
湖南省农村居民收入与消费关系的实证研究

刘阳

暨南大学经济学院

【摘要】本文通过对 1982-2005 年湖南省农民人均纯收入与消费的协整分析，发现农村居民的收入与消费之间存在着长期稳定的均衡关系，同时在协整分析的基础上建立了误差修正模型，说明了误差修整系数对偏离长期均衡的调整力度。最后得出结论，要有效促进湖南农村消费市场，以拉动经济增长，必须靠增加农村居民的收入。

【关键词】消费函数；协整检验；误差修正模型；农村消费

1 绪论

湖南是我国比较典型的中部省份，是农业大省，三农问题比较突出，笔者希望通过对湖南省的农民收入和农民消费这两者作实证分析，以阐明提高农民收入能有效扩大农村消费，希望对三农问题的解决提供一点实证证据。湖南的情况应该对其他内陆省份也有借鉴意义。

2 状况分析

2.1 湖南省农民收入情况

2.1.1 农民收入成倍增长

湖南省农民收入成倍增长但收入增长的阶段性特征明显。改革开放以来，随着农业和农村经济的全面发展，湖南省农民收入的成倍增长。据统计资料表明，全省农民人均纯收入由 1982 年的 284.38 元增长到 2005 年的 3117.74 元，年累计增长了 10.96 倍（增长图示见图 1）。

作者简介：刘阳（1985—），男，湖南永兴人，暨南大学经济学院在读硕士研究生，研究方向：国民经济学。

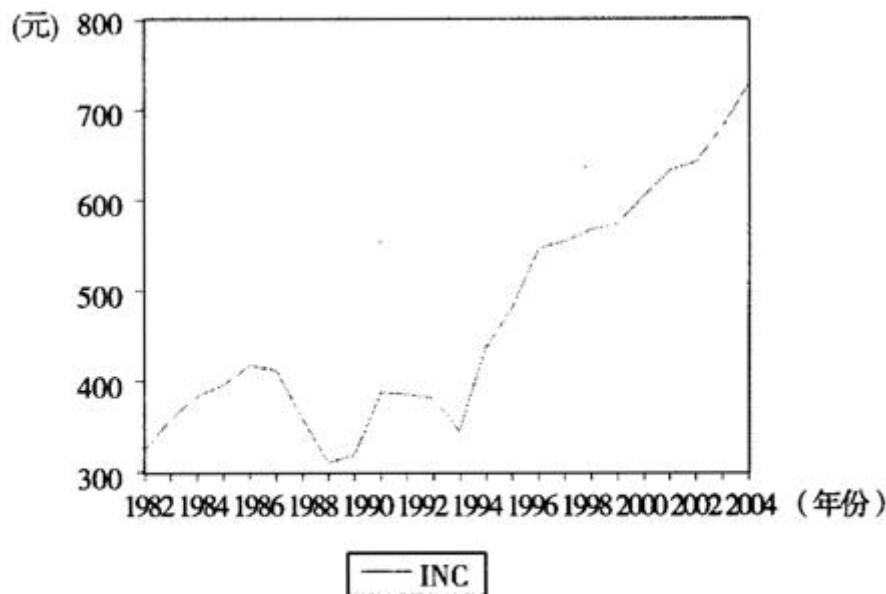


图 1

注：此图已扣除物价因素

2.1.2 增长的阶段性特征

扣除物价因素后，纵观 24 年来湖南农民收入增长的过程，呈现出明显的阶段性特征。从 1982 年到 1987 年，农民收入稳步增长，但之后直到 1994 年，收入大幅减少并陷入徘徊。1994 年后农民实际收入一直稳步上升。24 年实际收入增长了 1.24 倍，平均每年增长 3.4%。

2.1.3 收入来源结构的变化

湖南农民收入来源结构发生根本转变，来自第一产业收入退出主体地位，其他收入比重显著上升，收入多元化格局已经形成。农民收入来源结构的变化，关键是得益于农业生产以外各种收入的快速增长，其中最突出的又是劳动者的报酬收入。工资性收入增加的主要原因是湖南省农村劳务经济有较大发展，农民外出劳务的人数、时间和工资水平全面增长，拖欠农民工工资问题也得到了控制和部分解决。据农村住户抽样调查，2005 年湖南省农村劳动力外出劳务人数比上年增长 7.7%，平均每个外出的劳务人员外出务工时间为 7.56 个月，外出劳务总时间比上年同期增长 1.3%，平均月工资水平为 615 元，比上年同期增长 3.3%。

2.1.4 收入差距扩大

湖南省内地区之间农民收入差距呈扩大之势。从地区情况看，如果以当年全省农民平均收入水平为 1，将各地州市农民收入水平与之比较，计算收入比，湖南省各地农民收入状况呈现以下三个基本趋势：一是各地区之间农民收入水平差距扩大。若将全省各地农民收入比减 1，将其差全部看做正值并相加，然后除以地区个数得其商。这个商就可以综合反映出各地之间收入水平的差距情况，商越小说明差距越小，商越大说明差距越大。以此计算，1987 年该商为 0.12，1998 年该商为 0.16。二是最高收入地区与最低收入地区之间的差距明显扩大。1990 年，农民最高收入地区为长沙市，最低收入地区是湘西自治州，两者之间的收入之比为 1.91:1，2005 年两地农民收入差距扩大为 2.77:1。三是从各地收入比的变化状况看，总体上湘东南各地区呈上升趋势，湘西北总体上呈下降趋势。这说明，前者农民收入的增长速度比后者要快。

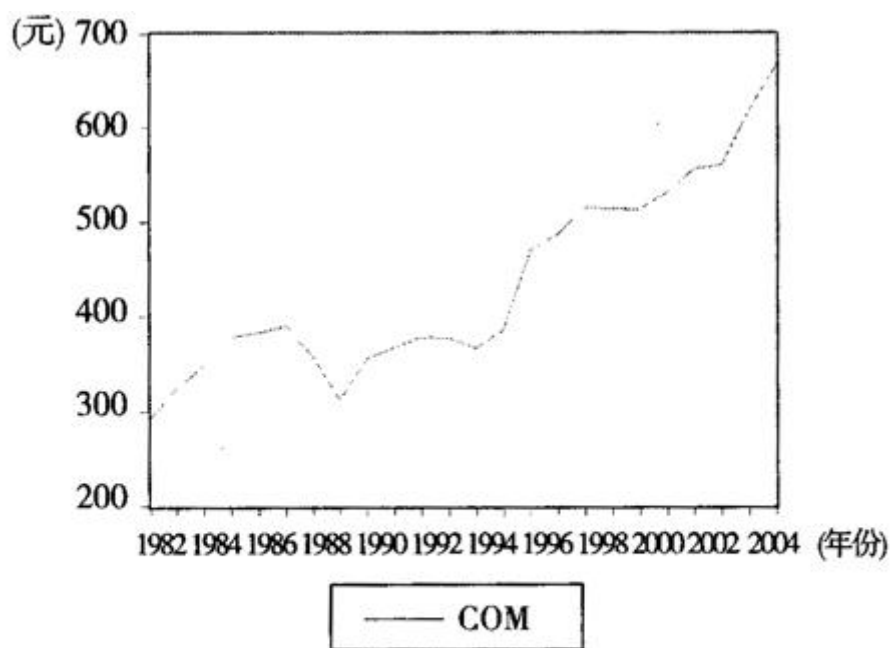


图 2

注：此图中已扣除物价因素

从上图可以发现 1982-1987 年农民消费水平稳步增长，但在 1987-1995 年出现下跌和徘徊。之后才进入缓慢的长期增长的状态。扣除物价因素，24 年时间总量增长了 1.27 倍。平均每年实际增长 3.48%。

目前，农村居民生活消费及生产消费水平较低，湖南农村消费现状不太乐观，但从另一个角度也说明潜力巨大，有待挖掘。农村消费大有潜力，扩大内需完全可以考虑从农村市场开启。

3 实证分析

3.1 前期准备

下面笔者利用 1982-2005 年的数据构建消费函数，运用计量经济学方法作实证分析，用以阐明湖南农村居民消费和收入的长期关系。根据凯恩斯的绝对收入假设理论，认为消费是由收入唯一决定的，消费与收入之间存在着稳定的函数关系。利用 1982 年为基期的湖南省农村居民消费价格指数户，令 $COM = 100 \times c/p$, $INC = 100 \times y/P$, 得到剔除价格因素后的实际人均消费水平 (COM) 和实际人均纯收入 (INC)，为消除数据中的异方差，对实际人均消费水平 (COM) 和实际人均纯收入 (INC) 分别取对数，建立模型： $\ln(COM) = \alpha + \beta \ln(INC) + \mu_t$ ，其中 α ， β 为待估参数， μ_t 为随机误差项。

利用 Eviews3.0 软件作出 $\ln(COM)$ 和 $\ln(INC)$ 的序列图 (图 3)，可以看出 $\ln(COM)$ 和 $\ln(INC)$ 具有明显的时间趋势，为非平稳序列，若直接分析这两变量的关系，则可能产生伪回归现象，但两变量序列具有大致相同的趋势，说明两变量之间可能存在着协整关系。对 $\ln(COM)$ 和 $\ln(INC)$ 进行一阶差分后得到 DLGI 和 DL-GC，发现时间趋势基本消除 (图 4)，初步判断为一阶单整，但利用序列图只能粗略地判断序列的平稳性，理论上应该用单位根检验法进行检验。

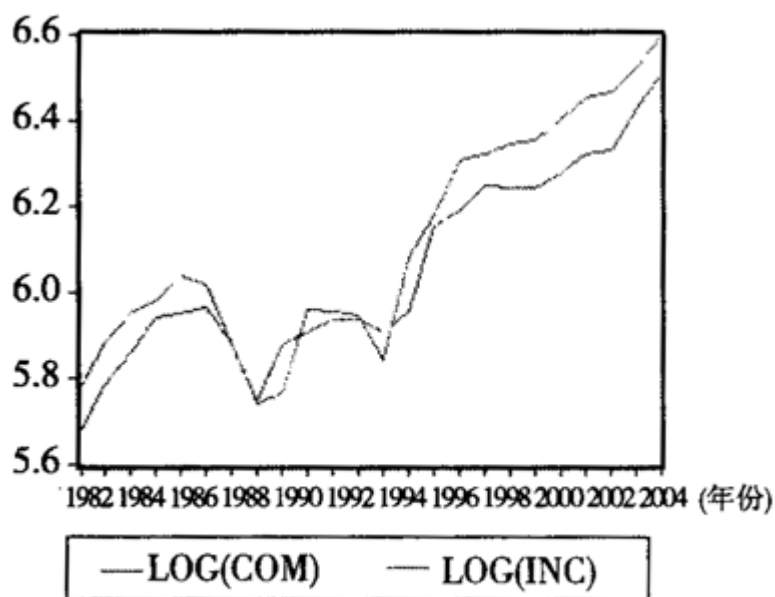


图 3

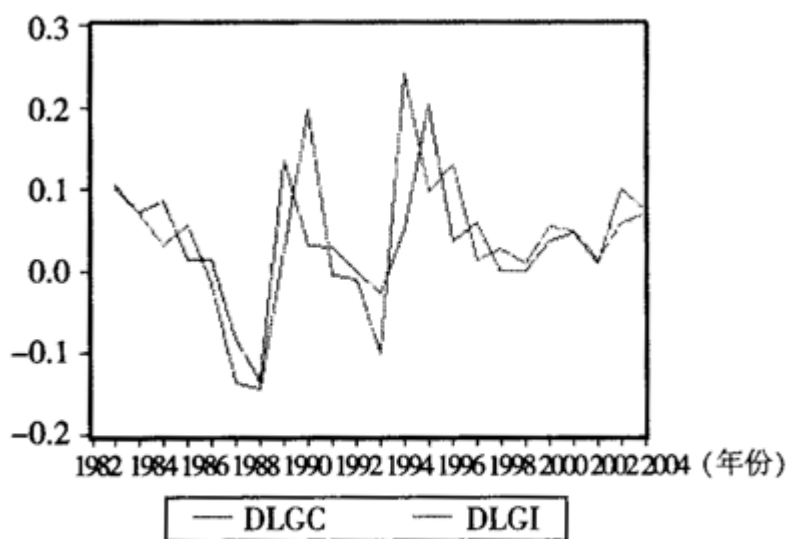


图 4

3.2 平稳性及单整检验

由于应用传统回归分析方法进行估计与检验的前提条件是所探讨的相关变量必须具备平稳的特性，否则容易产生伪回归现象，所以我们应先对变量进行单位根检验以检验其平稳性，若变量为非平稳，则再以协整检验分析彼此之间是否具有长期稳定的均衡关系。单位根 ADF 检验是检验变量平稳性的一种正式的方法。如果一个序列在成为稳定序列之前必须经过 d 次差分，则该序列被称为 d 阶单整的，记为 $I(d)$ 。在分析是否具有协整关系之前，先进行时间序列的单位根检验。其中最佳滞后期由 AIC 准则来确定。

利用 Eviews3.1 的 ADF 方法对变量 $\ln(\text{COM})$ 和 $\ln(\text{INC})$ 进行单位根检验，检验结果如下：

变量	ADF 统计量	5% 临界值	检验形式 (c, t, k)	结论
$\ln(\text{COM})$	-2.022635	-3.6330	(c, t, 1)	不平稳
$\ln(\text{INC})$	-2.080811	-3.6330	(c, t, 1)	不平稳
DLGI	-3.955180	-3.0038	(c, 0, 0)	平稳
DLGC	-3.791861	-3.0038	(c, 0, 0)	平稳

注：ADF 检验形式中，c、t、k 分别表示截距项、线性趋势项、滞后阶数，加入滞后项是为了使残差项为白噪声。

从检验结果看， $\ln(\text{COM})$ 、 $\ln(\text{INC})$ 的 ADF 检验的 t 统计量在 5% 的显著性水平下大于所对应的临界值，所以不能拒绝存在单位根的零假设，序列 $\ln(\text{COM})$ 、 $\ln(\text{INC})$ 是不平稳的。而经过一阶差分后的序列 DLGI 和 DLGC 的 t 统计量在 5% 的显著性水平下小于所对应的临界值，所以拒绝存在单位根的零假设，序列 DLGI 和 DLGC 是平稳的。因此 $\ln(\text{COM})$ 、 $\ln(\text{INC})$ 都是一阶单整的，DLGI 和 DLGC 之间可能存在协整关系。

3.3 协整检验

协整概念是 Granger 于 20 世纪 80 年代提出来的，反映非稳定的单整变量之间存在的一种长期稳定关系，它首先检验每个变量的单整阶数，通常用 ADF 检验、DF 检验，然后再分析变量间的协整关系。非平稳时间序列的变量必须满足两个条件才能证明是协整的：①变量具有相同的单位根；②变量 OLS 回归后的残差序列必须是平稳的。为了检验两变量是否为协整，Engle 和 Granger 于 1978 年提出两步检验法，也称 EG 检验：第一步，用 OLS 方法估计变量的线性回归方程；第二步，检验方程残差序列的单整性，如果残差序列为稳定序列，则认为各变量是协整的，检验的单整性的方法仍是 DF 检验或者 ADF 检验。如果时间序列 Y_t 和 X_t 都是 d 阶单整，即 $I(d)$ ，若存在某一 β 使 $Y_t - \beta X_t$ 是平稳的，即是 $I(0)$ ，则认为 Y_t 和 X_t 具有协整关系。

首先用最小二乘法对消费 $\ln(\text{COM})$ 和收入 $\ln(\text{INC})$ 进行回归

$$\begin{aligned} \ln(\text{COM}) &= 0.8438 \times \ln(\text{INC}) + 0.8920 \\ R &= 0.9551 \quad F = 468.4673 \\ (0.389) \quad & (0.2385) \\ \text{Durbin - Watson} &= 1.6811 \end{aligned}$$

用 u_t 表示上述模型的残差，并对它进行单位根检验，仍采用 ADF 检验，检验结果如下：

变量	ADF 统计量	5% 临界值	检验形 (c, t, p)	结论
u_t	-4.564161	-2.9969	(0, 0, 0)	平稳

由于 ADF 检验的统计量值是-4.564161, 小于显著性水平为 5%的临界值-2.9969, 表明至少可以在 95%的置信水平下拒绝存在单位根的零假设, 残差序列 u_t 是一个平稳序列, 因此认为 $\ln(\text{COM})$ 和 $\ln(\text{INC})$ 之间存在协整关系, 即消费与收入的对数形式具有长期稳定关系。

3.4 误差修正模型 (Error Correction Model, ECM)

误差修正模型(Error Correction Model, ECM)是一种具有特定形式的计量经济学模型, 它的主要形式是由 Davidson、Hendry、Srba 和 Yeo 于 1978 年提出的, 称为 DH-SY 模型。Granger 定理指出: 如果变量是协整的, 则它们之间的短期非均衡关系总能由一个误差修正模型表述。若变量之间是协整的, 则序列组合的结果所产生的误差为均衡误差, 表明变量具有长期的均衡关系, 可以运用误差修正, 将其短期波动量化。

受各种随机因素的影响, 消费和收入的关系经常会偏离长期均衡关系, 由于两者存在长期均衡关系, 消费者会根据偏离程度及方向不断调整消费, 以便使消费和收入的关系逐步回复到均衡点。根据上面的分析, $\ln(\text{COM})$ 和 $\ln(\text{INC})$ 都是一阶单整的, 且存在着协整关系, 因此可以建立误差修正模型, 此时误差修正项 ECM 即为回归模型的残差序列, 即 $\text{ECM} = \ln(\text{COM}) - 0.8438 \times \ln(\text{INC}) - 0.8920$, 利用 Eviews 估计参数, 逐步剔除不显著的变量以 DLGC 为被解释变量, 以 DLGI 和误差修正项 ECM 为解释变量, 利用 OLS 方法进行估计, 可得误差修正模型:

$$\begin{aligned} \text{DLGC} &= 0.5859 \times \text{DLGI} - 0.8084 \times \text{ECM} + 0.01343 \\ &\quad (5.764649) \quad (-4.287421) \quad (1.434169) \\ F &= 20.79412 \quad R\text{-squared} = 0.675263 \\ \text{Durbin-Watson stat} &= 2.192179 \end{aligned}$$

误差修正模型描述了长期均衡误差对消费的短期动态影响, ECM 的拟合优度为 67.52%, 长期均衡误差修正系数为负, 且在 0.05 水平上显著, 符合反向修正机制, 模型的拟合值与实际值拟合的较好, 模型可信。

4 结论

由以上的分析和所建立的误差修正模型, 我们可得出以下的结论:

(1) 1982-2005 年间湖南农村居民的人均年实际纯收入和人均年消费水平之间存在着协整关系, 即存在着长期稳定的均衡关系, 这种长期稳定的均衡关系是在误差修正机制的不断调整下得以维持的。从长期来看, 收入增长缓慢是制约农民消费增长的重要因素。当消费与收入之间的比例偏离均衡线时, 消费会自动地向均衡方向调整。

(2) 由误差修正模型可知, DLGI 的系数为 0.5859, 说明短期内湖南农村居民的人均年实际纯收入的变动将会引起消费同方向的变动, 收入增长率每变动 1 个百分点, 消费增长率将变动 0.5859 个百分点。ECM 的系数为-0.8084, 说明误差修正项对消费支出偏离长期均衡水平的调整力度为 80.84%, 具有很强的调节作用。这反映出制度性因素和收入分配关系对消费具有较强的制约作用。随着社会进入转型时期, 理性的居民会考虑养老、住房、子女教育、医疗、失业等方面, 将收入转化为预防性储蓄, 过高的价格水平也严重削弱了农村居民的消费欲望。因此, 在充分重视农村居民收入增加的同时, 还应建立各种社会保障制度, 将居民储蓄倾向转化为消费热情, 有效地控制物价过快增长, 使其在居民的承受范围之内。

因此，从长期来看，要促进湖南农村消费市场，以拉动经济增长，必须靠增加农村居民的收入。一些刺激消费的短期政策是无效的，上一期增加的消费将会在下一期的消费中被减少，不会影响消费与收入的长期均衡关系。持续的消费增长只有在稳定的收入增长基础上才能得到维持。

参考文献：

- [1] 古扎拉蒂. 计量经济学基础[M]. 北京：中国人民大学出版社，2005.
- [2] 湖南省统计局，湖南统计年鉴 2006[M]. 北京：中国统计出版社，2006.
- [3] 张晓峒，Eviews 使用与案例[M]. 北京：机械工业出版社，2008.
- [4] 张继海，藏旭恒. 中国城镇居民收入与消费的协整分析[J]，消费经济，2005（2）：17-20.
- [5] ENGLE R F, GRANGER C W J, co-integration and Error Corection: Representation[J]. Estimation and Testing, Econometrica. 1987（55）：251-276.