华南农业大学学报(社会科学版)
2008年第4期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No.4 2008
(第7卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol.7)

# 广东省农村居民收入与消费关系的协整研究

谢树曼, 张岳恒

(华南农业大学 经济管理学院,广东 广州 510642)

**摘 要**: 以收入—消费理论和协整理论为基础,构建了收入与消费关系的模型,并用以分析广东省农村居民生活消费与收入的关系。研究表明,广东农村居民的消费与收入存在不可逆的棘轮效应,广东农村居民的当期消费受当期收入的影响较大,广东农村居民的消费行为具有理性回归的特点,广东农村居民的消费率,其下降趋势在短期内不易改变。

**关键词**: 农村居民;收入;消费;协整

**中图分类号**: F304.8 **文献标识码**: A **文章编号**:1672-0202(2008)04-0063-05

## 一、问题的提出

从1978年至2007年,广东省农村居民的人均年收入由193.25元增加到5624元,年均增长12.6%;同期农村居民的人均年消费由184.89元增加到4202.3元,年均增长11.77%。由此可见,在近30年的时间里,广东省农村居民的人均年收入与人均年消费这两个指标,不但保持了各自的高速增长,也保持了它们的同步增长(详见表1)。

在较长的时间内,在研究农村居民收入与消费的相互影响关系中,存在着以下习惯性的路径。首先,偏好于宏观研究,即较多地偏重于全国范围的总体研究,研究重点是努力寻求一种能够解释中国农村居民收入与消费关系的长期均衡模型[1],但对某一特定区域的农村居民收入与消费的相互关系的研究偏少;其次,在研究农村居民收入与消费的相互关系中,现代计量经济学的理论与方法已被广泛运用[2],并且成果显著,但同时存在两个不足。一是以收入—消费理论为基础的计量分析偏少[3],二是在分析研究的过程中,对某一特定区域农村居民的收入偏好与消费偏好考虑较少。因此,拟以收入—消费理论为基础,运用现代计量经济学的协整理论与方法,并根据广东农村居民的收入偏好与收入增长轨迹,以及广东农村居民的消费偏好与消费增长轨迹,对广东省农村居民的人均年收入与人均年消费进行单整和协整检验,进而构建收入—消费模型进行实证分析,以期探寻广东省农村居民收入与消费相互关系的变动趋势。

## 二、模型构建与数据分析

### (一)变量选取

选取1978~2007年广东省农村居民人均纯收入和生活消费的有关数据,数据来源于1979~2008《广东省统计年鉴》,以 $CS_t$ 表示第t期的农村居民人均消费,$Y_t$ 表示第t期的农村居民人均收入。从图1可以看出1978年到2007年广东省农村居民收入与消费的变动情况:农村居民收入和消费逐年增加,两者之间可能存在长期均衡关系;也可以看出,收入与消费的差距也逐年拉大,两

**收稿日期**:2008-08-04

**作者简介**:谢树曼(1984—),男,广东揭阳人,华南农业大学经济管理学院硕士研究生,主要研究方向为公司战略管理、金融理论与政策.

者之间的均衡关系也存在一定程度的变化,但运用 Eviews5.0(本研究涉及的数据检验都通过此软件进行,不再说明)进行 Chow 分割点检验,并没有发现存在突变点,因此可以对 1978 年至 2007 年的广东农村人均年收入与人均年消费的时间序列数据进行整体分析,并建立以消费为基础的、收入—消费的长期均衡模型,用以对广东农村居民的收入和消费的相互关系进行实证分析。

**表 1 广东省农村居民人均收入与人均消费情况表**

| 年份 | 农村居民人均收入 | | 农村居民人均消费 | | 年份 | 农村居民人均收入 | | 农村居民人均消费 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 绝对数(元) | 比上年增长(%) | 绝对数(元) | 比上年增长(%) | | 绝对数(元) | 比上年增长(%) | 绝对数(元) | 比上年增长(%) |
| 1978 | 193 | / | 185 | / | 1993 | 1675 | 6.1 | 1391 | 6.8 |
| 1979 | 223 | 13.6 | 205 | 10.1 | 1994 | 2182 | 3.8 | 1882 | 3.6 |
| 1980 | 274 | 19.4 | 222 | 3.9 | 1995 | 2699 | 6.5 | 2255 | 5.3 |
| 1981 | 325 | 11.4 | 266 | 12.1 | 1996 | 3183 | 7.6 | 2584 | 6.9 |
| 1982 | 382 | 12.7 | 312 | 16.2 | 1997 | 3468 | 4.2 | 2618 | 0.3 |
| 1983 | 396 | 7.0 | 329 | 6.3 | 1998 | 3527 | 3.4 | 2683 | 3.8 |
| 1984 | 425 | 7.2 | 346 | 5.0 | 1999 | 3629 | 6.2 | 2646 | 1.7 |
| 1985 | 495 | 9.8 | 388 | 5.7 | 2000 | 3654 | 0.9 | 2646 | - |
| 1986 | 546 | 7.6 | 454 | 11.1 | 2001 | 3770 | 3.5 | 2703 | 2.5 |
| 1987 | 662 | 11.1 | 545 | 9.5 | 2002 | 3912 | 5.1 | 2825 | 6.0 |
| 1988 | 809 | 2.7 | 685 | 3.2 | 2003 | 4055 | 3.4 | 2927 | 3.4 |
| 1989 | 955 | 2.0 | 871 | 7.3 | 2004 | 4366 | 4.0 | 3241 | 6.7 |
| 1990 | 1043 | 1.6 | 933 | -0.3 | 2005 | 4690 | 4.5 | 3708 | 11.4 |
| 1991 | 1143 | 9.4 | 942 | 1.2 | 2006 | 5080 | 6.4 | 3886 | 3.2 |
| 1992 | 1308 | 10.4 | 1060 | 8.8 | 2007 | 5624 | 13.6 | 4202 | 6.5 |

**资料来源**:广东统计年鉴 2007,2008。

**注**:本表绝对数按当年价格计算,增长速度按可比价格计算

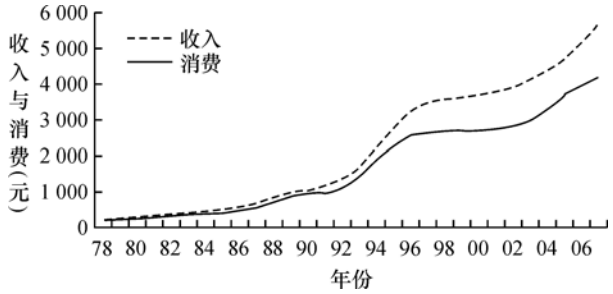



**图 1 农村居民收入与消费曲线**

### (二)平稳性检验

由于所采用的农村居民收入和消费数据是时间序列数据,这些时间序列数据往往是不平稳的,如果直接利用不平稳的时间序列数据进行回归分析,往往就可能出现“伪回归”现象,因此要对它们进行平稳性检验。运用 ADF 单位根检验( Augment Dickey - Fuller test) 来对以上两个变量进行平稳性检验,结果如表 2 所示。

检验结果表明:$Y_t$、$CS_t$ 都是非平稳的时间序列数据,因此不能直接进行回归分析。对上述两

组非平稳的原始时间序列数据进行一次差分之后,其ADF值仍然大于5%的显著性水平下的临界值,因此,进行差分后的数据仍然是不平稳的。进行二阶差分后,其ADF值小于5%的显著性水平下的临界值。这说明原始数据二阶差分后是平稳的时间序列数据,即:收入和消费这两个变量是二阶单整,记为:$Y_t \sim I(2)$、$CS_t \sim I(2)$。

**表2　各变量的平稳性检验结果**

| 变量 | 检验形式(C, T,K) | ADF值 | 5%的临界值 | 结论 |
|---|---|---|---|---|
| Y | (C,T,1) | -2.24 | -3.58 | 不平稳 |
| CS | (C,T,1) | -2.55 | -3.58 | 不平稳 |
| △Y | (C,T,1) | -2.46 | -3.59 | 不平稳 |
| △CS | (C,T,1) | -2.65 | -3.59 | 不平稳 |
| $\triangle^2$Y | (0,0,1) | -2.46 | -1.95 | 平稳 |
| $\triangle^2$CS | (C,0,1) | -3.52 | -2.98 | 平稳 |

**注:**检验形式中,C表示截距项,T表示趋势项,K表示滞后阶数

### (三)格兰杰因果关系检验

格兰杰因果关系检验(Granger Test of Causality)是揭示变量间在时间上相互的影响关系,它通过受约束的F检验来完成。由以上的平稳性检验可知,两个变量的二阶差分均为5%显著水平下的平稳的时间序列,因此可以对它们进行格兰杰因果关系检验。根据赤池与施瓦茨信息准则(AIC)可以确定各变量的最佳滞后阶数是2,检验结果如表3所示。

**表3　各变量二阶差分的格兰杰因果关系检验**

| 格兰杰因果关系 | 滞后长度 | F值 | F的P值 | 结论 |
|---|---|---|---|---|
| $\triangle^2$Y does not Granger Cause $\triangle^2$CS | 2 | 5.58 | 0.011 | 拒绝 |
| $\triangle^2$CS does not Granger Cause $\triangle^2$Y | 2 | 0.37 | 0.697 | 接受 |

由表3可知,在2阶滞后,5%的显著性水平下,拒绝"$\triangle^2$Y不是$\triangle^2$CS的格兰杰原因"的假设,而不拒绝"$\triangle^2$CS不是$\triangle^2$Y的格兰杰原因"的假设。因此,从2阶滞后的情况看,收入是消费的原因,而消费不是收入的原因,两者的关系是单向的,即认为,农村居民收入是影响农村居民消费的主要原因,而不存在农村居民消费影响农村居民收入的因果关系。

### (四)协整检验

由以上变量的单整检验可知,收入和消费两个变量的单整阶数都是2阶,因此可进一步考察它们之间的协整关系。如果变量之间存在着长期的稳定关系,则它们之间是协整的,这意味着是平稳的时间序列,它们的线性组合也可能是平稳的,因此,在进行协整检验之前要先建立消费与收入之间的长期均衡模型。

1. *模型构建*

既然农村居民收入增加是居民消费增加的原因,那么可以用消费函数来表示农村居民的消费与收入的函数关系。在消费与收入方面的理论假说与模型中,自适应性预期假说,以及在此基础上建立的消费与收入的关系模型具有代表性,结合以上对广东省农村居民收入与消费时间序列数据的检验与分析,建立如下消费—收入的二阶自回归模型,取二阶是因为上文的因果检验得出最佳滞后期为2,具体模型为:

$$CS_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 CS_{t-1} + \beta_3 CS_{t-2} + \mu \quad (1)$$

(1)式中$\beta_0$为常数项,$\beta_1$、$\beta_2$、$\beta_3$分别是$Y_t$、$CS_{t-1}$、$CS_{t-2}$的系数,$\mu$是误差项。运用OLS法可估

计出如下方程:

$$\hat{CS}_t = 54.6312 + 0.8362Y_t + 0.4394CS_{t-1} - 0.6148CS_{t-2} \quad (2)$$
$$(2.9259)\quad (8.9159)\quad (2.8083)\quad (-7.4767)$$
$$R^2 = 0.9982 \qquad DW = 1.8831 \qquad F = 4502.135$$

从检验结果可以看出,(2)式中各个系数的 t 统计量的绝对值都远远大 2,说明所选择的解释变量都很显著,F 值也表明模型较显著。由于 DW = 1.8831,比较接近 2,可以判断该模型不存在自相关。因此建立的消费—收入模型(2)拟合度较高,具有较高的解释度。模型的残差没有随着自变量的增大其分散程度也增大,可判定不存在异方差。同时,通过判定系数检验法,将模型中的解释变量逐个排除,排除后的拟合度与包含被排除解释变量时的拟合度明显的差异,说明不存在多重共线性。

2. 协整检验

本文运用 EG 检验法(Engle - Granger 检验)来检验变量间的协整性。从(2)式中得到残差序列 $\hat{\mu}$ 的线性组合方程,并运用 ADF 单位根检验方法对序列 $\hat{\mu}$ 进行平稳性检验,结果如表 4。

**表 4 残差序列 $\hat{\mu}$ 的平稳性检验**

| 变量 | 检验形式(C,T,K) | ADF 值 | 1% 显著性水平的临界值 | 结论 |
|---|---|---|---|---|
| $\hat{\mu}$ | (0,0,1) | -4.90 | -2.65 | 平稳 |

从检验结果可以看出,(2)式中得到残差序列 $\hat{\mu}$ 的 ADF 值小于 1% 显著性水平的临界值,于是可以判定残差序列 $\hat{\mu}$ 是平稳序列,结合前文得出的结论:$Y_t \sim I(2)$、$CS_t \sim I(2)$。可以得出广东农村居民的消费与收入是协整的,二者之间存在长期的均衡关系。即:$Y_t, CS_t \sim CI(2,2)$。最终构建出的消费—收入模型通过了各项检验,反映出对广东农村居民收入与消费之间的相互关系具有较强的解释力度。

以上的研究表明,1978 ~ 2007 年广东省农村居民收入与消费的时间序列数据是非平稳的,经过二阶差分之后为平稳时间序列,因此消费 CS 和收入 Y 都是二阶单整的;对于这二阶差分之后时间序列 $\triangle^2$CS 和 $\triangle^2$Y,检验得出 $\triangle^2$Y 是 $\triangle^2$CS 的格兰杰原因,并且消费和收入之间是协整的。以自适应预期假定为基础,对自适应预期模型进行修改,建立了广东省农村居民收入与消费关系模型(2),并检验得知广东省农村居民收入与消费之间存在长期的均衡关系。

## 三、主要研究结论

通过以上的研究,得出以下主要结论:

**(一)广东农村居民的消费与收入存在不可逆的棘轮效应**

特别是在短期内,广东农村居民的消费是不可逆的,主要原因是其习惯效应较大。这种习惯效应,使消费取决于相对收入,即相对于自己过去的高峰收入。消费者易于随收入的提高而增加消费,但不易于随收入降低而减少消费,这一消费倾向可表现为有正截距的短期消费函数。模型(2)的分析已经表明,广东农村居民消费函数的截距为正,且数值较大,棘轮效应明显。

**(二)广东农村居民的当期消费受当期收入的影响较大**

绝对收入假说得到了广东农村居民收入与消费数据分析的验证。本研究构建的消费—收入模型(2)已经表明,当期收入 $Y_t$ 对当期消费 $CS_t$ 具有正相关的关系,随着当期收入的增加,当期消费也随之增加。并且,在其它条件不变的情况下,广东农村居民收入提高 1 元时,会使当期生活消费约提高 0.83 元,当期收入对当期消费的影响程度较大。

**(三)广东农村居民的消费行为具有理性回归的特点**

模型(2)的研究表明,广东省农村居民滞后 1、2 期的消费行为对本期的消费行为具有调整作用。从调整作用的方向看,滞后 1 期的消费对本期消费有正向作用,也即上期消费习惯形成之后对本期有不可逆性;而滞后 2 期的消费对本期的消费有负向作用,这种现象称之为消费行为的理性回归。滞后 1、2 期消费行为对本期消费行为所产生的正、负效应,说明广东农村居民的消费行为既有感性的成分,又有理性的回归。

**(四)广东农村居民的消费率,其下降趋势在短期内不易改变**

从广东省农村居民消费与收入的时间序数据,结合图 1 可以看出,收入与消费的差距逐年拉大,特别是从 20 世纪 90 年代初期开始,广东农村居民的消费率逐年下降。原因可能在于,医疗费用的上涨、农村医疗保险制度与养老制度的缺失、高等教育收费制的压力等消费环境的变化[4],导致广东农村居民的边际消费函数中的参数(如边际消费倾向)发生变化,并且,由于这些原因在短期内是不容易改观的,最终使消费率在短期内仍将呈现持续下降趋势。

**参考文献:**

[1] 李谷成,冯中朝. 中国农户消费—收入结构的实证分析[J]. 农业技术经济,2004,(6):30 - 35.
[2] 胡剑伟,陈天祥. 中国农村居民收入与消费的计量分析[J]. 农村经济与科技,2007,(1):81 - 82.
[3] 苏良军,等. 中国城乡居民消费与收入关系的面板数据协整研究[J]. 世界经济,2006,(5):65 - 72.
[4] 杭　斌,等. 经济转型中消费与收入的长期均衡关系和短期动态关系[J]. 管理世界,2004,(5):25 - 31.

# A Co-integration Study on the Income Consumption Relationship of Guangdong Rural Residents

XIE Shu-man, ZHANG Yue-heng
(*College of Economics and Management, South China Agricultural University, Guangzhou* 510642, *China*)

**Abstract**: This paper builds an income consumption model based on the income consumption theory and co-integration theory, with which analyses the relationship between living consumption and income of Guangdong rural residents. The study shows that: first, there is irreversible ratcheting effect on the consumption and income of Guangdong rural residents; second, the current income plays an important part on the current consumption; third, the consumption behavior of Guangdong rural residents is characterized by rational regression; finally, the declining trend of consume rate won't change within a short time.

**Key Words**: rural residents; income; consumption; co-integration