

分报告 3:

收入分配和居民消费需求之间的关系

杨天宇

内容摘要：本文的目的是研究我国收入分配与居民消费的关系。文章利用分组的家庭户数据，用三种方法度量居民消费支出，估计了各收入组的边际消费倾向差异。研究中还将变量间的长期动态关系、通货膨胀因素、家庭户规模和居民收入来源差异纳入分析范围。研究结果表明，中国的收入分配显著影响了居民消费。根据本文的模拟计算，即使中低收入阶层的收入份额只有微弱的提高，也可以提高总体居民边际消费倾向约 2 个百分点。因此，缩小居民收入差距，加大居民收入再分配的力度，壮大中等收入者的队伍，对刺激我国居民消费需求具有积极作用。

一、引言

目前，我国经济面临外需和国内投资增长速度下降的问题，扩大居民消费需求对经济增长的重要性凸显。我国扩大内需的政策取向尽管已有多多年，但居民消费需求一直不振。这就需要我们关注消费不振长期持续的原因。概括起来，以下因素阻碍了居民消费需求的启动：

1、抑制消费的长期性因素一直存在。主要有以下几个方面：一是“改革”因素。自“九五”以来我国改革进入了攻坚阶段，养老制度、医疗制度、住房制度、教育制度等改革措施相继出台，这些改革均使居民个人承担部分有较大比重的增加，因此使居民预防性储蓄增加、消费减少。这个因素不仅在几年前是消费不振的重要原因，而且由于改革正在继续进行，此因素对消费的负面影响并未缓解。二是“硬件”因素。我国基础设施的不健全仍在制约居民消费需求，如城镇公路建设的滞后制约了城镇居民的轿车需求，市政基础设施不配套制约了城镇居民的住宅需求等。三是“发展阶段”因素，如市场信用体系不健全导致的消费信贷难以推广和假冒伪劣盛行，制约了城镇居民的消费提高；农村城市化进程滞后和农民负担过重制约了农民收入和消费提高等等。这些长期性因素的存在，一定程度上抵消了经济高涨刺激消费的作用。

2、收入差距对消费需求的制约明显加大。收入分配对消费需求的影响经常被人们忽视，但这个因素的作用已经变得越来越重要。目前，各种长期性因素虽仍然存在，但也并未恶化，此时消费增长率的下降似乎更需要在收入分配上找原因。可以说，在所有制约消费的因素中，只有收入分配因素在最近几年中持续恶化。

图 1 表现了改革开放以来，以基尼系数表示的全国、农村和城镇居民收入差距的变化情况。

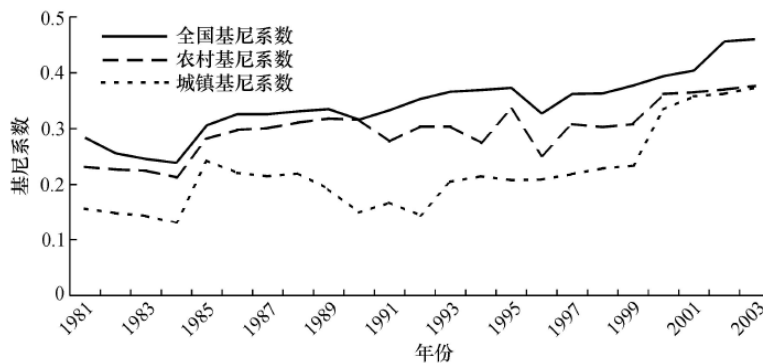


图 1 改革开放以来全国、农村和城镇居民收入差距的变化

资料来源：易纲、张燕姣（2006）

从图 1 可以看出，改革开放以来，无论是全国居民收入差距，还是城镇与农村内部居民收入差距，都处于不断扩大之中。尤其是全国的基尼系数在 2002 年就超过了 0.4 这一国际警戒线。此外我们还可以发现，与全国基尼系数相比，城镇和农村基尼系数相对较低，这说明城乡收入差距对全国收入差距的贡献相当大。改革开放以来城乡收入差距的变动趋势可以从图 2 看出：

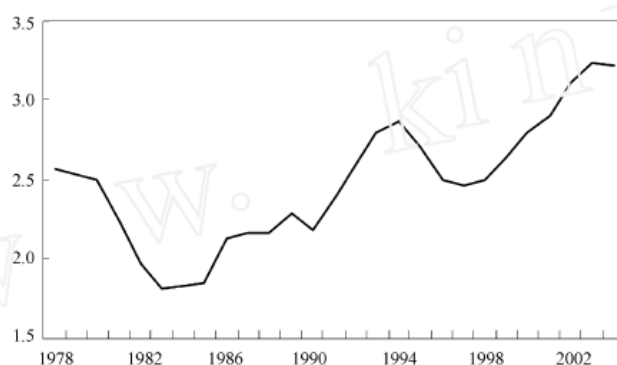


图 2 改革开放以来城乡收入比率的变化

图 2 表明，改革开放以来的城乡收入比率呈波浪式上升的状态。1978-1983 和 1995-1998 两个时间段是城乡收入差距比率下降的阶段，其余阶段则是城乡收入比率上升的阶段。

研究收入分配对居民消费需求的制约，对于启动消费具有重要意义。几乎所有消费需求的新变化，都可以从收入分配来解释。传统的刺激消费方法，如投资拉动、货币扩张、通货膨胀预期、收入增加等等，如果加入收入差距因素，就难以扩大消费。因为如果随着收入分配差距的扩大，这些方法所带来的收入增量，主要流向了低消费率的高收入阶层，高消费率的中低收入阶层收入增长有限，这样总的效果将是消费率的下降。同时，由于由于高收入者购买力不断增加，企业将会扩大针对这个群体的消费品生产，因此就出现了汽车、住房等局部消费热点，而同时普通消费品偏冷的情况。所以要启动居民消费，必须具体研究收入分配对居民消费需求的影响。当然，虽然消费不振除了居民消费不振之外，还有政府和企业消费不振的问题，但居民消费近年来一直占最终消费的 80% 左右，远远超过政府和企业消费所占比重，所以仍然是导致消费不振的主要原因¹。

收入分配如何影响居民消费需求，是一个经济学界长期争论的问题。早在

¹ 按照《中国统计年鉴》提供的数字，我国城乡居民消费率自 1978 年以来一直呈下降趋势。而李扬、殷剑峰（2007）根据资金流量表计算得出，居民消费率自 80 年代以来比较平稳，因此消费不振的主要原因是政府和企业消费不足。这个差别可能是统计口径造成的。但即使是按照李扬等人的数据，自 2003 年以来居民消费率仍然出现持续下降的情况。由于居民无论在哪个统计口径中都是总消费中比重最大的主体，所以居民消费率的下降仍然是总消费不振的重要原因。

1936年，凯恩斯就依据绝对收入假说，指出收入分配可以影响居民总消费，因此需要“采取大胆果断的步骤，即以收入再分配和其他办法来刺激消费倾向”¹。而弗里德曼的持久收入假说²和莫迪利亚尼的生命周期假说³则认为，消费者都是理性的经济人，他们会根据效用最大化的原则来使用一生的收入，安排一生的消费和储蓄，使一生中的总收入等于总消费。这样，消费就不是取决于现期收入，而是取决于一生的收入。在此假定下通过跨期最优化模型可以解出，边际消费倾向（MPC）是一个只与消费者的寿命、利率、时间偏好率、消费的边际效用的弹性有关的变量，与收入水平无关，因此收入分配不影响总消费。但上述三位学者并没有实证分析收入分配与总消费的关系。Blinder⁴在生命周期模型中引入了王朝效用函数，即消费者除了有生命周期储蓄动机，还有遗赠储蓄动机。在此基础上通过推导发现，只要消费的边际效用的弹性(δ)大于遗赠的边际效用的弹性(β)，MPC就将是收入的减函数；反之则是收入的增函数。只有当遗赠储蓄不存在时，或者 $\delta = \beta$ 时，收入分配才不影响总消费。他还运用两种方法检验了收入分配与总消费的关系，结果发现收入再分配或者对总消费没有影响，或者减少了总消费。此后关于这个问题的实证研究开始增多，但没有得出一致的结论。如Diamond和Hausman⁵、Boroan和Sharp⁶、Hubbard⁷等人的研究均发现收入分配显著影响总消费。而Doorn⁸和Allen等⁹的研究则得出了收入分配与总消费的关系不显著的结论。DellaValle & Oguchi¹⁰、Musgrave¹¹通过对跨国数据的实证检验发现，发达国家的收入分配显著影响总消费，而不发达国家的收入分配对总消费的影响并不显著。

造成以上这些不同结论的原因可归纳为以下三个：（1）大多用基尼系数等衡量收入不平等的指标来代表收入分配。然而正如Blinder所指出的，“检验收

¹ 凯恩斯：《就业、利息和货币通论》，第333页，商务印书馆1999年版。

² Friedman, M, 1957. A theory of the consumption function, Princeton University Press.

³ Modigliani, F and Brumberg, R. 1954. Unility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data, in *Post-Keynesian Economics*, ed. by K. Kurihara, Rutgers University Press.

⁴ Blinder, A, 1975. Distribution effects and the aggregate consumption function, *Journal of Political Economy*.83(3).447-476.

⁵ Diamond, P., and Hausman, J., Individual retirement and savings bahviour, *Journal of Public Economics*, 23, 81-114.

⁶ Boroah, K., and Sharp R. 1986. Aggregate Consumption and the Distribution of Income in the United Kingdom: An Econometric Analysis. *Economic Journal*, Vol. 96, 449-466

⁷ Hubbard, R. Glenn, Jonathan Skinner, and Stephen P. Zeldes. 1995. Precautionary saving and social insurance. *Journal of Political Economy*, 103, pp.360-399.

⁸ Doorn, V., Aggregate consumption and the distribution of income. *European Economic Review*, 6, pp.417-423.

⁹ Allen, Donald S. and Ndikumana, Leonce, 1999, Income Distribution and Minimum Consumption: Implications for Growth. *The Federal Bank of St. Louis Working Paper* 99-013A.

¹⁰ DellaValle & Oguchi, 1976. Distribution, the aggregate consumption function, and the level of economic development: some cross-country results, *Journal of Political Economy* .84(6).

¹¹ Musgrave, P,1980. Income distribution, and the aggregate consumption function. *Journal of Political Economy*, 88(3).

入分配对总消费函数是否有影响的唯一严格方法应该是直接估计各收入组的边际消费倾向是否一样”¹。直接检验总消费与某种收入不平等指标（如基尼系数）的关系其结果可能会不可靠，因为这样做将会把某些并不是因为收入分配变化而导致的消费变化，都视为收入分配变化的结果。（2）计量方程中没有考虑收入水平与消费之间的动态关系。从长期均衡的观点来看，总消费在 t 期的变化不仅取决于收入分配本身的变化，还取决于总消费和收入分配在 $t-1$ 期末的状态，尤其是二者在 $t-1$ 期的不平衡程度。但此问题在过去的实证研究中普遍被忽略。（3）未考虑通货膨胀因素对收入水平、收入分配和居民消费的影响，这使不同通货膨胀水平下的计量结果难以比较。

上述第一个原因还导致了数据采用中的问题：由于没有直接估计各收入组的边际消费倾向，因此实证研究普遍采用宏观总消费的时间序列数据，而没有采用家庭户资料中的消费和收入数据，因此难以反映各收入组的家庭户信息。本文将把上述被忽略的合理因素纳入分析范围，分别利用家庭户数据和宏观的时间序列数据，考察我国收入分配与居民消费的关系。我们将通过直接估计我国各收入组的边际消费倾向差异，得出收入分配与居民消费需求之间的关系，并将结果与利用宏观总消费和家庭户平均消费时间序列数据得出的结果相比较。研究中采用 Davison、Srba 和 Yeo 提出的误差修正模型²，该模型可以将变量间的长期动态关系纳入分析范围。我们在计量方程中也加入了通货膨胀及其滞后变量。研究结果表明，中国的收入分配显著影响了居民消费。全文结构如下：第二部分介绍了计量模型和实证数据，第三部分讨论收入分配影响居民消费的计量结果，并对收入再分配影响居民消费的程度进行了数值模拟，第四部分是总结和政策含义。

二、收入分配影响居民消费需求的实证研究

（一）计量模型

为了估计居民各收入组的边际消费倾向，首先我们建立一个一般的动态消费函数模型：

$$\log c_t = k + \alpha \log c_{t-1} + \beta_1 \log y_t + \beta_2 \log y_{t-1} + \theta_1 \pi_t + \theta_2 \Delta \pi_t + v_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中 c_t 和 y_t 分别是 t 时期的实际消费和实际可支配收入， π 代表通货膨胀率， Δ 是一阶差分项， k 是截距项， v 是误差项。

¹ Blinder, A, 1975. Distribution effects and the aggregate consumption function, *Journal of Political Economy*. 83(3).pp471..

² Davison, J., Srba, F. and Yeo, S, 1978. Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom. *Economic Journal*, 88, pp.661-692.

在（1）式两端同时减去 $\log c_{t-1}$ ，在（1）式右边加上减去 $\beta_1 \log y_{t-1}$ ，可以得到：

$$\Delta \log c_t = k + \beta_1 \Delta \log y_t + (1-\alpha) \left(\frac{\beta_1 + \beta_2}{1-\alpha} \log y_{t-1} - \log c_{t-1} \right) + \theta_1 \pi_t + \theta_2 \Delta \pi_t + v_t \quad (2)$$

为了保持长期的稳定状态， $|\alpha| < 1$ 。如果我们进一步假设，在长期稳定状态下没有通货膨胀，则 c_t 和 y_t 的关系可表示为：

$$c_t = Ky_t^\delta \quad (3)$$

依据（2）式，我们可分别得到长期稳定状态下消费对收入的弹性和比例系数：

$$\delta = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1-\alpha}, \quad K = \exp \left[k + \frac{(\beta_1 - \delta)g}{1-\alpha} \right] \quad (4)$$

其中 g 是长期稳定状态下消费（ c ）和收入（ y ）的增长率。根据生命周期-持久收入假说，长期里消费对收入的弹性将变为单位弹性，根据（4）式可得：

$$\beta_1 + \beta_2 + \alpha = 1 \quad (5)$$

这意味着方程（2）可以被化简为：

$$\Delta \log c_t = k + \beta_1 \Delta \log y_t - (1-\alpha) \log(c/y)_{t-1} + \theta_1 \pi_t + \theta_2 \Delta \pi_t + v_t \quad (6)$$

其中 $\log(c/y)_{t-1}$ 是误差修正项，（6）式也称为误差修正模型。可以看出，该方程将变量间的长期动态关系和通货膨胀因素纳入了分析范围。但正如 Davison 等¹所指出的那样，方程（6）的特征在于，只要我们观察到 c 和 y 接近于长期稳定状态，即（3）式近似成立时，误差修正项（即 $\log(c/y)_{t-1}$ ）和截距项（ k ）之间将出现完全共线性，难以进行计量分析。为解决这个问题，我们可以在不影响计量方程有效性的情况下可以删去某个回归元。如果令 $k = 0$ 则消费者的长期行为不会受到影响，而如果令 $1-\alpha = 0$ 则肯定会影响消费者的长期行为。因此，我们在运用各收入组的数据估计方程（6）时，是否有截距项将取决于截距项是否对误差修正项 $\log(c/y)_{t-1}$ 系数的显著性产生有害的影响，若有则删去截距项。

（二）计量指标和数据说明

在目前对消费函数进行研究的大量文献中，并没有对如何计量居民消费支出达成一致意见。例如，Deaton²、Pesaran 和 Evans¹采用的是消费者的全部消费

¹ Davison, J., Srba, F. and Yeo, S, 1978. Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom. *Economic Journal*, 88, pp.661-692.

² Deaton, A.S.1977, Involuntary saving through unanticipated inflation. *American Economic Review*, 67, pp.899-910.

支出数据，而 Davison 等²和 Ungern-Sternberg³采用的则是消费者的非耐用品消费支出数据。为保证研究的全面性，本文借鉴 Boroan 和 Sharp⁴的做法，用三种方法度量居民消费支出：（1）消费者的全部消费支出；（2）消费者在非耐用品和半耐用品的全部消费支出（即除耐用品之外的全部消费支出）；（3）消费者在非耐用品上的全部消费支出（除耐用品和服装鞋帽之外的全部消费支出）。在这里，我们将服装鞋帽这样有一定耐用性的消费品称为半耐用品。根据数据的可获得性和 Boroan 等人的界定，我们定义非耐用品消费支出 = 全部消费支出 - 衣着类支出（即半耐用品消费支出）。所有的数据均来自《中国统计年鉴》（1985-2007）⁵。我们将利用这三类居民消费支出的数据，分别估计居民各收入组的边际消费倾向，并将其与利用居民宏观总消费数据、居民家庭户平均消费支出数据估计居民边际消费倾向的结果相比较。

由于本文试图分别估计居民各收入组的边际消费倾向，因此必须找到合适的居民分组数据。目前我国并不存在城乡居民合一的分组数据，为了与国外研究相比较，我们采用按五等份分组的城镇居民家庭收入和消费数据；而为了考虑中国城乡分割的具体情况，我们将农民阶层整体作为一个独立的分组，这样我们共有六个分组的家庭收入和消费数据。并不令人意外的是，六个组的居民家庭人均收入支出和消费支出都是递减的（如中高收入户低于高收入户，中等收入户低于中高收入户，以此类推），其中农民阶层的人均收入和消费支出低于城镇最低 20%的低收入户，该阶层的加入并没有破坏人均收入、消费支出递减的趋势，这也是我们将农民阶层作为一个独立分组的原因之一。由于缺乏农民阶层的耐用品消费支出数据，因此我们用家庭设备用品和服务支替代，该替代指标是耐用品支出的重要组成部分，与原变量高度相关，使用该替代指标不会产生严重偏差。

¹ Pesaran, M.H. and Evans, R.A. 1984, Inflation, capital gains and UK personal savings: 1953-1981. *Economic Journal*, 94, pp.237-257.

² Davison, J., Srba, F. and Yeo, S. 1978. Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom. *Economic Journal*, 88, pp.661-692.

³ Ungern-Sternberg, T. von, 1981, Inflation and savings: international evidence on inflation induced income losses, *Economic Journal*, 91, pp. 961-976.

⁴ Boroan, K., and Sharp R. 1986, Aggregate Consumption and the Distribution of Income in the United Kingdom: An Econometric Analysis. *Economic Journal*, Vol. 96, 449-466

⁵ 1985年以前的《中国统计年鉴》中没有城镇居民5等份数据，因此本文所用数据从1985年开始。

三、中国收入分配影响居民消费的计量结果

本节我们将运用《中国统计年鉴》(1985-2007)的有关数据,对计量方程(6)进行计量分析。误差修正模型的验证可以采用 Engle-Granger 两步法和直接估计法,本文拟采用直接估计法,但仍需要首先对变量间是否存在协整关系进行验证,以确定变量间的关系是否可以通过误差修正模型来表述。因此,我们首先对六个分组和总量的 c_t 和 y_t 进行了协整检验,检验结果表明无论在每一组,二者都存在一阶协整关系。因此 c_t 和 y_t 的关系可表述为误差修正模型,即我们可以用 OLS 对(6)式进行验证。

由于我们用三种方法度量居民消费支出,因此(6)式中的被解释变量 c_t 将分别用三种定义的消费支出来度量:全部消费支出(c),非耐用品消费支出 1($cn1$)和非耐用品消费支出 2($cn2$)。计量结果分别见表 1 至表 3。其中,三个表的倒数第二行表示采用居民宏观总消费数据得到的计量结果,而最后一行则表示采用居民家庭户平均消费支出数据得到的计量结果。 Q_1 表示农村居民的计量结果, Q_2 - Q_6 分别表示城镇低收入、中下收入、中等收入、中上收入、高收入户的计量结果。¹由于 1992 年以前没有城镇居民耐用品消费支出数据,因此表 1 中样本数据来自《中国统计年鉴》(1985-2007);而表 2、表 3 样本数据来自《中国统计年鉴》(1992-2007)。

表 1 方程(6)的计量结果 (被解释变量为 $\Delta \log c_t$)

收入组	K	$\Delta \log y_t$	$\log(c/y)_{t-1}$	π_t	$\Delta \pi_t$	\bar{R}^2	$\hat{\sigma}$
Q_1	0.156 (3.18)	0.242* (2.07)	-0.178*** (0.62)	-0.311 (7.74)	-0.043* (0.88)	0.858	0.014
Q_2	0.079** (7.83)	0.395** (7.54)	-0.365*** (9.24)	-0.158** (0.97)	-0.028 (1.09)	0.933	0.008
Q_3	0.133* (12.97)	0.754** (3.61)	-0.588 (1.81)	-0.134*** (2.94)	-0.017 (3.68)	0.734	0.018
Q_4	—	0.795*** (10.55)	-0.709* (6.25)	-0.146 (1.68)	-0.019** (6.46)	0.835	0.009
Q_5	—	0.764** (6.33)	-0.696*** (9.79)	-0.078** (1.76)	-0.015* (2.27)	0.917	0.021
Q_6	—	0.253** (2.42)	-0.154*** (12.36)	-0.054* (9.91)	-0.009 (2.83)	0.896	0.019
总消费	—	0.475*** (3.71)	-0.467*** (14.25)	-0.197*** (6.35)	-0.019* (5.45)	0.898	0.013
家庭户平均消费	—	0.486* (4.56)	-0.425* (9.08)	-0.178** (4.66)	-0.021* (7.52)	0.805	0.011

注:括号内的数字为 t 检验值, $\hat{\sigma}$ 为标准误, *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著。

¹ $cn1 = c$ - 耐用品消费支出; $cn2 = cn1$ - 衣着类消费支出

表 2 方程 (6) 的计量结果 (被解释变量为 $\Delta \log cnd1_t$)

收入组	K	$\Delta \log y_t$	$\log(c/y)_{t-1}$	π_t	$\Delta \pi_t$	\bar{R}^2	$\hat{\sigma}$
Q_1	0.175*** (8.77)	0.184* (6.81)	-0.164** (5.83)	-0.203** (3.47)	-0.034** (0.51)	0.749	0.016
Q_2	0.067* (3.43)	0.240 (3.27)	-0.201* (1.61)	-0.125** (2.49)	-0.022* (4.30)	0.788	0.020
Q_3	—	0.751*** (2.75)	-0.596*** (3.11)	-0.123*** (1.93)	-0.017 (3.85)	0.930	0.014
Q_4	—	0.834*** (10.14)	-0.757*** (9.01)	-0.133*** (4.32)	-0.018 (1.76)	0.798	0.011
Q_5	—	0.489*** (4.60)	-0.643*** (2.45)	-0.057*** (3.45)	-0.014* (1.38)	0.837	0.007
Q_6	—	0.171* (17.15)	-0.107** (3.74)	-0.018* (11.84)	-0.010* (0.75)	0.904	0.012
总消费	—	0.508*** (16.08)	-0.534** (9.07)	-0.145*** (4.89)	-0.016 (6.73)	0.827	0.008
家庭户平均消费	—	0.530*** (32.11)	-0.492** (7.03)	-0.163** (12.77)	-0.012* (7.55)	0.855	0.010

表 3 方程 (6) 的计量结果 (被解释变量为 $\Delta \log cnd2_t$)

收入组	K	$\Delta \log y_t$	$\log(c/y)_{t-1}$	π_t	$\Delta \pi_t$	\bar{R}^2	$\hat{\sigma}$
Q_1	0.198** (9.79)	0.213** (16.46)	-0.152*** (4.87)	-0.183* (9.56)	-0.027* (6.97)	0.698	0.020
Q_2	0.059* (3.75)	0.373*** (12.63)	-0.275* (7.65)	-0.156** (2.18)	-0.021 (5.98)	0.944	0.017
Q_3	0.091* (5.95)	0.703** (2.39)	-0.562** (12.98)	-0.175** (11.24)	-0.017 (11.22)	0.856	0.019
Q_4	0.078 (4.36)	0.729** (6.64)	-0.634** (6.39)	-0.113** (1.24)	-0.015** (12.53)	0.901	0.013
Q_5	—	0.405* (3.22)	-0.603 (1.02)	-0.033*** (10.05)	-0.009* (9.14)	0.775	0.016
Q_6	—	0.149** (6.99)	-0.165** (2.37)	-0.016 (1.95)	-0.002 (9.51)	0.813	0.016
总消费	—	0.521* (17.40)	-0.442* (1.25)	-0.135* (3.85)	-0.012 (8.03)	0.783	0.009
家庭户平均消费	—	0.504*** (18.66)	-0.485* (5.48)	-0.183** (5.24)	-0.007* (7.96)	0.919	0.005

从表 1 至表 3 中可以直观地看出, 各收入组的边际消费倾向存在很大差异。但计量结果并不支持“边际消费倾向递减规律”。表 1 至表 3 都表明, 方程 6 中代表边际消费倾向的系数 β_1 并不是随收入递减的, 边际消费倾向最高的并不是低收入的 Q_1 (农民) 和 Q_2 (城市最低 20% 收入户), 而是处于中间的 Q_3 、 Q_4 和 Q_5 阶层。换句话说, 城镇中等收入阶层的边际消费倾向最高。此外, 根据 Deaton 等人的论证, 误差修正项 $\log(c/y)_{t-1}$ 可以代表居民财产的边际消费倾向¹。而

¹ Deaton, A.S. and Muellbauer, J. 1980, Economics and Consumer Behaviour. Cambridge: Cambridge University Press. Pp. 335.

$\log(c/y)_{t-1}$ 的系数 $1-\alpha$ 也没有显示出边际消费倾向递减,从表 1 至表 3 可以看出, Q_4 和 Q_5 的财产边际消费倾向最高,与 β_1 的结果类似。需要指出的是,国内有些学者也得出了与此类似的结论¹,但他们依据的是某一年的横截面数据,没有把居民收入与边际消费倾向之间的长期动态关系纳入分析范围。我们的计量结果显示,在长期里居民收入与边际消费倾向之间也存在“倒 U”关系,即中等收入阶层的边际消费倾向要高于其他阶层。显然,仅仅用宏观总消费数据和家庭户平均消费支出数据进行回归,而不是利用每个居民收入组的家庭户数据单独进行回归,是难以得出这一结论的。

从通货膨胀的影响来看,中低收入阶层 (Q_1 、 Q_2 、 Q_3 和 Q_4) π_t 的系数为负且比较显著,而 Q_5 和 Q_6 则 π_t 虽为负但相对来说并不显著。这说明当人们看到通货膨胀对实际收入产生负面冲击时,会收缩开支并进行防御性储蓄,但通货膨胀对各阶层居民消费需求的影响是有差异的。具体说,通货膨胀将使中低收入阶层更多地缩减消费,而高收入阶层所受影响有限。同时我们还可看出, $\Delta\pi_t$ 的系数无论对哪个阶层都不显著,这说明各阶层居民都具有一定的消费需求刚性,不断提高的通货膨胀难以持续缩减居民消费需求。

不过,各阶层居民的真实消费可能会受到各阶层家庭户规模变化的影响,比如 Q_3 的边际消费倾向高于 Q_1 ,部分原因可能是由于 Q_3 的家庭规模(即人口数)与 Q_1 有差异,这会影响检验结果。所以,我们在方程(6)中对每个收入组都加入了附加变量 $\Delta\log z_t$,其中 z_t 是每组家庭规模的平均值。从检验结果可以看出², $\Delta\log z_t$ 的系数都不显著异于 0。这说明,家庭规模对居民边际消费倾向的影响不大,不会对居民收入水平影响居民边际消费倾向的程度产生太大的干扰。

下面我们还要进行第三项检验,即居民收入来源的不同是否会影响居民的边际消费倾向。因为根据 Townend 的论证,居民得自政府的转移性收入更容易被花掉,因此边际消费倾向很高,而非转移性收入的边际消费倾向会相对较低³。如果此说在中国成立,那就意味着,收入再分配可能不会刺激居民消费。为了验证这一点,我们在方程(6)中加入了附加变量 $\Delta(y^s/y)_t$,其中 y^s 是居民所获转移性收入的数额,然后对方程(6)进行了重新估计。计量结果表明,无论是对六个收入分组的数据,还是对居民宏观总消费数据、居民家庭户平均消费支出数据,对于作为被解释变量的消费支出的三种形式(c , $cnd1$, $cnd2$)进行的 24 个方程的验证中,没有一个方程中 $\Delta(y^s/y)_t$ 的系数显著异于 0,这意味

¹ 如杨汝岱、朱诗娥:《效率与公平不可兼得吗?》,《经济研究》2007 年第 12 期;杨天宇、朱诗娥:《居民收入与边际消费倾向之间的倒 U 关系》,《中国人民大学学报》2007 年第 4 期。

² 加入两个附加变量 $\Delta\log z_t$ 和 $\Delta(y^s/y)_t$ 后共有 48 个方程的计量结果,如果读者感兴趣,可以向作者索要该数据。

³ Townend, J. C. 1976, The personal savings ratio. Bank of England Quarterly Bulletin, 16, pp.53-73.

着，转移性收入并没有对居民边际消费倾向产生显著的影响。换句话说，转移性收入与非转移性收入具有相同边际消费倾向的原假设，得到了中国数据的支持。

最后，我们需要对表 1 至表 3 中参数的稳定性进行检验。我们借鉴 Boroan 和 Sharp¹的方法，先利用 2004 年以前的数据对方程（6）进行估计，然后用估计结果去预测 2005-2007 年的数据，并利用 χ^2 检验对预测值与实际值进行比较。经查表得知 $\chi_{0.95}^2 = 7.81$ ，而表 4 的检验结果表明，在 5% 的显著性水平下，上述 24 个方程中只有 *cmd1* 中的 Q_1 、 Q_4 和 *cmd2* 中的 Q_1 没有通过 χ^2 检验，这意味着对本文的大多数检验来说，本文的计量结果是稳健的。

表 4 χ^2 检验结果 ($\chi_{0.95}^2 = 7.81$)

被解释变量	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4	Q_5	Q_6	总消费	家庭户平均消费
<i>c</i>	4.55	5.78	6.35	2.63	4.32	1.95	6.30	7.18
<i>cmd1</i>	9.75	2.36	2.45	13.28	1.15	3.07	5.35	6.18
<i>cmd2</i>	8.77	1.63	6.45	5.34	7.28	3.40	2.57	5.52

至此我们的计量结果表明，收入分配确实对居民消费需求有显著的影响。但我们对此还缺乏一个直观的数字，即如果政府试图通过收入再分配政策刺激居民消费的话，那么收入再分配之后居民消费需求会出现多大幅度的增长。由于我们已经估计出了各收入组的边际消费倾向，因此可以对收入再分配影响居民消费需求的程度进行一个数值模拟计算。2007 年我国 Q_1 - Q_6 各收入组占居民总收入的份额（以总收入为 1）分别为 0.333、0.051、0.084、0.114、0.156、0.262。在家庭户规模、通货膨胀、居民收入来源等因素对居民消费需求的影响不变的情况下，我们假定收入再分配后可能出现以下三种结果：（1）低收入阶层 Q_1 和 Q_2 的收入份额提高 10%、 Q_6 的份额下降 14.5%（各组收入份额变为 0.366、0.056、0.084、0.114、0.156、0.224），记为 Reditribution1；（2）中等收入阶层 Q_3 、 Q_4 和 Q_5 的收入份额提高 10%， Q_6 的份额下降 13.7%（各组收入份额变为 0.333、0.051、0.093、0.126、0.171、0.226），记为 Reditribution2；（3）中低收入阶层 Q_1 - Q_5 的收入分配均提高 10%， Q_6 的份额下降 27.5%（各组收入份额变为 0.366、0.056、0.092、0.125、0.171、0.190），记为 Reditribution3。利用表 1 中的数据进行模拟计算²，结果如下：

¹ Boroan, K., and Sharp R. 1986. Aggregate Consumption and the Distribution of Income in the United Kingdom: An Econometric Analysis. *Economic Journal*, Vol. 96, 449-466

² 本文运用表 2 和表 3 的数据也进行了类似模拟计算，结果与表 1 基本相同，因此这里没有列出。

表 5 收入再分配扩张居民消费的模拟计算

	收入再分配前	Reditribution1	Reditribution2	Reditribution3
全体居民边际消费倾向 $\Delta c_t/y_t$	0.440	0.440	0.459	0.460

表 5 说明，仅仅在高收入阶层和低收入阶层之间进行“劫富济贫”式的再分配，难以起到提高总体居民消费倾向的作用。但如果收入再分配的方向是高收入阶层份额下降，中等收入阶层的份额或中等收入与低收入阶层份额之和上升，则可以起到提高总体居民消费倾向的作用。模拟计算结果显示，即使中低（或中等）收入阶层的收入份额只有微弱的提高（约 10%），也可以提高总体居民消费倾向约 2 个百分点。根据 2007 年的数据，这意味着可以增加 320 亿元的居民消费需求。这说明，收入再分配不但有维护社会公平的作用，而且有很强的宏观政策含义，我国在进行社会保障体制改革时，不仅需要考虑它对社会公平的影响，而且还要考虑它对扩张居民消费需求，并进而对宏观经济稳定和增长的影响。

四、结论和政策含义

研究收入分配与居民消费的关系对于制定扩大居民消费的政策具有重要意义，但迄今经济学界的实证研究尚未对此得出一致的结论。目前我国经济面临外需和国内投资增长速度下降的问题，扩大居民消费需求对经济增长的重要性凸显，因此有必要对我国收入分配与居民消费的关系进行检验，以为刺激消费的政策制定提供参考。本文利用分组的家庭户数据，用三种方法度量居民消费支出，估计了各收入组的边际消费倾向差异，并将结果与利用宏观总消费和家庭户平均消费时间序列数据得出的结果相比较。我们的模型还将变量间的长期动态关系和通货膨胀因素纳入分析范围。研究结果表明，中国的收入分配显著影响了居民消费。根据本文的模拟计算，即使中低收入阶层的收入份额只有微弱的提高，也可以提高总体居民边际消费倾向约 2 个百分点，增加约 320 亿元的居民消费需求。由此可以证明，缩小居民收入差距，加大居民收入再分配的力度，对刺激我国居民消费需求具有积极作用。

另外，我们的研究结论也表明，边际消费倾向最高的收入组并不是城镇低收入阶层和农民阶层，而是城镇中等收入阶层。这说明，扩大中等收入者的比重，对于刺激我国居民消费具有重要作用。因此，我们应该在初次分配和再分配中，按照社会公平和公正的原则，加强收入分配政策的实施力度，以不断壮大中等收入者队伍，这将更有利于扩张我国居民消费需求。