

# 湖北农村居民持久收入与消费的协整分析

郭更臣,彭代彦

(华中科技大学 经济学院,湖北 武汉 430074)

**摘要** 一般认为,持久收入是决定居民消费需求的基本因素。采用湖北省 1978—2009 年的农村居民持久收入与消费支出的年度统计数据,对湖北省农村居民的实际持久收入与消费进行协整分析。结果发现,湖北省农村居民的长期和短期消费弹性分别是 0.857 和 0.728,二者之间存在着长期均衡和短期波动调整关系,持久收入是影响消费需求的决定性因素。在此基础上,提出相应政策建议,即大力提高农村居民的持久收入,从根本上激活农村消费市场和提高农村居民的消费水平。

**关键词** 农村居民;持久收入;消费;协整;误差修正模型

**中图分类号:**F320.3    **文献标识码:**A    **文章编号:**1008-3456(2011)05-0039-04

持久收入假说是 Fridman<sup>[1]</sup>提出的,他将居民收入分为持久收入和暂时收入。持久收入是指在相当长的时间里可以得到的收入,是一种长期平均预期内收入;暂时收入是指在短期内得到的收入,是一种暂时性偶然的收入。他认为,人们在计划消费时不是依据暂时、短期的实际收入,而是依据持久、长期收入。

关于持久收入与消费关系,国内外学者已做了一些探讨和研究。一些学者结合持久收入假说从不同视角提出了中国消费问题的理论分析思路和分析结论。如夏少斐<sup>[2]</sup>通过应用持久收入理论对中国国内市场有效需求不足的现状从消费的角度进行了解释,并据此对如何扩大内需进行了一些思考。李玲霞<sup>[3]</sup>借鉴持久收入消费函数理论,通过对我国不同时期消费状况的对比分析,认为增加居民持久收入在我国社会主义市场经济体制下具有突出地位和作用。朱呈访<sup>[4]</sup>认为改善我国农民持久性收入偏低的现状,必须采取消除农民收入中的不稳定因素,扩大农民收入渠道,减少农民增收负担等措施。也有一些学者采用实证研究的方法,从不同的层面和角度验证了持久收入对消费的贡献度。叶彩霞等<sup>[5]</sup>结合我国实际提出了持久收入的分解方法,通过单位根检验和协整分析验证了持久收入分解的合理性,实证结果表明,持久收入是影响我国农民消费的重要因素。刘莹<sup>[6]</sup>对陕西省居民的持久收入与消费的关系进行了定量分析,发现当居民持久收入增加

10%,消费就会增加 9.8%。董长瑞等<sup>[7]</sup>通过协整分析验证了消费与持久收入之间的长期均衡和短期动态关系,认为持久收入是影响中国农民消费的重要因素。还有一些学者则认为持久收入与消费之间不存在显著相关性。Morley<sup>[8]</sup>应用随机趋势模型对总消费和持久收入之间的关系进行协整,发现随着消费的缓慢调整,持久收入似乎是相对不稳定的。Campbell 等<sup>[9]</sup>利用美国战后的数据检验持久收入的一致性,结果发现 50% 的消费由当期收入决定而不是持久收入。Sabelhaus 等<sup>[10]</sup>通过 1 500 个家庭的数据对持久收入与消费的关系进行实证研究,表明甚至最严格的消费平滑模型也不能解释消费—收入比中的偏态。

上述文献从不同视角提出了持久收入与消费关系的分析思路和分析结论,对持久收入与消费的实证研究做出了很大的贡献。为验证持久收入假说在湖北的实用性,本文结合董长瑞和 Morley 的相关模型和方法,对湖北省农村居民的持久收入与消费进行协整检验,以期探寻湖北省农村居民持久收入与消费二者之间相互关系的变动趋势。

## 一、研究方法

### 1. 持久收入的测算

本文采用董长瑞等<sup>[7]</sup>提出的持久收入的计算方法,该方法简单易行,且基本上符合 Fridman<sup>[1]</sup>持久收入假说的实质内涵。

$$PY_t = \frac{\sum_{i=t-n+1}^t Y_i}{n} + \frac{Y_t - Y_{t-n+1}}{n} \quad (1)$$

式中,  $PY_t$  为现期持久收入,  $n$  为时间跨度(年),  $t \geq n \geq 3$ 。公式右边第一项是长期( $n$  年)平均收入;公式右边第二项是充分考虑并包含预期的调整项,当收入加速增加时,即( $Y_t - Y_{t-n+1}$ )增加的幅度增大且为正值时,预期持久收入就会增加,大于平均收入;反之将低于平均收入。

## 2. 持久收入与消费的协整检验

协整理论是 Engle 等提出的,他们认为对于一个  $m$  维向量时间序列  $\{X_t\}$ ,如果  $\{X_t\}$  的分量序列为  $I(d)$  序列,且存在一个向量  $\alpha \neq 0$ ,使得  $\alpha^T X_t \sim I(d-b)$ ,  $b > 0$ ,则称  $\{X_t\}$  的分量序列存在  $(d, b)$  阶协整关系,记为  $X_t \sim CI(d, b)$ ,而  $\alpha$  称作协整向量。这里  $\{X_t\}$  的各分量序列是具有相同阶数的单整序列。该方法认为  $\{X_t\}$  中的非平稳分量序列之间的线性组合可能是平稳的,这种平稳的线性组合被称为协整方程,该方程可以被解释为变量之间长期稳定的均衡关系。其步骤为:先非平稳序列的单位根检验,再进行协整检验<sup>[11]</sup>。

(1) 非平稳序列的单位根检验。检查序列平稳性的单位根检验,主要采用 ADF(Augmented Dickey-Fuller, ADF)方法。该方法通过在回归方程右边加入因变量的滞后差分项来控制高阶序列相关,若 ADF 统计量的绝对值小于其临界值则拒绝残差序列为平稳的原假设,表明该序列不平稳,需要对差分序列继续进行检验。若原序列均为非平稳序列,而他们的 R 阶差分均为平稳序列,即协整变量有相同的单整阶数,则可以用协整理论来研究变量之间的长期动态均衡关系。

(2) 协整检验。协整检验的目的是决定一组非平稳序列的线性组合是否具有协整关系,也可用来判断线性回归方程设定是否合理。协整关系检验最常用的方法是 Engle-Granger(1987)提出的 EG 两步法,其过程如下:

第一步是对时间序列  $\{X_t\}$  的分量序列进行静

态回归,即  $\alpha^T X_t = \mu_t$ ,其中  $\{\mu_t\}$  为随机误差序列。利用观测数据,通过普通最小二乘法进行拟合,得到参数  $\alpha$  的最小二乘估计量  $\hat{\alpha}$  和残差序列  $\hat{\mu}_t$ 。然后,检验残差序列的平稳性,即判断残差序列是否有单位根,也就是采用 ADF 检验来判断其是否平稳。若残差序列是平稳的,则可以确定时间序列  $\{X_t\}$  的分量序列之间存在协整关系,并且协整向量为  $\alpha$ 。

第二步,为进一步考察因变量和自变量之间的短期波动对长期影响的关系,可以建立误差修正模型( Error-Correction Model, ECM)。根据 Granger 定理可知,若  $\alpha^T X_t \sim I(0)$ ,得到误差修正项的估计  $UT(-1) = \alpha^T X_t$ ,将其代入式

$$\Psi(L) \Delta X_t = -\Pi X_{t-k} + \varepsilon_t = -\gamma \alpha^T X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

得

$$\Psi(L) \Delta X_t = -\gamma U T(-1)_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

将式(2)(3)中的参数矩阵和参数向量记为  $\theta$ ,再次对式(2)(3)应用普通最小二乘法,得到其参数估计  $\hat{\theta}$ 。由此可建立相应的误差修正模型。

## 二、持久收入与消费的实证分析

### 1. 数据来源及处理

本文选取湖北农民人均年消费支出和人均年纯收入两变量,分别用  $C$  和  $Y$  表示,对人均年纯收入通过以上方法计算得到持久收入,用  $PY$  表示。为增强各变量数据的平稳性,并消除可能的异方差性,分别对  $C$  和  $PY$  取自然对数。各变量中使用的数据均来自于《中国统计年鉴》(1981、1983—2010)和《湖北统计年鉴》(1990、1999),并通过计算获得;少部分确实难以获取的数据,通过相反指标求逆或加权处理的方式进行近似替代。本文所使用数据均为 1978—2009 年度数据,  $C$  和  $PY$  都换算成以 1978 年为不变价的可比数据。

### 2. 单位根检验

由协整的定义知,在检验湖北省农村居民人均纯收入对人均消费支出的协整关系之前,需要对各变量的平稳性进行单位根检验。利用 Eviews6.0 对  $\ln C$ 、 $\ln PY$  进行单位根检验,结果见表 1。

表 1 湖北农民实际持久收入与消费对数值的单位根检验结果

| 变量          | 检验类型( $C, T, K$ ) | ADF 统计量 | 1% 临界值 | 5% 临界值 | 10% 临界值 | 结论  |
|-------------|-------------------|---------|--------|--------|---------|-----|
| $\ln C$     | ( $C, T, 1$ )     | -2.603  | -4.310 | -3.574 | -3.222  | 不平稳 |
| $D(\ln C)$  | (0, 0, 1)         | -2.594  | -2.653 | -1.954 | -1.610  | 平稳* |
| $\ln PY$    | ( $C, T, 1$ )     | -3.092  | -4.324 | -3.581 | -3.225  | 不平稳 |
| $D(\ln PY)$ | (0, 0, 1)         | -2.205  | -2.650 | -1.953 | -1.610  | 平稳* |

注:检验类型中的  $C$  表示带常数项(取 0 表示无常数项),  $T$  表示带趋势项(取 0 表示无趋势项),  $K$  表示滞后阶数。\* 表示在 5% 的水平下显著。

由表 1 可以看出, 湖北农民实际持久收入和消费对数序列的 ADF 统计量的绝对值均小于 10% 临界值的绝对值, 因此, 所有变量在原水平上都是非平稳序列。经过一阶差分后, 它们的 ADF 统计量的绝对值均大于 5% 显著水平临界值的绝对值, 不存在单位根, 即两个序列都是平稳的。因此, 湖北农民实际持久收入和消费对数序列均是一阶单整 I(1) 序列, 二者可能存在协整关系, 可以采用 Engle-Granger 两步检验法进行协整检验。

### 3. 协整检验与协整方程

先对两变量做静态回归, 即采用普通的最小二乘法进行回归, 建立如下回归方程:

$$\ln C_t = 0.669 + 0.857 \ln PY_t + \hat{u}_t \quad (4)$$

$t = (3.863) (29.884)$

拟合优度: 0.969; DW 值: 0.619; F 值: 893.072

从协整结果可以看出, 该模型拟合优度较高, 但是 DW 值仅为 0.619, 小于 5% 水平下的临界值 1.352, 所以该模型序列存在自相关, 但较小的 DW 值并不影响  $\ln C$ 、 $\ln PY$  之间存在的协整关系。

再对(4)式的残差  $\hat{u}_t$  进行单位根检验。检验残差序列的平稳性, 即判断残差序列是否有单位根, 也就是采用 ADF 检验来判断其是否平稳。通过对残差  $\hat{u}_t$  进行检验, 残差  $\hat{u}_t$  的 ADF 值 -3.051 的绝对值大于 1% 显著水平临界值 -2.657 的绝对值, 所以  $\hat{u}_t$  序列在 1% 的显著水平下拒绝原假设, 因此可以确定  $\hat{u}_t$  是平稳序列, 即  $\hat{u}_t \sim I(0)$ 。上述结果表示,  $\ln C$  和  $\ln PY$  之间存在协整关系, 协整向量为  $(1, -0.857)$ 。而且, 从上式可知, 从长期来看, 湖北农民实际持久收入每增加 1%, 会使农民人均消费支出增加 0.857%。因此, 湖北省农村居民人均纯收入与其消费支出之间存在长期的均衡关系。

### 4. 误差修正模型的建立

通过以上协整分析, 得到湖北省农村居民人均年纯收入与人均年消费支出之间的长期均衡关系, 但如果要知道他们之间的短期动态均衡关系, 即这两个变量偏离它们共同的随机趋势时的调整速度, 必须通过建立误差修正模型来解决。误差修正模型既考虑了长期均衡关系, 又有短期调节作用, 把生活费支出的短期行为与长期变化联系起来。根据以上分析, 以  $\ln C$  的一阶差分  $D(\ln C)$  为因变量, 以  $\ln PY$  的一阶差分  $D(\ln PY)$ 、滞后一期的误差修正项  $UT(-1)$  为自变量, 建立如下误差修正模型:

$$D(\ln C) = 0.010 + 0.728 D(\ln PY) - 0.318 UT(-1) + \varepsilon_t \quad (5)$$

$t = (0.839) \quad (5.425) \quad (-2.283)$

拟合优度: 0.539; DW 值: 2.291; F 值: 17.358

上述结果表明, 湖北农村居民年人均生活费支出的变化不仅取决于持久收入的变化, 而且还取决于上一期生活费支出对均衡水平的偏离。误差项  $UT(-1)$  的估计系数为 -0.318 体现了对偏离的修正, 上一期偏离越远, 本期修正的量就越大, 即系统存在误差修正机制。误差修正模型表明湖北省农村居民人均持久收入与人均年消费支出之间具有短期动态均衡关系。

## 三、结论及政策建议

由协整方程可知, 长期均衡中, 弹性系数为 0.857, 湖北农村居民收入增加 1%, 可以使消费水平提高 0.857%; 短期均衡中, 误差修正系数为 -0.318, 使得 31.78% 的偏离均衡部分会在一年之内得到调整。从而, 实证表明 1980—2009 年湖北省农村居民持久收入和消费支出之间存在着协整关系, 即存在着长期稳定的均衡关系。这既符合 Friedman 的持久收入假说, 也符合湖北农村居民的实际, 从而验证了持久收入假说的正确性。

消费对持久收入的弹性高达 0.857, 短期弹性为 0.728, 这反映了湖北农民总体仅仅解决了温饱问题, 其生活还有待进一步改善, 收入有待进一步提高。此外, 无论从长期还是短期来看, 如果农村居民经济条件得以改善, 将有更多需求被激发出来, 从而从整体上大幅度扩大我国的内部需求。因此, 关注农民持久收入, 提高农民收入水平, 对缩小我国贫富差距和拉动消费水平具有更大的意义。

湖北省作为一个农业大省, 二元经济结构十分突出, 农村居民持久收入水平低, 消费能力不足。切实提高湖北农村居民实际持久收入是现阶段提高农民消费水平的重点问题, 也是关乎国计民生的大事。因此, 在积极推进城乡一体化, 建设社会主义新农村的进程中, 作为政策的制定者、实施者, 各级政府应为农民增收提供合理的政策导向, 采取切实可行的措施稳步提高农村居民的持久性收入水平, 从根本上激活农村消费市场和提高农村居民的消费水平。

## 参 考 文 献

[1] FRIDMAN M. A theory of the consumption function [M].

Princeton:Princeton University Press,1957.

[2] 夏少斐.持久收入理论对有效需求不足的解释和启示[J].上海财经大学学报,2000,2(1):26-30.

[3] 李玲霞.论持久收入在促进国民消费增长中的作用[J].华中理工大学学报:社会科学版,2000,14(1):92-96.

[4] 朱呈访.增加农民持久性收入扩大农村消费的对策建议[J].消费导刊,2009(11):48.

[5] 叶彩霞,陈绍军,施国庆.农民持久收入及其对消费的影响分析[J].农村经济,2010(11):52-57.

[6] 刘莹.陕西省居民收入与消费的研究——基于永久性收入假说模型的分析[J].内蒙古科技与经济,2008(1):3-4.

[7] 董长瑞,梁纪尧.中国农民持久收入与消费的协整分析[J].中国农村观察,2006(2):43-48.

[8] MORLEY J C. The slow adjustment of aggregate consumption to permanent income [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2007, 39(2-3): 615-638.

[9] CAMPBELL J Y, MANKIW N G. Permanent income, current income and consumption [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1990, 8(3): 265-279.

[10] SABELHAUS J, GROEN J. Can permanent-income theory explain cross-section consumption patterns? [J]. The Review of Economics and Statistics, 2000 (3): 431-438.

[11] 张世英,樊智.协整理论与波动模型——金融时间序列分析及应用[M].2 版.北京:清华大学出版社,2009.

## Analysis on Cointegration of Farmers' Permanent Income and Consumption in Hubei Province

GUO Geng-chen, PENG Dai-yan

(College of Economics, Huazhong University of Science & Technology, Wuhan, Hubei, 430074)

**Abstract** It is generally believed that permanent income is the basic factor to determine residents' consumption demand. Based on the annual statistical data of permanent income and consumption expenditure of rural residents in Hubei province from 1978 to 2009, this paper analyzes the cointegration of actual permanent income and consumption of rural residents in Hubei province. The result shows that the long-term and short-term consumption elasticity of rural residents in Hubei province is 0.8571 and 0.7278 respectively, which indicates that relationship between long-term equilibrium and short-term fluctuations exists and permanent income is the decisive factor in affecting consumption demand. Consequently, this paper puts forward corresponding policy suggestion that it is quite necessary to greatly enhance the permanent income of rural residents so as to activate rural consumer market and fundamentally increase the consumption of rural residents.

**Key words** rural residents; permanent income; consumption; cointegration; ECM

(责任编辑:金会平)