

# 中国居民消费率缘何下降？ ——基于宏观消费函数的多因素分解

王宋涛

(汕头大学 商学院, 广东 汕头 515063)

**摘 要:**文章在论证收入分配等多个因素对居民消费率影响的基础上,构建了一个包含基尼系数在内的多变量宏观消费函数,并建立了基于城乡分割的居民消费率分解模型,使用该模型对1996—2010年中国居民消费率下降的原因进行了完备分解。结果表明:(1)居民收入比重下降是居民消费率下降的主要原因,其贡献率为64.49%;(2)国民收入增长是居民消费率下降的次要原因,其贡献率为32.66%;(3)城乡居民消费倾向下降的贡献率分别为13.21%和1.51%;(4)城乡内部基尼系数增大的贡献率分别为2.20%和1.80%;(5)城镇化提高和城乡收入差距扩大的贡献率分别为-12.47%和-3.6%(即提高了居民消费率)。

**关键词:**居民消费率分解;居民收入比重;基尼系数;城镇化率;消费倾向

**中图分类号:**F063.2;F126 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)06-0132-13

## 一、引 言

自1997年开始,中国居民消费率出现下降,除2000年因宏观经济政策的刺激而短暂上升外,其他年份以每年接近一个百分点的速度持续下降。至2010年,中国居民消费率已经不足0.35,较1996年的0.46下降了0.11,相比发达国家甚至其他发展中国家,中国居民消费率明显偏低。居民消费率的持续下降带来三个主要后果:第一,由于居民消费是总消费的重要组成部分(在中国一般占到80%),居民消费率的持续下降及相对低下导致中国居民消费需求严重不足,造成中国宏观总需求不足,使得宏观经济出现总需求小于总供给的非均衡,从而减缓经济增长;第二,居民消费率下降导致最终消费率下降,使得中国经济增长对投资和出口的依赖程度增加,造成国民经济结构的失衡,影响经济的可持续发展;第三,居民消费率的持续下降意味着经济增长并不能带来居民生活水平的提高,即居民消费增长要低于经济增长,这与经济发展的终极目标——提高人民生活水平和福利——不一致。

可见,居民消费率的持续下降不但是一个重要的宏观经济问题,也是一个社会问题,对其进行研究具有重大的现实意义。关于中国居民消费率下降的原因,目前的文献主要以国内学者研究为主,这些研究大多以西方经典的消费理论<sup>①</sup>为基础,从不同的消费理论中寻找

收稿日期:2014-01-11

基金项目:广东省哲学社会科学“十二五”规划项目(GD13YJLJ01);教育部人文社会科学研究规划基金(11YJA790163)

作者简介:王宋涛(1978—),男,广东汕头人,汕头大学商学院助理教授,经济学博士。

① 西方经济学中有关消费理论的研究已相当成熟,关于消费(函数)理论研究已经经历了绝对收入理论、相对收入理论、生命周期理论、广义生命周期理论、持久收入理论以及预防性储蓄理论和流动性约束理论的变迁,有关介绍西方消费理论的文献可参考朱信凯和骆晨(2011)。中国学者(臧旭恒,1994;龙志和,2000;万广华等,2001)大多利用西方消费理论对中国居民消费行为进行解释,但仍然难以达成共识;也有学者(余永定和李军,2000)提出中国的居民消费理论,但其仍然以生命周期理论为基础,朱国林等(2002)基于中国居民的分段消费特征提出了一个理论模型,但无法进行实证检验,当前研究中国居民消费还是以国外的消费理论为主。

影响我国居民消费率变化的因素,并分析这些因素变化对居民消费率的影响。不同学者依据的消费理论、选择的研究角度或者采用的研究方法不同,得出的结论也有所不同,这些观点大概可以归纳为三种:第一种观点认为居民收入比重下降导致居民消费率下降,代表性文献有 Kuijs(2005)、Aziz 和 Cui(2007)、乔为国(2007)、方福前(2009)、宋国青(2009)、潘春阳等(2010)等。此类研究主要以绝对收入假说或永久收入理论为基础,利用计量分析(多元回归)或因因子分解法,分析居民收入与居民消费的关系,以居民收入比重的下降来解释居民消费率的下降。第二种观点认为居民收入差距持续扩大(包括城乡差距扩大)导致居民消费率下降,代表性文献包括李军(2003)、马强(2004)、藏旭恒和张继海(2005)、钞小静等(2009)、张金红(2009)、苑小丰和范辉(2010)、陈斌开(2012)、王宋涛和吴超林(2012)等。此类研究主要以边际消费倾向递减假说<sup>①</sup>为基础,通过理论和实证研究论证收入差距扩大会降低居民消费,并指出中国居民收入差距的扩大导致了居民消费率的下降。第三种观点认为居民微观消费行为(倾向)的变化导致居民消费率下降,这种观点实际上包括不确定性因素变化的影响(万广华等,2001;罗楚亮,2004;Aziz 和 Cui,2007;Giles 和 Yoo,2007)、人口结构变化的影响(Modigliani 和 Cao,2004;Wei 和 Zhang,2009;李魁,2010;邢志平,2011)、社会保障制度与文化因素(陶传平,2001;臧旭恒和裴春霞,2004)、消费习惯(杭斌和郭香俊,2009)等。

第一种观点是目前学界比较认同的观点,存在的主要争议是居民收入比重变化对居民消费率下降的影响程度;第二种观点是研究文献最多的观点,但收入差距扩大对居民消费率下降的影响到底有多大仍然没有明确的结论;第三种观点由于研究相对比较分散,部分也存在争议,因此总体解释力相对有限。总体而言,上述研究的结论既是互补的,也是互斥的。<sup>②</sup>虽然孤立地看,各自都有一定的解释力,但如果放到一个整体的视图中看,已有研究结果并不能让人满意,原因在于缺乏一个统一的分析框架,从而无法把各个主要因素严密地统一在一起分析其对居民消费率的综合影响及相对影响。尤其是已有研究无法把收入分配因素(基尼系数)纳入分析框架,<sup>③</sup>从而很难把收入差距的影响程度与其他因素相比较。因此,探索建立一个纳入收入分配变量的研究居民消费率下降原因的综合分析框架具有重要的理论意义,本文将在这方面做一些尝试。<sup>④</sup>

本文首先基于经典帕累托收入分布的洛仑兹曲线,构建了一个包含居民收入、基尼系数和微观消费倾向的宏观消费函数,在其基础上基于城乡二元结构,建立了一个分析居民消费率变化的差分模型,模型包括 8 个影响居民消费率变化的重要因素:(1)国民总收入;(2)居民收入比重;(3)城镇化率;(4)城乡收入差距;(5)城镇居民基尼系数;(6)农村居民基尼系数;(7)城镇居民消费倾向;(8)农村居民消费倾向。我们最后利用该模型分析 1996—2010 年中国居民消费率下降的原因。本文的边际贡献可能在于:第一,把基尼系数纳入了宏观消费函数,从而使得分析基尼系数变化对总消费(消费率)的影响变得简单而准确;第二,把多个因素共同纳入了分析模型,在实现各因素互补的基础上避免了各因素对居民消费率的影响。

①凯恩斯(1936)提出边际消费倾向假说时并没有对其进行证明,其后 Blinder(1975)利用广义生命周期理论对边际消费倾向递减进行了理论证明,但其模型存在局限。

②这些原因都可以导致居民消费率下降,从这个角度看是互补的;但不同研究认为的主要原因却不同,呈现出相互排斥的特点。

③目前除了使用回归分析方法以外,尚未发现有更好地把基尼系数纳入分析框架的方法或模型,而回归分析的确存在局限性(李子奈,2008)。

④本文并不试图纳入所有可能影响居民消费率的因素,而是考虑已有研究表明有重要影响的因素或者存在较大争论的因素,也包括一些未被发现的重要因素。

响存在互相排斥的可能;第三,更加准确地量化了各个因素对居民消费率下降的影响程度,除了印证部分已有观点外,还发现 GDP 的增长本身就会带来居民消费率一定幅度的下降,而城乡收入差距扩大反而提高了居民消费率,城乡内部收入差距扩大对居民消费率变化的影响并不大,这与已有研究结论有所不同。

## 二、模型与方法

本文基于 Modigliani(1954)的生命周期理论,引入 Kurz(1968)提出的财富效用以及 Blinder(1975)提出的馈赠效用(遗产动机)来建立微观模型,并进一步引入收入分配、城乡分割等因素,建立居民消费率分解模型。

(一)带财富和遗产动机的微观消费模型。假定消费者不但关心自身的消费效用,也会考虑财富效用以及下一代的效用(遗产动机)。参考 Deaton(1992)等文献,消费者的即期效用函数使用相对风险规避型(CRRA),则消费者的最优化问题为:

$$\begin{aligned} \text{Max } U &= \sum_{t=1}^T [(c_t^{1-\sigma} - 1)/(1-\sigma)] \rho^{t-1} + \mu [(a_T^{1-\theta} - 1)/(1-\theta)] \\ \text{s.t. } &\sum_{t=1}^T c_t r^{t-1} + a_T r^{T-1} \leq y \end{aligned}$$

其中, $T$  为消费者的生命周期, $c_t$  为消费者第  $t$  期的消费, $a_T$  为消费者生命结束所遗留财富(遗产), $\rho \in (0,1)$  为效用折现因子, $\sigma \in (0,1)$  为风险规避系数, $\mu > 0$  表示消费者关心财富(遗产)对下一代的效用; $\theta \in (0,1)$  为财富(遗产)的边际效用弹性, $r_t$  表示利率(消费折现因子), $y$  表示消费者一生的财富(收入)。

消费者通常会先考虑消费的效用,再考虑财富的效用,先考虑自身的效用,再考虑下一代的效用,即财富和遗赠是奢侈品(Blinder,1975),则有  $\sigma > \theta$ 。

消费者的最优化问题由拉格朗日函数表示为:

$$L = \left[ \sum_{t=1}^T \left( \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right) \rho^{t-1} + \mu \left( \frac{a_T^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \right) \right] + \lambda [y - (\sum_{t=1}^T c_t r^{t-1} + a_T r^{T-1})]$$

为简化求解,不失一般性,假定消费者只生存一期,即  $T=1$ ,则有:

$$U = [(c_t^{1-\sigma} - 1)/(1-\sigma)] + \mu \{[(y - c_t)^{1-\theta} - 1]/(1-\theta)\}$$

令  $dU/dc_t = 0$ ,则有  $c_t^{-\sigma} - \mu (y - c_t)^{-\theta} = 0$ ,容易解得:

$$\frac{dc_t}{dy} = 1 / (1 + \frac{\sigma}{\mu\theta} c_t^{\frac{\sigma}{\theta}-1}) > 0$$

进一步可求得:

$$\frac{d^2 c_t}{dy^2} = -\frac{\sigma}{\mu\theta} \left( \frac{\sigma}{\theta} - 1 \right) c_t^{\frac{\sigma}{\theta}-2} / \left( 1 + \frac{\sigma}{\mu\theta} c_t^{\frac{\sigma}{\theta}-1} \right)^2 > 0$$

上式的推导利用了  $\sigma > \theta$  的前提条件,由此得到以下命题:

命题 1:个体的消费是收入的增函数,即  $dc/dy > 0$ ,并且当考虑消费者的财富效用或遗产效用,个体收入的边际消费倾向递减,即  $d^2 c/dy^2 < 0$ 。

根据命题 1 还可以进一步推出命题 2。

命题 2:个体的消费率随收入(财富)增加而下降,即  $d(c/y)/dy < 0$ 。

证明:记  $c = f(y)$ ,则  $f'(y) > 0, f''(y) < 0$ 。即对任意  $y_0 \in (0, y)$ ,都有  $f'(y_0) > f'(y)$ 。

而根据拉格朗日平均值定理,存在一个  $y_0 \in (0, y)$ ,使得  $\frac{f_1(y) - f(0)}{y - 0} = f'(y_0)$ ,故

$f'_1(y) < f'(y_0) = \frac{f(y) - f(0)}{y - 0} < \frac{f(y)}{y}$ , 从而有  $\frac{d(c/y)}{dy} = \frac{yf'(y) - f(y)}{y^2} < 0$ 。证毕。

命题 2 成立的前提是其他可能影响消费的因素不变,也就是经济学上通常所说的“其他一切条件不变”;但正如凯恩斯(1936)所言,在收入变化的同时,其他影响消费的因素也在变化。因此,现实中未必能直观观察到命题 2 所蕴含的规律,只有把各种因素进行有效分离,才能对理论命题进行更为准确的经验验证。

记 GDP 为国民总收入,  $Y$  为居民总收入,  $C$  为居民总消费,  $p_y = Y/GDP$  为居民收入占 GDP 比重,  $p_c = C/GDP$  为居民消费率。利用命题 2, 可得到以下推论:

推论 1: 国民总收入越高, 居民消费率越低, 即  $\partial p_c / \partial GDP < 0$ 。

推论 2: 居民收入比重越高, 居民消费率越低, 即  $\partial p_c / \partial p_y < 0$ 。

(二) 收入分配与总消费。收入分配影响总消费的理论机制和经验研究较多, 我们使用一种新的方法, 通过建立一个包含基尼系数的宏观消费函数来研究收入分配对总消费的影响。在标准文献中, 描述收入分配通常都使用洛伦兹曲线和基尼系数。洛伦兹曲线是由收入从低到高累积的人口比重与这部分人口的累积收入比重的点所构成的。

意大利经济学家基尼根据洛伦兹曲线定义了一个判断收入分配公平程度的指标, 其为收入绝对平均线 OA 和洛伦兹曲线 L 围成的区域 OBAO 与直角三角形 OAC 的面积之比:

$$G = S_{OABO} / S_{OAC} = 1 - 2 \int_0^1 L(p) dp$$

其中,  $L = L(p)$  为洛伦兹曲线的方程,  $p$  为人口比重,  $L(p)$  为对应人口的收入比重。

该指标( $G$ )即为“基尼系数”, 基尼系数为 0 表示分配绝对平均, 为 1 表示绝对不平均。相对于其他指标(如变异系数、泰尔指数、库兹涅兹指数、阿鲁戈瓦指数), 基尼系数是一个衡量收入分配(不平等测度)更科学的指标(Sen, 1972)。基尼系数的计算需要知道洛伦兹曲线函数的具体形式, 国外学者 Basmann 等(1990)、Ryu 等(1996)、Sarabi 等(1999)、Chotikapanch 等(2002)等提出了各种形式的洛伦兹曲线方程, 这方面研究的方向是使曲线模型具有较少的限制和更宽广的适用性, 在设定洛伦兹曲线以及估计参数时考虑变量的分布, 以适应各种不同分布下的需要。Sarabia 等(2008)列出了 7 种基于经典收入分布的洛伦兹曲线及对应的基尼系数计算公式, 其中最常用的是基于经典帕累托收入分布的洛伦兹曲线形式, Sarabia 等(1999)基于经典帕累托收入分布推导出的一类洛伦兹曲线在实践中得到广泛应用。因此, 本文选取具有一般性的基于经典帕累托收入分布的洛伦兹曲线计算基尼系数。基于经典帕累托分布的洛伦兹曲线函数为(Sarabia, 2008):

$$L(p) = 1 - (1-p)^B, 0 \leq p \leq 1, 0 < B < 1$$

其中,  $p$  为人口比重,  $B$  为参数, 则基尼系数为:

$$G = 1 - 2 \int_0^1 L(p) dp = 1 - 2 \int_0^1 [1 - (1-p)^B] dp = (1-B)/(1+B)$$

参数  $B = (1-G)/(1+G)$ , 由此得到以基尼系数为参数的洛伦兹曲线函数:

$$L(p) = 1 - (1-p)^{\frac{1-G}{1+G}} \quad (1)$$

设  $C$  为居民总消费,  $Y$  为居民总收入,  $N$  为总人口, 则在总人口中, 收入排最低第  $i$  位的居民收入为(王宋涛等, 2011):

$$y_i = Y \{L(i/N) - L[(i-1)/N]\}$$

设消费者具有相同的连续可导的微观消费函数  $c = f(y)$ , 则根据命题 1, 有  $f'(y) > 0$ ,

$f''(y) < 0$ 。一国居民总消费为:

$$C = \sum_{i=1}^N c_i = \sum_{i=1}^N f(y_i) = \sum_{i=1}^N f\{Y\{L(i/N) - L[(i-1)/N]\}\}$$

把(1)式代入上式得:

$$C = F(Y, G, f) = \sum_{i=1}^N f\left\{Y\left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1}{1+q}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1}{1+q}}\right]\right\} \quad (2)$$

利用(2)式可以证明以下命题:

命题 3: 收入分配越不均(基尼系数越大), 总消费越低, 即  $\partial C / \partial G < 0$ 。

因篇幅所限, 命题 3 的证明略, 感兴趣读者可向笔者索取。

根据命题 3 可以得到以下推论:

推论 3: 收入分配越不均(基尼系数越大), 居民消费率越低, 即  $\partial p_c / \partial G < 0$ 。

(三)城乡分割与总消费。城乡分割与城乡收入差距扩大在中国是一个不争的事实, 不少研究(如陈斌开, 2012)都认为城乡差距扩大导致了居民总消费下降。但这些研究暗含假定, 即城市居民和农村居民具有相同的微观消费函数, 由于收入的边际消费倾向递减, 城乡收入差距扩大会导致总消费下降。但这种假设存在较大的局限性, 由于地理、户籍、文化教育水平、风俗习惯、社会保障制度、商业发展水平等方面的原因, 城市居民与农村居民的消费倾向存在较大差异, 农村居民更倾向于节俭生活、储蓄以防老防病并为子女积累教育费用, 因此在相同收入水平下, 城市居民比农村居民具有更高的消费倾向。由此有以下基本假设:

假设 1: 城市居民的消费倾向比农村居民高, 即对于给定的个体收入水平  $y$ , 有  $f_1(y) > f_2(y)$ , 其中  $f_1(y)$  为城市居民的微观消费函数,  $f_2(y)$  为农村居民的微观消费函数。

通常而言, 如果城乡居民的微观消费函数相同, 则根据命题 2, 城乡差距扩大会导致总消费下降。但是如果考虑了城乡居民消费函数的差异, 这个结论就不一定成立, 而且有可能城乡差距扩大还会提高总消费。为简化分析, 假定城乡居民各有 1 人, 城市居民收入为  $y_1$ , 农村居民收入为  $y_2$ , 且  $y_1/y_2 = q > 1$ ,  $y_1 + y_2 = Y$ , 则城镇居民的消费为  $c_1 = f_1(y_1)$ , 农村居民的消费为  $c_2 = f_2(y_2)$ , 总消费为:

$$C = f_1\{[q/(1+q)]Y\} + f_2\{[1/(1+q)]Y\}$$

对  $C$  求偏导数, 则有:

$$\partial C / \partial q = [Y/(1+q)^2] \{f'_1\{[q/(1+q)]Y\} - f'_2\{[1/(1+q)]Y\}\}$$

可见, 若  $f_1(y) = f_2(y) = f(y)$ , 即城乡居民微观消费函数相同, 则因  $q > 1$ , 有  $\partial C / \partial q < 0$ 。

如果城乡居民消费函数不同, 则对于给定的总收入  $Y$ , 当  $f'_1\{[q/(1+q)]Y\} < f'_2\{[1/(1+q)]Y\}$  时,  $\partial C / \partial q < 0$ ; 当  $f'_1\{[q/(1+q)]Y\} > f'_2\{[1/(1+q)]Y\}$  时,  $\partial C / \partial q > 0$ 。即考虑城乡居民消费函数差异后, 城乡收入差距对总消费的影响方向是不确定的。为进一步理解, 选取具体的微观消费函数进行考察。

设城市居民消费函数为  $f_1(y) = a_1 y^{b_1}$ , 农村居民消费函数为  $f_2(y) = a_2 y^{b_2}$ 。其中,  $a_1$ 、 $a_2 > 0$ ,  $0 < b_1, b_2 < 1$ , 则  $f'_1(y) > 0$ ,  $f'_2(y) > 0$ ;  $f''_1(y) < 0$ ,  $f''_2(y) < 0$ , 满足前文推导的微观消费函数的基本性质, 于是有:

$$\partial C / \partial q = [1/(1+q)^2] \{a_1 b_1 \{[q/(1+q)]Y\}^{b_1} - a_2 b_2 \{[1/(1+q)]Y\}^{b_2}\}$$

如果  $b_1 \geq b_2$ , 即城市居民收入的边际消费倾向递减程度相对较小, 则当  $Y > (a_2 b_2 / a_1 b_1)^{\frac{1}{1-b_1}} q^{\frac{b_1}{1-b_1}} (1+q) = Y_0$  时,  $\partial C / \partial q > 0$ 。

因此, 可总结得到以下命题:



命题 4:若城镇居民收入的边际消费倾向递减程度小于农村居民,则当总收入达到一定的水平时,城乡差距扩大反而会提高总消费。

由命题 4 可以得到以下推论:

推论 4:若城镇居民收入的边际消费倾向递减程度小于农村居民,则当总收入达到一定的水平时,城乡差距扩大会提高居民消费率,即  $\partial p_c / \partial q > 0$ 。

(四)城镇化(率)与总(平均)消费。城镇化既有土地的城镇化,也有人口的城镇化,其对宏观经济的影响也不同。研究表明,城镇化能提高居民的收入,还影响人们的行为,如消费特征等。本文仅分析人口城镇化对居民总(平均)消费的影响,使用城镇常住人口占总人口比重衡量城镇化率。人口城镇化率对总消费的影响一方面体现在城乡之间的收入差距上,另一方面体现在城乡居民微观消费函数的不同上。先考察城乡居民收入相等而消费倾向不同,即城乡差距  $q=1$ 、消费函数  $f_1(y) \neq f_2(y)$  的情形。

设  $s \in [0, 1]$  为城镇人口比重,  $y$  为居民平均收入,则居民人均消费为:

$$c = s f_1(y) + (1-s) f_2(y)$$

则有  $\partial c / \partial s = f_1(y) - f_2(y)$ 。

根据假设 1, 容易得到  $\partial c / \partial s > 0$ 。

当城乡差距  $q > 1$  时, 即  $y_1 > y_2$ , 则有:

$$\partial c / \partial s = f_1(y_1) - f_2(y_2) = [f_1(y_1) - f_1(y_2)] + [f_1(y_2) - f_2(y_2)]$$

根据假设 1, 同样可以得到  $\partial c / \partial s > 0$ 。

根据上文, 可以总结出以下命题:

命题 5: 当城镇居民消费倾向高于农村居民时, 城镇化率提高会增加居民总(平均)消费。

根据命题 5, 可以得到以下推论:

推论 5: 当城镇居民消费倾向高于农村居民时, 城镇化率越高, 居民消费率越高, 即  $\partial p_c / \partial s > 0$ 。

(五)居民消费率分解模型。记  $C_1$ 、 $C_2$  为城镇居民和农村居民总消费,  $C = C_1 + C_2$  为居民总消费,  $Y_1$ 、 $Y_2$  为城镇居民和农村居民总收入,  $Y = Y_1 + Y_2$  为居民总收入,  $G_1$ 、 $G_2$  为城镇居民和农村居民收入基尼系数,  $N_1$ 、 $N_2$  为城镇居民和农村居民人口,  $N = N_1 + N_2$  为总人口。 $q$  为城乡居民人均收入比,  $s$  为城镇人口比重;  $p_c = C/GDP$  为居民消费率,  $p_y = Y/GDP$  为居民收入比重。

计算可得:  $q = (Y_1/sN) / [Y_2/(1-s)N]$ ,  $Y_1 = p_y GDP [qs/(1-s+qs)]$ ,  $Y_2 = p_y GDP [(1-s)/(1-s+qs)]$ , 则居民消费率为:

$$\begin{aligned} p_c &= C/GDP = (C_1 + C_2)/GDP \\ &= \frac{1}{GDP} \left\{ \sum_{i=1}^{N_1} f_1 \left( Y_1 \left[ \left( 1 - \frac{i-1}{N_1} \right)^{\frac{1-G_1}{1+G_1}} - \left( 1 - \frac{i}{N_1} \right)^{\frac{1-G_1}{1+G_1}} \right] \right) \right. \\ &\quad \left. + \sum_{i=1}^{N_2} f_2 \left( Y_2 \left[ \left( 1 - \frac{i-1}{N_1} \right)^{\frac{1-G_2}{1+G_2}} - \left( 1 - \frac{i}{N_2} \right)^{\frac{1-G_2}{1+G_2}} \right] \right) \right\} \\ &= \frac{1}{GDP} \left\{ \sum_{i=1}^{N_1} f_1 \left( p_y GDP \times \frac{qs}{1-s+qs} \left[ \left( 1 - \frac{i-1}{N_1} \right)^{\frac{1-G_1}{1+G_1}} - \left( 1 - \frac{i}{N_1} \right)^{\frac{1-G_1}{1+G_1}} \right] \right) \right. \\ &\quad \left. + \sum_{i=1}^{N_2} f_2 \left( p_y GDP \times \frac{1-s}{1-s+qs} \left[ \left( 1 - \frac{i-1}{N_2} \right)^{\frac{1-G_2}{1+G_2}} - \left( 1 - \frac{i}{N_2} \right)^{\frac{1-G_2}{1+G_2}} \right] \right) \right\} \end{aligned} \quad (3)$$

利用(3)式, 可以推导出各变量变化对居民消费率影响的差分公式。由于微观消费函数

$f(y)$ 除了包含收入变量,还包含其他变量(参数),这些变量或参数在不同时期会发生变化(即还要考虑除收入外其他影响因素的变化),因此进一步设城镇居民和农村居民的微观消费函数分别为 $f_1(y, a_0, a_1, \dots, a_m)$ 和 $f_2(y, b_0, b_1, \dots, b_n)$ 。由于人口变量相对于其他变量而言变化率较小,而且人口只影响收入的分组数(级数的项数),其变化的误差较小,因此把总人口作为参数(外生变量)。为了表述简便,先记: $H_1 = [1 - (i-1)/N_1]^{\frac{1-G_1}{1+G_1}} - [1 - (i/N_1)]^{\frac{1-G_1}{1+G_1}}$ ,  $H_2 = [1 - (i-1)/N_2]^{\frac{1-G_2}{1+G_2}} - [1 - (i/N_2)]^{\frac{1-G_2}{1+G_2}}$ 。对(3)式两边求差得分:

$$\begin{aligned} \Delta p_c = & \frac{1}{GDP} \left[ \sum_{i=1}^{N_1} (f'_{1a_0}(\cdot) \Delta a_0 + f'_{1a_1}(\cdot) \Delta a_1 + \dots + f'_{1a_m}(\cdot) \Delta a_m) \right] \\ & + \frac{1}{GDP} \left[ \sum_{i=1}^{N_2} (f'_{2b_0}(\cdot) \Delta b_0 + f'_{2b_1}(\cdot) \Delta b_1 + \dots + f'_{2b_n}(\cdot) \Delta b_n) \right] \\ & + \frac{1}{GDP} \left\{ p_y \frac{qs}{1-s+qs} \sum_{i=1}^{N_1} [f'_{1y}(\cdot) H_1] + p_y \frac{qs}{1-s+qs} \sum_{i=1}^{N_2} [f'_{2y}(\cdot) H_2] \right. \\ & \left. - \frac{1}{GDP} \left[ \sum_{i=1}^{N_1} f_1(\cdot) + \sum_{i=1}^{N_2} f_2(\cdot) \right] \right\} \Delta GDP \\ & + \left\{ \frac{qs}{1-s+qs} \sum_{i=1}^{N_1} [f'_{1y}(\cdot) H_1] + \frac{1-s}{1-s+qs} \sum_{i=1}^{N_2} [f'_{2y}(\cdot) H_2] \right\} \Delta p_y \\ & + p_y \frac{q}{(1-s+qs)^2} \left\{ \sum_{i=1}^{N_1} [f'_{1y}(\cdot) H_1] - \sum_{i=1}^{N_2} [f'_{2y}(\cdot) H_2] \right\} \Delta s \\ & + \frac{s(1-s)}{(1-s+qs)^2} \left\{ \sum_{i=1}^{N_1} [f'_{1y}(\cdot) H_1] - \sum_{i=1}^{N_2} [f'_{2y}(\cdot) H_2] \right\} \Delta q \\ & - \frac{2 p_y}{(1+G_1)^2} \frac{qs}{(1-s+qs)} \left\{ \sum_{i=1}^{N_1} f'_{1y}(\cdot) \left[ \left( 1 - \frac{i-1}{N_1} \right)^{\frac{1-G_1}{1+G_1}} \text{Log} \left( 1 - \frac{i-1}{N_1} \right) \right. \right. \\ & \left. \left. - \left( 1 - \frac{i}{N_1} \right)^{\frac{1-G_1}{1+G_1}} \text{Log} \left( 1 - \frac{i}{N_1} \right) \right] \right\} \Delta G_1 \\ & - \frac{2 p_y}{(1+G_2)^2} \frac{1-s}{(1-s+qs)} \left\{ \sum_{i=1}^{N_2} f'_{2y}(\cdot) \left[ \left( 1 - \frac{i-1}{N_2} \right)^{\frac{1-G_2}{1+G_2}} \text{Log} \left( 1 - \frac{i-1}{N_2} \right) \right. \right. \\ & \left. \left. - \left( 1 - \frac{i}{N_2} \right)^{\frac{1-G_2}{1+G_2}} \text{Log} \left( 1 - \frac{i}{N_2} \right) \right] \right\} \Delta G_2 \end{aligned} \quad (4)$$

(4)式右边第一项和第二项分别表示城镇居民和农村居民微观消费(倾向)函数变化对居民消费率的绝对贡献度,第三项表示GDP变化的贡献度,第四项表示居民收入比重变化 $\Delta p_y$ 的贡献度,第五项表示城镇化率变化 $\Delta s$ 的贡献度,第六项表示城乡收入差距变化 $\Delta q$ 的贡献度,第七项表示城镇居民收入差距(基尼系数)变化 $\Delta G_1$ 的贡献度,第八项表示农村居民收入差距变化 $\Delta G_2$ 的贡献度。

若把具有具体的微观消费函数代入(4)式,即可得到具体的宏观消费函数及居民消费率差分公式。设城镇居民和农村居民的微观消费函数为幂函数:<sup>①</sup> $f_1(y) = a_1 y^{b_1}$ ,  $f_2(y) = a_2 y^{b_2}$ ,则(4)式化为:

$$\Delta p_c = \frac{1}{GDP} Y_1^{b_1} \left[ \sum_{i=1}^{N_1} (H_1^{b_1} \Delta a_1 + a_1 H_1^{b_1} \text{Log}(Y_1 H_1) \Delta b_1) \right]$$

①实证分析中使用对数线性模型对消费函数进行估计,对应的消费函数即为幂函数。

$$\begin{aligned}
 & + \frac{1}{GDP} Y_1^{b_2} \left[ \sum_{i=1}^{N_1} (H_2^{b_2} \Delta a_2 + a_2 H_2^{b_2} \text{Log}(Y_2 H_2) \Delta b_2) \right] \\
 & + \frac{1}{GDP^2} \left[ a_1 (b_1 - 1) Y_1^{b_1} \sum_{i=1}^{N_1} H_1^{b_1} + a_2 (b_2 - 1) Y_2^{b_2} \sum_{i=1}^{N_2} H_2^{b_2} \right] \Delta GDP \\
 & + \frac{1}{GDP} \times \frac{1}{p_y} \left[ a_1 b_1 Y_1^{b_1} \sum_{i=1}^{N_1} H_1^{b_1} + a_2 b_2 Y_2^{b_2} \sum_{i=1}^{N_2} H_2^{b_2} \right] \Delta p_y \\
 & + \frac{1}{GDP} \frac{1}{(1-s+qs)} \left[ a_1 b_1 \left( \frac{1}{s} \right) Y_1^{b_1} \sum_{i=1}^{N_1} H_1^{b_1} - a_2 b_2 \left( \frac{q}{1-s} \right) Y_2^{b_2} \sum_{i=1}^{N_2} H_2^{b_2} \right] \Delta s \\
 & + \frac{1}{GDP} \frac{1}{(1-s+qs)} \left[ a_1 b_1 \frac{1-s}{q} Y_1^{b_1} \sum_{i=1}^{N_1} H_1^{b_1} - a_2 b_2 s Y_2^{b_2} \sum_{i=1}^{N_2} H_2^{b_2} \right] \Delta q \\
 & - a_1 b_1 \frac{2}{(1+G_1)^2} \frac{1}{GDP} Y_1^{b_1} \sum_{i=1}^{N_1} \left\{ (H_1^{b_1-1}) \left[ \left( 1 - \frac{i-1}{N_1} \right)^{\frac{1-G_1}{1+G_1}} \text{Log} \left( 1 - \frac{i-1}{N_1} \right) \right. \right. \\
 & \quad \left. \left. - \left( 1 - \frac{i}{N_1} \right)^{\frac{1-G_1}{1+G_1}} \text{Log} \left( 1 - \frac{i}{N_1} \right) \right] \right\} \Delta G_1 \\
 & - a_2 b_2 \frac{2}{(1+G_2)^2} \frac{1}{GDP} Y_2^{b_2} \sum_{i=1}^{N_2} \left\{ (H_2^{b_2-1}) \left[ \left( 1 - \frac{i-1}{N_2} \right)^{\frac{1-G_2}{1+G_2}} \text{Log} \left( 1 - \frac{i-1}{N_2} \right) \right. \right. \\
 & \quad \left. \left. - \left( 1 - \frac{i}{N_2} \right)^{\frac{1-G_2}{1+G_2}} \text{Log} \left( 1 - \frac{i}{N_2} \right) \right] \right\} \Delta G_2
 \end{aligned} \tag{5}$$

为了简化表述,(5)式右边八项依次记为: $A_1 \Delta f_1$ 、 $A_2 \Delta f_2$ 、 $A_3 \Delta GDP$ 、 $A_4 \Delta p_y$ 、 $A_5 \Delta s$ 、 $A_6 \Delta q$ 、 $A_7 \Delta G_1$ 和 $A_8 \Delta G_2$ 。各项与居民消费率变化  $\Delta p_c$  的比值即为各项的相对贡献度(百分比)。

### 三、实证分析

本文采用全国时间序列数据和省际面板数据,运用 *Eviews* 6.0 等软件,对中国 1996—2010 年居民消费率变化的原因进行分析。根据分解模型,需先估计出城镇居民和农村居民的微观消费函数,由于无法获得各个年份居民消费和收入的微观数据,本文使用省际面板数据(不包括港澳台和西藏)估计消费函数,设定如下单变量对数线性面板回归模型:<sup>①</sup>

$$\text{LN CONS}_{it} = a_0 + a_1 \text{LN INC}_{it} + \beta_t + \epsilon_{it}$$

其中, $i=1,2,\dots,30$  表示省份, $t=1996,1997,\dots,2010$  表示时期。 $\text{LN CONS}_{it}$  表示人均消费对数值, $\text{LN INC}_{it}$  表示人均收入对数值, $\beta_t$  为时期效应, $\epsilon_{it}$  为随机误差项。人均消费分别使用城镇居民人均消费性支出指标和农村居民人均生活消费支出指标,人均收入分别使用城镇居民人均可支配收入指标和农村居民人均纯收入指标。所有数据都使用定基价格指数(1996 年为基期)进行调整得到可比值,数据来源于历年中国统计年鉴和各省统计年鉴。 $F$  检验结果支持变截距模型,而 *Hasuman* 检验结果支持固定效应模型,本文使用广义最小二乘法(EGLS)对固定效应模型的异方差与序列相关性进行处理,估计结果见表 1 和表 2。

<sup>①</sup> 微观消费函数的估计模型较多,常见的有线性模型和对数线性模型;除了收入外,解释变量一般还包括储蓄、价格、利率、年龄结构以及其他制度变量。线性模型的缺点在于无法保证边际消费倾向大于 0 且无法对边际消费倾向单调性进行判别,但允许非零的“自主性消费”存在(即收入为 0 时消费不为 0);而对数线性模型则可以保证边际消费倾向大于 0 及对其单调性进行判别,但不允许“自主性消费”存在。已有文献这两种模型都有使用,综合考虑本文使用对数线性模型。本文解释变量则仅使用单变量(收入),其他影响消费的因素变化综合体现在参数的变化中。由于影响微观消费函数(参数)的因素较多,已有文献进行了较为全面的研究,本文不再重复。从结果看,方程拟合度较高。



表 1 中国城镇居民消费函数估计

|          | 系数                    | $t$             | 1996    | 1997    | 1998    | 1999    | 2000    |
|----------|-----------------------|-----------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| CONS     | 0.199659** (2.36878)  | $\beta_t$       | 0.0332  | 0.0406  | 0.0247  | 0.0181  | 0.0318  |
| LNINC    | 0.948041*** (58.3061) | $a_0 + \beta_t$ | 0.2329  | 0.2402  | 0.2244  | 0.2178  | 0.2315  |
| 调整 $R^2$ | 0.976712              | $t$             | 2001    | 2002    | 2003    | 2004    | 2005    |
| $F$ 统计值  | 1256.417              | $\beta_t$       | 0.0093  | 0.0209  | 0.0062  | 0.0007  | -0.0023 |
| $P$ 值    | 0.0000                | $a_0 + \beta_t$ | 0.2089  | 0.2205  | 0.2058  | 0.2003  | 0.1974  |
| 观测值      | 450                   | $t$             | 2006    | 2007    | 2008    | 2009    | 2010    |
| Hausman  | 56.8144***            | $\beta_t$       | -0.0197 | -0.0319 | -0.0454 | -0.0395 | -0.0467 |
| 模型类型     | 固定效应                  | $a_0 + \beta_t$ | 0.1800  | 0.1678  | 0.1543  | 0.1602  | 0.1530  |

表 2 中国农村居民消费函数估计

|          | 系数                    | $t$             | 1996    | 1997    | 1998    | 1999    | 2000    |
|----------|-----------------------|-----------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| CONS     | 0.973881*** (7.96727) | $\beta_t$       | 0.0298  | -0.0691 | -0.0811 | -0.1162 | -0.0505 |
| LNINC    | 0.839957*** (54.5872) | $a_0 + \beta_t$ | 1.0037  | 0.9047  | 0.8928  | 0.8576  | 0.9234  |
| 调整 $R^2$ | 0.924637              | $t$             | 2001    | 2002    | 2003    | 2004    | 2005    |
| $F$ 统计值  | 368.2552              | $\beta_t$       | -0.0519 | -0.0455 | -0.0346 | -0.0201 | 0.0530  |
| $P$ 值    | 0.0000                | $a_0 + \beta_t$ | 0.9220  | 0.9284  | 0.9393  | 0.9537  | 1.0269  |
| 观测值      | 450                   | $t$             | 2006    | 2007    | 2008    | 2009    | 2010    |
| Hausman  | 4.1029**              | $\beta_t$       | 0.0695  | 0.0706  | 0.0731  | 0.0987  | 0.0743  |
| 模型类型     | 固定效应                  | $a_0 + \beta_t$ | 1.0434  | 1.0445  | 1.0470  | 1.0725  | 1.0482  |

注:括号中为系数的  $t$  检验值,\*\*\* 表示 1%显著性水平,\*\* 表示 5%显著性水平,\* 表示 10%显著性水平。

可以看出,回归系数都通过了 1%或 5%显著性水平的  $t$  检验, $F$  检验显著性为 1%,调整  $R^2$  都较高,估计结果较为理想。回归系数  $a_1 < 1$ ,表明城乡居民的边际消费倾向递减。

根据模型的设定, $a_0 + \beta_t$  即为第  $t$  年的常数项。根据对数线性模型,消费函数为  $c = a_1 y^{b_1}$  和  $c = a_2 y^{b_2}$ ,则参数  $b_1 = 0.948041$ ,  $b_2 = 0.839957$ ,而  $a_1$ 、 $a_2$  可由公式  $e^{a_0 + \beta_t}$  计算得到(见表 3)。

根据估计结果,显然有  $b_1 > b_2$ ,即城镇居民边际消费倾向递减程度小于农村居民。

根据差分模型,除了微观消费函数,还需其他指标的数据。居民收入比重使用城镇居民可支配收入与农村居民纯收入之和与  $GDP$  之比,居民消费率使用城镇居民消费性支出与农村居民生活消费支出之和与  $GDP$  之比;<sup>①</sup>城乡收入比使用城镇居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比,城镇居民基尼系数则使用历年的城镇居民分组收入数据,根据洛伦兹曲线函数  $L(p) = 1 - (1 - p)^B$  进行拟合求出参数  $B$ ,并利用公式  $G = (1 - B)/(1 + B)$  计算得到,农村居民基尼系数直接采用国家统计局的数据;<sup>②</sup> $GDP$ 、城镇化率及城乡人口直接使用统计数据。数据来源于历年《中国统计年鉴》,名义数据都使用定基价格指数(1996 年为基期)进行调整。各年数据见表 3。

利用表 3 可以计算各指标历年变化值,根据(5)式及软件计算,得到表 4。

①使用此统计口径是为了与前面消费函数估计时所采用的指标一致,虽然这种计算方法得出的居民收入比重和消费率与中国统计年鉴中资金流量表(实物交易)的住户可支配收入比重及居民消费比重或国民经济核算的居民消费率不一致(相差近 10 个百分点,统计口径不一样),但从变化趋势来看,1996—2010 年居民收入比重和居民消费率下降的幅度在两种统计口径下基本是一致的,如本文计算的 1996—2010 年居民消费率下降 13.4 个百分点,而国民经济核算中的居民消费率则下降了 12 个百分点。实际上这两种方法在已有研究文献中都被使用。

②1996—2007 年数据转引自陈建东(2010),2008—2010 年数据转引自国家统计局(2012)。

表 3 1996—2010 年各指标值

| 年份   | $GDP$     | $p_y$  | $p_c$  | $G_c$  | $G_r$  | $s$    | $q$    | $a_1$  | $a_2$  | $N$    |
|------|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1996 | 74163.60  | 0.4644 | 0.3775 | 0.2671 | 0.3229 | 0.3048 | 2.5123 | 1.2622 | 2.7284 | 122389 |
| 1997 | 79434.34  | 0.4521 | 0.3589 | 0.2807 | 0.3285 | 0.3191 | 2.4689 | 1.2715 | 2.4713 | 123626 |
| 1998 | 84853.54  | 0.4595 | 0.3541 | 0.2896 | 0.3369 | 0.3335 | 2.5093 | 1.2516 | 2.4419 | 124761 |
| 1999 | 90626.63  | 0.4774 | 0.3616 | 0.2989 | 0.3361 | 0.3478 | 2.6485 | 1.2433 | 2.3576 | 125786 |
| 2000 | 97817.67  | 0.4719 | 0.3656 | 0.3125 | 0.3536 | 0.3622 | 2.7869 | 1.2605 | 2.5177 | 126743 |
| 2001 | 107248.97 | 0.4673 | 0.3552 | 0.3259 | 0.3603 | 0.3766 | 2.8987 | 1.2324 | 2.5143 | 127627 |
| 2002 | 119465.53 | 0.4778 | 0.3673 | 0.3861 | 0.3646 | 0.3909 | 3.1115 | 1.2467 | 2.5305 | 128453 |
| 2003 | 133882.65 | 0.4627 | 0.3517 | 0.3973 | 0.368  | 0.4053 | 3.2310 | 1.2285 | 2.5582 | 129227 |
| 2004 | 151646.94 | 0.4303 | 0.3257 | 0.4057 | 0.3692 | 0.4176 | 3.2086 | 1.2218 | 2.5954 | 129988 |
| 2005 | 173358.75 | 0.4121 | 0.3153 | 0.4116 | 0.3751 | 0.4299 | 3.2238 | 1.2182 | 2.7924 | 130756 |
| 2006 | 202841.00 | 0.3893 | 0.2932 | 0.4078 | 0.3737 | 0.4434 | 3.2784 | 1.1972 | 2.8389 | 131448 |
| 2007 | 231516.90 | 0.3708 | 0.2741 | 0.4035 | 0.373  | 0.4589 | 3.3296 | 1.1827 | 2.8419 | 132129 |
| 2008 | 258970.79 | 0.3447 | 0.2505 | 0.4121 | 0.38   | 0.4699 | 3.3149 | 1.1668 | 2.8490 | 132802 |
| 2009 | 285743.18 | 0.3512 | 0.2560 | 0.4059 | 0.39   | 0.4834 | 3.3328 | 1.1737 | 2.9228 | 133450 |
| 2010 | 316127.22 | 0.3410 | 0.2433 | 0.3990 | 0.3847 | 0.4995 | 3.2285 | 1.1653 | 2.8525 | 134091 |

注: $GDP$  单位为亿元,  $p_y$  为居民收入比重,  $G_r$ 、 $G_c$  为城乡居民基尼系数,  $s$  为城镇人口比重,  $N$  为总人口(单位为万人),  $a_1$ 、 $a_2$  为城乡居民消费函数的参数。

表 4 各因素变化对中国居民消费率变化的影响

| 年份   | $A_1\Delta f_1$ | $A_2\Delta f_2$ | $A_3\Delta GDP$ | $A_4\Delta p_y$ | $A_5\Delta s$ | $A_6\Delta q$ | $A_7\Delta G_1$ | $A_8\Delta G_2$ | 合计      |
|------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|---------------|---------------|-----------------|-----------------|---------|
| 1997 | 0.00145         | -0.01635        | -0.00270        | -0.00877        | 0.00081       | -0.00021      | -0.00020        | -0.00024        | -0.0262 |
| 1998 | -0.00308        | -0.00177        | -0.00231        | 0.00511         | 0.00129       | 0.00032       | -0.00014        | -0.00032        | -0.0009 |
| 1999 | -0.00134        | -0.00486        | -0.00225        | 0.01210         | 0.00125       | 0.00108       | -0.00016        | 0.00003         | 0.0058  |
| 2000 | 0.00303         | 0.00891         | -0.00257        | -0.00366        | 0.00137       | 0.00113       | -0.00026        | -0.00061        | 0.0073  |
| 2001 | -0.00510        | -0.00017        | -0.00313        | -0.00315        | 0.00111       | 0.00072       | -0.00029        | -0.00025        | -0.0103 |
| 2002 | 0.00267         | 0.00076         | -0.00351        | 0.00707         | 0.00095       | 0.00114       | -0.00140        | -0.00015        | 0.0075  |
| 2003 | -0.00357        | 0.00121         | -0.00367        | -0.01021        | 0.00093       | 0.00059       | -0.00037        | -0.00011        | -0.0152 |
| 2004 | -0.00131        | 0.00146         | -0.00379        | -0.02175        | 0.00115       | -0.00019      | -0.00029        | -0.00005        | -0.0248 |
| 2005 | -0.00066        | 0.00695         | -0.00376        | -0.01202        | 0.00124       | 0.00013       | -0.00023        | -0.00024        | -0.0086 |
| 2006 | -0.00373        | 0.00149         | -0.00435        | -0.01561        | 0.00111       | 0.00037       | 0.00016         | 0.00006         | -0.0205 |
| 2007 | -0.00247        | 0.00009         | -0.00333        | -0.01241        | 0.00110       | 0.00029       | 0.00017         | 0.00003         | -0.0165 |
| 2008 | -0.00263        | 0.00018         | -0.00258        | -0.01775        | 0.00079       | -0.00008      | -0.00032        | -0.00024        | -0.0226 |
| 2009 | 0.00107         | 0.00168         | -0.00205        | 0.00436         | 0.00137       | 0.00016       | 0.00024         | -0.00046        | 0.0064  |
| 2010 | -0.00135        | -0.00154        | -0.00212        | -0.00673        | 0.00178       | -0.00099      | 0.00027         | 0.00024         | -0.0104 |
| 累计   | -0.01703        | -0.00195        | -0.04212        | -0.08343        | 0.01625       | 0.00448       | -0.00283        | -0.00232        | -0.1290 |
| 占比   | 13.21%          | 1.51%           | 32.66%          | 64.69%          | -12.60%       | -3.47%        | 2.20%           | 1.80%           | 100%    |

注:最后一行为 1996—2010 年各个因素累计变化引起的居民消费率变化与总的居民消费率变化的比重;正号表示该因素变化导致居民消费率下降,负号表示该因素变化导致居民消费率上升。

由表 4 可见,1996—2010 年各个因素变化导致居民消费率下降 0.1290,这与实际统计的居民消费率下降值(0.1343)的相对误差为 4.82%,说明本文模型具有较高的精确度。同时可以直观地看到每个因素变化对居民消费率的绝对影响,即导致居民消费率下降的原因依次为:居民收入( $p_y$ )比重下降、 $GDP$  增长、城镇居民消费倾向( $f_1$ )降低、城镇居民基尼系数( $G_1$ )增大、农村居民基尼系数( $G_2$ )增大、农村居民消费倾向( $f_2$ )下降。导致居民消费率上升的原因有:城镇化水平( $s$ )提高、城乡收入差距( $q$ )扩大。

(1)居民收入比重变化对居民消费率下降的影响最大,其对居民消费率下降的绝对贡献为-0.08343,相对贡献为 64.69%,这与推论 2 相符,也印证了方福前(2009)的研究观点。

但是,本文的结果也表明居民收入比重下降并没有导致居民消费率同幅度下降,<sup>①</sup>实际上 1996—2010 年居民收入比重下降了 0.1234,与居民消费率下降的幅度(0.1343)比较接近,但居民收入比重下降导致居民消费率下降的幅度仅为 0.08343,因此其他因素变化也是导致居民消费下降的重要原因。

(2)GDP 增长(国民总收入增加)也是导致居民消费率下降的重要原因,其对居民消费率变化的绝对贡献为-0.04212,相对贡献为 32.66%,这与推论 1 相符。根据前文的估计结果,城乡居民的边际消费倾向都递减(尤其是农村居民边际消费倾向的递减性更强)。这意味着按照凯恩斯关于人的天性的基本规律,国民总收入增加会导致居民消费率下降,其下降幅度取决于边际消费倾向的递减程度。已有研究文献并没有从这个原本应该是很基础的角度对居民消费率下降进行考察,本文的这个发现应该有一定的启发意义,即在市场经济发展的一定阶段,资本的积累、边际消费倾向的递减以及居民消费率的下降在一定程度上是一种客观规律。

(3)城乡居民消费倾向下降也是居民消费率下降的原因。城镇居民消费倾向下降对居民消费率变化的绝对贡献为-0.01703,相对贡献为 13.21%;农村居民消费倾向下降对居民消费率变化的绝对贡献为-0.000195,相对贡献为 1.51%。居民消费倾向下降的原因很可能或显然是持久收入假说所揭示的不确定性增强(如就业、住房、教育、医疗、养老等社会保障不完善、不乐观等),而农村居民消费倾向下降幅度低于城镇居民的原因则在于农村居民的消费倾向本身就相对较低,因此其降幅相对有限。关于居民消费倾向下降导致居民消费率下降的观点,已有文献也有所论及,但从本文结果看,其并非为十分重要的影响因素。

(4)城乡居民内部收入差距扩大(城乡内部基尼系数增大)对居民消费率下降也有一定影响,其对居民消费率下降的绝对贡献分别为-0.00283 和-0.00232,相对贡献分别为 2.20%和 1.80%,这与推论 3 相符。根据上文估计结果,城乡居民的边际消费倾向都递减,从而基尼系数增大会降低居民消费率,其影响程度取决于边际消费倾向的递减程度。1996—2010 年,城镇居民基尼系数从 0.2671 增大到 0.3990,增幅达 0.1219;农村居民基尼系数从 0.3229 增大到 0.3847,增幅为 0.0618。事实上,已有不少文献认为收入差距扩大导致居民总消费(消费率)下降,本文的研究结论表明收入差距扩大(基尼系数增大)确实会降低居民的消费率,但其影响程度并不是很大,原因在于居民边际消费倾向的递减程度并不强(尤其是城镇居民)。农村居民边际消费倾向的递减程度虽然相对高一些,但农村居民基尼系数的增加幅度小于城镇居民(仅为其 50%),因此城乡居民内部基尼系数变化对居民消费率下降的贡献比较接近。

(5)城镇化率提高对居民消费率变化的绝对贡献是 0.01625,相对贡献是-12.60%,即城镇化程度增加提高了居民消费率,这与推论 5 相符。由于城镇化能够同时提高居民的收入和消费,而且城镇居民的边际消费倾向要高于农村居民,因此城镇化程度的增加提高了居民的总消费,<sup>②</sup>进而提高了居民的消费率。虽然已有研究文献也有论及城镇化对提高居民消费的影响,但一般都只是定性分析或简单回归分析,本文在各因素综合框架下的量化分析可能更有说服力,更有参考价值。

①方福前(2009)认为居民收入比重下降是居民消费率下降的主要原因,并基本上否定了其他因素变化的影响,其依据就是居民收入比重下降幅度与居民消费率下降幅度接近,由本文结果可知,这种推论是不严密的。

②虽然城镇化也提高了居民收入,从而间接提高了居民消费,但这个影响机制体现在居民收入比重的影响中,这里城镇化率变化的影响直接来自城乡的消费函数差异。

(6)城乡差距扩大对居民消费率的绝对贡献是 0.0048,相对贡献为-3.47%,即城乡差距扩大反而提高了居民的消费率(但影响程度并不太大),这与推论 4 相符。原因在于:城镇居民的消费倾向高于农村居民,因此当城镇居民收入增加相对较快(从而城乡收入差距扩大)时,居民总体消费率反而会增加。同时,按照人们需求天性的一般规律,在需求初级阶段,收入与消费通常会同步增长;只有在达到一定需求层次后,才会呈现如上所述的边际消费倾向递减规律。这个研究结论与当前大多数研究的结论相反,原因可能是已有研究存在三个局限:一是没有考虑城乡居民微观消费函数的不同,二是把城乡收入差距作为居民收入差距的代理变量,三是回归模型的变量遗漏或共线性问题没有得到很好的处理。实际上城乡差距扩大并不一定导致居民总体差距扩大,<sup>①</sup>而变量遗漏或共线性问题也是回归分析中的一个常见难题,要处理得完美有较大的难度。因此,本文基于相对可靠一些的研究方法分析得出与以往不同的结论,可能更具有实际的参考意义。

#### 四、结论与建议

本文基于经典帕累托收入分配的洛伦兹曲线,构建了一个包含基尼系数的宏观函数,并利用该函数建立了一个基于城乡二元结构的居民消费率差分模型,该模型可以把居民收入比重、城乡内部基尼系数、城镇化以及城乡差距等多个因素统一到共同的框架内对居民消费率的变化原因进行分析。本文利用该模型对 1996—2010 年中国居民消费率下降的影响因素进行了分析,结果表明:居民收入比重下降是主要原因,GDP 增长是次要原因,城乡居民消费倾向下降及城乡内部基尼系数增大也是导致居民消费率下降的原因,但相对影响并不大;而城镇化率提高会提高居民消费率,城乡收入差距扩大也提高了居民消费率。

本文研究结论的政策含义是:为了促进居民消费增长和生活水平同步提高、扩大宏观经济总需求、实现国民经济结构均衡、保持经济可持续发展,有必要采取一系列政策措施,提高居民消费率。为此,本文建议:第一,提高居民收入水平,具体措施包括减税减费、进一步打破行业垄断和行业管制、加快国有企业产权改革、鼓励民营经济发展、加快农村土地产权改革、推进资本市场健康发展,多渠道为民增收,提高人们的收入预期。第二,提高居民边际消费倾向,具体措施包括发展新兴产业、鼓励产品创新、拓展消费市场、优化消费需求结构,尤其要发展农村消费市场,补贴农民消费。第三,在保障农民土地利益和进城农民公共服务均等化的基础上,加快户籍改革,加快推进城镇化。第四,提高城乡居民的社会保障水平,提高居民就业、住房、教育、医疗和养老等的水平,大力发展消费信贷,降低影响居民消费的不确定性。第五,积极实施二次分配政策,缩小居民收入差距,如开征房产税、遗产税、资本暴利税,并加大对落后地区和贫困群体的财政转移支付力度。最根本的还是要加快政治体制改革,发展民主政治,完善法制,加大产权保护力度,加快市场化进程,从根本上解决中国的居民消费不足和经济发展失衡问题。

#### 参考文献:

- [1]陈斌开.收入分配与中国居民消费——理论和基于中国的实证研究[J].南开经济研究,2012,(1):33—49.
- [2]陈建东.按城乡分解我国居民收入基尼系数的研究[J].中国经济问题,2010,(4):33—41.
- [3]国家统计局.金砖国家联合统计手册[M].北京:中国统计出版社,2012.

<sup>①</sup>城乡差距扩大是否会导致居民总体收入差距扩大,还依赖于城乡居民的收入分布及城乡的人口比重。

- [4]李魁,钟水映.劳动力抚养负担与居民消费率——基于人口红利期的动态面板实证研究[J].经济评论, 2010,(6):105—112.
- [5]潘春阳,杜莉,蔡璟孜.中国消费率下降之谜:基于资金流量表的分析(1992—2007)[J].上海经济研究, 2010,(7):3—12.
- [6]王宋涛,杨薇,吴超林.中国国民总效用函数的构建与估计[J].统计研究,2011,(4):17—23.
- [7]王宋涛,魏下海,涂斌,等.收入差距与中国国民劳动收入变动研究——兼对 GDP 中劳动份额 U 型演变规律的一个解释[J].经济科学,2012,(6):33—47.
- [8]王宋涛,吴超林.收入分配对我国居民总消费的影响分析——基于边际消费倾向的理论和实证研究[J].经济评论,2012,(6):44—53.
- [9]王宋涛,吴超林.中国居民收入不平等的宏观消费效应:模型、方法与数据[J].经济评论,2013,(6):34—43.
- [10]邢志平.中国居民消费率持续下降研究——基于人口年龄结构和养老保险制度[J].重庆科技学院学报(社会科学版),2011,(2):72—74.
- [11]苑小丰和范辉.城乡收入差距对消费需求影响研究[J].财经问题研究,2010,(6):15—20.
- [12]朱信凯,骆晨.消费函数的理论逻辑与中国化:一个文献综述[J].经济研究,2011,(1):140—153.
- [13]S Lottje D. Modeling income distributions and Lorenz curves[J]. The Journal of Economic Inequality, 2010,8(4):525—526.

## Why Does Household Consumption Rate in China Decrease? Multi-factor Decomposition Based on Macro Consumption Function

WANG Song-tao

(School of Business, Shantou University, Shantou 515063, China)

**Abstract:** Based on the confirmation of the effect of some factors like income distribution on household consumption rate, this paper constructs a multi-variable macro consumption function including Gini coefficient. Then it builds a decomposition model concerning household consumption rate based on urban-rural dual structure and uses it to decompose reasons for the reduction in household consumption rate in China from 1996 to 2010. It reaches the following conclusions: firstly, the reduction in household consumption rate mainly lies in the decline in residents' income share which provides a 64.49% contribution rate; secondly, the growth of national income is the second most important reason for the reduction in household consumption rate, providing a 32.66% contribution rate; thirdly, the contribution rates of the decline in urban and rural residents' propensity to consume are 13.21% and 1.51% respectively; fourthly, the contribution rates of the increase in urban and rural Gini coefficients are 2.20% and 1.80% respectively; fifthly, the contribution rates of the increase in urbanization level and the enlargement of urban-rural income gap are -12.47% and -3.6% respectively, resulting in the increase in household consumption rate.

**Key words:** decomposition of residents' consumption ratio; residents' income share; Gini coefficient; urbanization rate; propensity to consume (责任编辑 许 柏)