

文章编号 1000-5013(2003)04-0425-05

福建省居民收入与消费关系的协整分析

程细玉 陈余芳

(华侨大学经济管理学院, 福建 泉州 362011)

摘要 利用协整过程的理论和方法,对福建省居民收入与消费关系进行再认识.探求福建省居民的消费与收入的关系,以及在一定时期内,两者之间的动态均衡关系.针对分析的结果,为扩大福建省消费需求,提出几点建议和措施.

关键词 协整分析, 收入, 消费, ECM 模型

中图分类号 O 212.1 F 126.1(257)

文献标识码 A

中国经济正处于打破传统经济模式,重新构建市场经济的过程中.福建省处于沿海地区,经历了经济变革浪潮带来的种种冲击,也在变革中得到了长足的发展.消费作为宏观经济变量,决定着产品的需求,影响到生产和就业水平,乃至整个经济生活.刺激居民的消费,成为拉动福建省乃至中国经济发展的重点,是保证经济持续健康快速发展的重要因素.因此,对福建省居民消费行为的研究,尤其对影响居民消费行为因素的研究显得更加重要.本文主要利用国外近10年发展起来的有关协整过程的理论和方法^[1],对收入与消费关系进行再认识.

1 城市居民收入与消费关系的协整分析

针对福建省居民的收入与消费水平状况,运用协整理论进行实行分析^[2].使用的数据来源于2002年版《福建省统计年鉴》.依据样本数据,分别对城市和农村两组数据进行单位根检验、协整检验、构建ECM模型.在此之前,我们先剔除相应的价格指数(以1978年定为100).即将所用数据下变换为

$$\text{实际货币购买力} = \frac{\text{现期货币值}}{\text{居民消费价格指数}} \times 100.$$

这样,得到一系列新的数据.现以城市居民人均收入与消费情况(1978~2001年)表数据为例^[3],进行实证分析.在新的数据模型中,用 CA 表示城市居民消费水平,用 IA 表示城市居民收入, T 表示时间趋势(在模型中是否使用 T 时间趋势,主要依据 t 统计量的显著性检验的情况), Δ 表示差分算子, α 表示截距项.

收稿日期 2003-04-30

作者简介 程细玉(1964-),男,副教授, E-mail: cxy123@hqu.edu.cn

基金项目 国务院侨务办公室重点科研基金资助项目(01QZR07)

1.1 CA 值和 IA 值的单整检验

首先, 分别对 CA_t, CI_t 进行单位根检验, 用 OLS 法估计下式. 估计的结果为

$$\Delta CA_t = 45.053\ 63 - 0.199\ 565\ CA_{t-1} + 9.423\ 794\ T,$$

$$\Delta^2 CA_t = 34.365\ 10 - 0.859\ 937 \Delta CA_{t-1};$$

$$\Delta IA_t = -20.008\ 96 - 0.096\ 075\ IA_{t-1},$$

$$\Delta^2 IA_t = -3.459\ 913 - 1.129\ 767 \Delta IA_{t-1} + 5.090\ 624 T.$$

检验的结果如表 1 所示. 表中, 检验类型 (c, t, k) 中 c 表示模型中是否有截距项, t 表示时间趋势, k 为滞后阶数, 临界值 σ 是在 5% 基础上. 从表 1 的 ADF 值可以看出, 经过一阶差分

表 1 城市收入与消费的单整检验

变量	(c, t, k)	ADF	DW	σ
CA_t	$(c, t, 0)$	- 1.471 247	1.765 093	- 3.645 4
ΔCA_t	$(c, 0, 0)$	- 3.537 271	1.762 609	- 3.019 9
IA_t	$(c, 0, 0)$	3.640 726	1.926 877	- 3.011 4
ΔIA_t	$(c, t, 0)$	- 3.795 845	1.700 290	- 3.659 1

后, 收入和消费的对数形式不含单位根. 所以, CA_t, IA_t 这两个序列都是一阶单整的. 因此, 进一步讨论 CA_t, IA_t 的协整性, 可以采用 EG 法检验. 由于 $CA_t \sim I(1), IA_t \sim I(1)$, 进行协整回归, 所得模型为

$$CA_t = 83.170\ 04(5.248\ 025) + 0.716\ 951\ IA_t(39.52\ 446).$$

式中括号内为 T 值(下同, 略). 对残差进行平稳性检验, 用 OLS 方法估计, 所得模型为

$$\Delta u_t = -0.244\ 364 u_{t-1}, \quad DF = -1.129\ 004.$$

1% 的分位值为 -2.681 9, 5% 的分位值为 -1.958 3, 而 10% 的分位值为 -1.624 2. DF 值大于其中的任何一个. 因此, 我们不能拒绝 H_0 的假设. 也就是说, u_t 不是一个平稳的序列. 从而说明了 CA_t 与 IA_t 之间不存在线性的协整关系.

1.2 时间序列 $\ln CA_t$ 和 $\ln IA_t$ 的协整分析

对原数据取对数, 可以得到模型检验的结果, 如表 2 所示. 从表中的 ADF 统计量可以看

表 2 城市收入与消费对数的单整检验

变量	(c, t, k)	ADF	DW	σ
$\ln CA_t$	$(c, t, 0)$	- 2.956 267	1.690 874	- 3.645 4
$\Delta \ln CA_t$	$(c, 0, 0)$	- 4.891 066	1.917 472	- 3.019 9
$\ln IA_t$	$(c, t, 0)$	- 3.302 544	1.584 444	- 3.645 4
$\Delta \ln IA_t$	$(c, 0, 0)$	- 4.821 902	1.841 320	- 3.019 9

出, 经过一阶差分后, 收入与消费的对数形式不含单位根. 所以, $\ln CA_t, \ln IA_t$ 两个序列都是一阶单整的. 因此, 需要进一步讨论 $\ln CA_t, \ln IA_t$ 的协整性. 现在对消费与收入的对数形式进行 OLS 回归, 有模型形式为

$$\ln CA_t = 0.907\ 381\ \ln IA_t(41.559\ 09) + 0.430\ 371(2.982\ 433).$$

对以上模型的残差序列进行单位根检验, 有

$$\Delta u_t = -0.603\ 184\ u_{t-1}, \quad DF = -2.503\ 519.$$

由于 DF 的值小于 DF 的临界值(5% 的分位值 -1.958 3), 故可拒绝 H_0 的假设. 残差序列是

一个平稳序列, $\ln CA_t$, $\ln IA_t$ 两个序列具有协整关系, 即收入与消费的对数形式具有协整性.

1.3 时间序列 $\ln CA_t$ 和 $\ln IA_t$ 的动态调整过程

我们继续讨论 $\ln CA_t$ 与 $\ln IA_t$ 之间的 ECM 关系. 从上面协整的分析结果, 我们可以得到长期均衡关系的模型为

$$\ln CA_t = 0.907\,381 \ln IA_t + 0.430\,371.$$

所以, $ECM_t = \ln CA_t - 0.907\,381 \ln IA_t - 0.430\,371$. 将此式代入 ECM 模型, 用 OLS 法可得

$$\begin{aligned} \Delta \ln CA_t = & 0.011\,385(1.049\,733) - 0.624\,610(\ln CA_{t-1} - \\ & 0.430\,371 - 0.907\,381 \ln IA_{t-1})(-2.330\,264) + 0.785\,052 \Delta \ln IA_t(5.998\,019). \end{aligned}$$

对残差 ϵ 进行平稳性检验, 其结果为

$$\Delta G = -1.096\,547 \epsilon_{t-1},$$

DF 值为 $-4.379\,673$, 5% 的分位值为 $-1.959\,2$. 因此, ϵ 是平稳序列, 可得到 ECM 模型的拟合优度为 68.11% , 而 ECM_{t-1} 的系数为 $-0.624\,610$. ECM_{t-1} 的校正调节机制. 当 $\ln CA_{t-1} > 0.907\,381 \ln IA_{t-1} + 0.430\,371$ 时, ECM_{t-1} 对 $\Delta \ln CA_t$ 的净影响为负; 当 $\ln CA_{t-1} < 0.907\,381 \ln IA_{t-1} + 0.430\,371$ 时, ECM_{t-1} 对 $\Delta \ln CA_t$ 的净影响为正. ECM_{t-1} 的系数为 $-0.624\,610$, 说明长期均衡趋势误差校正项对消费支出的调整幅度为 62.46% , 具有较强的调节作用.

2 农村居民收入与消费水平实证分析

根据分析城市居民收入与消费所取得的经验, 在对农村居民人均收入与消费水平分析时, 就直接对数据取对数形式. 进行分析. 以农村居民人均收入消费情况(1978~2001年)表数据为例^[6], 在新的数据模型中, 我们用 CB 表示农村居民消费水平, 用 IB 表示农村居民收入.

2.1 时间序列 $\ln CB_t$ 和 $\ln IB_t$ 的协整分析

如上对城市居民数据所用方法, 可得表3(σ 基于 10% 模型)的检验结果. 从表3可以看出,

表 3 农村收入与消费对数单整检验

变量	(c, t, k)	$A DF$	DW	σ
$\ln CB_t$	$(c, t, 0)$	$-2.715\,069$	$1.716\,953$	$-3.247\,4$
$\Delta \ln CB_t$	$(c, t, 0)$	$-3.422\,501$	$2.108\,580$	$-3.253\,5$
$\ln IB_t$	$(c, t, 0)$	$-1.819\,648$	$1.283\,241$	$-3.247\,4$
$\Delta \ln IB_t$	$(c, t, 0)$	$-3.615\,794$	$1.682\,430$	$-3.253\,5$

经过一阶差分后, 收入与消费的对数形式不含单位根. 所以, $\ln CB_t$, $\ln IB_t$ 两个序列都是一阶单整的. 收入与消费的对数形式进行 OLS 回归, 有

$$\ln CB_t = 0.903\,098 \ln IB_t(36.583\,54) + 0.416\,744(2.831\,513).$$

残差序列 u_t 进行单位根检验, 有模型回归方程为

$$\Delta u_t = -0.345\,366 u_{t-1}(-2.561\,956),$$

DF 值为 $-2.561\,956$, 5% 的分位值为 $-1.956\,6$. 由此可以看出, 残差序列 u_t 是一个平稳序列. 因此, $\ln CB_t$, $\ln IB_t$ 两个序列具有协整关系. 即农村收入与消费的对数形式具有协整性.

2.2 时间序列 $\ln CB_t$ 和 $\ln IB_t$ 的动态调整过程

下面讨论 $\ln CB_t$ 与 $\ln IB_t$ 之间的 ECM 关系. 从上面协整的分析结果, 我们可以得到长期均衡关系的模型为

$$\ln CB_t = 0.903\ 098 \ln IB_t + 0.416\ 744 + u_t.$$

所以, $ECM_t = \ln CB_t - 0.903\ 098 \ln IB_t - 0.416\ 744$. 将此式代入 ECM 模型, 用 OLS 法可得

$$\Delta \ln CB_t = 0.031\ 483(2.701\ 310) - 0.322\ 984(\ln CB_{t-1} - 0.416\ 744 - 0.903\ 098 \ln IB_{t-1})(-2.755\ 467) + 0.562\ 750 \Delta \ln IB_t(4.949\ 684).$$

对残差 ϵ 进行平稳性检验, 其结果为

$$\Delta \epsilon = -0.616\ 919 \epsilon_{t-1},$$

DF 值为 $-3.196\ 013$, 5% 的分位值为 $-1.957\ 4$. 即 ϵ 是平稳序列. 我们可得到 ECM 模型的拟合优度为 60.22% , ECM_{t-1} 的系数为 $-0.322\ 984$. 则 ECM_{t-1} 的校正调节机制: 当 $\ln CB_{t-1} > 0.903\ 098 \ln IB_t + 0.416\ 744$ 时, ECM_{t-1} 对 $\Delta \ln CB_t$ 的净影响为负; 当 $\ln CB_{t-1} < 0.903\ 098 \ln IB_t + 0.416\ 744$ 时, ECM_{t-1} 对 $\Delta \ln CB_t$ 的净影响为正. ECM_{t-1} 的系数为 $-0.322\ 984$, 说明长期均衡趋势误差校正项对消费支出的调整幅度为 32.29% , 调节作用相对较弱.

3 结束语

3.1 协整理论研究居民消费与收入关系的意义

正如上面叙述到, 协整理论的出现能有效地避免在建立回归模型中出现伪回归, 以及保证估计量的“超一致性”. 依照以往的对居民消费行为的研究, 我们通常建立的消费函数模型为 $C_t = \alpha + \beta Y_t + \mu_t$, 其中 C_t 消费, Y_t 为收入. 这样建立起来的模型, 通过 OLS 回归, 常常会发现有很高的 R^2 值和 t 值. 这使得模型看起来非常的“完美”, 但是又近似“荒诞”. Granger 和 Newbold 曾经提出一个良好的经验规则, 当 $R^2 > DW$ 时, 所估计的回归就有伪回归之嫌. 上面我们对城市居民的收入和消费进行回归时, 所得的模型为

$$CA_t = 83.170\ 04 + 0.716\ 951 IA_t,$$

其中 $R^2 = 0.986\ 736$, $DW = 0.527\ 803$, 常数项的 t 值为 $5.248\ 025$, IA_t 的 t 值为 $39.524\ 46$. 显然, 这就是一个伪回归. 如果我们用一个模型去估计未来福建省的城市居民消费水平, 极有可能得到错误的结论. 因为在这里, 参数的估计值是毫无意义的. 在没有协整理论的支持下, 为了防止伪回归, 我们以前只能是把非平稳时间序列变化为平稳时间序列来建立回归模型. 而由于出现协整理论, 如果一组非平稳时间序列之间存在协整关系, 就可以直接建立回归模型, 进而其参数的最小二乘法估计量具有超一致性. 这就是我们之所以对数据取对数以后, 进一步分析收入与消费的关系的原因. 通过协整理论, 得到收入与消费的对数形式存在协整关系. 尽管, 它们自身也是不平稳的时间序列, 但它们之间有协整关系, 这样得到的回归模型为

$$\ln CA_t = 0.907\ 381 \ln IA_t + 0.430\ 371.$$

它可以用于对福建省城市居民的消费行为进行长期的预测. 同时, 由于基于此而建立 ECM 模型, 又可以从短期对福建省城市居民的消费行为进行分析. 同样的道理, 也可运用于福建省农村居民消费行为的分析.

3.2 居民收入与消费两者之间的动态均衡关系

依据协整理论, 建立了福建省城市居民收入与消费 ECM 模型及农村居民收入与消费 ECM 模型. 我们得到 3 点结论. (1) 福建省城市居民收入与消费的 ECM 模型与福建省农村居民收入与消费的 ECM 模型, 都证明了福建省居民消费与收入之间存在着一种长期均衡的关

系. 当消费与收入之间的比例偏离均衡线时, 消费会自动的向均衡方向调整. (2) 从长期均衡来看, 在对城市居民消费 CA 与收入 IA 取对数形式后, 表明了城市居民消费的消费弹性达到了 0.907 381. 与此相似, 在对农村居民消费 CB 与收入 IB 取对数形式后, 消费弹性也达到了 0.903 098. 这两个数值都接近于 1. 这表明在改革开放 20 余年来, 福建省居民收入与消费水平几乎是同步提高的. 这同时也表明, 目前福建省的消费仍然是由收入决定的. 因此, 欲启动消费市场以拉动经济的增长, 尤其是如何启动农村消费市场, 必须研究如何提高居民的收入. (3) 从短期动态变化来看, 作为城市居民, 本期收入与消费的变动幅度对本期消费支持变动幅度有显著影响. 也就是说, 当本期收入提高 10% 的时候, 本期消费将提高 7.85%. 作为农村居民, 本期收入与消费的变动幅度对本期消费支持变动幅度有影响, 但相对于城市居民则较小. 即当本期收入提高 10% 的时候, 本期消费提高 5.63%. 分析其原因, 主要是城市居民所具有的社会保障制度较完善, 收入的方式渠道比较多, 享受到更多的福利. 因此, 一旦收入有增加, 其消费的欲望也就加大, 直接反映在下一期的消费也就增加. 而农村居民几乎没有社会保障, 且存在一定的失业现象, 没有稳定的收入来源. 所以, 当他们收入增加后, 可能将比城市居民有更高的储蓄倾向, 而增加消费的欲望不高. 综观全文来看, 通过协整理论, 我们得到福建省居民的收入与消费的对数形式存在协整性. 两个经济变量存在动态均衡关系, 随着人们手中的可支配收入的提高, 消费水平也将增加. 消费机制的完善, 将对福建省经济发展起重大作用.

参 考 文 献

- 1 程细玉, 张世英. 向量分整序列协整的若干结果[J]. 系统工程学报, 2000, 15(3): 253 ~ 257
- 2 朱 辉, 张世英. 协整关系的预测——中国国民收入与总消费的实证分析[J]. 预测, 1996, 16(6): 32 ~ 36
- 3 福建省统计局编. 福建省统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2002. 12 ~ 18

Income-Consumption Relationship of Residents in Fujian as Analysed by the Method of Co-Integration

Cheng Xiyu Chen Yufang

(College of Econ. Manag., Huaqiao Univ., 362011, Quanzhou, China)

Abstract By principally using theory and method of co-integration which has been developed abroad in the recent decade, the authors recognize the income-consumption relationship of residents in Fujian province. The present work aims to pursue the relationship between income and consumption of residents in Fujian during certain period of time as well as whether or not a dynamic equilibrium exists between both income and consumption of residents in Fujian. Directing against the results of analysis, several suggestions are offered and some measures are proposed.

Keywords analysed by the method of co-integration, consumption, income, ECM modern