

# 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

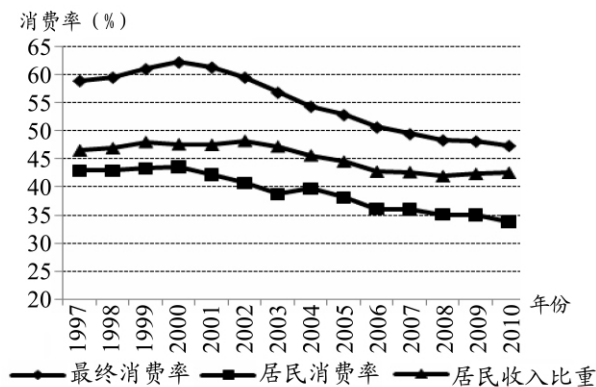
王宋涛 吴超林\*

**摘要:** 缩小收入差距能否提高居民总消费取决于边际消费倾向的特征,而边际消费倾向的特征受多种因素影响。本文通过建立离散模型,证明“当且仅当”边际消费倾向递减时,缩小收入差距才能提高总消费,进而基于对数效用函数假设推导出边际消费倾向函数。结果表明:边际消费倾向函数是复杂的非线性函数,价格、利率、对外开放程度等变量是影响边际消费倾向的重要因素,但边际消费倾向是否递减则取决于参数条件的检验。基于2000-2009年省际面板数据的参数检验结果表明,我国城镇居民边际消费倾向递减,从而缩小收入差距可以提高总消费,进一步的实证分析也表明,基尼系数对我国城镇居民平均消费倾向的影响系数达-0.823。本文的方法和结论相对以往研究有一定的改进。

**关键词:** 边际消费倾向递减 收入分配 居民总消费

## 一、引言

当前,总需求不足已成为制约我国经济可持续发展的重要因素。与经济发达国家不同,我国的总需求不足源于消费需求不足,而消费需求不足则主要由居民消费需求不足所致。从图1可看出,我国最终消费率从2000年就持续下降,而居民消费率<sup>①</sup>则从2000年的43.6%持续下降到2010年的33.8%,平均每年下降1个百分点。从图2还可以看出我国居民消费率远低于经济发达国家和其他发展中国家。



资料来源:《中国统计年鉴》(2011);居民消费率和居民收入比重由笔者简单计算得出。

图1 中国历年最终消费率和居民消费率

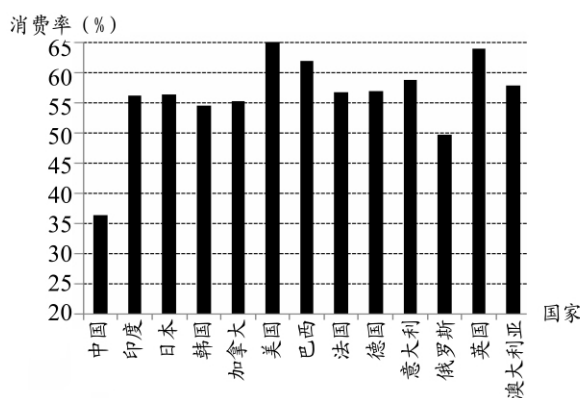


图2 部分国家居民消费率比较(2007年)

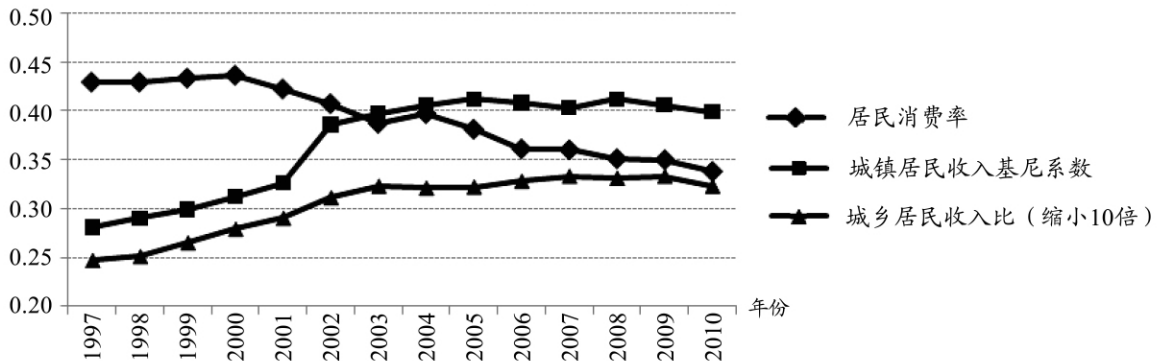
很多学者对居民消费率下降的原因进行了研究,其中来自方福前(2009)的实证研究表明,居民收入比

\* 王宋涛,华南师范大学经济与管理学院,邮政编码:510006,电子信箱:wangsongtao159@139.com;吴超林,华南师范大学经济与管理学院、华南市场经济研究中心,邮政编码:510006,电子信箱:wuchlsem@163.com。

本文受到教育部人文社会科学研究规划基金项目“‘分享型社会’视阈下的经济增长与国民福利增长关系研究:理论与实证”(编号:11YJA790163)的资助。作者感谢匿名审稿人的意见和建议,文责自负。

<sup>①</sup>最终消费率即支出法GDP中消费的比重,居民消费率为居民总消费占GDP的比重,最终消费率为居民消费率和政府消费率之和。

重下降是居民消费率下降的主要原因。从图 1 可以看出,与居民消费率持续下降相伴随的是我国居民收入比重也逐年下降,由于居民收入是居民消费支出的来源,因此方福前的研究结果有一定的解释力。但仔细分析,我国居民收入比重从 2000 年的 47.6% 降低到 2010 年 42.5%,下降 5.1 个百分点,仅为居民消费率下降幅度的一半。很显然,导致居民消费率下降的还有其它因素,收入差距扩大便被认为是重要原因之一。从图 3 可以看出,与居民消费率持续下降形成强烈反差的是,我国城镇居民收入基尼系数和城乡收入比不断增大。



资料来源:《中国统计年鉴》(1997-2011);城镇居民基尼系数由笔者根据居民收入分组数据计算得到。

图 3 我国的居民收入分配变化

一般认为,不同收入水平的消费倾向也不同,因此收入分配会影响居民总消费。关于我国居民收入分配对居民消费的影响,大部分实证研究结果都表明我国居民收入差距与居民消费存在显著负相关,因此,我国居民收入差距扩大导致了居民消费率下降(王青 2005; 藏旭恒、张继海 2005; 李俊霖、莫晓芳 2006; 吴晓明、吴栋 2007; 刘东皇、沈坤荣 2010)。虽然相关实证研究对现实有一定的解释力,但由于较多控制变量的引入不可避免导致共线性的存在,即使计量技术的运用也无法彻底消除共线性问题。由于收入分配代理变量的选择及指标计算存在差异(如收入分配变量就有基尼系数、方差、收入比等指标,基尼系数也有多种计算方法),数据和方法的选择不同会导致研究结果不同,且我国没有公布总体基尼系数,也对实证研究造成很大的限制。更重要的是实证研究无法从理论上剖析我国居民收入分配影响总消费的条件和内在机制。

如果能从理论上给出收入分配影响居民消费的条件,从实证上判断我国的实际是否符合理论条件,那么结论将更有现实意义。事实上,Blinder(1975)就证明了缩小收入差距可以提高居民总消费的条件,并给出了判断条件成立的参数估计方法,但在国内尚没有见到相应的实证。另一方面,Blinder 的模型证明也存在进一步改进的空间。在国内,有学者从理论上给出了缩小收入差距可以提高总消费的条件并进行了实证检验(杨汝岱、朱诗娥 2007);也有学者基于一定的假设论证缩小收入差距可以提高总消费(李军 2003; 吴易风、钱敏泽 2004; 吴晓明、吴栋 2007; 段先胜 2009)。总体上看,这些研究都没有超越 Blinder 的研究,甚至某些结论有待进一步商榷。

本文使用更为简明的方法证明“边际消费倾向递减,缩小收入差距可以提高总消费”的结论,并指出:边际消费倾向与收入的其他关系并不能保证缩小收入差距可以提高总消费。然后引入财富效用的假设,通过建立模型证明个体的消费和储蓄存在最优配置点,并推导出理论(边际)消费函数,给出边际消费倾向递减的条件。最后,通过实证分析,验证现阶段我国城镇居民存在边际消费倾向递减的特征,从而缩小收入差距可以提高我国居民总消费。

## 二、理论模型

杨汝岱和朱诗娥(2007)证明了边际消费倾向递减并不是公平分配能提高总消费的充分条件,其结论明显与 Blinder(1975)的结论相悖。该文基于线性消费函数假设,定义收入变量一次项的系数为边际消费倾向,此定义并不规范,从而导致结论有误。不仅如此,不少文献和教科书(如袁志刚、朱国林 2002; 余永定等 2003)都直接使用线性消费函数定义边际消费倾向,这些界定存在内在缺陷。有鉴于此,我们先对边际消费倾向进行界定。

### (一) 边际消费倾向的理论含义

一般认为,边际消费倾向由凯恩斯(1936)最早明确提出,他在《就业、利息和货币通论》中写道:所谓消费倾向者,乃  $Y_w$  (以工资单位  $W$  计算的所得水准) 与  $C_w$  (该所得之用于消费支出者,亦以工资单位计算) 之函数关系  $X$ , 写作  $C_w = X(Y_w)$ 。将边际消费倾向定义为:  $dC_w/dY_w$ , 即个体每增加(最后)一单位收入所增加

的消费量。进一步地, 边际消费倾向递减可以用数学语言表述为:  $d^2 C_w / dY_w^2 < 0$ 。这里边际消费递减的特征与消费倾向函数的具体形式并没有直接关系, 凯恩斯并未把消费函数定义为线性函数, 很多文献使用线性消费函数来阐述凯恩斯的绝对收入理论显然有误。

基于线性消费函数假设 ( $c = a + by$ ) 定义  $b$  为边际消费倾向本身并没有错, 问题在于线性消费函数的假设并不符合所有情形。线性消费函数实际上蕴含假定“收入  $y$  与系数  $b$  没有函数关系”, 此时  $b$  才能体现“每增加一单位收入所增加的消费量”的含义。但如果研究收入与边际消费倾向的关系, 即不同的收入个体有不同的  $b$ , 则  $b$  就是收入  $y$  的函数  $b = b(y)$ , 此时  $dc/dy = b'(y)y + b(y) \neq b$ , 从而  $b$  并不等于边际消费倾向, 存在内在矛盾。因而对任何考察不同收入个体的不同边际消费倾向而言, 采用线性消费函数显然不妥当。就边际消费倾向递减的特征而言, 其内在地蕴含了消费相对于收入是一种非线性行为特征(黄丹、席西民, 1999)。因此, 我们明确定义边际消费倾向为  $dc/dy$ , 边际消费倾向递减的数学表述为:  $d^2 c / dy^2 < 0$ , 其中  $y$  为收入,  $c$  为消费。

## (二) 收入再分配的消费效应

Blinder (1975) 证明了当边际消费倾向递减时, 更平等的分配可以提高总消费。其模型存在几点不足, 一是只证明了收入从高收入者向低收入者转移的情形; 二是假定了最高收入者和最低收入者的收入不变; 三是证明相对复杂, 使用了一个称之为“保留均值展型”(Mean Preserving Spread) 的参数  $d$  过于抽象。Musgrove (1980) 推导出宏观平均消费倾向与基尼系数的负相关关系, 但其表达式只是近似得到, 理论上仍不够严谨。李军 (2003) 利用一个二人模型并基于平均消费倾向递减的假设, 证明了缩小收入差距可以提高总消费, 但该模型缺乏可推广性, 且证明较为冗长繁琐。吴易风和钱敏泽 (2004) 建立一个多人的离散模型, 证明平均倾向递减的情况下缩小收入差距能提高总消费, 但模型直接设定平均消费倾向与收入为线性函数, 具有很大的局限性。吴晓明和吴栋 (2007) 建立一个包含收入变异系数的总消费函数, 但无法判断收入分配对总消费的影响方向和条件。杨汝岱和朱诗娥 (2007) 利用一个二人模型证明边际消费倾向递减不是缩小收入差距能提高总消费的条件, 不过, 基于线性消费函数定义的边际消费倾向明显有误, 结论也不够严谨。朱国林和范建勇 (2002) 认为平均总储蓄倾向与收入水平呈马鞍型, 边际消费倾向与收入水平不再是单调关系, 但却未能提供更有说服力的理论与数据支持。

下面, 我们基于一个扩展的二人模型, 证明边际消费倾向递减时, 缩小收入差距可以提高总消费, 而边际消费倾向与收入存在其他关系时, 缩小收入差距不能保证提高总消费。

命题 1: 当边际消费倾向递减时, 缩小收入差距(实现高收入者向低收入者的收入转移) 可以提高总消费。<sup>①</sup>

证明: 假设全社会有  $N (\geq 2)$  人, 我们先证明  $N = 2$  的情形。

设低收入者收入为  $y_1$ , 高收入者收入为  $y_2$ , 即  $y_1 < y_2$ , 假设其有相同的消费函数  $f(y)$ , 且边际消费倾向递减, 即  $\partial^2 f / \partial y^2 < 0$ , 此时总消费  $C = f(y_1) + f(y_2)$ 。

设由高收入者向低收入者转移收入  $(1-t)(y_2 - y_1)$ , 其中  $1/2 \leq t < 1$ ; 则两人的收入分别变为  $y_1' = ty_1 + (1-t)y_2$ ,  $y_2' = (1-t)y_1 + ty_2$ , 此时总消费变为  $C' = f(y_1') + f(y_2')$ 。

由于  $\partial^2 f / \partial y^2 < 0$ , 即  $f(y)$  为严格下凸函数, 从而有:

$$f(y_1') = f(ty_1 + (1-t)y_2) > tf(y_1) + (1-t)f(y_2)$$

$$f(y_2') = f((1-t)y_1 + ty_2) > (1-t)f(y_1) + tf(y_2)$$

从而:  $f(y_1') + f(y_2') > f(y_1) + f(y_2)$ , 即  $C' > C$ , 命题对于二人的情形成立。

当  $N > 2$  时, 所有高收入者向低收入者的收入转移的情形为有限种(最多为  $\sum_{i=1}^{N-1} i = N(N-1)/2$  种收入转移的可能)。如上所证, 由于任何一种高收入者向低收入者的收入转移都可以提高总消费, 故所有的(有限种)高收入者向低收入者的收入转移, 都可以提高总消费, 命题得证。

命题 2: 当边际消费倾向非严格递减时, 缩小收入差距不一定能提高总消费。

当边际消费非严格递减时, 即存在一个收入区间  $[y_s, y_t]$ , 当  $y \in [y_s, y_t]$ , 有:  $\partial^2 f / \partial y^2 \geq 0$ , 亦即消费函数  $f(y)$  为上凹函数。类同命题 1 的证明方法, 可以证得在收入区间  $[y_s, y_t]$  中, 高收入者向低收入者的收入转移会减少总消费(当  $\partial^2 f / \partial y^2 = 0$  时则保持总消费不变)。假设该收入区间外的个体都保持收入不变, 则该区

<sup>①</sup>此时还需限定原高收入者转移之后的收入要高于原低收入者之前的收入, 这是很多文献在证明时往往忽略的细节。为了简单起见, 本文直接限定收入转移后原高收入者的现收入不低于原低收入者的现收入。

间内高收入者向低收入者的收入转移会缩小总体的收入差距,但此时总消费却减少或不变,命题得证。

根据命题 2 可知,边际消费倾向与收入的其他关系并不能保证缩小收入差距可以提高总消费。

既然边际消费倾向递减是缩小收入差距能提高总消费的条件,那么边际消费倾向是否递减呢?或者说其成立的条件是什么?凯恩斯主观地认为边际消费倾向递减,但由于缺乏微观基础而受到质疑。Kuznets (1942) 在检验了 1869-1933 年美国的消费资料后发现,美国的长期平均消费倾向是稳定的,不符合边际(平均)消费倾向递减的规律。有关反对凯恩斯边际消费倾向递减规律的观点,大都基于实证检验的差异。然而,正如凯恩斯所指出:由于影响消费的其他变量无法保持不变,这一假设只能是一种无法用统计资料证实的“先验式的”基本心理规律。不同年份的相关经济变量以及社会消费心理大都不同,直接用各年份的消费倾向进行比较,很难得出有意义的结果(黄丹、席西民,1999)。边际消费倾向除了在不同时期反映出来的变化之外,其递减规律主要体现在不同收入水平的个体上。Carroll 和 Kimball (1996) 指出,很多经济学家都直觉地认为消费函数是凹的,即低收入者的边际消费倾向要高于高收入者。考察边际消费倾向的特征,实际上需依赖消费函数的形式,因此必须从理论上推导消费函数。

### (三) 边际消费倾向函数

凯恩斯的绝对收入假说由于缺乏微观基础而逐渐被其他消费理论所取代,Modigliani 和 Brumberg (1954) 提出的生命周期假说(Life Cycle Hypothesis, LCH) 基于消费者效用最大化推导出消费函数。在生命周期假说下,消费者选择一个消费的时间路径(消费函数),在财富的约束下使其一生的效用最大化,该模型求出的边际消费倾向是一个与收入无关的常数,从而不具备边际消费倾向递减的特征<sup>①</sup>。

标准 LCH 模型虽有坚实的微观基础,但仍然存在一些问题,比如,由标准的 LCH 模型可以推出人们会在生命周期临近结束时发生负储蓄,而根据 Browning 和 Lusardi (1996) 的实证研究,负储蓄的现象在统计上并不显著,人们总会留下很多遗产。因此 Blinder (1975) 提出了基于遗赠动机的广义 LCH 模型,该模型使用“王朝效用函数”<sup>②</sup>,证明了当  $\delta > \beta$  时,即消费的边际效用弹性( $-\delta$ ) 小于遗赠资产边际效用弹性( $-\beta$ ) 时,边际消费倾向递减,即  $d^2C/dW^2 < 0$ ,其中  $W$  为消费者一生的收入。由于  $-\delta < -\beta$  在一般情况下被认为是成立的,不少实证研究也支持此结论,如 Tomes (1981)、Menchik 和 David (1983),由此边际消费倾向递减也得到证明。

尽管如此,不少实证研究仍然不支持边际消费倾向递减的结论,原因在于广义 LCH 模型使用一生的收入作为收入指标,而现实中一生的收入数据难以获得,大部分实证研究都是基于短期收入对边际消费倾向进行检验,如此一来,广义 LCH 模型就体现出它的局限性,有必要发展基于短期收入和短期决策的(边际)消费倾向模型。另一方面,广义 LCH 模型也无法解释消费者基于风险及流动性约束的预防性储蓄,而这些储蓄动机已经被“预防性储蓄假说”(Precautionary Savings, PS) 和“流动性约束假说”(Liquidity Constraints, LC) 所论述。因此,在构建消费理论模型时,必须综合考虑这些因素,使其在模型中得到统一解释。

广义 LCH 模型所使用的“王朝效用函数”实际上包含了资产的效用,而如果引入资产的效用,那么消费者在短期的效用最大化就可以通过对消费和资产进行配置而实现。消费者保留资产,不但可以基于遗赠动机,还可以基于预防动机、流动性约束,甚至还有财富效用动机——由于财富带来的名誉、社会地位和成就感等。引入资产效用后,不同的理论就可以在一个统一的框架进行解释。事实上,根据动态规划理论,消费者多期的最优决策必然包含单期的最优决策。LCH 模型由于仅把消费作为效用的唯一来源,使得消费者在短期并不能实现效用最大化(否则其必将消费掉所有的收入)。

本文引入资产效用的假设后,对于居民在短期内通过减少消费而积累资产的行为,就可以用效用最大化假设来解释,从而解决了仅考虑消费效用的情况下,消费者在短期效用非最大化与长期效用最大化的冲突(王宋涛等,2011)。由于多期最优决策必然包含单期的最优决策,因此本文模型不考虑时期因素。我们将基于四个基本假设推导(边际)消费倾向函数,研究边际消费倾向递减成立的条件。

首先,消费具有边际效用递减的特征,且当消费趋于无穷时消费的边际效用趋于 0,消费效用函数  $U(c)$  满足以下假设:

假设 1:  $U(c) \geq 0$ ,  $U(0) = 0$ ;  $dU/dc > 0$ ,  $d^2U/dc^2 < 0$ ;  $dU/dc(+\infty) = 0$ ,  $dU/dc(0) = 1$ <sup>③</sup>。

<sup>①</sup>模型介绍可参见袁志刚和朱国林(2002)的文献。

<sup>②</sup>即  $U = \int_0^T \frac{C(t)^{1-\delta}}{1-\delta} e^{-\rho t} dt + \frac{bK_T^{1-\beta}}{1-\beta}$ ,  $\delta, \beta > 0, b \geq 0$ , 其中  $C(t)$  为  $t$  时期的消费,  $K_T$  表示消费者期末的资产,  $\delta, \beta, b$  为参数。

<sup>③</sup>这是本文为了方便实证所作的一个假定,与经济学模型通常假定 Inada 条件成立有所区别。

$c \geq 0$  为商品的消费量,  $p \geq 0$  为商品价格指数, 设  $x = p \times c$  为货币表示的名义消费量, 则:  $U(c) = U(x/p) = U(x, p)$  容易证明  $U(x, p)$  满足如下假设:

假设 1:  $U(x, p) \geq 0, U(0, p) = 0; \partial U/\partial x > 0, \partial^2 U/\partial x^2 < 0; \partial U/\partial x(+\infty) = 0, \partial U/\partial x(0) = 1/p$ 。

消费者收入效用的另一个来源是资产(储蓄), 本文定义的广义资产(储蓄)包括货币、银行存款、股票、债券及房地产等资产。资产效用具有边际递减的特征, 由于持有资产能够获得投资回报, 资本边际生产力存在非零下限(巴罗、萨拉-伊马丁 2000), 同时人们对于财富的追求是无止境的(Zou, 1994), 因此, 假设当资产趋于无穷时, 其边际效用递减于一个与资本利率有关的正数。制度文化也会影响居民的储蓄行为(陶传平 2001; 藏旭恒、裴春霞 2004), 对外开放程度越高的地区其消费文化也越开放, 其倾向于增加消费而减少储蓄。开放程度低的地区, 其资产的效用就越高。由于前面假设消费趋于 0 时, 其消费效用为 1, 那么, 当资产趋于 0 时, 其资产边际效用的相对大小则反映了消费者对消费和储蓄的偏好。因此, 假设当资产趋于 0 时, 其边际效用是制度文化变量的函数。对资产的效用函数  $V(s, r, I)$  有以下假设:

假设 2:  $V(s, r, I) \geq 0, V(0, r, I) = 0; \partial V/\partial s > 0, \partial^2 V/\partial s^2 < 0; \partial V/\partial s(0, r, I) = a_0 + b_0 I = G(I) > 0, \partial V/\partial s(+\infty, r, I) = c_0 + d_0 r = H(r) > 0$ 。

其中  $s \geq 0$  为广义储蓄的货币价值,  $r \geq 0$  为利率,  $I \geq 0$  为制度文化变量; 参数  $a_0, b_0, c_0, d_0$  为外生变量,  $a_0, b_0$  表示影响第一单位投资边际效用的因素, 其中  $b_0$  为制度文化对资产(储蓄)效用的影响程度,  $a_0$  包含了其他影响居民在投资和消费配置上的外生变量, 如投资和消费环境等;  $c_0$  表示影响投资收益率的非利率因素, 如股票债券等资产的收益率、货币存款在资产中的比重等因素;  $d_0$  表示利率对资产效用的影响程度。

假设消费者收入  $y > 0$  时, 消费  $x > 0$ , 即在 0 点消费的边际效用大于储蓄为  $y$  时的边际效用, 则有:

假设 3:  $\partial U/\partial x(0, p) > \partial V/\partial s(y, r, I)$ 。

根据 Maslow(1943) 的需求层次理论(Maslow's Hierarchy of Needs), 人的生理需求为最基本的需求。个体为了生存和生活的需要, 其第一单位收入必然用于基本消费, 即个体的初始收入用于消费产生的边际效用大于用于储蓄产生的边际效用, 因此有:

假设 4:  $\partial U/\partial x(0, p) > \partial V/\partial s(0, r, I)$ , 即  $G(I) < 1/p$ 。<sup>①</sup>

$W(x, s, p, r, I) = U(x, p) + V(s, r, I)$  记为个体的效用函数, 由于  $x = y - s$ , 故:

$\partial W/\partial s = (\partial V/\partial s) - (\partial U/\partial x) = -\partial V/\partial x$ , 则假设 4 可表述为:

假设 4':  $\partial W/\partial x(0, 0, p, r, I) > 0$ 。

根据假设 2 有  $\partial^2 V/\partial s^2 < 0$ , 由假设 4 即可以推出假设 3, 即假设 4 比假设 3 要强。

利用假设 1-3, 可证明以下命题:

命题 3: 对于个体的任何收入水平, 都存在唯一一个消费和储蓄的配置点, 在该点上居民的效用达到最大化。

证明: 设  $y(>0)$  为某个体某时期内的收入,  $x(\geq 0)$  为当期消费,  $s(\geq 0)$  为当期储蓄(资产), 则  $y = x + s$ 。设  $W(x, s) = U(x) + V(s)$  为居民的收入效用函数, 则有:  $W(x, y) = U(x) + V(y-x)$ 。下面分两种情况讨论:

(1) 当  $\partial U/\partial x(y) > \partial V/\partial s(0)$  时, 有:  $\partial W/\partial x(y) = \partial U/\partial x(y) - \partial V/\partial x(0) > 0$ , 即  $W$  为  $x$  的增函数, 从而当  $x = y$  时, 即消费者的收入  $y$  全用于消费, 储蓄  $s$  为 0 时, 消费者的效用  $W$  取得最大值, 此时消费和储蓄的配置点是唯一的。记  $y_0 = \{ \max_y | \partial U/\partial x(y) > \partial V/\partial s(0) \}$ ,  $y_0$  即为消费者的全部收入用于消费的临界值。

(2) 当  $\partial U/\partial x(y) \leq \partial V/\partial s(0)$ , 也即  $y < y_0$  时, 此时消费者效用最大化的条件为:  $\partial W/\partial x = 0, \partial^2 W/\partial x^2 < 0$ 。

令  $\varphi(x) = \partial W/\partial x = \partial U/\partial x(x) - \partial V/\partial s(y-x)$ , 由于  $\partial U/\partial x(y) \leq \partial V/\partial s(0)$ , 故有  $\varphi(y) \leq 0$ 。

由于  $\varphi(0) = \partial U/\partial x(0) - \partial V/\partial s(y)$ , 根据假设 3, 可得  $\varphi(0) > 0$ 。

因为  $\varphi'(x) = \partial^2 U/\partial x^2(x) + \partial^2 V/\partial s^2(y-x) < 0$ , 即  $\varphi(x)$  是严格单调减函数。从而根据介值定理, 存在并唯一存在一个  $x_0$  满足  $\varphi(x_0) = 0$ , 即  $\partial W/\partial x(x_0) = 0$ , 并且  $\partial^2 W/\partial x^2(x_0) = \varphi'(x_0) < 0$ , 也即  $x_0$  为效用函数  $W$  的唯一极大值点, 从而是最大值点, 此时  $s = y - x_0$ 。因此, 点  $(x_0, y - x_0)$  为个体在收入为  $y$  时消费和储蓄的唯一最优配置点, 在该点个体的效用最大化。证毕。

命题 3 及其证明可以用两个图直观地呈现, 图中两条曲线分别为边际消费效用曲线  $U'(x)$  和边际储蓄曲线  $V'(s)$ 。图 4 为情形 (1), 点  $P$  为个体消费和储蓄唯一最佳配置点, 此时个体的最大化效用为  $OAPQ$  围成区域的面积。图 5 为情形 (2), 点  $P$  为个体的消费和储蓄的唯一最佳配置点, 此时个体的最大化效用为

<sup>①</sup>虽然我们指出了假设 4 的合理性, 但现实中是否满足, 仍需依赖参数的估计, 后文的估计结果也说明假设 4 成立。命题 3 的证明仅用到假设 1-3, 假设 4 是讨论边际消费倾向是否递减需用到的条件。

$OAPBO$  围成的区域面积。

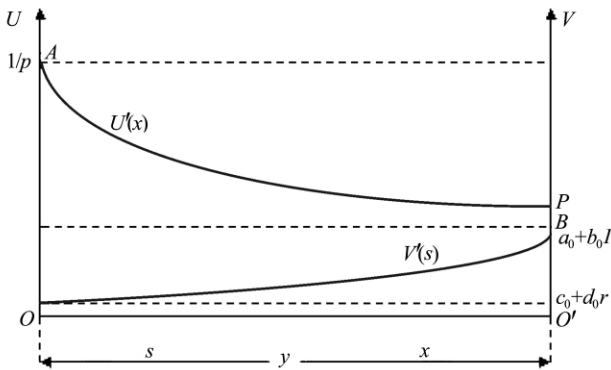


图4 最优消费储蓄配置点(1)

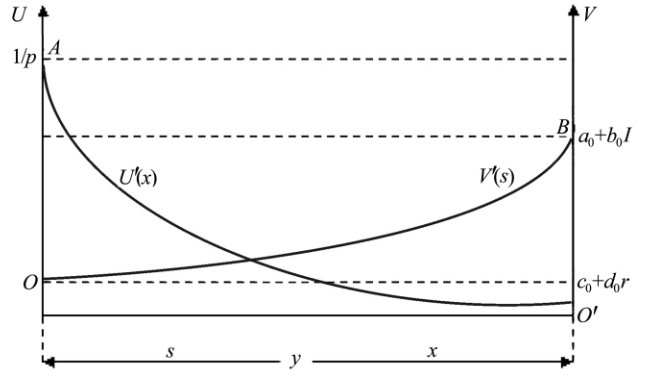


图5 最优消费储蓄配置点(2)

当取满足上述假设的效用函数  $U(x, p)$  和  $V(s, r, I)$  的具体形式时,可求出(边际)消费倾向函数。我们假定居民的消费效用函数为自然对数形式:

$U(x, p) = \text{Log}(1 + x/p)$  则:

$$U(0, p) = 0, \frac{\partial U}{\partial x} = \frac{1}{p+x} > 0, \frac{\partial^2 U}{\partial x^2} = -\frac{1}{(p+x)^2} < 0, \frac{\partial U}{\partial x}(0) = \frac{1}{p}, \frac{\partial U}{\partial x}(+\infty) = 0, U(x, p) \text{ 满足假设 } 1'$$

根据资产效用函数的假设及其与消费函数的关系,我们假定资产的效用函数为:

$$V(s) = \int_0^s \frac{G(I) + H(r)s}{1+s} ds = H(r)s + [G(I) - H(r)] \text{Log}(1+s) \text{ 则:}$$

$$V(0, r, I) = 0, \frac{\partial V}{\partial s} = \frac{G(I) + H(r)s}{1+s} > 0, \frac{\partial^2 V}{\partial s^2} = \frac{H(r) - G(I)}{(1+s)^2} < 0, \frac{\partial V}{\partial s}(0, r, I) = G(I) > 0, \frac{\partial V}{\partial s}(+\infty, r, I) =$$

$H(r) > 0$ 。

即函数  $V(0, r, I)$  满足假设 2。为了满足假设 3, 还需规定  $\frac{\partial U}{\partial x}(0, p) = \frac{1}{p} > \frac{G(I) + H(r)y}{1+y} = \frac{\partial V}{\partial s}(y, r, I)$ 。

由命题 3, 存在唯一一个消费储蓄点  $(x, s)$  在该点个体效用最大化, 且有  $U'(x) = V'(s)$ , 即:

$$\frac{1}{p+x} = \frac{G(I) + H(r)s}{1+s} \quad (1)$$

又  $s = y - x$ , 从而有:  $\frac{1}{p+x} = \frac{G(I) + H(r)(y-x)}{1+y-x}$ 。令  $F(x, y) = \frac{1}{p+x} - \frac{G(I) + H(r)(y-x)}{1+y-x} = 0$ , 该方程即

为消费  $x$  和收入  $y$  的隐函数形式, 利用隐函数定理, 则可得到①:

$$\frac{\partial x}{\partial y} = -\frac{\partial F / \partial y}{\partial F / \partial x} = \frac{[G(I) - H(r)](p+x)^2}{(1+y-x)^2 + [G(I) - H(r)](p+x)^2} \quad (2)$$

$$\frac{\partial^2 x}{\partial y^2} = \frac{-2(1+y-x)[G(I) - H(r)](p+x)^2}{\{(1+y-x)^2 + [G(I) - H(r)](p+x)^2\}^2}$$

可见只要  $G(I) = a_0 + b_0 I > c_0 + d_0 r = H(r)$ , 则边际消费倾向为正且递减。

解方程  $F(x, y) = 0$ , 可以得到消费函数:

$$x = \frac{[1 + G(I) + H(r)y - H(r)p] - \sqrt{[1 + G(I) + H(r)y - H(r)p]^2 - 4H(r)[1 - G(I)p - H(r)py + y]}}{2H(r)} = f(y, p, r, I) \quad (3)$$

对消费函数求偏导, 可得到边际消费倾向函数:

$$\frac{\partial x}{\partial y} = f_y(y, p, r, I) = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \frac{1 - G(I) - H(r)y - H(r)p}{\sqrt{[1 + G(I) + H(r)y - H(r)p]^2 - 4H(r)[1 - G(I)p - H(r)py + y]}} \quad (4)$$

通过式(3)求消费函数对价格、利率和制度变量的偏导数, 还可求出  $\partial x / \partial p$ 、 $\partial x / \partial r$ 、 $\partial x / \partial I$  的函数表达式, 并观察价格、利息和制度对居民消费的影响, 由于表达式过于复杂, 故不在此处给出, 具体的影响我们将在实证分析时根据参数的取值进行讨论。

①本文所进行的数学运算都是使用 Mathematica5.0 软件, 下同。

求出消费函数和边际消费函数的表达式后,只需对参数  $a_0$ 、 $b_0$ 、 $c_0$ 、 $d_0$  进行估计即可判断消费函数和边际消费倾向函数的特征。

### 三、实证分析

首先,利用全国 31 个省(市、自治区) 2000-2009 年的面板数据对城镇居民的(边际)消费倾向函数参数进行估计,从而刻画出我国城镇居民边际消费倾向函数的特征;其次,利用全国序列数据验证城镇收入分配与居民总消费的关系,从而证实我国城镇居民收入分配的消费效应。

#### (一) 我国城镇居民边际消费倾向函数的估计

根据式(1),有:  $\frac{1}{p+x} = \frac{G(I) + H(r)s}{1+s}$ , 即  $\frac{1}{p+x} = \frac{(a_0 + b_0I) + (c_0 + d_0r)s}{1+s}$

因此可以设定回归模型:

$$(1 + s_{it}) / (p_{it} + x_{it}) = a_0 + b_0I_{it} + c_0s_{it} + d_0r_{it}s_{it} + \varepsilon_{it}$$

$t = 1, 2, \dots, 10$  表示时间;  $i = 1, 2, \dots, 31$  表示截面数据。

采用全国城镇居民的面板数据进行回归分析。价格  $p_{it}$  取各省(市、自治区)每年的价格指数(2000 年为基期)  $x_{it}$  取各省(市、自治区)每年城镇居民平均消费性支出  $s_{it}$  为各省(市、自治区)城镇居民当年人均储蓄,用公式  $s_{it} = y_{it} - x_{it}$  计算得到,其中  $y_{it}$  为城镇居民人均可支配收入;利率  $r_{it}$  取每年银行一年期(加权)存款利率;制度变量  $I_{it} = (pEXIM_{it} + 2pCFDI_{it}) / 3$ <sup>①</sup>,其中  $pEXIM_{it}$  表示各省(市、自治区)当年人均进出口额,  $pCFDI_{it}$  表示各省(市、自治区)当年人均实际直接利用外资额;  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。为了考察价格变化对消费函数的影响,所有数据都使用名义值。利率数据来自中国人民银行网站,其他数据来源于《中国统计年鉴》(2000-2009),使用计量软件为 Eviews6,回归和检验结果如表 1。

表 1 回归和检验结果

	系数	标准差	t - 检验	Prob.
Const	0.168233 ( $a_0$ )	0.006541	25.71870	0.0000
$X_1(I)$	-0.000047 ( $b_0$ )	0.000004	-11.66682	0.0000
$X_2(s)$	0.000069 ( $c_0$ )	0.000005	13.56375	0.0000
$X_3(r \times s)$	-0.000013 ( $d_0$ )	0.000014	-0.96666	0.0845
$R^2$	0.704	F - 检验	242.3	
调整 $R^2$	0.701	Prob(F - 检验)	0.000	
S. E.	0.049	D. W.	0.716	

从表 1 可以看出,方程拟合度为 70.1%, F 检验的 p 值为 0.00; 系数  $a_0$ 、 $b_0$ 、 $c_0$  都通过 1% 的显著性水平检验,系数  $d_0$  通过 10% 显著性水平检验。

经计算,参数  $a_0$ 、 $b_0$ 、 $c_0$ 、 $d_0$  满足  $a_0 + b_0I > 0$ ,  $c_0 + d_0r > 0$ ,  $a_0 + b_0I < 1/p$ , 从而参数的估计值满足假设 4 成立的取值要求(故也满足假设 3 的取值要求)。下面考察参数  $b_0$  和  $d_0$  符号的含义。

由于  $\partial\left(\frac{\partial U}{\partial x}\right) / \partial I = \partial\left(\frac{1}{p+x}\right) / \partial I = 0$ ,  $\partial\left(\frac{\partial V}{\partial s}\right) / \partial I = \partial\left(\frac{G(I) + H(r)s}{1+s}\right) / \partial I = \frac{b_0}{1+s}$ , 故  $b_0$  符号为负,说明对外开放程度增强,储蓄的边际效用降低,而消费的边际效用不变,从而消费比重增加,这与事实吻合。

由于  $\partial\left(\frac{\partial U}{\partial x}\right) / \partial r = \partial\left(\frac{1}{p+x}\right) / \partial r = 0$ ,  $\partial\left(\frac{\partial V}{\partial s}\right) / \partial r = \partial\left(\frac{G(I) + H(r)s}{1+s}\right) / \partial r = \frac{d_0s}{1+s}$ , 故  $d_0$  符号为负,说明利率越高,储蓄的边际效用降低,而消费的边际效用不变,从而消费比重增加。这似乎与相关的经济学理论不一致,原因可能在于我国利率没有市场化,当中央银行规定的利息低于市场资本收益时<sup>②</sup>,人们更倾向于持有其他形式的资产,而其他资产的收益率比利率高,因此,资产的边际效用与利率变化方向相反。

为了验证估计结果的准确性,利用 2000 年、2005 年、2009 年的利息、价格、制度变量数据<sup>③</sup>及全国城镇

①通常都用进出口额或实际直接利用外资占 GDP 比重或相对比重衡量对外开放程度,本文考虑对外开放程度对居民个体的影响,故使用人均值。另外进出口额相对实际利用外资大很多(如 2000 年进出口总额 4735 亿美元,而实际直接利用外资为 452 亿美元),考虑到利用外资的重要性,我们对利用外资指标赋权重 2/3,对进出口指标赋权重 1/3,由于两组数据本身的相关系数达到 0.9,故权重的影响不大,实证结果也是显著的。

②实际上 2000 年后我国基本处于低利率甚至负实际利率的状态。

③2000 年、2005 年、2009 年三年的(加权)年利率都为 2.25%,价格指数分别为 100、106.93、119.61(以 2000 年为基期),制度变量(对外开放指标) I 取值分别为:148.89 美元、411.24 美元、637.76 美元。

居民平均可支配收入数据:  $y_{00}=6280$   $y_{05}=10493$   $y_{09}=17175$  ,用消费函数计算出城镇居民消费支出:  $x_{00}=5025.4$   $x_{05}=7920.2$   $x_{09}=11769$  ,其与实际城镇居民消费支出的相对误差分别为: 0.55%、0.29%、4.0% ,可见本文的(边际)消费倾向函数估计具有较高的准确性。

(二) 我国城镇居民边际消费倾向及其特征分析

把参数  $a_0$ 、 $b_0$ 、 $c_0$ 、 $d_0$  及历年利息  $r$ 、制度变量  $I$  的值代入 ,可以得到:  $G(I) = a_0 + b_0I > c_0 + d_0r = H(r)$  ,从而根据式(2) ,有:

$$\frac{\partial x}{\partial y} = \frac{[G(I) - H(r)](p+x)^2}{(1+y-x)^2 + [G(I) - H(r)](p+x)^2} > 0$$

$$\frac{\partial^2 x}{\partial y^2} = \frac{-2(1+y-x)[G(I) - H(r)](p+x)^2}{\{(1+y-x)^2 + [G(I) - H(r)](p+x)^2\}^2} < 0$$

即我国城镇居民历年的边际消费倾向为正 ,且边际消费倾向递减。

把参数  $a_0$ 、 $b_0$ 、 $c_0$ 、 $d_0$  的值代入式(3)、式(4) ,则得到 2000 - 2009 年期间我国城镇居民的消费函数:  $x = f(y, p, r, I)$  和边际消费倾向函数  $dx/dy = f_y(y, p, r, I)$  。再把各年的价格指数  $p$ 、利息  $r$ 、制度变量  $I$  的值分别代入 ,可得到各年的消费函数  $x = f(y)$ 、边际消费倾向函数  $dx/dy = f'(y)$  。下面仅给出 2000 年、2005 年、2009 年的表达式:

2000 年:  $x = f(y) = 8648.4 + 0.5y - 0.5 \sqrt{3.00085 \times 10^8 - 24931.5y + y^2}$   
 $dx/dy = f'(y) = 0.5 - (y - 6232.88) / \sqrt{3.00085 \times 10^8 - 24931.5y + y^2}$

2005 年:  $x = f(y) = 8552.6 + 0.5y - 0.5 \sqrt{2.93480 \times 10^8 - 25287.1y + y^2}$   
 $dx/dy = f'(y) = 0.5 - (y - 6321.75) / \sqrt{2.93480 \times 10^8 - 25287.1y + y^2}$

2009 年:  $x = f(y) = 8466.5 + 0.5y - 0.5 \sqrt{2.87656 \times 10^8 - 25580.8y + y^2}$   
 $dx/dy = f'(y) = 0.5 - (y - 6395.20) / \sqrt{2.87656 \times 10^8 - 25580.8y + y^2}$

进一步画出消费函数和边际消费函数相应的函数图形 ,观察其特征并进行比较分析。

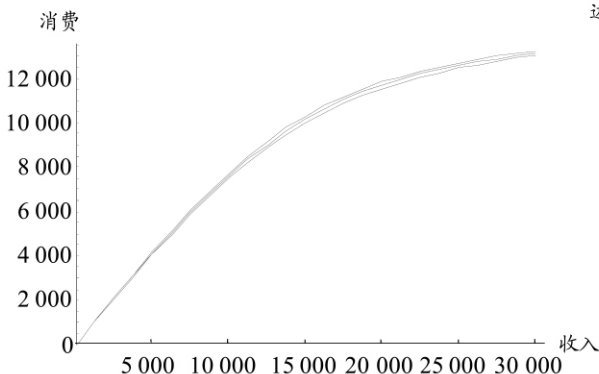


图 6 消费函数(2000年/2005年/2009年)

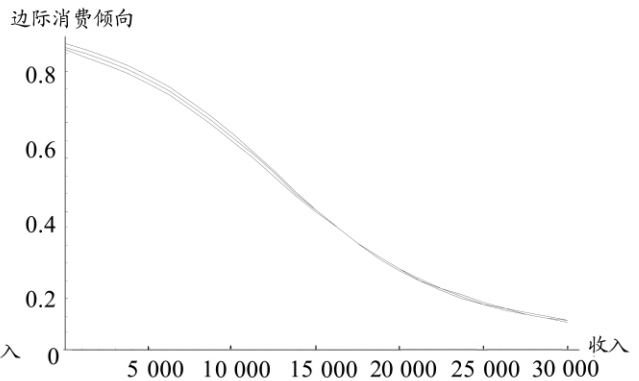


图 7 边际消费倾向函数(2000年/2005年/2009年)

考察图 6 的消费函数 ,可以看出 ,随着收入增加 ,居民消费也增加 ( $dx/dy > 0$ ) ,但增加速度下降 ,也即图 7 所显示的边际消费倾向递减 ( $d^2x/dy^2 < 0$ ) 。从图 7 还可以看出 ,边际消费倾向的递减速度开始较快 ,经过一个拐点以后 ,递减速度有所放缓 ,数学上表述为: 存在一个收入点  $Y_0$  ,使  $d^3x/dy^3 = 0$  。利用 2009 年的数据可求得该收入点为  $Y_0 = 12790.4$  ,当  $0 < y < 12790.4$  时 , $d^3x/dy^3 > 0$  ,边际消费倾向递减变快 ,当  $y > 12790.4$  时 , $d^3x/dy^3 < 0$  ,边际消费倾向递减速度变慢。

图 7 还显示 ,三条边际消费倾向曲线有所差异 ,整体上看 ,有逐年下降的趋势(相同收入水平的边际消费倾向降低) 。由于除收入因素外 ,边际消费曲线还受利率、价格和制度等变量影响 ,这些变量取值的不同会导致曲线形状和位置的不同。实际上我们可以计算(宏观)边际消费倾向:

$$\frac{\Delta x_1}{\Delta y_1} = \frac{x_{05} - x_{00}}{y_{09} - y_{05}} = 0.676, \quad \frac{\Delta x_2}{\Delta y_2} = \frac{x_{09} - x_{05}}{y_{09} - y_{05}} = 0.534$$

即 2000 - 2005 年的(宏观)边际消费倾向为 0.676 ,而 2005 - 2009 年的(宏观)边际消费倾向为 0.534 ,都出现了明显的下降 ,从微观边际消费倾向函数图看体现为曲线的位置下移。

(三) 我国城镇居民收入分配与总消费关系实证检验

前面的实证表明 ,我国城镇居民的边际消费倾向具有递减的特征。根据命题 1 ,如果边际效用递减 ,那



么缩小收入差距可以提高总消费;反之亦然。下面我们用城镇居民收入基尼系数和总消费数据进行检验。

由于基尼系数数据的限制,我们使用全国序列数据进行分析。参考 Musgrove(1980)、藏旭恒和张继海(2005)的研究,使用计量模型:

$$APC_t = a_0 + a_1 GINI_t + a_2 \frac{1}{INC_t} + a_3 PRICE_t + \varepsilon_t$$

其中  $t$  表示年份  $APC_t$  为城镇居民平均消费倾向,  $GINI_t$  为城镇居民收入基尼系数,利用城镇居民分组收入数据用分层加权法计算得出,  $INC_t$  为城镇居民平均可支配收入,  $PRICE_t$  为城镇居民消费价格指数。由于从 1985 年后才有城镇居民收入分组数据,因此数据时间跨度为 1985 - 2009 年。由于解释变量为相对指标,价格调整不影响其值,且价格为解释变量,而居民基于名义收入进行决策,因此收入数据使用名义值。

首先对四组序列数据进行 ADF 检验,结果表明四组序列都是一阶单整序列,检验也表明各组数据不存在共线性,因此进行 OLS 回归,分析及检验结果如表 2:

表 2 居民消费倾向回归分析和检验结果

	回归系数	标准差	$t$ - 检验	Prob.
$C$	0.6910	0.087258	7.991932	0.0000
$GINI$	-0.82267	0.118637	-6.934394	0.0000
$1/INC$	77.54996	18.1461	4.273633	0.0003
$PRICE$	0.003011	0.000678	4.442541	0.0002
$R^2$	0.956488	F 检验	153.8768	
调整 $R^2$	0.950273	Prob(F - 检验)	0.000000	
S. E.	0.020862	D. W.	1.142198	

从表 2 可以看出,模型的拟合效果非常好;残差检验不存在自相关和异方差,ARCH 拒绝原假设。各个变量的系数  $t$  检验也非常显著,都通过 1% 显著性水平的检验。

回归分析结果显示,基尼系数变量的系数为 -0.82,即基尼系数与平均消费倾向显著负相关,当基尼系数上升 1 个百分点时,平均消费倾向将下降 0.82 个百分点。结果还显示收入倒数变量系数显著为正,表示收入增加时,平均消费倾向下降,这也与经典的消费理论相吻合。

虽然模型没有引入所有可能影响平均消费倾向的控制变量,但主要的解释变量已被考虑,故模型有强的解释力。实证结果也表明收入分配确实显著影响了平均消费倾向,缩小收入差距可以显著提高我国城镇居民的总消费,从而也进一步佐证,我国居民在大部分收入区间具有边际消费倾向递减的特征,因此,只有缩小收入分配差距才能提高居民的总消费。

#### 四、结论

本文理论分析表明:(1) 边际消费倾向并不能依赖于具体的消费函数形式进行定义,边际效用递减与收入的函数关系蕴含着消费函数非线性的特征;(2) 如果边际消费倾向递减,那么实现收入从高收入者向低收入者转移可以提高总消费,反之,如果边际消费倾向不严格递减,则实现收入的转移不一定能提高总消费;(3) 个体在既定收入水平下,消费和储蓄存在唯一的最优配置点;(4) 基于对数效用函数及个体效用最大化基础推导的消费函数并不是简单的线性形式,边际消费倾向也不是简单的线性形式,考察边际消费倾向的特征需要考察其函数形式。

值得强调的是,本文基本假设的设定及对数效用函数的使用并不会导致本文理论结果的必然性,应用更一般的相对风险规避型(CRRA)效用函数同样支持本文结论。

实证结果表明:(1) 我国城镇居民具有边际消费倾向递减的特征,根据我们的理论命题,缩小我国城镇居民收入差距,可以提高居民的总消费;(2) 经济开放程度越高,居民越倾向于消费,提高经济开放度,可以促进居民的总消费;(3) 利率与居民消费正相关,原因可能在于我国利率非市场化,因此要进一步推进利率市场化;(4) 我国城镇居民边际消费倾向呈下降趋势,这是收入差距扩大导致的后果;(5) 我国城镇居民的收入分配与平均消费倾向存在显著负相关,基尼系数每增加 1 个百分点,平均消费倾向降低 0.82 个百分点。

可见,无论是理论还是实践,都充分说明缩小我国居民的收入差距可以提高总消费。因此,要改变我国居民消费率下降的现状、促进居民消费、扩大内需、实现经济转型和经济的可持续发展,必须实现更公平的分配,努力缩小我国居民的收入差距。

## 参考文献:

1. 段先盛 2009 《收入分配对总消费影响的结构分析——兼对中国城镇家庭的实证检验》,《数量经济技术经济研究》第 2 期。
2. 方福前 2009 《中国居民消费需求不足原因研究——基于中国城乡分省数据》,《中国社会科学》第 2 期。
3. 黄丹、席西民 1999 《边际消费倾向递减论》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
4. 李军 2003 《收入差距对消费需求影响的定量分析》,《数量经济技术经济研究》第 9 期。
5. 李俊霖、莫晓芳 2006 《城镇居民收入分配差距、消费需求与经济增长》,《统计与决策》第 5 期。
6. 刘东皇、沈坤荣 2010 《收入分配、居民消费与经济发展方式转变》,《华东经济管理》第 11 期。
7. 罗伯特·J·巴罗、哈维尔·萨拉-伊-马丁 2000 《经济增长》,中译本,中国社会科学出版社。
8. 陶传平 2001 《我国消费市场低迷的原因及对策》,《山东社会科学》第 5 期。
9. 王青 2005 《收入差距对居民消费需求影响的实证分析》,《社会科学辑刊》第 3 期。
10. 王宋涛、杨薇、吴超林 2011 《中国国民总效用函数的构建和估计》,《统计研究》第 4 期。
11. 吴晓明、吴栋 2007 《我国城镇居民平均消费倾向与收入分配状况关系的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
12. 吴易风、钱敏泽 2004 《影响消费需求因素的实证分析》,《经济理论与经济管理》第 2 期。
13. 杨汝岱、朱诗娥 2007 《公平与效率不可兼得吗?——基于居民边际消费倾向的研究》,《经济研究》第 9 期。
14. 余永定、李军 2000 《中国居民消费函数的理论与验证》,《中国社会科学》第 1 期。
15. 余永定、张宇燕、郑秉文 2003 《西方经济学》,第三版,经济科学出版社。
16. 袁志刚、朱国林 2002 《消费理论中的收入分配与总消费——及对中国消费不振的分析》,《中国社会科学》第 2 期。
17. 约翰·梅纳德·凯恩斯 1999 《就业、利息和货币通论》,中译本,商务印书馆。
18. 藏旭恒、裴春霞 2004 《预防性储蓄、流动性约束与中国居民消费计量分析》,《经济学动态》第 12 期。
19. 藏旭恒、张继海 2005 《收入分配对中国城镇居民消费需求影响的实证分析》,《经济理论与经济管理》第 6 期。
20. 朱国林、范建勇 2002 《中国的消费不振与收入分配:理论与数据》,《经济研究》第 5 期。
21. Blinder Alan S. 1975. "Distribution Effects and the Aggregate Consumption Function." *Journal of Political Economy* ,83(3): 447-476.
22. Browning ,Martin , and Annamaria Lusardi. 1996, "Household Saving ,Micro Theories ,and Micro Facts." *Journal of Economic Literature* 34(4) :1797-1855.
23. Carroll ,Christopher D. ,and Miles S. Kimball. 1996. "On the Concavity of the Consumption Function." *Econometrica* ,64(4) : 981-992.
24. Kuznets ,Simon. 1942. "National Income and Taxable Capacity National Income and Taxable Capacity." *American Economic Review* 32(1) :37-75.
25. Maslow A. H. 1943. "A Theory of Human Motivation." *Psychological Review* 50(4) : 370-396.
26. Menchik Paul L. and Martin David. 1983. "Income Distribution ,Lifetime Savings and Bequests." *The American Economic Review* , 73(4) : 672-690.
27. Modigliani Franco and Richard Brumberg. 1954. "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of the Cross-Section Data." In *The Collected Papers of Franco Modigliani* ,Vol. 6 ed. Franco Modigliani 3-45. Cambridge MA: The MIT Press , July 2005.
28. Musgrove Philip. 1980. "Income Distribution and the Aggregate Consumption Function." *Journal of Political Economy* ,88(3) : 504-525.
29. Tomes ,Nigel. 1981. "The Family ,Inheritance and Intergenerational Transmission of Inequality." *Journal of Political Economy* , 89(5) : 928-958.
30. Zou Heng-fu. 1994. "The Spirit of Capitalism and Long-run Growth." *European Journal of Political Economy* ,10(2) :279-293.

## Impact of Income Distribution on Aggregate Consumption of Chinese Residents: Theoretical and Empirical Research of Marginal Propensity to Consume

Wang Songtao<sup>1</sup> and Wu Chao Lin<sup>1 2</sup>

(1: School of Economy & Management South China Normal University;  
2: South China Research Center For Market Economy)

**Abstract:** Whether narrowing income gap can increase aggregate consumption depends on the feature of marginal propensity to consume (MPC) which is influenced by multiple factors. By constructing a discrete model we proved that if and only if the MPC of an individual falls as his disposable income rises; narrowing income gap can result in a increase in consumption. The MPC function based on the assumption of Logarithmic utility function shows that: price interest rate and openness are the important factors to influence the MPC, and whether the MPC decreases depends on empirical test of the parameters. The result of empirical test by using the data of urban residents of China (2000-2009) shows that the MPC of Chinese urban residents fall as their income rises. Therefore, equalizing the income distribution will give rise to the increase of aggregate consumption. The following empirical research also shows that the influence coefficient of Gini coefficient to average propensity to consume is -0.823. The method and results have been improved in this study compared to previous research.

**Key Words:** Decrease of MPC; Income Distribution; Aggregate Consumption

**JEL Classification:** E21 ,E25

(责任编辑:陈永清)