

中国居民收入不平等的宏观 消费效应研究:模型、方法与数据

王宋涛 吴超林*

摘要: 本文就收入不平等影响总消费的理论基础、机制及计量方法进行了深入的探讨。首先基于一个最优消费决策模型,给出边际消费倾向递减的理论条件,省际面板数据校准表明中国居民边际消费倾向递减。通过构建一个包含基尼系数的宏观消费函数,本文严格证明了收入不平等对中国居民总消费的负面影响,指出边际消费倾向的其他特征无法确定收入不平等对总消费影响的唯一性。基于宏观消费函数,本文给出了计算收入不平等的消费损失公式以及收入不平等变化对总消费变化影响的公式。运算结果表明:1996-2010 年期间,中国居民收入不平等导致的绝对消费损失年均为 1 383.56 亿元(1996 年价),损失率为 2.68%;由于基尼系数增大导致居民总消费下降 510.9 亿元,占居民总消费变化值的 1.06%。

关键词: 收入不平等 基尼系数 边际消费倾向 宏观消费效应

一、引言

自 1997 年以后,中国经济就开始从“供给不足”转变为“需求不足”。与发达国家不同,中国的总需求不足是消费需求不足所导致,而消费需求不足则源于居民消费需求不足。国内学者针对居民消费需求不足(居民消费率下降)的原因展开了大量的研究,很多学者(李军,2003;马强,2004;藏旭恒、张继海,2003;钞小静等,2009;程磊,2011)认为由于中国居民收入不平等持续扩大导致居民消费需求不足。由于衡量收入差距的基尼系数进入消费函数比较困难,而实践中中国基尼系数的大样本数据可获得性又较差,因此有关收入不平等对中国居民总消费影响的研究尚存在较大的研究空间。

国内有关收入分配影响总消费的实证研究大都采用回归分析方法,其存在三点不足:一是基尼系数(或其他衡量收入差距的指标)进入线性或对数线性回归方程缺乏数理基础,二是或多或少存在变量遗漏、共线性或内生性等问题(李子奈,2008),三是基尼系数指标大样本数据在国内可获得性较差。因此要完整并准确量化收入差距对总消费的影响及其贡献度就显得尤为困难。而理论研究则由于新古典经济学模型大都采用代表性消费者的假设,基于异质性的收入差异变量难以进入消费函数,因此基于数理模型推导的收入差距对居民消费影响的研究和计量方法就比较少见。我国学者李军(2003)、吴易风 and 钱敏泽(2004)虽然对此有所探讨,尝试建立包含收入分配变量的消费模型,但其都基于特殊的二元模型,不具一般性,这种高度的抽象与新剑桥学派(Kaldor,1956)的社会分层模型有着同样的局限性。

另一方面,虽然收入差距作为影响居民总消费的一个重要因素是无庸置疑的,很多消费函数理论均隐含了缩小收入差距能扩大消费需求的结论(袁志刚、朱国林,2002),但 Menchik 和 David(1983)指出并不是所

* 王宋涛,汕头大学商学院,邮政编码:515063,电子信箱:stwang@stu.edu.cn;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。

本文受到汕头大学科研启动基金资助项目“中国居民收入不平等的宏观效应研究”和教育部人文社会科学研究规划基金项目“‘分享型’视阈下的经济增长与国民福利增长关系研究:理论与实证”(项目编号:11YJA790163)的资助。作者感谢匿名审稿人的建议,文责自负。

有形式的收入再分配政策(缩小收入差距)都会提高总消费。Blinder(1975)、Musgrove(1980)认为缩小收入差距不一定能扩大消费需求,究其原因在于收入再分配影响居民总消费的理论基础(假设)一直以来没有被完全认同,或者现实条件并不符合理论假设。凯恩斯(1936)直观地认为居民边际消费倾向递减,因此通过缩小收入差距可以提高总差距,但其没有进行严格证明,并且其边际消费倾向递减的假设也缺乏微观基础,因此其理论一直颇受质疑。虽然不断有学者对凯恩斯的理论进行补充(Blinder, 1975; Musgrove, 1980),但其理论模型都存在局限性。我国也有学者(李军, 2003)尝试对边际消费倾向递减是实现缩小收入差距提高居民总消费的条件进行论证,但其基于二元模型的证明缺乏一般性。杨汝岱和朱诗娥(2007)认为“边际消费倾向递减并不能保证缩小收入差距可以提高总消费,只有当收入与边际消费倾向呈‘倒U型’时,缩小收入差距才可以提高居民总消费”,但该文关于边际消费倾向的定义及模型假设值得商榷。可以说,关于缩小收入差距能提高总消费的条件,虽然有一些共识,但却未完全达成一致。

就已有的研究文献而言,大都认为缩小收入差距能提高总消费的基础(条件)是边际消费倾向递减,边际消费倾向递减假说由凯恩斯(1936)最早提出,但凯恩斯的著作中没有给出证明;Modigliani 和 Brumberg(1954)利用生命周期假说(LCH)推导的消费函数和 Hall(1978)基于理性预期持久收入假说(RE-PIH)推导的消费函数都表明边际消费倾向是一个与收入无关的常数。但标准的 LCH 和 RE-PIH 都存在缺陷:根据 LCH 和 RE-PIH 可以得出人们会在生命末期发生负储蓄,而根据 Browning 和 Lusardi(2000)的研究,在生命末期,人们的负储蓄并不显著,事实上人们倾向于留下遗产。Blinder(1975)在 LCH 模型的基础上引入遗赠动机,建立有限生命周期的广义 LCH 模型,利用该模型推导得出边际消费倾向递减的结论^①,但是广义 LCH 模型仍然无法解释消费者的预防性储蓄,并且该模型考虑了消费者留下遗产却没有考虑消费者可能继承的遗产,存在内在逻辑缺陷^②,从而其边际消费倾向递减的结论值得进一步探讨。事实上, Kuznets(1942)在检验了 1869-1933 年的消费数据后发现:在美国,长期的平均消费倾向是稳定的,这与平均(边际)消费倾向递减的规律并不一致,从而表明边际消费倾向递减并非是一个理论命题,而是一个实证命题,边际消费倾向是否递减只有通过现实的检验才能确定。关于边际消费倾向递减的参数检验, Haavelmo(1947)较早就给出了估计边际消费倾向的方法,但其基于线性消费函数的假定蕴含了边际消费倾向不变,存在逻辑缺陷^③;Blinder(1975)也在其模型中给出参数检验方法,但一方面其模型存在不足,另一方面模型检验要依赖于消费者一生的收入以及遗产的数量,这些数据在实践中较难得到,并且不适合用于分析消费者短期的变化。

综上所述,本文将致力于回答以下几个问题:(1)收入不平等是否影响总消费?(2)收入不平等如何影响总消费?(3)收入不平等影响总消费该如何计量?(4)我国的收入不平等在多大程度上影响了总消费?

本文的边际贡献可能在于:把基尼系数纳入了宏观消费函数,并利用其更彻底地证明了在边际消费倾向递减的条件下,收入不平等对总消费具有负面影响,同时还证明了该条件的唯一性;此外利用该函数通过编写计算机程序准确地计算了基尼系数及其变化对我国居民总消费的影响,避免了回归分析方法可能存在的局限性。

二、基本模型和参数校准

基于有限期生命生命周期假说(Modigliani and Brumberg, 1954)的模型推导结果表明消费者必然在其一生消费掉其全部收入,甚至会出现负储蓄,但现实中负储蓄并不显著,人们往往还会留下储蓄(Browning

①Blinder 并没有直接根据模型推导出边际消费倾向递减的结论,但其推导出的参数条件(遗赠的边际效用弹性大于消费的边际效用弹性,即遗赠相对消费是奢侈品)在现实中非常容易满足,因此 Blinder 认为边际消费倾向递减是可以成立的。实际上,我们确实没有什么理由认为遗赠的边际效用弹性会低于消费的边际效用弹性。Blinder 的模型局限在于其基本假设,而不在于其推导出来的参数条件能否得出边际消费倾向递减结论。

②如果消费者期初就继承了大量的遗产,那么其收入中用于遗赠的边际效用弹性未必就高于消费的边际效用弹性。虽然 Blinder 没有说明其所使用的“收入”数据有没有包括对遗产的继承,但实证研究中往往不包括这部分,实证研究更多还是基于短期的可持续收入进行检验。关于边际消费倾向中的“收入”数据的界定实际上成了对边际消费倾向是否递减的争论的一个原因。本文的模型将对此进行严格界定。

③虽然基于线性消费函数也可以求出不同时期的不同边际消费倾向,但线性消费函数模型本身就存在逻辑缺陷。基于线性消费函数定义的边际消费倾向的逻辑缺陷可参见王宋涛和吴超林(2012)的研究。

and Lusardi, 2000)。由于仅把消费作为唯一效用来源,忽视了财富的效用,因此这些经典模型就不同程度存在局限。Blinder(1975)在其广义生命周期假说的理论模型中引入财富效用(遗赠动机),建立了“王朝效用函数”;引入财富(遗赠)效用后,人们留下遗产的动机就得到很好的解释。实际上,关于把财富引入效用函数已有较多的研究,如 Kurz(1968)、Zou(1994);引入财富效用后,消费者在短期可以通过对消费和财富进行配置而实现效用最大化。消费者进行储蓄,既可能是出于遗赠动机,也可能是出于预防动机、财富效用动机。引入财富效用后,不同理论就可以在统一的框架内进行解释,并且“对于消费者在短期内减少消费积累资产的行为,也可以用效用最大化进行解释”^①(王宋涛等,2011)。

(一) 消费者最优消费决策

首先对边际消费倾向(MPC)及边际消费倾向递减的概念进行界定^②,考虑某个时期 t (可以是任何一个时间段), $c_t \geq 0$ 为消费者在 t 时期内的消费, $y_t \geq 0$ 为 t 时期内的收入, $M_t \geq 0$ 为消费者期初的资产,这里 y_t 是“流量”, M_t 是存量, y_t 不包含 M_t 。

设消费者 t 时期以当期收入为变量的消费函数为 $c_t = f(y_t)$,则定义边际消费倾向为:

$$dc_t/dy_t = f'(y_t)$$

如果 $d^2c_t/dy_t^2 = f''(y_t) < 0$,则称消费者的“边际消费倾向递减”。

由于消费者的消费受期初资产的影响,即函数 f 实际上还包含变量 M_t ,即: $c_t = f(y_t, M_t)$,从而边际消费倾向可进一步定义为:

$$\partial c_t / \partial y_t = f'_{y_t}(y_t)$$

如果 $\partial^2 c_t / \partial y_t^2 = f''_{y_t}(y_t) < 0$,则称消费者的“边际消费倾向递减”。

一般经济学模型中,预算约束都会表述为: $c_t \leq M_t + y_t$,即消费约束为期初资产与当期收入,则对于家庭中的非劳动力来说,可能存在 $c_t > y_t$ 的情形。但根据经验数据,以家庭为单位的人均消费一般都不大于当期收入,也即储蓄是常态;考虑消费的平滑性,我们假定: $c_t \leq y_t$ 。

根据上文分析,设消费者的效用函数为:

$$W(c, s) = U(c) + bV(s)$$

其中 c 为消费, s 为财富(储蓄); $U(c)$ 为消费效用函数,满足: $U'(c) > 0$, $U''(c) < 0$, $U'(0) = \infty$, $U'(\infty) = 0$; $V(s)$ 为财富效用函数,满足: $V'(s) > 0$, $V''(s) < 0$, $V'(0) = \infty$, $V'(\infty) = 0$ 。 $b > 0$ 为财富效用的权重。为方便表述,我们省略了时期下标 t 。

任何一个时期消费者在期初资产和当期收入既定(外生)的条件下进行消费决策。即有:

$$W(c, s) = U(c) + bV(M + y - c) = W(c, y)$$

由于引入财富效应,则消费者效用最大化的消费决策在任何时期都必须满足,从而有:

$$\partial W / \partial c = U'(c) - bV'(M + y - c) = 0 \quad (1)$$

(二) 理论命题

本文采用宏观经济学通用的相对风险偏好型(CRRA)效用函数,即:

$$W(c, s) = \frac{c^{1-\delta}}{1-\delta} + b \frac{s^{1-\beta}}{1-\beta}$$

其中, $-\delta$ 为消费的边际效用弹性, $-\beta$ 为财富的边际效用弹性。

根据效应函数的具体形式,可以得到以下命题:

命题1:当消费的边际效用弹性小于财富的边际效用弹性,即 $-\delta < -\beta$ 时,收入的边际效用递减,即 $\partial^2 c - \partial y^2 < 0$ (证明见附录1)。

(三) 参数校准

为了研究收入不平等对我国居民总消费的影响,需要判断居民的边际消费倾向的性质,根据命题1,需

①实际上考虑资产效用后,(有限)多期最优就蕴含了单期最优,而代际传承(遗赠)的效用就包含于资产效用中。

②有不少文献(袁志刚、朱国林,2002;杨汝岱、朱诗娥,2009)使用线性消费函数 $c = a + by$ 定义 b 为边际消费倾向,该定义并不准确;而关于边际消费倾向递减的定义中,所使用的“收入”变量也并不明确,如Blinder(1975)使用了一生的收入,而其他文献则使用了短期的收入。

要对参数 δ/β 进行校准。

对式(1)进行变换,有:

$$\log(M + y - c) = \left(\frac{1}{\beta}\right)\log(b) + \left(\frac{\delta}{\beta}\right)\log(c)$$

其中 M 使用年初居民人均储蓄数据, y 使用居民人均可支配收入(纯收入)数据, c 使用居民人均消费支出数据。我们使用 1996 - 2010 年的省际面板数据,通过建立个体固定效应模型,采用广义最小二乘法进行估计,结果表明参数 $\delta/\beta = 1.50$,也即 $\delta/\beta > 1$,这意味着 $-\delta < -\beta$,从而根据命题 1,我们有:

命题 2:我国居民的边际消费倾向递减。

三、收入不平等的宏观消费效应:理论分析和计量方法

本部分使用收入洛伦兹曲线和基尼系数来衡量居民的收入不平等,并基于经典帕累托收入分布构建一个包含基尼系数的宏观消费函数,严格证明收入不平等的宏观消费效应,最后给出收入不平等的消费损失以及收入不平等变化对居民总消费变化影响的计算公式。

(一)收入不平等对总消费负面效应的理论证明

洛伦兹曲线是美国统计学家洛伦兹 1905 年提出来的衡量国民收入分配的曲线,它是由按照收入从低到高累积的一定人口数占总人口中的百分比与这部分人口所获得的收入占总收入中的百分比构成的曲线: $L = L(p)$,其中 p 是人口比重, $L(p)$ 是收入比重。根据洛伦兹曲线可计算基尼系数:

$$G = 1 - 2 \int_0^1 L(p) dp$$

通过估计洛伦兹曲线的具体函数形式,即可求出基尼系数。国外学者 Basmann 等(1990)、Ryu 和 Slottje (1996)、Sarabia 等(1999)、Chotika Panich 和 Griffiths(2002)提出了各种形式的洛伦兹曲线方程,可以适合不同情况下的分析需要。Sarabia(2008)给出了七个基于经典收入分布的洛伦兹曲线函数和基尼系数计算公式,其中基于经典帕累托(Classical Pareto)收入分布的洛伦兹曲线是最常用的曲线。Sarabia 等(1999)就基于经典帕累托收入分布发展出一族洛伦兹曲线函数并给出相应的基尼系数计算公式,该族洛伦兹曲线在现实中拟合效果非常好,被广泛应用。综合考虑,本文选择最有代表性的基于经典帕累托收入分布所对应的洛伦兹曲线函数:

$$L(p) = 1 - (1 - p)^B$$

其对应的基尼系数为:

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

则参数: $B = \frac{1 - G}{1 + G}$ 。

由此得到以基尼系数 G 为参数的洛伦兹曲线函数:

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

设全国总人口为 N ,则所有人口中,收入排最低第 i 位的居民收入为(王宋涛等,2012):

$$y_i = Y \cdot \left[L\left(\frac{i}{N}\right) - L\left(\frac{i-1}{N}\right) \right]$$

设消费者具有相同的连续可导的(微观)消费函数: $c = f(y)$,则国民总消费:

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

基于边际消费倾向递减的条件(假设)证明“缩小收入差距能够提高总消费”的文献较多,但证明都不够彻底^①。利用本文的宏观消费函数,结合命题 2,可以严格证明收入不平等会降低我国居民总消费。此外还

^①较经典的、证明较为彻底的是 Blinder(1975),但其证明存在两个局限,其一是假设收入转移都是从高收入向低收入转移,其二是其证明过程中假设最高和最低收入者的收入不变。国内也有对此进行证明的文献,如李军(2003)、王宋涛和吴超林(2012),但其都使用二元模型(即全社会只有高收入者和低收入者两个人)进行证明,存在局限性,即假设收入转移只从高收入者向低收入者转移。

可以证明当 MPC 非(严格)递减时,降低基尼系数不一定能提高总消费^①。由于基尼系数的变化并不对收入的转移方向有限制,即基尼系数变化允许收入从高收入向低收入转移,也允许收入由低收入转移,基尼系数的变化是各种收入转移以后的综合结果,这与现实更加吻合,因此本文的推导比以往的文献都更为彻底,结论也更具现实意义。

对宏观消费函数求基尼系数 G 的偏导数,得:

$$\frac{\partial C}{\partial G} = \frac{-2Y}{(1+G)^2} \sum_{i=1}^N f'(y_i) \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i-1}{N}\right) - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i}{N}\right) \right]$$

可以看出,该偏导数的符号依赖于边际消费倾向 $f'(y)$ 的性质,结合命题 2,有:

命题 3:我国居民收入不平等会降低居民总消费,即 $\partial C / \partial G < 0$ (证明见附录 2)。

实际上,除了边际消费倾向递减之外,其他条件并不能确定收入不平等对总消费的影响。

命题 4:当边际消费倾向非单调递减时,缩小收入不平等不一定能提高总消费(证明见附录 3)。

值得指出的是,命题 3 和 4 的证明并不依赖于具体的微观消费函数形式,因此更具有一般性。而且命题也并非说明 MPC 非单调递减时,分配与总消费就毫无关系。现实中 MPC 递减特征并非百分之百存在,只有在 MPC 递减的收入区间进行公平分配,或者从高收入低边际消费倾向个体向低收入高边际消费倾向个体进行收入转移,才可以提高总消费需求。

(二) 收入不平等的宏观消费损失:计量方法

本文建立的包含基尼系数的宏观消费函数可以直接计量基尼系数对总消费的影响。

根据式(2),当 $G=0$,即居民收入完全相同时, $C_0 = F(Y, 0)$ 即为收入完全平等的居民总消费,则居民收入不平等的绝对消费损失为:

$$TC = C_0 - C = F(Y, 0) - F(Y, G) = Nf(Y/N) - \sum_{i=1}^N f\left(Y\left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}}\right]\right) \quad (3)$$

则收入差距导致的相对消费损失率为:

$$pTC = 1 - \sum_{i=1}^N f\left(Y\left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}}\right]\right) / [Nf(Y/N)] \quad (4)$$

(三) 收入不平等变化对居民总消费变化的影响:计量方法

由于居民总收入及基尼系数都在变化,因此收入差距的消费损失变化并不能用来解释基尼系数变化对居民总消费的影响,需要用差分公式对居民总消费进行分解。

一般而言,微观消费函数除了受收入影响之外,还受其他因素影响,这些因素会随时间变化而变化,我们设微观消费函数为:

$$c = f(y, z)$$

其中 z 为影响个体消费的非收入因素,其会随时间而变化。

则总消费可表示为:

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

对 C 求差分,有:

$$\begin{aligned} \Delta C = & \sum_{i=1}^N f_1\left(Y\left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}}\right], z\right) \Delta Y - \frac{2}{(1+G)^2} \sum_{i=1}^N f_1\left(Y\left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}}\right], z\right) \cdot \\ & \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i-1}{N}\right) - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i}{N}\right)\right] \Delta G + \sum_{i=1}^N f_2\left(Y\left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}}\right], z\right) \Delta z \end{aligned} \quad (5)$$

其中 $f_1(\cdot)$, $f_2(\cdot)$ 表示对第 1、第 2 个变量求偏导数。把(5)式简单记为:

$$\Delta C = A_Y \Delta Y + A_G \Delta G + A_z \Delta z$$

^①几乎所有文献都仅证明 MPC 递减是缩小收入差距可以提高消费的充分条件,并不否认其他充分条件存在的可能性,杨汝岱和朱诗娥(2007)认为 MPC 与收入呈“倒 U 型”时,缩小收入差距可以提高总消费,该结论值得商榷。

则等式右边第一项为居民收入变化对总消费的影响,第二项即是基尼系数变化对总消费的影响,第三项是其他因素变化对总消费的影响。各因素变化对总消费变化的相对贡献率为: $\frac{A_f \Delta f}{\Delta C}, \frac{A_y \Delta Y}{\Delta C}, \frac{A_c \Delta G}{\Delta C}$ 。

由于差分公式实际上是假设变量的变化是微小的,公式的推导过程中舍去了二阶以上的项,比如 $\Delta Y \Delta G$ 项,因此在应用中需要保证变量的变化率相对比较小,比如控制在 10% 以内,误差将会比较小。后文的实证中我们将以年为时间变化的单位,计算跨年的变化,则必须逐年计算后进行累加。

具体计算时还需要知道消费函数的形式,考虑边际消费倾向递减的特征,可设微观消费函数为幂函数 $f(y) = b_0 y^{b_1}$,则根据式(2),有:

$$C = b_0 Y^{b_1} \sum_{i=1}^N \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \right]^{b_1}$$

则公式(5)化为:

$$\begin{aligned} \Delta C = & b_0 b_1 Y^{b_1-1} \sum_{i=1}^N \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \right]^{b_1} \Delta Y - \frac{2b_0 b_1 Y^{b_1}}{(1+G)^2} \sum_{i=1}^N \left(\left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \right]^{b_1-1} \right) \cdot \\ & \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log \left(1 - \frac{i-1}{N}\right) - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log \left(1 - \frac{i}{N}\right) \right] \Delta G + Y^{b_1} \sum_{i=1}^N \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \right]^{b_1} \Delta b_0 + \\ & b_0 Y^{b_1} \sum_{i=1}^N \left\{ \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \right]^{b_1} \log \left(Y \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \right] \right) \right\} \Delta b_1 \quad (6) \end{aligned}$$

四、中国居民收入不平等对总消费影响的量化分析

本部分首先对居民微观消费函数进行估计;再次利用(3)式和(4)式计算收入不平等的总消费损失;最后利用(6)式,对居民总消费的变化从居民收入、收入分配及微观消费倾向三个因素进行分解。

(一)居民消费函数估计

由于 MPC 具有递减性质,因此假定消费函数为幂函数的形式: $c = f(y) = b_0 y^{b_1}$ 。考虑到消费函数的参数(即非收入因素)是变化的,最好的办法是使用每年居民消费和收入的微观数据逐年进行估计。由于无法获得居民历年的微观数据,只能使用省际面板数据进行近似估计。面板回归模型提供了变截距和变系数两种方法,而变截距又有截面效应和时期效应两种,其中时期效应即允许截距随时期而变化,因此我们使用变截距的时期固定效应模型,并通过 F 检验和 Hausman 检验判断采用变截距模型及固定效应模型的适用性。回归模型设定为:

$$\ln CONS_{it} = a_0 + \gamma_t + a_1 \ln INC_{it} + \varepsilon_{it}$$

$i = 1, 2, \dots, 30$ 为省份, $t = 1996, 1997, \dots, 2010$ 为时期。 $\ln CONS_{it}$ 为居民人均消费的对数, $\ln INC_{it}$ 为居民人均收入的对数, γ_t 为时期效应。数据指标及来源同上文,名义数据采用 1996 年为基期的定基价格指数进行调整。F 检验结果支持使用变截距模型, Hausman 检验结果支持使用固定效应模型,此外,利用广义最小二乘法处理固定效应模型的序列相关性与异方差,估计结果见表 1。

表 1 1996-2010 年中国居民消费函数的估计和检验

系数	系数	调整 R^2	0.9861	观测值	450
a_0	0.134445 ** (2.1745)	F 统计量	2128.072	Hausman	4.1029 **
a_1	0.95189 *** (130.997)	P 值	0.0000	模型类型	固定效应
t	1996 年	1997 年	1998 年	1999 年	2000 年
γ_t	0.0477	0.0223	-0.0090	-0.0250	0.0080
$a_0 + \gamma_t$	1.1998	1.1697	1.1336	1.1157	1.1531
t	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年
γ_t	-0.0069	0.0048	-0.0021	-0.0038	0.0144
$a_0 + \gamma_t$	1.1361	1.1495	1.1415	1.1396	1.1605
t	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年
γ_t	0.0049	-0.0058	-0.0171	-0.0088	-0.0237
$a_0 + \gamma_t$	1.1495	1.1372	1.1245	1.1339	1.1171

注:括号内为 t 检验值; **、*** 表示 5%、1% 显著性水平。

从结果看, F 统计量在 1% 水平上显著, 调整 R^2 值高达 0.9861, 拟合效果较好。系数 a_0 检验在 5% 水平

上显著,系数 α_1 在 1% 水平上显著, $\alpha_1 < 1$ 表明边际消费倾向都递减。

根据对数模型,消费函数为幂函数: $c_t = b_{0t} y_t^{\beta_1}$, 则: $b_{0t} = e^{a_0 + \gamma_t}$, 可计算 b_{0t} 的值。

(二) 居民收入不平等的消费损失 (1996 - 2010 年)

利用式 (3)、(4) 计算 1996 - 2010 年收入差距导致的居民总消费绝对损失和相对损失率。

居民总消费为城镇居民消费性支出与农村居民生活消费支出之和,居民总收入为城镇居民可支配收入与农村居民纯收入之和。居民总体基尼系数则使用城乡内部居民基尼系数和城乡居民人均收入按照城乡加权法进行计算(周云波,2009),其中城镇居民内部基尼系数使用分组收入数据计算得到,农村居民内部基尼系数则直接采用国家统计局数据,消费函数参数来源于上面的估计,其他指标数据及原始数据来源于历年《中国统计年鉴》。所有名义数据都使用定基价格指数(1996 年为基期)进行调整。

根据式 (3)、(4) 使用 c ++ 语言编写程序并使用 Visual c ++ 6.0 软件进行计算,结果如表 2。

可以看到,1996 - 2010 年期间,收入不平等所导致的绝对消费损失平均为 1 383.56 亿元(1996 年价,下同),损失率为 2.68%;其中 1996 年、1997 年的相对消费损失率最低,为 1.74%,2008 年的相对消费损失率最高,达 3.30%。可见收入差距导致的消费损失相对较大,实际上 1996 - 2010 年,我国居民总消费年均也仅增加 3 694.5 亿元。因此通过缩小居民收入差距,可以较大地提高居民总消费,不但提高居民整体的生活(福利)水平,还可以扩大宏观总需求。

表 2 1996 - 2010 年中国居民收入差距的总消费损失

年份	居民总消费计算 值 C (亿元)	相对误差 (%)	收入平等的居民 总消费 C_0 (亿元)	收入差距导致的 总消费损失 TC (亿元)	收入差距导致的 消费损失率 pTC (%)
1996	27 710.78	-1.02	28 198.72	487.95	1.74
1997	28 125.40	-1.34	28 621.33	495.93	1.74
1998	29 467.25	-1.93	30 013.71	546.46	1.82
1999	31 978.09	-2.43	32 624.01	645.92	1.97
2000	35 082.05	-1.90	35 877.58	795.53	2.22
2001	37 323.78	-2.03	38 239.26	915.48	2.40
2002	42 540.56	-3.06	43 799.06	1 258.50	2.87
2003	45 593.87	-3.16	47 038.59	1 444.72	3.07
2004	47 829.44	-3.15	49 355.99	1 526.55	3.09
2005	53 073.37	-2.91	54 804.08	1 730.72	3.17
2006	57 814.01	-2.78	59 719.67	1 905.67	3.20
2007	61 945.32	-2.39	63 999.36	2 054.05	3.24
2008	63 551.83	-2.05	65 693.24	2 141.40	3.30
2009	71 660.05	-2.04	74 067.52	2 407.47	3.29
2010	75 738.63	-1.51	78 135.72	2 397.09	3.12
平均	47 295.63	-2.25	48 679.19	1 383.56	2.68

注:第 2 列为根据公式(2)使用居民总收入计算的居民消费值;第 3 列为居民总消费计算值与实际值的相对误差。

(三) 收入不平等变化对居民消费变化的贡献 (1996 - 2010 年)

根据各指标历年数据及其每年的绝对变化值,并根据式(6),使用 c ++ 语言编写程序并使用 Visual c ++ 6.0 软件进行计算,结果如表 3。

从表 3 可以看到,1996 - 2010 年居民总消费变化计算值为 48 098.9 亿元,与使用统计数据计算的居民总消费的相对误差仅为 -1.64%,而历年计算的居民消费变化值中,最高的相对误差为 -13.43% (1996 - 1997 年),最小的相对误差仅为 -0.19% (2005 - 2006 年),可见模型具有非常高的准确性,计算结果是可靠的。

从历年基尼系数变化对居民总消费的影响看,2002 年基尼系数增幅最大,当年基尼系数增大导致居民总消费下降 170.5 亿元,占当年居民总消费变化值的 3.28%,而 2010 年基尼系数下降导致当年居民总消费提高 108.4 亿元,占当年居民总消费变化值的 2.64%。

从 1996 - 2010 年的累计结果可以看出,由于基尼系数增大导致居民总消费下降 510.9 亿元,占该时期居民总消费变化值的 -1.06%;居民收入增加则使得居民总消费增加了 51 460.9 亿元,占该时期居民总消费变化的比为 106.99%;其他因素变化导致居民总消费下降 2 851.1 亿元,占该时期居民总消费变化的 5.93%。

表 3

各个因素对居民总消费变化的绝对贡献和相对贡献

年份	$A_z \Delta z$ (亿元)	$A_y \Delta Y$ (亿元)	$A_c \Delta G$ (亿元)	合计 ΔC (亿元)	相对 误差 (%)	$A_f \Delta f / \Delta C$ (%)	$A_y \Delta Y / \Delta C$ (%)	$A_c \Delta G / \Delta C$ (%)
1996 - 1997	-676.5	1 127.6	-10.7	440.5	-13.43	-153.57	255.99	-2.42
1997 - 1998	-866.6	2 297.2	-24.8	1 405.8	-8.76	-61.65	163.41	-1.76
1998 - 1999	-467.2	3 073.8	-46.3	2 560.3	-6.09	-18.25	120.06	-1.81
1999 - 2000	1073.9	2 037.3	-74.3	3 037.0	1.66	35.36	67.08	-2.44
2000 - 2001	-519.6	2 864.5	-61.6	2 283.3	-2.22	-22.75	125.45	-2.70
2001 - 2002	440.3	4 930.9	-170.5	5 200.6	-10.15	8.47	94.81	-3.28
2002 - 2003	-294.5	3 458.6	-84.5	3 079.6	-3.66	-9.56	112.31	-2.74
2003 - 2004	-76.1	2 315.6	-10.1	2 229.4	-3.30	-3.41	103.86	-0.45
2004 - 2005	879.1	4 315.9	-31.9	5 163.1	-2.23	17.03	83.59	-0.62
2005 - 2006	-504.5	5 313.6	-18.0	4 791.0	-0.19	-10.53	110.91	-0.38
2006 - 2007	-616.7	4 805.4	-31.0	4 157.7	4.12	-14.83	115.58	-0.75
2007 - 2008	-693.7	2 346.2	-62.0	1 590.5	12.07	-43.62	147.51	-3.90
2008 - 2009	528.5	7 515.3	6.2	8 049.9	-2.66	6.56	93.36	0.08
2009 - 2010	-1 057.4	5 059.2	108.4	4 110.3	9.63	-25.72	123.09	2.64
累计	-2 851.1	51 460.9	-510.9	48 098.9	-1.64	-5.93	106.99	-1.06

注: ΔC 为居民总消费计算值, 误差为计算值与统计值的相对误差。

五、结论及建议

本文通过引入财富效应假设, 基于一个最优消费决策模型推导出边际消费倾向递减的理论条件, 即: 消费的边际效用弹性小于财富的边际效用弹性。利用 1996 - 2010 年的省际面板数据进行校准, 证实现阶段中国居民的边际消费倾向递减。

通过构建一个包含基尼系数变量的宏观消费函数, 本文以基尼系数为收入不平等的衡量指标, 从理论上严格证明了中国居民收入不平等对总消费的负面影响。此外, 我们还指出, 除了边际消费倾向递减, 边际消费倾向的其他特征无法保证缩小居民收入不平等能够提高总消费, 澄清了关于这一命题的一些争论。

利用宏观消费函数, 本文还给出了计算收入不平等的消费损失的公式以及收入不平等变化对总消费影响的差分公式, 一定程度上克服了使用回归分析方法的一些局限性。

最后, 经过程序的运算表明: 1996 - 2010 年期间, 收入不平等所导致的绝对消费损失平均为 1 383.56 亿元 (1996 年价, 下同), 损失率为 2.68%; 这期间由于基尼系数增大导致居民总消费下降 510.9 亿元, 占该时期居民总消费变化值的 1.06%。可见当前中国的收入不平等是造成居民消费需求不足的一个重要原因, 政府有必要采取一系列措施, 致力于降低我国现阶段的收入不平等, 既促进社会的公平, 又能增加总需求, 实现经济持续增长。

附录 1: 命题 1 证明

证明: 根据式 (1), 即 $\partial W / \partial c = U'(c) - bV'(M + y - c) = 0$, 有:

$$c^{-\delta} - b(M + y - c)^{-\beta} = 0$$

则:

$$y = b^{1/\beta} c^{\delta/\beta} + c - M$$

$$\text{从而: } \frac{\partial c}{\partial y} = \frac{1}{\partial y / \partial c} = \frac{1}{1 + b^{1/\beta} (\delta/\beta) c^{\delta/(\beta-1)}} > 0, \frac{\partial^2 c}{\partial y^2} = \frac{\partial(\frac{\partial c}{\partial y})}{\partial c} \cdot \frac{\partial c}{\partial y} = \frac{\partial(\frac{1}{\partial y / \partial c})}{\partial c} \cdot \frac{\partial c}{\partial y} = -\frac{(\delta/\beta)(\delta/\beta-1)b^{1/\beta} c^{\delta/(\beta-2)}}{[1 + (\delta/\beta)b^{1/\beta} c^{\delta/(\beta-1)}]^3} < 0$$

因为 $-\delta < -\beta$, 故 $\delta/\beta > 1$, 从而 $\partial^2 c / \partial y^2 < 0$, 即边际消费倾向递减。

附录 2: 命题 3 证明

证明: 设所有 N 个居民的收入从低到高为:

$$0 < y_1 < y_2 < \cdots < y_N$$

根据命题 2, 有 $f''(y) < 0$, 因此:

$$f'(y_1) > f'(y_2) > \cdots > f'(y_N) > 0 \quad (a)$$

做展开级数有:

$$\sum_{i=1}^N \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i-1}{N}\right) - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i}{N}\right) \right] = 0 \quad (\text{b})$$

令 $g(x) = (1-x)^a \log(1-x)$, $0 \leq x \leq 1$, $0 < a < 1$, 则:

$$g'(x) = -a(1-x)^{a-1} \log(1-x) + \left(\frac{-1}{1-x}\right)(1-x)^a = -(1-x)^{a-1} [a \log(1-x) + 1]。$$

当 $x = 1 - e^{-1/a}$ 时, $g'(x) = 0$; 当 $x < 1 - e^{-1/a}$ 时, $g'(x) < 0$, 此时 $g(x)$ 为减函数; 当 $x > 1 - e^{-1/a}$ 时, $g'(x) > 0$, 此时 $g(x)$ 为增函数。

令 $i_0 = N - Ne^{-1/a}$, 则: $i_0 < N - Ne^{-1/a} < i_0 + 1$, 从而: $\frac{i_0}{N} < 1 - e^{-1/a} < \frac{i_0 + 1}{N}$ 。

当 $i \leq i_0$ 时, $\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i-1}{N}\right) - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i}{N}\right) > 0$;

当 $i > i_0$ 时, $\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i-1}{N}\right) - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i}{N}\right) < 0$ 。

对等式(b)进行移项有:

$$\begin{aligned} & \sum_{i=1}^{i_0} \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i-1}{N}\right) - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i}{N}\right) \right] \\ &= \sum_{i=i_0+1}^N \left[\left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i}{N}\right) - \left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i-1}{N}\right) \right] \end{aligned}$$

其中等式左边和等式右边的级数每一项都大于0, 对每一项分别乘以正的乘子“ $f'(y_i)$ ”, 再结合(a)式, 可得到:

$$\begin{aligned} & \sum_{i=1}^{i_0} f'(y_i) \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i-1}{N}\right) - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i}{N}\right) \right] > \\ & \sum_{i=i_0+1}^N f'(y_i) \left[\left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i}{N}\right) - \left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i-1}{N}\right) \right] \end{aligned}$$

移项得: $\sum_{i=1}^N \left\{ f'(y_i) \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i-1}{N}\right) - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i}{N}\right) \right] \right\} > 0$, 从而:

$$\frac{\partial C}{\partial G} = \frac{-2Y}{(1+G)^2} \sum_{i=1}^N \left\{ f'(y_i) \left[\left(1 - \frac{i-1}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i-1}{N}\right) - \left(1 - \frac{i}{N}\right)^{\frac{1-G}{1+G}} \log\left(1 - \frac{i}{N}\right) \right] \right\} < 0$$

证毕。

附录3: 命题4 证明

证明: 边际消费倾向非单调递减, 即存在某一个收入区间 $[y_s, y_t]$, 当 $y \in [y_s, y_t]$ 时, 有 $d^2f(y)/dy^2 \geq 0$, 设该区间的个体有 m 个 ($i_1, i_2, \dots, i_m$), 收入排列为: $y_{i_1} < y_{i_2} < \dots < y_{i_m}$, 则:

$$0 < f'(y_{i_1}) < f'(y_{i_2}) < \dots < f'(y_{i_m})$$

设收入区间 $[y_s, y_t]$ 的 m 个个体的收入基尼系数为 G_m , 总消费为 C_m (即把该 m 个个体看成一个整体计算基尼系数和总消费), 类同命题3的证明方法, 可以得到:

$$\frac{\partial C_m}{\partial G_m} = \frac{-2Y}{(1+G)^2} \sum_{i=i_1}^{i_m} \left\{ f'(y_i) \left[\left(1 - \frac{i-1}{m}\right)^{\frac{1-G_m}{1+G_m}} \log\left(1 - \frac{i-1}{m}\right) - \left(1 - \frac{i}{m}\right)^{\frac{1-G_m}{1+G_m}} \log\left(1 - \frac{i}{m}\right) \right] \right\} > 0$$

若除 $[y_s, y_t]$ 外的其他收入区间的个体收入分配和消费倾向不发生变化, 则当 G_m 变大(小)时, G 也变大(小), 即 $\partial G_m / \partial G > 0$; 当 C_m 变大(小), C 也变大(小), 即 $\partial C / \partial C_m > 0$, 从而:

$$\frac{\partial C}{\partial G} = \frac{\partial C}{\partial C_m} \times \frac{\partial C_m}{\partial G_m} \times \frac{\partial G_m}{\partial G} > 0$$

即基尼系数越小, 社会的总消费越低。因此当 MPC 非单调递减时, 降低基尼系数(缩小收入不平等)并不能保证提高总消费。

参考文献:

1. 钞小静、任保平、惠康, 2009:《收入分配不平等、有效需求与经济增长——一个基于中国经济转型期的实证研究》,《当代经济科学》第5期。
2. 程磊, 2011:《收入差距扩大与中国内需不足:理论机制与实证检验》,《经济科学》第1期。
3. 马强, 2004:《我国居民消费需求不足的成因与对策》,《宏观经济管理》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. 李子奈, 2008:《计量经济学应用研究的总体回归模型设定》,《经济研究》第8期。
6. 梅纳德·凯恩斯, 1936:《就业、利息与货币通论》,中译本,经济科学出版社,1999。
7. 王宋涛、杨薇、吴超林, 2011:《中国国民总效用函数的构建与估计》,《统计研究》第4期。
8. 王宋涛、魏下海、涂斌、余玲铮, 2012:《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》,《经济科学》第6期。
9. 王宋涛、吴超林, 2012:《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》,《经济评论》第

6 期。

10. 王宋涛、谢兰兰, 2013:《公平分配与居民福利——收入差距对中国居民恩格尔系数的影响分析》,《统计与信息论坛》第 3 期。
11. 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》年第 2 期。
12. 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。
13. 袁志刚、朱国林, 2002:《消费理论中的收入分配与总消费——兼对中国消费不振的分析》,《中国社会科学》第 2 期。
14. 藏旭恒、张继海, 2003:《城乡居民消费结构: 基于 ELES 模型和 AIDS 模型的比较分析》,《山东大学学报》第 6 期。
15. 周云波, 2009:《城市化、城乡差距与居民总体基尼系数的变动》,《经济学(季刊)》第 3 期。
16. Basmann, R., K. Hayes, J. Johnson, and D. Solottje. 1990. "A General Functional Form for Approximating the Lorenz Curve." *Journal of Econometrics*, 43(1): 77 - 90.
17. Blinder, Alan S. 1975. "Distribution Effects and the Aggregate Consumption Function." *Journal of Political Economy*, 83(3): 447 - 476.
18. Browning, Martin, and Annamaria Lusardi. 2000. "Household Saving, Micro Theories, and Micro Facts." *Journal of Economic Literature*, 34(4): 1797 - 1855.
19. Chotika Panich, D., and W. E. Griffiths. 2002. "Estimating Lorenz Curves Using a Dirichlet Distribution." *Business and Economic Statistics*, 20(2): 290 - 95.
20. Haavelmo, T. 1947. "Methods of Measuring the Marginal Propensity to Consume." *Journal of the American Statistical Association*, 42(237): 105 - 122.
21. Hall, R. 1978. "Stochastic Implications of the Life Cycle - Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence." *Journal of Political Economy*, 86(6): 312 - 336.
22. Kaldor, N. 1956. "Alternative Theories of Distribution." *Review of Economic Studies*, 23(2): 83 - 100.
23. Kurz, M. 1968. "Optimal Economic Growth and Welfare Effects." *International Economic Review*, 9(3): 348 - 357.
24. Kuznets, S. 1942. "National Income and Taxable Capacity National Income and Taxable Capacity." *American Economic Review*, 32(1): 37 - 75.
25. Menchik, Paul. L., and Martin David. 1983. "Income Distribution, Lifetime Savings and Bequests." *American Economic Review*, 73(4): 672 - 690.
26. Modigliani, F., and R. Brumberg. 1954. "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of the Cross - Section Data." In *Post - Keynesian Economics*, ed. Kenneth K. Kurihara, 388 - 436. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.
27. Musgrove, Philip. 1980. "Income Distribution and the Aggregate Consumption Function." *Journal of Political Economy*, 88(3): 504 - 525.
28. Ryu, H. K., and D. J. Slottje. 1996. "Two Flexible Functional Form Approaches for Approximating the Lorenz Curve." *Journal of Econometrics*, 72(1): 251 - 274.
29. Sarabia, J. M., E. Castillo, and D. J. Slottje. 1999. "An Ordered Family of Lorenz Curves." *Journal of Econometrics*, 91(1): 43 - 60.
30. Sarabia, J. M. 2008. "Parametric Lorenz Curves: Models and Applications." In *Modeling Income Distributions and Lorenz Curves*, ed. Duangkamon Chotikapanich, 167 - 190. Springer. Available at http://link.springer.com/chapter/10.1007/978-0-387-72796-7_9.
31. Zou, Heng - fu. 1994. "The Spirit of Capitalism and Long - run Growth." *European Journal of Political Economy*, 10(2): 279 - 293.

The Macro - consumption Effects of Chinese Residents' Income Inequality

Wang Songtao¹ and Wu Chaolin^{2,3}

(1: Shantou University Business School; 2: School of Economy & Management, South China Normal University; 3: South China Research Center for Market Economy)

Abstract: Through the establishment of an optimal consumption model and corresponding parameter calibration, this paper confirms the diminishing marginal propensity of Chinese residents' consumption, then we build a macro consumption function containing the Gini coefficient to prove the negative effect of residents' income inequality towards consumption. The paper also gives the methods to calculate the impact of income inequality on consumption, and the results show that, from 1996 to 2010, Chinese residents' income inequality leads to the absolute consumption loss about 138.356 billion yuan per - year, and the loss rate is 2.68%; the Gini coefficient's increase leads to a decline in the total consumption of the residents about 51.09 billion yuan, accounting for 1.06% of the changes of residents' total consumption.

Key Words: Income Inequality; Gini Coefficient; Marginal Propensity of Consumption; The Macro - consumption Effects

JEL Classification: E21, E25

(责任编辑:赵锐、彭爽)