为经济学理论中的前景理论,认为消费者效用取决于财富的变化数量,同样也存在函数形式不确定的问题。比例效用理论的出现解决了上述两种理论存在的函数形式不确定的问题,使国民效用可以被明确地定量计算。本文的目的是根据比例效用理论完善综合比例效用恒等式的理论推导过程,并利用时变系数面板SUR模型对综合比例效用恒等式进行实证检验,最后定量测算2001—2010年中国大陆地区27个省份的农村居民效用水平。

一、比例效用理论回顾

比例效用理论是对期望效用理论与前景理论的延伸(王首元和孔淑红,2012)。期望效用理论假设决策者的初始财富是 X ,当面对不确定性选择 $(X_1, P_1; X_2, P_2; \dots; X_n, P_n)$ 时,通过最大化 $\sum P_i \times U(X + X_i)$ 做出决策,其中 $U(X)$ 是决策者的效用函数。该理论的特点是决策者的行为仅依赖财富的最终数量

收稿日期:2012-05-25

基金项目:对外经济贸易大学行业税收政策与管理研究中心基金(230009)

作者简介:王首元(1983—),男,吉林通化人,对外经济贸易大学国际经济贸易学院博士研究生;

孔淑红(1962—),女,山西榆次人,对外经济贸易大学国际经济贸易学院教授,博士生导师。

(X),而对财富的变化数量(ΔX)没有给予足够关注。20世纪中期,法国经济学家提出的阿莱悖论(Allais,1953)使期望效用理论自身的矛盾显现出来。此后的前景理论(Kahneman 和 Tversky,1979)和累积前景理论(Tversky 和 Kahneman,1992)在两个方面显著区别于期望效用理论:第一,前景理论认为效用取决于财富的变化量(ΔX),使用价值函数 $V(\Delta X)$ 来描述人们对财富变化量的反应;第二,前景理论认为人们对客观概率的认知不够理性,因而使用概率权重函数 $\pi(P)$ 来描述人们对客观风险概率的主观认知。权重函数 $\pi(P)$ 和价值函数 $V(\Delta X)$ 加权决定人们的行为,即通过最大化 $\sum \pi(P_i) \times V(\Delta X_i)$ 做出决策。上述调整只能在一定程度上解释阿莱悖论,并且价值函数和权重函数的具体形式目前还没有定论。作为对期望效用理论与前景理论的延伸和综合,比例效用理论认为消费者效用由其财富的变化量与最终持有量的比值决定(王首元和孔淑红,2012)。

比例效用理论基于以下 3 条假设(王首元和孔淑红,2012):

假设 1:某一时刻消费者处于 $G_0 = G(G_1, G_2, \dots, G_i)$ 状态,在不受外界影响的情况下有维持当前状态的倾向。 G_i 为所拥有的物品数量,下标 i 为物品的种类。

假设 2:当受外界影响时,如存在 $\Delta G_i (i=1, 2, \dots, N)$,外界影响的变化量与最终持有量之间的比值决定消费者的效用大小,也即:

$$F = \sum_i \Delta G_i / G_{\text{终}} = \sum_i \Delta G_i / (G_i + \Delta G_i)$$

假设 3:消费者对比例值的敏感度受一定限制,对较小的数值感觉无差异。

比例效用理论兼顾期望效用理论与前景理论的优点,将消费者财富的变化量与绝对数量同时作为效用的决定因素,对阿莱悖论的解释比传统的两种效用理论更加全面,而且成为边际效用递减规律的理论基础(王首元和孔淑红,2012)。比例效用理论具有明确的函数形式,具备无量纲、可计算的特点,也称为可计算效用理论,在定量评估居民效用福利水平方面有巨大潜力。目前,利用比例效用理论评估居民效用福利水平的方法主要有两种:一是分类比例效用恒等式(王首元和孔淑红,2012)。该方法利用比例效用理论假设推导出分类消费与收入比例效用恒等式,将居民的消费按食品、衣服等 8 个类型进行划分,建立方程组对分类比例效用恒等式进行检验并测算居民的效用水平。二是综合比例效用恒等式(王首元和孔淑红,2012)。该方法利用分类比例效用恒等式推导出综合比例效用恒等式,将居民的消费视为整体的综合性消费,利用时期与横截面同时变化的面板模型对综合比例效用恒等式进行检验并测算居民的效用水平。上述比例效用理论相关文献在理论方面对两种主流效用理论进行了综合与延伸,创造性地提出无量纲、可计算的比例效用理论,在应用方面进行了居民效用福利水平定量测算的尝试,但是分类比例效用恒等式

与综合比例效用恒等式的推导不够严谨和细化,不利于对居民效用水平变化进行应用性分析,而且研究对象集中在城镇居民,没有对农村居民的效用进行估算。基于此,本文将综合比例效用恒等式的理论推导进一步深化,使用时变系数面板 SUR 模型对农村居民的效用水平进行检验和应用分析。

二、综合比例效用恒等式的推导

已有文献是通过分类比例效用恒等式推导出综合比例效用恒等式的(王首元和孔淑红,2012),推导过程不够严谨,推导过程中模型参数的经济含义不够明确,对模型参数检验的约束条件较少,不利于对居民效用变化进行合理的定性分析。本文将深化推导综合比例效用恒等式,进一步明确模型中各参数的经济含义,并施加更加严谨的模型检验条件。

假设 1:消费者 t 时刻的初始状态为 $G^0 = (M^0, C^0)$,其中 M^0 为消费者的货币持有量, C^0 为消费者持有的消费品货币价值。消费者在 t 时刻初有数量为 M 的货币收入,并在 t 至 $t+1$ 时刻在消费品与货币储蓄之间做出分配决策,即决定消费金额 C 和储蓄金额 $M-C$ 。

假设 2:在 t 至 $t+1$ 时刻,消费品价格 P 为常数,消费品的消费量与货币支付数量成正比,故消费品的数量可表示为 C/P ,消费品的消费量可无限分割。

假设 3:消费者对消费和储蓄的分配可以反复尝试,通过大量的尝试,消费者能够做出最优分配。

基于上述假设,对于初始状态为 (M^0, C^0) 的消费者,其最优财富分配 $(M-C, C)$ 满足综合比例效用恒等式: $C/(C^0+C)-C/(M^0+M-C) \equiv (M-C)/(M^0+M-C)$ 。证明过程如下:

(1)比例效用量表达式。当使用价值为 C 的货币支付等价的消费品时,消费者的消费品数量和货币数量同时发生变化,消费的比例效用量表达式为:

$$\begin{aligned} F_C &= \sum_i \frac{\Delta G_i}{G_i + \Delta G_i} = \frac{C/P}{(C^0/P) + (C/P)} + \frac{-C}{M^0 + M - C} \\ &= \frac{C}{C^0 + C} + \frac{-C}{M^0 + M - C} \end{aligned}$$

其中,第一项表示消费品数量变化引起的比例效用量,第二项表示货币数量变化引起的比例效用量。类似地,消费者决定将数量为 $M-C$ 的货币用于储蓄,储蓄的比例效用量表达式为:

$$F_M = \Delta G_i / (G_i + \Delta G_i) = (M-C) / (M^0 + M - C)$$

(2)效用最大化表达式。消费者可以反复尝试消费额 C 与储蓄额 $M-C$ 的配置以实现效用最大化。当消费者的消费从 0 增加到 C 时,总效用为:

$$U_C = \int_0^C F_C dc$$

同时,储蓄从 0 增加到 $M-C$,总效用为:

$$U_M = \int_0^{M-C} F_M d(m-c) = \int_C^M F_M dc$$

因此,消费者从分配 $(C, M-C)$ 中得到的加总效用为:

$$\int_0^C F_C dc + \int_C^M F_M dc$$

经过反复尝试,消费者必然选择加总效用最大化的配置 $(C^*, M-C^*)$,也即:

$$\max\left(\int_0^C F_C dc + \int_C^M F_M dc\right)$$

(3) 证明 $F_C = F_M$ 。为了便于证明,使用几何图形更加直观。考察 F_C 与 F_M 的图形形状需要计算两个表达式对 C 的一阶导数与二阶导数(见图 1):

$$F'_C = C^0 / (C^0 + C)^2 - (M^0 + M) / (M^0 + M - C)^2$$

$$F''_C = -2C^0 / (C^0 + C)^3 - 2(M^0 + M) / (M^0 + M - C)^3$$

$$F'_M = -M^0 / (M^0 + M - C)^2$$

$$F''_M = -2M^0 / (M^0 + M - C)^3$$

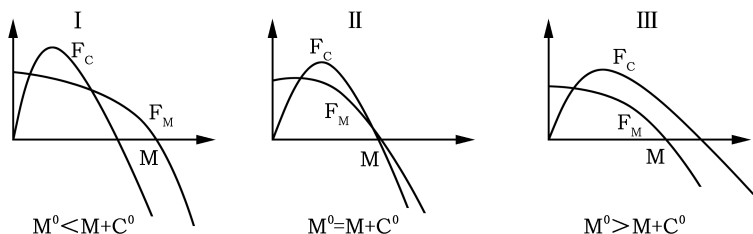


图 1 F_C 与 F_M 曲线

本文仅讨论 C^0 、 M^0 与 M 均大于零的情形,因为通常情况下消费者在期初有一定的消费品与货币积累,并且收入通常为正值。同时假定 $C^0 < M^0$,因为通常情况下货币很容易用于购买消费品,而已经持有的消费品很难转化成货币,因此期初消费者往往持有货币的动机更强。在 C^0 、 M^0 与 M 均大于零且 $C^0 < M^0$ 的条件下, F_C 与 F_M 的曲线有以下三种情况:

为实现加总效用最大化,必须使最优的消费储蓄配置点左侧的曲线 F_C 与横轴围成的面积加上右侧 F_M 与横轴围成的面积最大。图 1 描述了期初货币储备、当期收入和期初消费品价值三者之间大小关系不同的三种情况。对大多数普通消费者而言,通常属于第一种情形,即期初持有的用于当期的货币储备通常小于当期的货币收入,因为货币储备本身就是货币收入的一部分,即使当期有大额消费品支出,但是在把大额消费品平均到使用期限后,实际的货币预备量仍会小于当期收入。只有消费者获得了大额的无偿货币赠与或意外收获时,才会出现第二种情形和第三种情形。作为一般性讨论,本文仅就第一种

情形做进一步分析。在 C^0 、 M^0 和 M 均大于零, $C^0 < M^0$, $M^0 < M + C^0$ 的条件下, 根据 M^0 相对于 C^0 的大小不同, 消费者效用最大化的配置会出现如图 2 所示的两种情形:

根据图 2, 为使消费点左侧的 F_C 曲线与横轴围成的面积加上消费点右侧的 F_M 曲线与横轴围成的面积最大, 当 C^0 较大、 M^0 较小而使 $S_1 < S_2$ 时, 消费者会选择不消费, 全部用于储蓄; 当 C^0 较小、 M^0 较大而使 $S_1 > S_2$ 时, 消费者会选择最优消费额 C^* , 此时必有 $F_C = F_M$ 。这与日常生活中的实际情况完全吻合, 消费者在消费之前通常进行足够的储蓄, 当储蓄货币量增加时, 消费的意愿随之增强。

上述证明过程都是在消费品可无限分割的假设下进行, 当消费品无法无限分割或同样功能不同档次的消费品之间价格离散程度较大时, 消费者就很难达到理论上的均衡点, 而会在均衡点附近进行消费与储蓄的配置, (见图 3)。

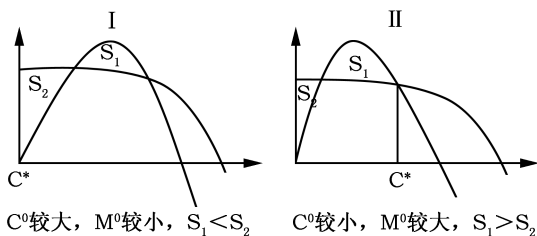


图 2 均衡配置

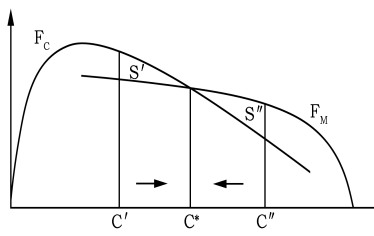


图 3 效用损失

如果消费者的收入较低, 消费品的价格离散程度较大, 那么消费将处于 C' 处, 有 $F_C > F_M$ 。此时如果能够提高消费品的可分割性或同样功能的商品价格差距能够尽量缩小, 消费者就有动力将消费增加到 C^* 处, 此时消费者就会有 S' (图 3 中 F_C 、 F_M 、 C' 和 C^* 围成的面积) 的比例效用增量。因此, C' 处属于消费不足的情形, 面积 S' 即为效用损失。类似地, 如果消费者的收入较高, 消费品的价格离散程度较大, 消费将处于 C'' 处。此时如果能够提高消费品的可分割性或同样功能的商品价格差距能够尽量缩小, 消费者就有动力将消费调整到 C^* 处, 得到 S'' 的比例效用增量。因此, C'' 处属于消费过度的情形, 面积 S'' 即为效用损失。总之, 增加市场上消费品的种类, 保证市场上供应的消费品接近无限分割或保证不同档次的消费品价格维持连续, 是减少不必要的效用损失的有效途径。

三、综合比例效用恒等式的检验

(一) 检验原理。考虑到实际消费中的价格无法保持连续, 恒等式会有一个微小差异项, 我们对恒等式进行如下简单的处理:

$$C/(C^0 + C) - C/(M^0 + M - C) = (M - C)/(M^0 + M - C) + \alpha$$

验证综合比例效用恒等式是否成立等价于验证微小差异项 α 的期望值是否为零。对综合比例效用恒等式变形如下：

$$C^2 = M^0 \times C - C^0 \times M - \alpha \times (C^0 + C) \times (M^0 + M - C)$$

为保证检验的准确性和客观性，目前可行的方法是使用面板模型进行估计检验。恒等式可写成如下面板数据模型的形式：

$$C_{it}^2 = M_{it}^0 \times C_{it} - C_{it}^0 \times M_{it} - \alpha_{it} \times (C_{it}^0 + C_{it}) \times (M_{it}^0 + M_{it} - C_{it})$$

居民的消费品初始价值 C_{it}^0 与支付能力初始价值 M_{it}^0 很难收集，居民的消费数据 C_{it} 与收入数据 M_{it} 较容易收集，微小差异项 α_{it} 理论上应该是期望值为零的数值。因此，我们将 C_{it}^0 与 M_{it}^0 作为参数进行估计，判断微小差异项是否是零截距无趋势的面板数据，检验标准确立如下：

(1) 面板系数估计值 C_{it}^0 和 M_{it}^0 显著，并且有 $M_{it}^0 > C_{it}^0 > 0$ ；

(2) 微小差异项 α_{it} 为零截距无趋势平稳的面板数据。

如果上述两个检验标准都得到验证，综合比例效用恒等式成立。

(二) 数据说明。为了对面板模型进行估计，需要分析参数的性质以便选择合适的方法。由参数 C_{it}^0 与 M_{it}^0 的经济含义可知，二者应该随时期和个体变化。为约束参数的横截面变化属性，需要选择收入、消费比较接近的个体进行估计；为约束参数的时期变化属性，需要选择变化幅度相对较小的农村居民的消费与收入数据，并按农村居民消费价格指数进行调整以剔除通货膨胀因素。

由于缺少北京、上海、天津与重庆 4 个直辖市的农村居民价格指数数据，本文仅对除去 4 个直辖市之外的 27 个中国大陆省级行政区进行估计。我们将 27 个行政区划按照收入与消费的接近程度分成 5 组，以保证面板横截面参数稳定。第一组高收入省份有浙江、江苏、广东、福建与辽宁，第二组中高收入省份有山东、吉林、河北、黑龙江、江西与河南，第三组中等收入省份有海南、内蒙古、湖北、安徽、湖南与四川，第四组中低收入省份有广西、山西、宁夏、新疆与西藏，第五组低收入省份有陕西、云南、青海、贵州与甘肃。约束了参数的横截面变化后，面板模型估计使用时变系数模型。

M_{it} 数据即农村居民人均纯收入(平均每人全年：元)、 C_{it} 数据即农村居民人均生活消费性支出(平均每人全年：元)和价格指数数据均来自中宏统计数据库中 1991—2010 年 27 个省级行政区的同类指标数据(价格指数以 1991 年为基期)。

(三) 系数 C_{it}^0 和 M_{it}^0 的显著性检验。根据上述分析，模型的最终形式为：

$$C_{it}^2 = M_{it}^0 \times C_{it} - C_{it}^0 \times M_{it} + u_{it}; u_{it} = -\alpha_{it} \times (C_{it}^0 + C_{it}) \times (M_{it}^0 + M_{it} - C_{it})$$

由模型的误差项表达式可知，误差具有异方差与同期相关的特性，不满足计量经济学的经典假设，因此使用面板模型 SUR 方法(白仲林，2008)进行估计。使用 Eviews 进行面板模型 SUR 方法估计时要求横截面成员个数大于等于时期个数，根据横截面成员的分组情况，将 2001—2010 年平均分成两个 5

年分别进行估计,结果见表1。估计结果显示除了第三组的系数 C_{2002}^0 与 C_{2003}^0 在5%的水平上显著外,其他所有系数均在1%的水平上显著,并且 $M_{it}^0 > C_{it}^0 > 0$ (见图4),综合比例效用恒等式成立的第一个检验标准得到满足。

表1 时变系数估计结果

组别	系数	估计值	p 值	系数	估计值	p 值
第一组	C_{2001}^0	15.75	0.0000	M_{2001}^0	37.06	0.0000
	C_{2002}^0	19.87	0.0003	M_{2002}^0	43.81	0.0000
	C_{2003}^0	19.73	0.0000	M_{2003}^0	44.45	0.0000
	C_{2004}^0	17.09	0.0004	M_{2004}^0	41.72	0.0000
	C_{2005}^0	25.27	0.0000	M_{2005}^0	53.78	0.0000
	C_{2006}^0	63.73	0.0000	M_{2006}^0	105.30	0.0000
	C_{2007}^0	66.20	0.0000	M_{2007}^0	110.77	0.0000
	C_{2008}^0	64.82	0.0000	M_{2008}^0	110.84	0.0000
	C_{2009}^0	118.59	0.0000	M_{2009}^0	186.53	0.0000
	C_{2010}^0	72.45	0.0000	M_{2010}^0	128.36	0.0000
第二组	C_{2001}^0	2.96	0.0000	M_{2001}^0	13.82	0.0000
	C_{2002}^0	3.04	0.0000	M_{2002}^0	14.34	0.0000
	C_{2003}^0	3.44	0.0000	M_{2003}^0	15.41	0.0000
	C_{2004}^0	3.96	0.0000	M_{2004}^0	16.98	0.0000
	C_{2005}^0	5.51	0.0000	M_{2005}^0	20.53	0.0000
	C_{2006}^0	5.33	0.0000	M_{2006}^0	21.68	0.0000
	C_{2007}^0	8.01	0.0000	M_{2007}^0	26.66	0.0000
	C_{2008}^0	12.18	0.0000	M_{2008}^0	33.73	0.0000
	C_{2009}^0	12.97	0.0000	M_{2009}^0	36.07	0.0000
	C_{2010}^0	15.44	0.0000	M_{2010}^0	41.75	0.0000
第三组	C_{2001}^0	3.89	0.0001	M_{2001}^0	13.48	0.0000
	C_{2002}^0	3.01	0.0261	M_{2002}^0	12.80	0.0000
	C_{2003}^0	1.90	0.0428	M_{2003}^0	11.53	0.0000
	C_{2004}^0	3.49	0.0000	M_{2004}^0	14.36	0.0000
	C_{2005}^0	3.61	0.0000	M_{2005}^0	15.43	0.0000
	C_{2006}^0	4.71	0.0003	M_{2006}^0	17.72	0.0000
	C_{2007}^0	5.21	0.0000	M_{2007}^0	19.50	0.0000
	C_{2008}^0	6.31	0.0000	M_{2008}^0	21.96	0.0000
	C_{2009}^0	5.50	0.0000	M_{2009}^0	22.17	0.0000
	C_{2010}^0	8.83	0.0000	M_{2010}^0	27.70	0.0000
第四组	C_{2001}^0	8.07	0.0004	M_{2001}^0	9.49	0.0000
	C_{2002}^0	8.84	0.0000	M_{2002}^0	14.28	0.0000
	C_{2003}^0	9.06	0.0000	M_{2003}^0	16.12	0.0000
	C_{2004}^0	9.52	0.0000	M_{2004}^0	13.94	0.0000
	C_{2005}^0	11.41	0.0000	M_{2005}^0	16.51	0.0000
	C_{2006}^0	11.62	0.0000	M_{2006}^0	16.73	0.0000
	C_{2007}^0	12.38	0.0000	M_{2007}^0	19.51	0.0000
	C_{2008}^0	12.40	0.0000	M_{2008}^0	30.15	0.0000
	C_{2009}^0	13.76	0.0000	M_{2009}^0	35.86	0.0000
	C_{2010}^0	14.23	0.0000	M_{2010}^0	32.76	0.0000
第五组	C_{2001}^0	6.64	0.0000	M_{2001}^0	14.17	0.0000
	C_{2002}^0	6.08	0.0000	M_{2002}^0	13.83	0.0000
	C_{2003}^0	11.72	0.0000	M_{2003}^0	20.84	0.0000
	C_{2004}^0	10.49	0.0000	M_{2004}^0	19.71	0.0000
	C_{2005}^0	16.05	0.0000	M_{2005}^0	25.98	0.0000
	C_{2006}^0	13.41	0.0000	M_{2006}^0	23.73	0.0000
	C_{2007}^0	13.01	0.0000	M_{2007}^0	24.02	0.0000
	C_{2008}^0	13.93	0.0000	M_{2008}^0	25.66	0.0000
	C_{2009}^0	17.05	0.0000	M_{2009}^0	29.76	0.0000
	C_{2010}^0	20.61	0.0000	M_{2010}^0	35.11	0.0000

(四)微小差异项 α_{it} 零截距、无趋势单位根检验。由上文面板模型的定义可知,利用模型残差、估计系数以及原始数据可以计算出微小差异项,结果见表2。微小差异项的单位根检验结果显示, α_{it} 为平稳的零截距无趋势面板数据,综合比例效用理论的第二个检验标准成立。

通过时变系数面板模型实证检验,综合比例效用恒等式的两个检验标准都成立,可以认为综合比例效用恒等式成立。

表 2 微小差异项面板单位根检验(无趋势、零截距)

组别	统计量	LLC	ADF	PP
第一组	t 值	-3.0207	19.1303	19.8777
	p 值	0.0013	0.0386	0.0304
第二组	t 值	-2.0993	16.2026	19.9584
	p 值	0.0179	0.1821	0.0679
第三组	t 值	-3.2689	33.7199	31.2226
	p 值	0.0005	0.0007	0.0018
第四组	t 值	-4.9867	40.1243	38.1452
	p 值	0.0000	0.0000	0.0000
第五组	t 值	-2.8969	20.0130	22.7919
	p 值	0.0019	0.0291	0.0115

四、综合比例效用恒等式的应用

利用我们的恒等式可分析农村居民的消费趋势、比例效用值变化和效用损失情况。

(一)期初生活水平变化。由图 4 可见：

(1) C^0 逐渐提升。2003 年之前,27 个省级行政区农村居民的初始消费品价值变化不大,而在 2003 年之后呈现增长的趋势。由于 C^0 是消费品数量与价格的乘积, C^0 提升的主要原因有两个:一是期初消费品数量增加,2001 年中国加入世界贸易组织,入世效应影响到农村居民,种类繁多、价格相对合理的消费品的出现刺激了居民消费,从而使初始消费品价值不断提升;二是期初消费品价格提高,农村居民开始有能力消费高档的商品,而且入世后市场竞争的加剧推动了产品质量的升级,这些消费品价格较高,因此平均到每个年度的期初消费品价值开始逐渐提高。2006 年之后,处于沿海经济发达省份的第一组居民的 C^0 提升更加明显,在一定程度上说明第一组居民的消费档次要明显高于后四组。

(2) M^0 增长趋势明显。2003 年之后,货币初始额的增长幅度相对于消费品初始额更加明显。由于数据剔除了通货膨胀因素,初始货币额提升既是以往年份的累计储蓄推动了后续年份期初的可支配货币额

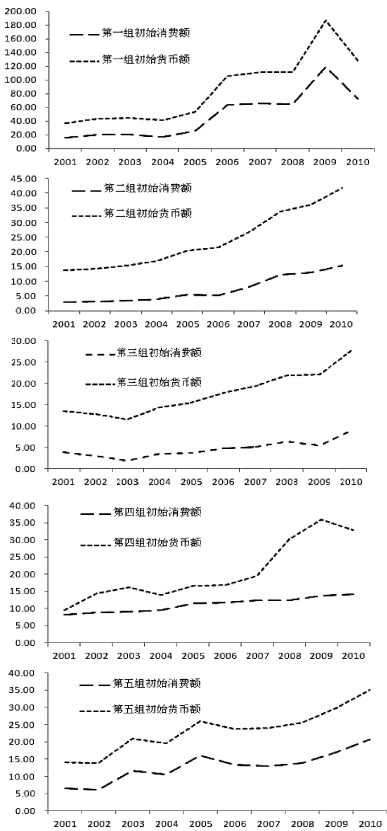


图 4 农村居民初始状态趋势

攀升,也反映出农村居民开始将前期累计的货币储蓄用于改善性消费的倾向,改善性消费包括教育、医疗、养老和住房等。因此,只要政府在农村居民的基本生活条件方面做好充分保障,使农村居民能够顺利实现改善性消费,农村的消费需求必将大大拉动内需,成为中国未来经济发展的强有力支撑。2006 年之后,货币初始额的增长幅度尤为明显就是很好的例证。这段时间内国家对农村的政策性倾斜力度加大,2006 年 1 月 1 日起全面取消农业税,对农村居民而言相当于一笔额外的现金收入,近年来对农村的家电、农用机电等设施给予高额补贴,同时在农村居民的社会保障方面改善明显,极大地提升了农村居民的消费动力。

(3)中间三组省份短期内消费潜力最大。图 4 显示,收入最高的第一组与收入最低的第五组农村居民的 M^0 与 C^0 增长趋势较为接近,中间收入的第二组、第三组与第四组省份农村居民的 M^0 与 C^0 增长趋势差异很大,其中 M^0 增长迅速,而 C^0 增长相对缓慢。这是因为最高收入组主要是沿海经济发达省份,商品市场化程度较高,农民收入较高,消费品更新换代速度较快,因此 M^0 与 C^0 增长趋势比较接近;而最低收入组的农民处于中国中部地区和西南经济落后地区,最低的收入使这些地区的农民无法进行大幅的改善性消费,同时这些地区的农村市场经济不发达,导致 M^0 与 C^0 在较低水平上小幅增长。中间收入的三组省份经济水平介于第一组和第五组之间,农民收入增长稳健,长期积累的储蓄总额不断增加,导致 M^0 增长迅速,但是长期的消费习惯和对未来养老、教育、医疗、住房等改善性消费的储蓄使消费受到明显抑制,导致 C^0 的增长速度较为缓慢。如前所述, M^0 与 C 正相关, C^0 与 C 负相关。因此,五组省份中,中间的三组省份农民最有改善性消费的意愿和支付能力,只要政府在社会保障方面对农民给予充分支持,一定能大幅启动中间收入省份农村居民的消费需求,这对短期内拉动内需、刺激经济增长将起很大的作用。

(二)效用状态变化。利用比例效用恒等式计算 2001—2010 年 27 个省级行政区农村居民的效用值(计算结果略),总体呈现以下两个阶段:

(1)2001—2005 年,效用水平较高,但呈现下降趋势。2001 年中国加入世贸组织,消费品的数量和种类迅速增加,消费品的价格相对降低,而且消费品价格尚能维持相结较高,从而保证消费者的效用损失最大限度降低,这些因素共同使在入世的前几年,农村居民的效用水平处于较高的状态。然而,随着大量国际农产品进入国内市场,以相对传统方式经营的农村经济受到明显冲击,农产品的质量 and 价格相对国际市场上的农产品劣势明显,使收入的增长速度低于消费需要的增长速度,导致这一时期内农村居民效用水平呈现下降的趋势。

(2)2006—2010 年,效用水平较低,但有回升迹象。2006 年开始,政府宏观调控政策向农村倾斜的力度加大,2006 年 1 月 1 日开始全面取消农业税,同年 9 月 1 日全面实施义务制教育,近年开始对农村的家电、农用机电等设施

给予高额补贴,普及农民的医疗保险、养老保险等,大幅减轻了农民的经济负担。同时,农村市场经济体制进一步完善,农村的经营结构开始发生变化,产业升级的步伐加快,大量农民工技术成熟、收入增加,甚至相当数量的农民工返回家乡创业,农民开始适应国际化背景下的农业生产方式,这些因素共同促使农民的效用水平出现回升迹象。因此,提高国家财政对农村的支持力度,加快农村产业结构升级,是保证农村居民效用水平大幅提升的最根本保证。

(三)效用损失。理论上恒等式的微小差异项应该为零,消费者对收入的配置应该处于均衡状态,但是由于客观市场条件的限制,如商品不能无限分割、同样功能不同档次商品的价格离散程度较大,消费者无法根据自身的收入水平购买到理想价位商品,此时消费者的消费、收入分配会偏离均衡配置,出现微小偏差而导致效用损失。因此,我们可以通过观察微小差异项的正负及数值大小判断消费者的消费、收入配置状态进而分析效用损失状态(见图3)。比例效用理论的第3条假设假定消费者对比例效用值的敏感度是有限制的,消费对较小比例值的感受无差异。图5描述了2001—2010年27个省份恒等式微小差异项变化。表3列出了27个省份2001—2010年微小差异项的均值,以降序排列,并以0.01至0.05划分成五个档次的敏感度检验标准。以0.03作为检验标准为例,当微小差异项均值的绝对值小于0.03时,认为消费者不能明显感觉到消费、收入偏离均衡配置,不存在感觉上的效用损失;当微小差异项均值的绝对值大于0.03时,认为消费者能够明显感觉到消费、收入偏离均衡,存在明显的效用损失,其中微小差异项的均值大于0.03属于消费不足(图3C'点),微小差异项的均值小于-0.03属于消费过度(图3C''点)。由表3和图5可见:

(1)向均衡配置状态收敛趋势明显。入世后各省份农村居民的收入消费恒等式微小差异项向零值收敛的趋势明显,主要是因为产品种类增加,产品价格连续,从而保证消费者的效用损失降到最低。因此,进一步加快市场经济建设的步伐,加大对内改革和对外开放的力度,是保证消费者效用提高、减少不必要效用损失的必要举措。

(2)多数省份接近均衡配置。随着检验标准从0.01向0.05升高,处于均衡的省份

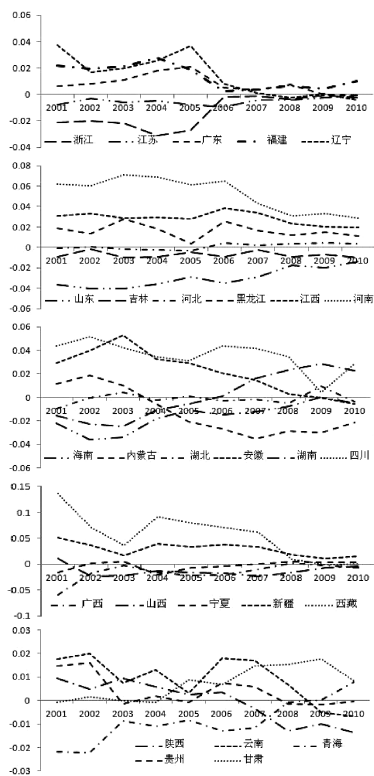


图5 微小差异项

数量增加明显。在同样的检验标准下,消费不足的省份多于消费过度的省份,这一现象反映出中国大部分地区农村居民的收入增长缓慢,处于有消费意愿但缺少消费能力的状态,长期处于消费不足的状态(见表 3)。

(3)以 0.03 作为检验标准为例,河南、西藏和四川消费不足,山东消费过度。河南、西藏和四川三个省份长期处于消费不足的状态(见图 3C'点和表 3),感觉到的效用损失比较明显。出现消费不足的原因是消费品价格离散程度较大,消费品无法无限分割,同时农民的收入较低,约束了消费需求,无法在最优配置处消费,而只能在均衡点左侧消费。扣除物价因素后的收入与消费数据显示,在同组省份中河南、西藏和四川的收入增长与消费增长最为缓慢。因此,进一步完善河南、西藏与四川三个行政区的市场竞争体制、尽量使消费品价格连续、提高农民收入是减少这三个省份农民效用损失的必要途径。山东省长期处于消费过度的状态(见图 3C''点和表 3),感觉到的效用损失也比较明显。出现消费过度的原因也是消费品价格离散程度较大,消费品无法无限分割。但是山东省的农民收入较

表 3 各省份微小差异项均值和效用损失状态

省份	微小差异项均值	检验标准				
		0.01	0.02	0.03	0.04	0.05
西藏	0.056	*	*	*	*	*
河南	0.052	*	*	*	*	*
四川	0.035	*	*	*		
新疆	0.029	*	*			
江西	0.028	*	*			
安徽	0.022	*	*			
黑龙江	0.016	*				
辽宁	0.014	*				
福建	0.014	*				
内蒙古	-0.013	**				
山西	-0.013	**				
浙江	-0.013	**				
广西	-0.015	**				
海南	-0.016	**				
山东	-0.030	**	**	**		

能够在消费品价格离散程度较大的情况下消费价格高于理想价位的消费品,尤其是山东省经济发展一直处于较高水平,农民的消费档次开始升级,向高档次、高质量的改善性消费品甚至是奢侈性消费品转换,其结果是消费储蓄配置处于均衡点右侧。扣除物价因素后的收入与消费数据显示,在同组省份中山东省农村居民的收入增长与消费增长较为迅速。因此,进一步完善山东省市场竞争体制,扩大消费品种类和数量,使消费品价格尽量连续。这尽管可能会导致农民的消费额有所降低,但是会减少效用损失。

注:“*”表示微小差异项均值大于检验标准,处于消费不足状态;“**”表示微小差异项均值小于检验标准的负值,处于消费过度状态;无标志表示微小差异项的均值绝对值小于检验标准,处于消费均衡状态(限于篇幅,0.01—0.05 都处于消费均衡状态的 12 个省份略去)。

五、结论与展望

本文详细推导了综合比例效用恒等式,使用 27 个省级行政区农村居民收入消费数据的面板 SUR 模型验证了综合比例效用恒等式,并测算了农村居民效用水平。结果显示:(1)2001—2005 年农村居民效用水平较高,但下降趋势明显;2006—2010 年效用水平较低,但有回升迹象。(2)河南、西藏和四川长期消费不足,存在明显的效用损失;山东长期消费过度,同样存在效用损失。

(3)农村居民的消费倾向提升明显,政府的政策性支持对促进农村居民消费、提高农村居民效用水平的作用明显。(4)中等收入省份的农村居民消费潜力最大。

比例效用理论具备可计算、无量纲的特性,有着广阔的应用空间,有兴趣的研究者可以在国际贸易、财政税收领域对比比例效用理论进行研究和应用。

主要参考文献:

- [1]白仲林. 面板数据的计量经济分析[M]. 天津:南开大学出版社,2008.
- [2]王首元,孔淑红. 新消费者效用理论及实证检验[J]. 经济科学,2012,(3):29—37.
- [3]王首元,孔淑红. 新行为经济学理论:对期望效用理论和前景理论的一个延伸[J]. 西安交通大学学报(社会科学版),2012,(4):17—24.
- [4]王首元,孔淑红. 比例效用理论及检验:基于1997—2010年面板数据[J]. 首都经济贸易大学学报,2012,(4):24—32.
- [5]Allais M. Le Comportement de l'homme rationnel devant le risque;Critique des postulats et axiomes de l'Ecole Americaine[J]. Econometrica,1953,21:503—546.
- [6]Kahneman D,Tversky A. Prospect theory:An analysis of decision under risk[J]. Econometrica,1979,47(2):263—291.

On the Utility Measurement of Rural Residents in China: Test and Application of General Ratio Utility Identity

WANG Shou-yuan, KONG Shu-hong

(School of International Trade and Economics, University of
International Business and Economics, Beijing 100029, China)

Abstract: Based on the lack of a definite solution to consumer utility measurement in mainstream western utility theories, this paper deduces general ratio utility identity by establishing ratio utility theory. It verifies general ratio utility identity by panel SUR model based on provincial income and consumption data of rural residents from 2001 to 2010 and calculates the utility level of rural residents. The results are as follows: firstly, the utility level of rural residents is high from 2001 to 2005 but experiences an obviously downward trend while it experiences a stable and slightly upward trend from 2006 to 2010; secondly, Henan, Tibet and Sichuan have been in an insufficient consumption state for a long time, and Shandong has been in an excessive consumption state for a long time; thirdly, middle-income provinces have the greatest consumption potential of rural residents.

Key words: general ratio utility identity; ratio utility theory; utility estimation; panel SUR model

(责任编辑 许 柏)