

财政政策与城乡居民边际消费倾向^{*}

李永友 钟晓敏

摘 要：基于代表性家庭最优消费决策及其与财政政策的关系，估计中国财政政策对城乡居民边际消费倾向的影响，结果表明，自1998年至今，城乡居民边际消费倾向的下降幅度超过20%。城乡居民边际消费倾向下降，除源于收入分配、经济发展程度、预期、消费结构等因素的影响外，与财政政策运用也有很大关系。其中，未预期到的财政政策冲击对居民边际消费倾向产生的综合效应显著为负。以未预期到的税收增加为融资工具的策略选择，大大抑制了结构调整的正面效应。因此，扩大居民消费，不仅要通过财政增收，提高居民消费能力，而且要通过调整财政收支策略，稳定居民消费预期，提升居民边际消费倾向。

关键词：居民宏观消费率 边际消费倾向 财政政策

作者李永友，浙江财经学院财政与公共管理学院教授（杭州 310018）；钟晓敏，浙江财经学院财政与公共管理学院教授（杭州 310018）。

一、引 言

扩大居民消费需求，提高居民宏观消费率，已成为我国社会经济发展的一项长期战略，不仅具有重要的经济意义，也具有现实的社会意义。过去10多年，解决居民消费需求水平偏低和居民宏观消费率持续下降问题，实现需求结构再平衡，一直是中央政府转变经济发展方式的重要抓手和财政调控的重点，但问题并没有因政府一系列财政政策而发生根本性改善。而且，这一情况至今还没有引起人们的充分重视。已有研究更多从收入分配和消费环境的视角，讨论居民宏观消费率问题。就收

* 本文为教育部重大招标项目“促进发展方式转型的地方财政体制改革研究”（12JZD032）、教育部新世纪优秀人才支持计划“我国民生支出收益分配及其机理研究”（NCET-1071）的阶段性成果。感谢匿名评审专家的有益建议。文责自负。

入分配的部门结构而言, Kujis、^①李扬和殷剑峰、^②汪同三、^③方福前^④等的研究认为, 居民在国民收入初次分配和再分配中所获较少, 劳动收入份额及居民收入占比降低, 是居民宏观消费率持续下降和水平低的重要原因。就收入分配的人群结构而言, 袁志刚和朱国林、朱国林等^⑤的研究认为, 居民之间不断扩大的收入分配差距, 造成了居民宏观消费率的持续下降。逻辑上, 上述观点在一定程度上可以解释我国居民宏观消费率较低。因为即使个体消费意愿不变, 根据传统消费需求理论, 只要居民收入增长率低于GDP增长率, 只要收入分配向高收入群体倾斜, 居民宏观消费率就会偏低。就消费环境而言, 袁志刚和宋铮、万广华等^⑥从宏观上讨论过消费平滑能力的宏观消费效应。罗楚亮、杨汝岱和陈开斌^⑦等从微观层面实证分析过我国居民谨慎消费决策。类似研究还包括Chamon和Prasad等。^⑧消费环境影响居民宏观消费率, 主要是因为居民消费跨期平滑能力有限, 由此产生对未来收入和支出的不确定预期, 从而使居民出现明显的谨慎消费动机和预防性储蓄倾向。除上述两方面因素, 也有学者从消费结构升级和消费阶段特征, 解释我国居民宏观消费率趋势变化。

上述研究为理解我国居民消费不足现象提供了丰富的经验证据, 然而, 已有研究在解释居民宏观消费率整体趋势特征时并不完美。就收入分配的部门结构而言,

-
- ① Louis Kuijs, "How will China's Saving-Investment Balance Evolve?" World Bank Policy Research Working Paper, no. 3958, July 1, 2006; Louis Kuijs, *Investment and Saving in China*, Washington, D. C.: World Bank, East Asia and Pacific Region, Poverty Reduction and Economic Management Sector Dept., 2005.
- ② 李扬、殷剑峰:《中国高储蓄率问题探究——1992—2003年中国现金流量表的分析》,《经济研究》2007年第6期。
- ③ 汪同三:《改革收入分配体系:解决投资消费失衡》,《金融纵横》2007年第11期。
- ④ 方福前:《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》2009年第2期。
- ⑤ 袁志刚、朱国林:《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》2002年第2期;朱国林、范建勇、颜燕:《中国的消费不振与收入分配:理论与数据》,《经济研究》2002年第5期。
- ⑥ 袁志刚、宋铮:《城镇居民消费行为变异与我国经济增长》,《经济研究》1999年第11期;万广华、张茵、牛建高:《流动性约束、不确定性与中国居民消费》,《经济研究》2001年第11期。
- ⑦ 罗楚亮:《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》,《经济研究》2004年第4期;杨汝岱、陈开斌:《高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为》,《经济研究》2009年第8期。
- ⑧ Marcos D. Chamon and Eswar S. Prasad, "Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising?" *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 2, no. 1, 2010, pp. 93-130.

按照已有文献逻辑,居民收入增长率与经济增长率差距越大,居民消费率下降应越快。但从1985年至1998年,居民收入增长率年均低于经济增长率近3.76个百分点,从1999年至2009年,前者年均低于后者仅1.61个百分点,但居民消费率在后一个时段下降了11.17个百分点,在前一个时段却只下降了5.46个百分点。^①就收入分配的人群结构和消费环境而言,无论是不同收入群体的消费意愿差异,还是消费跨期平滑能力受限,在我国都是长期因素,更何况收入分配差距和流动性约束至少在过去10多年中并没有出现恶化趋势,而Jappelli和Pistaferri^②提供的证据甚至表明情况在逐步改善。虽然20世纪90年后期的社会事业领域市场化改革,对居民消费决策产生了冲击,但这种冲击也仅是一次性的,更何况自2002年以来政府出台了各种社会政策,一定程度上缓解了这一因素的不利影响。上述一系列证据意味着,虽然收入水平及其分布特征、社会事业领域市场化改革、消费结构升级等是我国居民宏观消费率下降和偏低的重要原因,但至少在1999年之后,居民宏观消费率持续大幅度下降,一定还受到其他因素的影响。

逻辑上,决定居民消费的不外乎两个因素,即消费能力和边际消费倾向(也经常被称为消费意愿),两者都会受到政府财政政策的影响。但从我国过去10多年的财政政策运用情况看,财政政策在使居民消费能力不断提升的同时,却抑制了居民边际消费倾向,所以从综合效果看,居民宏观消费率并没有因财政政策持续高强度运用而有所逆转。由于边际消费倾向不仅是决定居民消费水平的重要变量,也是决定财政政策运用效果的关键因素,所以边际消费倾向受到抑制,不仅影响居民消费,而且也恶化了财政政策的运用环境和实际效果。两者的螺旋式恶化,使宏观调控对财政政策的依赖度不断提高,财政干预强度和调控成本不断上升。然而,上述论断仅有吕冰洋^③曾给出过间接证据。为给出财政政策运用影响居民边际消费倾向的直接证据,本文将在已有文献基础上,通过分析居民边际消费倾向的趋势变化特征,以及财政政策在居民边际消费倾向趋势变化中扮演的角色,实证考察财政政策影响居民边际消费倾向的方式和程度。

二、理论框架

在相当长一段时间,学术界讨论财政政策与居民消费关系时,一直认为居民边

① 根据《中国统计年鉴》相关年份统计数据计算。

② Tullio Jappelli and Luigi Pistaferri, "The Consumption Response to Income Changes," *The Annual Review of Economics*, vol. 2, 2010, pp. 479-506. 根据樊纲、王小鲁的研究,银行卡普及率对消费具有显著影响,其对消费的贡献率约1%。参见樊纲、王小鲁:《消费条件模型和各地区消费条件指数》,《经济研究》2004年第5期。

③ 吕冰洋:《财政扩张与供需失衡:孰是因?孰是果?》,《经济研究》2011年第3期。

际消费倾向是稳定的,影响居民消费水平的仅是居民消费能力。这一传统认识直到最近才发生改变,因为在过去10多年,一些研究发现,居民边际消费倾向并不是稳定的,而是变化的。例如Shapiro和Slemrod、Souleles和Berger-Thomson等^①的研究发现,居民对税收政策变化做出的消费反应,并不总是不变的。通过比较居民对两次税收政策变化做出的消费反应,他们发现,同样单位的税收变化,居民做出的消费反应呈减弱趋势。然而,这类文献都是利用比较静态方法和消费对政策冲击反应,估计两个时点的居民边际消费倾向,并没有获得居民边际消费倾向的整体变化趋势和特征。此外,与早期研究一样,上述文献所获得的居民边际消费倾向变化的经验证据,仅是财政政策与消费关系分析的副产品,并没有给出居民边际消费倾向估计的一般方法。相比较,Haavelmo^②则细致地讨论过边际消费倾向的估计问题,但只是从乘数模型推导出居民边际消费倾向,并忽略了变量间内生决定的问题。在经验上估计居民边际消费倾向的文献,仅有Langemeier和Patrick、Luengo-Prado和Sørensen。^③前者估计美国伊利诺斯州农场主的边际消费倾向,发现短期边际消费倾向相对稳定,但长期边际消费倾向呈明显下降趋势。后者则基于缓冲存货模型,估计美国各州的居民平均边际消费倾向,发现存在较强的预防性储蓄动机,主要源于收入不确定性。然而,上述两篇实证文献都基于制度相对稳定的美国,在制度不断变化的中国,上述经验发现是否依然成立,还需要给出中国的经验证据。此外,无论是讨论财政政策与居民消费关系,还是讨论边际消费倾向变化,已有文献都没有给出财政政策影响居民边际消费倾向的方式和程度。

理论上,财政政策影响居民消费的机理并不复杂,其途径主要有两个。一是对居民收入产生直接影响。例如,征收个人所得税和财产税,直接导致居民可支配收入下降;对交易征税,改变居民可支配收入的真实购买力;向居民或家庭提供直接补助,即改变居民或家庭的转移性收入,等等。二是改变劳动生产率和居民不稳定

① Matthew D. Shapiro and Joel Slemrod, "Consumer Response to Tax Rebates," *The American Economic Review*, vol. 93, no. 1, 2003, pp. 381-396; Nicholas S. Souleles, "Consumer Response to the Reagan Tax Cuts," *Journal of Public Economics*, vol. 85, no. 1, 2002, pp. 99-120; Laura Berger-Thomson, Elaine Chung and Rebecca Mckibbin, "Estimating Marginal Propensities to Consume in Australia Using Micro Data," *The Economic Record*, vol. 86, Special Issue, 2010, pp. 49-60.

② Trygve Haavelmo, "Methods of Measuring the Marginal Propensity to Consume," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 42, no. 3, 1947, pp. 105-122.

③ Michael R. Langemeier and George F. Patrick, "Farmers' Marginal Propensity to Consume: An Application to Illinois Grain Farms," *American Journal of Agriculture Economics*, vol. 72, 1990, pp. 309-316; María José Luengo-Prado and Bent E. Sørensen, "What Can Explain Excess Smoothness and Sensitivity of State-Level Consumption?" *The Review of Economics and Statistics*, vol. 90, no. 1, 2008, pp. 65-80.

预期, 间接作用于居民消费, 后者主要通过居民边际消费倾向传递。提高居民劳动生产率, 稳定经济增长预期, 降低居民风险暴露程度等, 都会增强居民当期消费信心, 表现为居民边际消费倾向上升, 即使居民收入没有发生变化, 居民消费也会增加。上述逻辑实际上在第二个途径方面, 建立了财政政策与居民边际消费倾向的关系, 然而这种逻辑推演既缺乏理论支撑又缺乏经验证据。为此, 需要从理论和经验两个层面, 再现上述逻辑。

首先建立两者关系的理论框架。将一个地区代表性家庭确定为分析对象, 以离散的 Ramsey 模型为基础,^① 考察其最优消费决策。该代表性家庭追求终生效用最大化, 即 $\max E_t \sum_{n=0}^{T-t} (1+\rho)^{-n} u(c_{t+n}, g_{t+n}^s)$, 其中 c_t 是家庭消费, g_t^s 为政府社会性支出, $u(\cdot)$ 为效用函数, 满足效用函数的一般特征和稻田条件, ρ 为贴现率。居民最大化终生效用函数所受预算约束为: $b_{t+1} = b_t(1+r_t) + w_{t+1}(1-t_w) - c_t(1+t_c)$, 其中 w_{t+1} 为家庭工资收入, t_w 和 t_c 分别为收入所得税和交易税, 在最后一期的家庭资产满足 $b_T \geq 0$ 。^② 为简化起见, 假定家庭是一个风险厌恶者、无弹性供给的单位劳动。家庭存在较强流动性约束, 致使家庭在遭遇收支风险时, 无法通过资本市场平滑消费。这样, 家庭每期消费决策就会与其当期遭遇的风险和未来预期有关。家庭当期工资收入 w_t 取决于上期工资收入 w_{t-1} , 本期劳动生产率增长率 η_t 和临时性冲击 ϵ_t^w , 劳动生产率增长率 $\eta_t = \eta \epsilon_t^A$, 其中 η 为一个常量。这样 $w_t = [w_{t-1} \eta_t] \epsilon_t^w$, 其中 ϵ_t^A 和 ϵ_t^w 满足: $E(\epsilon^A) = E(\epsilon^w) = 1$, $\text{cov}(\epsilon^A, \epsilon^w) = 0$ 。从家庭工资收入决定过程看出, 家庭持久收入 $p_t = w_{t-1} \eta$ 将围绕一个既定路径增长。持久性收入冲击造成的家庭收入变化为 $p_t(\epsilon_t^A - 1)$, 持久收入冲击使家庭工资收入在不同增长路径上发生转换。对风险厌恶型家庭而言, 当期实际收入应是经终生收入风险消除后的部分, 即 $w_t / \sigma_{\epsilon^A} \sigma_{\epsilon^w}$, 其中分母两项分别为两类冲击的标准差, 以反映终生收入遭遇的平均风险。

为求出家庭当期最优消费决策, 我们采用递归方法, 将前述最大化问题表达为更为紧凑的 (1) 式:

$$\max_{c_t} u(c_t, g_t^s) + \frac{E_t v(b_{t+1}, w_{t+1})}{(1+\rho)} \quad (1)$$

(1) 式有两个状态变量 b_{t+1} 和 w_{t+1} , 家庭基于当期信息, 预期这两个状态变量, 选择当期最优消费, 并受预算 $b_{t+1} = b_t(1+r_t) + w_{t+1}(1-t_w) - c_t(1+t_c)$ 所约束。设家庭效用为常相对风险规避函数 (CRRA), 即 $\frac{(c_t g_t^s)^{1-\gamma}}{1-\gamma}$ 。经过前述一系列过

① Frank P. Ramsey, "A Mathematical Theory of Saving," *The Economic Journal*, vol. 38, no. 152, 1928, pp. 543-559.

② 即代表性家庭获得的利息收入免税, 并在期末偿付清所有债务。

程, 根据 Carroll 可以获得最优化一阶条件 (2) 式, 其中 $\sigma = \frac{1}{1+\rho}$:^①

$$u'(c_t, g_t^s) = \sigma \left[(1+r_t) v_{t+1}^b(b_{t+1}, w_{t+1}) - \frac{dw_{t+1}}{dc_t} v_{t+1}^w(b_{t+1}, w_{t+1}) \right] \quad (2)$$

由于在 (2) 式中消费对工资决定是外生的, 所以右边括号内第二项 $\frac{dw_{t+1}}{dc_t} = 0$ 。这样, 根据包络定理就获得了消费的欧拉方程 $\frac{c_{t+1}}{c_t} = \frac{[\sigma(1+r)]^{1/\gamma}}{g_{t+1}^s/g_t^s}$ 。形式上这个欧拉方程, 与无限期界完美预期模型获得欧拉方程一样。由于家庭需要满足跨期预算约束, 这意味着所有消费的贴现值必须等于所有资源的贴现值, 即 $\sum_t P(c_t) = b_t + \sum_t P(w_t)$, 其中 $\sum_t P(w_t) = (w_t/\sigma_\epsilon^A \sigma_\epsilon^w) \left[\frac{1 - (\eta/(1+r))^{T-t+1}}{1 - \eta/(1+r)} \right] (1-t_w)$ 。根据前述欧拉方程可得消费现值为 $\sum_t P(c_t) = c_t g_t^s \left(\frac{1 - [((1+r)/x)^{-1} (\sigma(1+r))^{1/\gamma}]^{T-t+1}}{1 - [(1+r)/x]^{-1} (\sigma(1+r))^{1/\gamma}} \right) (1+t_c)$, 其中 x 为 1 加上社会性支出增长率。^② 经过上述过程, 可获得当期消费水平 (3) 式:

$$c_t = \left(\frac{1 - [(1+r)/x]^{-1} [\sigma(1+r)]^{1/\gamma}}{1 - [((1+r)/x)^{-1} (\sigma(1+r))^{1/\gamma}]^{T-t+1}} \right) \frac{1}{g_t^s (1+t_c)} (b_t + (w_t/\sigma_\epsilon^A \sigma_\epsilon^w) \left[\frac{1 - (\eta/(1+r))^{T-t+1}}{1 - \eta/(1+r)} \right] (1-t_w)) \quad (3)$$

(3) 式实际上为我们建立了当期消费与家庭工资收入的关系, 由于就终生而言, $\sum b_t = 0$, 所以在分析家庭终生消费决策时, 暂可忽略 b_t 。为得到家庭当期消费与工资收入关系的简略式, 对 (3) 进行对数线性变换, 并将其他与工资收入无关的因素放到一起, 就获得 (4) 式, 其中 (g^s, t_w, t_c, \dots) 为除工资收入以外的其他影响。即:

$$\ln c_t = a_1 \ln w_t + a_2 \ln \sigma_A + a_3 \ln \sigma_w + a_4 \ln (g^s, t_w, t_c, \dots) \quad (4)$$

从 (3) 式和 (4) 式看出, 收入本身对消费影响总是正的, 但无论是临时性收入冲击还是持久性收入冲击, 对消费的影响都是负的, 即 (4) 式中的 $a_2 < 0, a_3 < 0$ 。在 (3) 式基础上, 我们可以进一步考虑财政政策对边际消费倾向的影响, 首先简化假定 $\sigma_\epsilon^A = \vartheta (g^e)^\alpha$, $\sigma_\epsilon^w = \zeta (g^s)^\beta$, 其中 $-1 < \alpha, \beta < 1$ 。这种假定在某种程度上是合理的, 政府经济性支出可能扩大也可能减弱劳动生产率遭遇的外生冲击, 政府社会性支出同样可能扩大或减弱临时性的收入冲击。其次用两个等式替换 (3) 式中的 σ_ϵ^A 和 σ_ϵ^w , 在此基础上对 (3) 式两边求 w_t 一阶导数, 得到 (5) 式。即:

① Christopher D. Carroll, "Consumption under Perfect Foresight and CRRA Utility," www.ecin2.jhu.edu/people/ccarroll/public/lecturenotes/consumption, 2012.

② 为简化起见, 设定社会性支出增长率为常数, 这样 x 也就为常数。

$$\frac{dc_t}{dw_t} = \left(\frac{1 - [(1+r)/x]^{-1} [\sigma(1+r)]^{1/\gamma}}{1 - [((1+r)/x)^{-1} (\sigma(1+r))^{1/\gamma}]^{T-t+1}} \right) \frac{1}{\vartheta \zeta (g_t^e)^\alpha (g_t^s)^{1+\beta} (1+t_c)} \left[\frac{1 - (\eta/(1+r))^{T-t+1}}{1 - \eta/(1+r)} \right] (1-t_w) \quad (5)$$

从(5)式看出, 税收对家庭边际消费倾向的影响总是负的, 可以通过对(5)式两边求 t_w 和 t_c 导数得出, 只不过所得税 t_w 的影响相对直接, 而交易税 t_c 的影响相对复杂。与税收相比, 政府支出对家庭边际消费倾向的影响则相对复杂, 不仅取决于 α, β 的符号, 还取决于其与税收的交互关系。因为对政府而言, 需要满足预算平衡要求, 即 $g_t^e + g_t^s + g_t^a = w_t t_w + c_t t_c$, 其中 g_t^a 为政府维持性支出。^①

三、城乡居民边际消费倾向估计及趋势特征

这部分将在(4)式基础上, 通过收入分解, 利用1991年以来省级面板数据, 估计城乡居民边际消费倾向。^② 然而, (4)式并不能被直接用于估计居民边际消费倾向, 因为(4)式右边的第二、三两项, 仅是两类收入风险对消费决策的影响。获得居民边际消费倾向, 还需将(4)式根据收入类型进行变换。实际收入 w_t 包括三个部分: 持久收入部分, 持久收入冲击造成的持久收入变化部分, 临时性收入冲击造成的收入变化部分。无论是持久收入冲击还是临时收入冲击, 都难以直接观察, 所以直接利用冲击本身拆分收入的难度较大。为避免这种困难, 用两类冲击给收入造成的风险大小替代冲击本身, 同时利用 $w_t = p_t \epsilon_t^A \epsilon_t^w$ 替换(3)式中的工资收入, 以及 $E(\epsilon_t^A) = E(\epsilon_t^w) = 1$ 条件, 将(4)式转换为便于估计的(6)式:

$$\ln c_{it} = a_0 + a_1 \ln p_{it} + a_2 \ln \sigma_{\epsilon^A_i} p_{it} + a_3 \ln \sigma_{\epsilon^w_i} w_{it} + v_{it} \quad (6)$$

(6)式中, a_0 为其他与收入无关的因素对居民消费的影响, v_{it} 为残差。从(6)式看出, 要想估计消费对收入变化的反应, 需要首先估计实际收入中的持久收入部分、持久性收入冲击造成的收入变化部分, 以及临时性收入冲击造成的收入变化部分。然而, 如何将实际收入拆分成上述三部分, 已有文献还存在较大争议。按照弗里德曼提出的条件, P_{it} 和 ϵ_{it}^w 必须正交, 且为平稳序列并满足 $E(\epsilon_{it}^w - 1) = 0$ 。基于

① 关于政府支出的三分类法在财政学教科书中都有解释, 这里不再赘述。

② 利用省级数据估计居民边际消费倾向具有的劣势非常明显, 就是它必须假定辖区内居民是同质的, 不过在获得充分家计调查数据情况下, 这种处理也不失为一种权宜之计。因西藏和重庆数据不全, 所以分省数据中不包括这两个地区, 为了消除通胀因素对收入支出的影响, 城镇居民家庭人均可支配收入、农村家庭人均纯收入以及城镇居民家庭人均消费性支出和农村家庭人均消费性支出均采用居民消费价格指数(以1990=100)计算得到的缩减指数进行了缩减。

这一要求，国内一些文献通过收入建模方式得到持久收入，例如罗楚亮^①等。也有一些文献利用收入数据自身特征，识别收入持久部分和冲击，例如高梦滔等。^②考虑到本文数据特征和研究需要，我们采用 Luengo-Prado 和 Sørensen^③方法。该方法认为，代表性家庭持久收入服从 AR(1) 过程。这样，根据前述对收入过程的刻画，可以将家庭收入过程描述为 $w_{it}/w_{it-1} = \eta_{it}\epsilon_{it}^w$ 和 $\eta_{it} = \psi_i\eta_{it-1}\epsilon_{it}^\Delta$ ，其中 η_{it} 为收入增长率， ψ_i 为收入增长持久系数。本文采用的是省级面板数据，对一个地区而言，前文所指的家庭工资收入即为地区人均真实可支配收入 Y_{it} ，对农村而言，就是农村家庭真实人均纯收入。^④

经过前述一系列处理，我们首先对收入进行拆分。为此利用 $y_{it} = Y_{it}/Y_{it-1}$ 得到真实可支配收入增长率，并对 $y_{it} - 1$ 进行单位根检验，结果表明符合弗里德曼的平稳性要求。在此基础上，基于 BP 滤波方法和一阶自回归分析，获得 $y_{it} = \eta_{it}\epsilon_{it}^w$ 和 $\eta_{it} = \psi_i\eta_{it-1}\epsilon_{it}^\Delta$ 。利用上述方法，可以获得各地区 ψ 、 σ_{ϵ^Δ} 和 σ_{ϵ^w} 三个重要参量估计值。表 1 对估计结果进行了总结。从中看出，无论是城镇还是农村，不同地区居民收入过程存在较大差异。就持久收入平均情况而言，经济越发达， ψ 越大，表明持久收入增长的稳定性越高。从两类收入冲击情况看，收入遭受临时性冲击的风险相对更高。从城乡对比看，农村居民人均收入持久系数都要小于城镇居民，两类收入冲击又高于城镇居民。比较结果说明，相对于城镇居民，农村居民的收入不仅稳定性较差，遭遇冲击的风险也更高。

表 1 我国城乡居民收入过程估计结果

	城镇居民			农村居民		
	收入持久系数 ψ	σ_{ϵ^Δ}	σ_{ϵ^w}	收入持久系数 ψ	σ_{ϵ^Δ}	σ_{ϵ^w}
河北	0.85 (0.11)	3.20	5.09	0.80 (0.15)	5.65	6.20
山西	0.90 (0.11)	2.02	3.67	0.59 (0.19)	3.94	6.18
内蒙古	0.92 (0.07)	3.50	4.41	0.29 (0.22)	2.66	8.44
辽宁	0.97 (0.08)	0.74	3.22	0.65 (0.19)	3.24	5.87
吉林	0.85 (0.11)	3.50	4.41	0.42 (0.21)	3.88	8.86
黑龙江	0.92 (0.11)	2.65	3.52	0.24 (0.23)	1.82	7.62

- ① 罗楚亮：《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》，《经济研究》2004年第4期。
- ② 高梦滔、毕岚岚、师慧丽：《流动性约束、持久收入与农户消费——基于中国农村微观数据的经验研究》，《统计研究》2008年第6期。对收入过程的考察，也有文献采用考察期内均值代表持久收入，例如施建淮、朱海婷：《中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度：1999—2003》，《经济研究》2004年第10期。
- ③ María José Luengo-Prado and Bent E. Sørensen, “What Can Explain Excess Smoothness and Sensitivity of State-Level Consumption?” pp. 65-80.
- ④ 利用城镇消费价格指数和农村消费价格指数，以1990年为基期消除名义收入中的通胀因素，获得真实收入。后续涉及的所有名义变量，都采用类似方法，折算以1990年为基期的真实值。

续表 1

	城镇居民			农村居民		
	收入持久系数 ψ	σ_{ϵ_A}	σ_{ϵ_w}	收入持久系数 ψ	σ_{ϵ_A}	σ_{ϵ_w}
江苏	0.82 (0.11)	3.94	6.18	0.76 (0.16)	4.31	5.66
浙江	0.95 (0.08)	3.69	3.52	0.86 (0.13)	2.45	4.13
安徽	0.89 (0.10)	3.25	4.27	0.39 (0.20)	3.50	7.28
福建	0.91 (0.13)	2.86	4.21	0.93 (0.10)	3.10	3.30
江西	0.85 (0.14)	3.32	5.16	0.78 (0.16)	3.33	5.08
山东	0.98 (0.06)	2.85	2.21	0.91 (0.10)	2.85	3.41
河南	0.83 (0.13)	3.75	5.91	0.87 (0.13)	3.85	4.68
湖北	0.83 (0.17)	3.52	4.85	0.63 (0.19)	4.05	5.81
湖南	0.81 (0.20)	3.24	4.72	0.77 (0.17)	3.43	4.55
广东	0.86 (0.12)	3.67	3.52	0.94 (0.09)	2.31	2.32
广西	0.78 (0.14)	4.34	6.19	0.67 (0.20)	3.23	5.31
海南	0.66 (0.15)	3.94	6.74	0.75 (0.18)	2.78	4.71
四川	0.92 (0.08)	2.74	2.81	0.69 (0.18)	3.27	5.44
贵州	0.78 (0.15)	3.41	5.08	0.74 (0.18)	3.01	4.31
云南	0.74 (0.14)	2.54	5.01	0.75 (0.17)	4.14	4.74
陕西	0.85 (0.15)	4.00	4.97	0.77 (0.16)	4.00	4.41
甘肃	0.75 (0.16)	4.07	5.90	0.36 (0.23)	1.87	5.84
青海	0.64 (0.26)	3.74	6.72	0.78 (0.16)	2.57	3.06
宁夏	0.89 (0.12)	3.95	4.24	0.31 (0.23)	2.61	8.72
新疆	0.65 (0.12)	3.19	5.92	0.43 (0.23)	2.73	6.18

注：表中括号内为持久系数估计标准误差，估计时间跨度为 1991 年至 2009 年。

其次，对（6）式进行估计，以获得消费的收入弹性，并进而获得城乡居民边际消费倾向。在估计之前，参照前述真实可支配收入转换方式，对居民名义消费进行转换，获得真实消费增长率，在此基础上，对其进行平稳性检验，结果表明符合平稳性要求。考虑到我国地区间不论在经济发展水平还是文化习俗等方面，都表现出明显异质性，推定各地居民消费对收入变化反应可能存在差异。为此在对（6）式进行估计之前，利用 F 统计量对截距和系数在所有样本点和时期都相同这一假设，进行设定检验，结果驳斥了同截距同系数的原假设。在此基础上，再对系数在不同样本点不同时期都相同但截距不同这一假定，进行 F 统计量检验，结果同样拒绝原假设。鉴于上述两步检验，对（6）式采用变系数面板模型进行估计，估计结果见表 2。

表 2 （6）式估计结果

	城镇居民	农村居民
a_0	0.98354 (0.13983)	2.64888 (0.20614)
a_2	-0.00089 (0.01040)	-0.01990 (0.01819)
a_3	0.04122 (0.00624)	0.03532 (0.00610)
a_{1991}	0.95443 (0.10017)	0.87241 (0.19514)
a_{1992}	0.98875 (0.29564)	0.81425 (0.12057)
a_{1993}	0.61563 (0.05445)	0.84350 (0.14941)
a_{1994}	0.77711 (0.06246)	0.88447 (0.12285)

续表 2

	城镇居民	农村居民
a ₁₉₉₅	0.89227 (0.06373)	0.77252 (0.16007)
a ₁₉₉₆	0.78837 (0.19132)	0.80701 (0.11690)
a ₁₉₉₇	0.67350 (0.07019)	0.84823 (0.11437)
a ₁₉₉₈	0.86244 (0.33068)	0.89871 (0.13669)
a ₁₉₉₉	0.81145 (0.09496)	0.85124 (0.17969)
a ₂₀₀₀	0.87387 (0.06477)	0.91717 (0.28177)
a ₂₀₀₁	0.84158 (0.10908)	0.94196 (0.16348)
a ₂₀₀₂	0.81366 (0.06275)	0.65304 (0.13921)
a ₂₀₀₃	0.79136 (0.07122)	0.76717 (0.22918)
a ₂₀₀₄	0.63588 (0.04856)	0.60669 (0.12692)
a ₂₀₀₅	0.79297 (0.04549)	0.76313 (0.22872)
a ₂₀₀₆	0.60626 (0.06644)	0.77012 (0.14721)
a ₂₀₀₇	0.67291 (0.06519)	0.71465 (0.09998)
a ₂₀₀₈	0.61945 (0.05842)	0.80949 (0.10286)
a ₂₀₀₉	0.88298 (0.04973)	0.73153 (0.18139)
AR-squared	0.840	0.492
F-statistic	124.21	23.69
D-W	1.99	2.05

注：括号内为标准误差。

在表 2 基础上，利用公式 $e_{it} = a_t \psi_i + a_3 \sigma_{\epsilon_i^w}$ ，计算城镇和农村居民消费支出与收入变化的弹性。^① 以河北城镇居民为例，1991 年持久收入弹性为 0.95443，利用这个弹性与收入持久系数相乘，可以得到消费和持久收入之间的弹性为 0.95443×0.85 ，约 0.806。这个弹性并没有考虑各种收入冲击对支出收入弹性的影响。从表 2 看，临时性收入冲击影响是非常显著的，尽管持久性收入冲击影响为负但并不显著。这一点无论对城镇居民还是农村居民都一样。临时性收入冲击使城镇居民支出收入弹性大约上升 0.21，农村居民支出收入弹性大约上升 0.22。这样，考虑收入冲击影响，1991 年河北城镇居民支出收入综合弹性约为 1.01。在获得支出收入弹性后，最后利用 $\frac{\Delta C_{it}}{\Delta Y_{it}} = a_{it} \frac{C_{i(t-1)}}{Y_{i(t-1)}}$ ，即可获得居民边际消费倾向。图 1 和图 2 描绘了居民边际消费倾向地区均值变化的趋势特征。从中看出，城镇居民边际消费倾向总体上要比农村居民高，这一结论与 McCarthy、刘建国等的研究基本一致。^② 在趋势上，城镇与农村存在一定差异，城镇居民边际消费倾向总体呈逐步下降趋势，尤其是自 1999 年之后，下降趋势更为明显，所有地区平均水平从 2000 年的约 0.73 下降到 2009 年

① 因持久性收入冲击系数 a_2 不显著，所以忽略持久收入冲击对消费产生的边际影响。

② Jonathan McCarthy, "Imperfect Insurance and Differing Propensities to Consume across Households," *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, no. 2, 1995, pp. 301-327; 刘建国:《我国农户消费倾向偏低的原因分析》,《经济研究》1999 年第 3 期。

的 0.54, 下降约 25%。农村居民边际消费倾向整体呈 U 型变化, 以 2004 年为分界线, 2004 年之前整体呈下降趋势, 从 1991 年平均约 0.67 下降到 2004 年的 0.44, 自 2004 年开始转向上升, 但相比 1999 年之前, 仍处于较低水平。

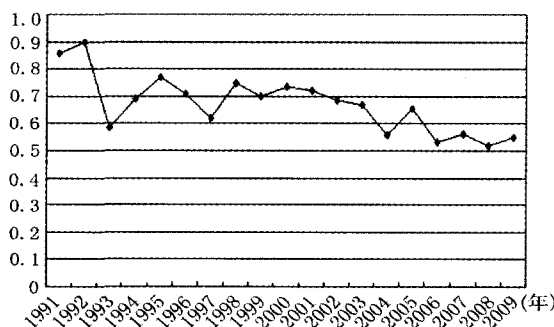


图1 城镇居民边际消费倾向的趋势特征

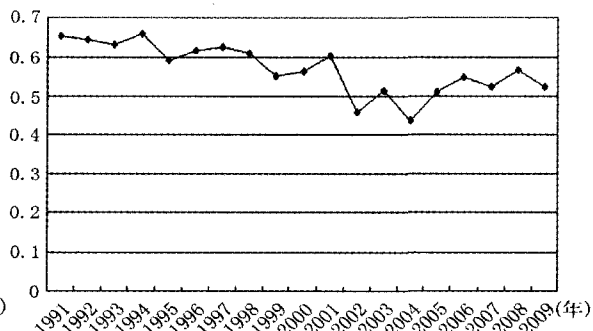


图2 农村居民边际消费倾向的趋势特征

四、财政政策对居民边际消费倾向的影响

对居民边际消费倾向的趋势变化特征, 笔者在前期研究中, 也曾讨论过财政政策的影响, 但基本上仅是描述性分析, 没有考虑财政政策对居民边际消费倾向影响的数量特征。本节将在前期研究基础上, 对这种数量特征进行考察。由于本文选择的是地区样本, 但在现行体制下, 地方政府缺乏充分融资自主权和税收决策权, 所以对地区样本而言, 严格意义上的财政政策工具只有支出。但近年来大量文献提供的证据表明, 地方政府虽缺乏税收工具, 但并不表明地方政府不能使用收入工具。虽然税收制定权在中央, 但地方政府却会通过征税努力调控辖区内税收负担, 地方政府虽没有法定的收入工具, 却拥有隐性的收入工具。由于支出权高度下放, 税收努力高度灵活, 地方政府在收支工具的操作上, 具有相当高的自由裁量权。支出和收入上的自由裁量权, 为地方政府发挥中观层次的调控作用提供了空间。然而, 我国预算法要求地方财政必须实现收支平衡, 这使得在宏观层次上对财政政策姿态的度量, 在中观层次上没有实质意义。基于这一事实, 本节对地方政府财政政策的度量, 不是选择财政政策姿态这个综合指标, 而是分别度量地方政府收入工具和支出工具。这样处理, 也便于考察不同财政政策工具对边际消费倾向的影响是否存在方向和程度上的差异。^① 在此基础上, 对财政收支工具做进一步的结构分解, 考察

^① 对地方政府财政支出工具的度量, 即地方政府一般预算支出, 不能度量地方政府的收入工具, 本文采用地方财政总收入予以度量。因为前者包含了体制分成的因素, 不能真实体现地方居民的财政负担。参见李永友、沈玉平:《财政收入垂直分配关系及其均衡增长效应》,《中国社会科学》2010年第6期。

收支的结构性调整如何作用于边际消费倾向。^①

一系列研究表明,在度量财政政策对居民消费决策的影响时,需要考虑预期因素的作用。预期对财政政策与居民消费决策关系的影响,主要表现为两种方式,一是当期财政政策是否被消费者预期到,二是消费者对未来财政政策变化的预期。然而,后一种预期在地区样本中很难分析,尽管方红生、张军^②等的一些研究参照国外文献,讨论过地区样本的财政好坏时期,但仅就预算内收支数据,很难刻画实际情况。为慎重起见,本文仅就第一种影响进行讨论。为此,遵循 Laumas 和 McMillin^③ 等方法,利用(7)式对财政收支政策冲击进行拆分,以区别预期到和未预期的财政政策冲击对边际消费倾向的影响差异。(7)式中, $fisp$ 为财政政策工具, φ 为经济正常运行状态下财政政策的调整系数,以反映自动稳定器作用, u 为经济非正常运行时期,被消费者预期到的财政政策变化, ϵ 为消费者未预期到的财政政策变化。为获得(7)式定义的财政收支序列数据,利用 Blanchard 和 Perotti^④ 提出的方法对 $(\Delta gdp, \Delta rev, \Delta exp)$ 进行 VAR 估计,^⑤ 获得消费者未预期到的财政政策冲击 ϵ_t^{fisp} 和自动稳定系数 φ 。在此基础上,利用(7)式计算出被消费者预期到的财政政策冲击((7)式右边前两项)。

$$\Delta fisp_t = \varphi \Delta fisp_{t-1} + u_t^{fisp} + \epsilon_t^{fisp} \quad (7)$$

除预期因素外, Blanchard 和 Perotti、Perotti、Tagkalakis 等^⑥的最近研究认为,在经济周期不同阶段,消费者消费行为对财政政策冲击的反应并不完全相同。经济低迷时期,由于受流动性约束的消费者比例增加,消费者消费对当期收入变化

① 维持性支出包括行政支出(2007年之后为一般公共服务减去利息支出)、公共安全支出(2007年之前为公检法支出,2007年及之后为公共安全支出)以及其他部门事业费,社会性支出包括行政事业单位离退休费、政策性补贴、社会保障补助支出、社会抚恤和救济费。之所以未考虑经济性支出,主要源于2007年收支分类改革后,统计口径前后变化很大,难以对应。

② 方红生、张军:《中国财政政策非线性稳定效应:理论与证据》,《管理世界》2010年第2期。

③ Gausmaus S. Laumas and W. Douglas McMillin, "Anticipated Fiscal Policy and Real Output," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 66, no. 3, 1984, pp. 468-471.

④ O. Blanchard and R. Perotti, "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output," *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, no. 4, 2002, pp. 1329-1368.

⑤ VAR系统的滞后阶数,根据SW予以确定。

⑥ O. Blanchard and R. Perotti, "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output," pp. 1329-1368; Athanasios Tagkalakis, "The Effects of Fiscal Policy on Consumption in Recessions and Expansions," *Journal of Public Economics*, vol. 92, no. 5-6, 2008, pp. 1486-1508.

过度敏感。考虑政策冲击的不对称效应，我们参照 Tagkalakis^① 方法，测度经济好坏时期，并设定一个虚拟变量 D_b ，以区分好坏时期财政冲击的影响，其中，当潜在产出缺口占潜在产出的比重低于 -0.5 时，被定义为经济萧条时期，并赋值为 -1 ；当潜在产出缺口占潜在产出的比重高于 0.5 时，被定义为经济高涨时期，并赋值为 1 ；其他时期赋值为 0 。^②

在前述设定基础上，对 (5) 式做线性变换，将其转换为便于估计的 (8) 式：

$$\frac{dc_{it}}{dw_{it}} = pmc_{it} = c_0 + u_i + v_t + \sum_j \alpha_j FP_{jit} + \sum_j \omega_j (D_b \times FP_{jit}) + \sum_k \beta_k X_{kit} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中， pmc_{it} 为前文估计的边际消费倾向， FP_{jit} 为财政政策变量， X_{kit} 为控制变量， D_b 和 FP_{jit} 的交互项区别经济周期状态财政政策的效应差异。考虑到居民消费习惯在不同地区和时段可能存在差异，所以 (8) 式采用了变截距模型。关于控制变量 X 的选择，主要参照已有文献做法和数据可获得性，具体包括收入分配差距、支出预期、通胀水平、消费结构和经济发展程度。其中，收入分配差距利用最高收入 20% 人口的平均收入，与最低收入 20% 人口的平均收入之比表示。支出预期采用人口总负担比表示，即 15 岁以下和 60 岁以上人口占总人口的比重。之所以选择这一指标，源于对居民支出造成较大冲击的，主要是对未成年子女的抚养和老年人的照料。在保障体系还不是非常健全的现实国情下，这两类支出预期直接导致居民的预防性储蓄动机。^③ 通胀水平分别采用城镇居民消费物价指数和农村居民消费物价指数表示。经济发展水平采用相对数表示，即根据城乡差异，分别选用城镇居民人均可支配收入和农村居民家庭人均纯收入为各自均值的比例。消费结构采用住房消费支出占全部消费支出的比重表示。在控制变量中，流动性约束一直非常重要，但如何刻画流动性约束程度，尤其在使用省级数据时，存在很大困难。在研究居民消费决策时，尽管已有文献考虑了流动性约束，但都没有一个独立量化指标。在本文实证估计时，曾试图采用樊纲、王小鲁提到的信用卡发行量，也曾试图采用低收入群体占比，以

① Athanasios Tagkalakis, "The Effects of Fiscal Policy on Consumption in Recessions and Expansions," pp. 1486-1508.

② 经济好坏时期中的“坏”不仅应包括萧条时期，也应包括高涨时期，因为两个时期中经济都严重偏离均衡增长的路径，对资源配置和社会福利都会产生负面影响。但即使是坏时期，市场主体决策也是存在较大差别的，以消费者的消费决策而言，经济低迷时期，流动性对消费者消费决策的约束就会很强，而在经济高涨时期，这种情况就会相对较轻。为了区分两种坏时期，本文对经济不同时期的刻画，采用了不同于已有文献 0、1 的赋值方法。另外需要说明的是，受数据所限，本文并没有采用失业率这个指标。

③ 关于支出预期度量，一些文献还考虑了健康或医疗支出、教育支出等，但这些文献数据来源都是调查数据，这一点在本文省级样本中没有相应的完整统计数据。

表示一个地区的流动性约束程度。^①但这些指标与本文选择的经济发展水平高度相关,鉴于上述原因,本文没有单独考虑流动性约束这一因素。

本文使用的是地区样本,中央宏观调控必然对各地区产生系统性影响,为控制这种影响,在实证模型(8)式基础上做了两点扩展。一是增加中央财政策略,设定虚拟变量 D_{cf} ,积极财政政策实施期间,各年 D_{cf} 取值 1,具体包括 1999—2004 年和 2009 年,其他年份取值 0。二是增加中央关于财政工具的选择偏好,即增加中央财政社会性支出(包括科教文卫、社会保障和福利)和支农支出分别占其本级财政支出比重的一阶差分项,以控制中央政策偏好的影响。实证估计所需数据,除本文估计得到之外,都是根据历年《中国统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》、《中国财政年鉴》、《中国税务年鉴》、《中国价格和城镇居民家庭收支调查统计年鉴》、《中国农村住户调查年鉴》以及各省区历年统计年鉴整理得到。数据时间段确定为 1996 年至 2009 年,所有相关名义变量都和收入、消费一样,转换成 1990 年为基期的实际值。表 3 总结了各变量描述性统计特征。

表 3 各变量名称及其描述性统计结果

变量名称	均值	标准差	变量名称	均值	标准差
农村居民支出预期 (NZE)	0.460	0.094	经济周期状态 (D_t)	-0.115	0.862
城镇居民支出预期 (UZE)	0.335	0.052	预期到的财政支出 (YQCZZ)	0.169	0.056
农村通胀水平 (NTZ)	2.503	3.168	未预期到的财政支出 (WYQCZZ)	0.006	0.074
城镇通胀水平 (UTZ)	2.199	3.041	预期到的财政收入 (YQCZS)	0.137	0.072
城镇居民消费结构 (UCS)	11.12	3.776	未预期到的财政收入 (WYQCZS)	0.020	0.080
农村居民消费结构 (RCS)	15.47	5.084	维持性支出 (GOV)	0.222	0.028
农村收入分配差距 (NSF)	5.950	1.682	社会性支出 (SH)	0.397	0.045
城镇收入分配差距 (USF)	5.123	1.601	支农支出 (ZN)	0.081	0.020
农村经济发展程度 (NGDP)	1.000	0.369	中央社会性支出 (ZYSHZC)	0.156	0.021
城镇经济发展程度 (UGDP)	1.000	0.230	中央支农支出 (ZYZNZC)	0.020	0.004

注:财政总量调控各变量都是指预期到的财政支出变化占总支出的比重,未预期到的财政支出变化占总支出的比重。

在上述工作基础上,对(8)式的模型结构和估计方法进行分析。首先利用 Hausman 检验,考察财政政策冲击与居民边际消费倾向是否存在内生关系。检验结果表明,对城镇居民而言,预期到的财政政策冲击与居民边际消费倾向存在显著内生关系(p 值小于 0.05),对农村居民而言,这种内生关系较弱(p 值接近 0.09)。基于上述检验结果,对(8)式采用 GMM 估计,其中工具变量采用估计模型中各变量的高阶滞后项。在此基础上,我们进一步利用 F 检验和 Hausman 检验,对模型

^① 樊纲、王小鲁:《消费条件模型和各地区消费条件指数》,《经济研究》2004年第5期。之所以选择低收入群体占比(城镇居民可支配收入或农村人均纯收入平均水平的 50% 作为标准),主要依据居民向银行借贷一般需要出具收入证明或财产抵押,低收入群体一般很难达到这一信贷要求。

采用混合估计还是面板估计、固定效应还是随机效应进行检验。最后对残差相关性进行检验，发现模型存在明显的一阶序列相关。这一发现说明，居民边际消费倾向存有惯性。为消除相关性，在（8）式右边增加因变量一阶滞后项。从滞后项估计结果看，惯性作用非常显著，同时相关性检验结果也表明，相关性已被消除。经过上述一系列模型设定检验，表 3 和表 4 总结了（8）式估计结果。

表 4 财政政策对城镇居民边际消费倾向（PMCU）的影响估计

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
C	0.3917 (9.0142)	0.3685 (2.6578)	0.4173 (3.2619)	0.6306 (2.6981)
PMCU (-1)	0.4679 (9.0810)	0.4387 (8.0390)	0.2418 (3.8001)	0.2583 (3.8950)
YQCZZ	-0.4424 (-2.5789)	1.0925 (0.4321)	-0.1461 (-0.7945)	0.1392 (0.0618)
YQCZS	-0.1128 (-0.8540)	-1.0087 (-0.4928)	-0.2478 (-1.6896)	-1.1668 (-0.6643)
WYQCZZ	0.1015 (1.7818)	0.0140 (1.8349)	0.0271 (1.8413)	0.0866 (2.1807)
WYQCZS	-0.1074 (-1.7550)	-0.0125 (-2.0179)	-0.0558 (-2.0196)	-0.6469 (-2.1050)
GOV		-0.6282 (-2.9080)	-0.0779 (-2.6078)	-0.1774 (-2.3320)
SH		1.1341 (2.6231)	1.0074 (2.0871)	0.9700 (2.6895)
D _b *YQCZZ	-0.2164 (-1.6418)			-0.1094 (-1.6464)
D _b *YQCZS	0.1137 (0.7678)			0.1198 (0.8778)
D _b *WYQCZZ	-0.0343 (-0.5210)			-0.0028 (-0.0496)
D _b *WYQCZS	-0.0876 (-1.2466)			-0.0756 (-1.2353)
GOV*YQCZZ		0.1668 (0.6577)		0.9671 (0.6953)
GOV*YQCZS		0.6715 (0.6843)		0.8113 (0.5752)
GOV*WYQCZZ		0.1095 (1.2862)		-0.9015 (-0.6645)
GOV*WYQCZS		-0.0972 (-1.6643)		-0.0140 (-2.6362)
SH*YQCZZ		-0.6355 (-1.4086)		-0.2287 (-0.7833)
SH*YQCZS		0.5647 (0.1615)		0.2364 (0.7404)
SH*WYQCZZ		0.2434 (2.2290)		0.3677 (2.1432)
SH*WYQCZS		-0.4902 (-1.0835)		-0.4650 (-0.4130)
UZC			0.0143 (0.1933)	0.0708 (0.9067)
UTZ			-0.0145 (-7.9801)	
USF			-0.0121 (-2.9930)	-0.0134 (-3.1888)
UGDP			-0.0270 (-1.7202)	-0.0349 (-1.6282)
ZYSHZC			0.0090 (3.6330)	0.0074 (2.8149)
UCS			0.0013 (2.4418)	0.0009 (2.2877)
D _{cf}			-0.0367 (-2.9849)	-0.0183 (-2.4089)
D _b				-0.0136 (-3.7723)
R-squared	0.481	0.502	0.666	0.691
D-W	2.094	2.049	2.050	2.058
J-statistic	5.037	11.201	9.899	17.477

注：表中第一列中 D_{cf} 表示中央宏观调控，积极财政政策实施期间该变量赋值为 1，其他为 0。括号内为 t 值。

表 4 估计结果表明，城镇居民边际消费倾向具有一定的惯性，一阶滞后影响非

常显著。就控制变量而言,支出预期虽然估计系数为正,但并不显著,这一结论与已有文献有很大差异,例如杨汝岱、陈开斌等^①研究得出,支出预期显著增强了居民预防性储蓄动机,降低了当期消费水平。造成这种差异可能源于本文对支出预期的定义以及研究对象的不同。通胀水平对城镇居民边际消费倾向有负面影响,这一点与我们目前的消费统计口径以及人们规避通胀损失有关。目前被统计的居民消费支出没有包括兼有投资特征的消费类项目支出,比如住房等,而对消费性生活需求或改善型消费支出基本得到满足的城镇居民而言,规避通胀损失比较理想的方法就是增加对住房等兼具投资特征的消费类项目支出。所以从统计上看,消费性支出倾向在通胀时期下降是必然的。收入分配差距对边际消费倾向的影响与传统预期一致,收入分配差距扩大将会造成整体边际消费倾向下降。这一结论与经济发展程度对边际消费倾向的影响基本一致,经济发展程度的估计系数虽然显著度不及收入分配差距,但同样为负,即经济发展水平越高,边际消费倾向将越低。这两个估计结果一定程度上证明了适当收入分配的必要性。消费结构升级对居民边际消费倾向的影响显著为负,但系数非常小。从中央层面看,积极财政政策实施期间,居民边际消费倾向显著高于其他时期。这一实证结论证明,至少在短期中,宏观调控对提振居民消费信心和消费意愿是有积极意义的。中央政府财政结构的选择偏好对居民边际消费倾向的影响同样非常显著。

从关键解释变量的估计结果看,预期到的财政收支变化对边际消费倾向的影响,除个别模型显著外,大部分模型是不显著的。这一结论显然与凯恩斯宏观财政理论完全不同。相比较未预期到的财政收支变化对边际消费倾向的影响,在所有估计模型中至少在10%水平上是显著的。这一结论一定程度上支持了理性预期学派的观点。从影响方向看,未预期到的财政收支变化对边际消费倾向的影响完全不同,财政支出的未预期增加将会有助于提高居民边际消费倾向,而财政收入的未预期增加却会导致居民边际消费倾向下降。从影响程度看,财政收入的未预期增加对边际消费倾向的影响程度,在大部分模型中都要高于财政支出的未预期增加。这一实证结论意味着,如果财政收支的未预期增加都为1%,那么对边际消费倾向的综合效应实际上是负的。依据这一实证发现,结合我国自1996年以来的财政收支变化情况,我们不难理解,居民消费需求为何在积极财政政策实施初期有过小幅上升然后趋于下降。从财政结构转换看,财政支出项目的选择性偏好对边际消费倾向的影响非常显著。如果财政增加维持性项目支出,则会导致居民边际消费倾向下降,如果财政增加社会性项目支出,则会显著提高居民边际消费倾向。从财政总量调控与结构调整交互项估计系数看,总量政策与结构调整存在交互作用。如果维持性支出比重上

^① 杨汝岱、陈开斌:《高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为》,《经济研究》2009年第8期。

升是通过未预期到的财政收入增加进行融资，对居民边际消费倾向将会产生负面影响，那么未预期的财政支出增加如果用于社会性支出项目，将会有助于提高居民边际消费倾向。从财政总量调控与经济周期变化的交互项估计系数看，只有个别模型最多在 10% 水平上显著，这说明财政调控对边际消费倾向的影响在经济周期不同阶段并不存在显著差异。

与城镇居民显著不同，农村居民边际消费倾向的惯性作用更强，一阶滞后项估计系数都在 0.75 以上，远高于城镇居民一阶滞后项的估计系数 0.24—0.46。就控制变量而言，通胀水平对农村居民边际消费倾向的影响与城镇居民完全不同，前者影响系数是正的。出现上述结果与城乡居民的消费结构差异有密切关系，农村居民在基本生活类消费需求和改善类消费需求方面，与城镇居民存在较大差异，在预期通胀时，农村居民倾向于增加当期消费，以规避价格上涨导致消费支出增加的风险。除上述不同，积极财政政策对农村居民边际消费倾向的影响也显著不同于城镇居民，前者在积极财政政策实施期间不仅没有上升反而有所下降。这种差异主要源于积极财政政策的运用策略。从两次积极财政政策内容看，积极财政政策主要是增加经济类基础设施投入，这些支出又主要偏向城市，所以在一定程度上挤占了财政对农村、农业和农民的投入。这种城市偏向的财政支出结构对农村居民边际消费倾向的影响，在中央社会性支出估计系数上也能得到部分反应，该系数虽然为正，但并不显著。这说明财政社会性支出并没有给农村居民带来太多好处。就关键解释变量而言，与城镇居民一样，未预期到的财政收支变化对农村居民边际消费倾向的影响基本上都是显著的。但不同的是，未预期财政收入增加对农村居民边际消费倾向的影响不是负的而是正的。这一结果与我国税制结构有关，我国预算内财政收入主要以税收、尤其是工商税收为主，农村居民基本上没有构成法定意义上的纳税人。所以财政收入未预期增加对农村居民来说，不仅未构成直接负担，反而为政府增加“三农”投入提供了资金支持。从财政总量和结构调整及其交互项系数看，增加支农支出将会有助于提升农村居民边际消费倾向。

表 5 财政政策对农村居民边际消费倾向 (PMCN) 的影响估计

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
C	0.3679 (10.2827)	0.1225 (5.5059)	0.1367 (5.5619)	0.1205 (6.2088)
PMCN (-1)	0.7508 (16.3573)	0.8274 (22.4981)	0.8720 (27.5685)	0.8578 (24.8105)
YQCZZ	-0.1739 (-1.2265)	-0.2101 (-0.0805)	-0.3108 (-1.6049)	-0.6205 (-0.2539)
YQCZS	0.0955 (0.7410)	0.1463 (0.0680)	-0.0779 (-0.5025)	-1.6822 (-0.8433)
WYQCZZ	0.0697 (2.1487)	0.4032 (2.5558)	0.0975 (1.9219)	0.2120 (2.3185)
WYQCZS	0.0828 (2.4594)	1.4768 (1.9560)	0.2573 (4.3377)	0.2797 (0.3957)
GOV		-0.4971 (-1.1568)		-0.1762 (-0.4368)
SH		0.6354 (1.1111)		0.1913 (0.3459)
ZN		0.1170 (1.1582)		0.5645 (0.7406)
GOV*YQCZZ		-0.8073 (-0.2764)		-0.3578 (-0.6802)
GOV*YQCZS		-0.1090 (-0.1857)		-0.0732 (-1.0438)

续表 5

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
GOV*WYQCZZ		-0.0217 (-2.1531)		-0.0598 (-1.9813)
GOV*WYQCZS		0.0363 (0.0204)		1.7315 (1.0292)
SH*YQCZZ		0.6695 (0.5693)		-0.7091 (-0.5689)
SH*YQCZS		-0.4221 (-0.1207)		0.0383 (0.0310)
SH*WYQCZZ		0.6779 (0.4963)		0.7103 (0.1671)
SH*WYQCZS		-0.8626 (-0.6260)		-0.0245 (-0.0077)
ZN*YQCZZ		-2.6720 (-0.3682)		-2.9080 (-0.3893)
ZN*YQCZS		2.1970 (0.3387)		4.9204 (0.7534)
ZN*WYQCZZ		0.3322 (2.9167)		0.2788 (2.4584)
ZN*WYQCZS		0.0494 (3.4781)		0.0749 (1.8196)
GDPZ*YQCZZ	0.0370 (0.5627)			0.2563 (1.3613)
GDPZ*YQCZS	-0.0515 (-0.6936)			-0.2118 (-1.4141)
GDPZ*WYQCZZ	0.0429 (1.2526)			-0.0378 (-0.6026)
GDPZ*WYQCZS	-0.0332 (-0.9073)			-0.0424 (-0.6103)
NZC			0.0590 (1.3912)	0.0299 (0.5871)
NTZ			0.0038 (2.2264)	
NSF			-0.0222 (-4.1974)	-0.0177 (-2.9508)
NGDP			0.0060 (0.5500)	0.0138 (0.8811)
ZYSHZC			0.0005 (0.2242)	-0.0010 (-0.3863)
ZYZNZC			0.0797 (4.8657)	0.0925 (4.7779)
RCS			-0.0201 (-0.9200)	-0.0085 (-0.4453)
D _{cf}			-0.0819 (-6.7435)	-0.0885 (-6.4147)
GDPZ				0.0048 (2.5090)
R-squared	0.949	0.737	0.775	0.804
D-W	1.826	2.048	2.012	2.164
J-statistic	3.164	7.321	6.000	3.740

注：括号内为 t 值，D_{cf} 定义同表 4。

五、结论与启示

本文通过实证研究发现，我国居民宏观消费率持续大幅度下降与居民边际消费倾向的持续下降有关，在过去 10 年中，我国居民尤其是城镇居民边际消费倾向下降的幅度超过 20%。居民边际消费倾向下降与政府财政政策运用有很大关系。在财政总量调控中，无论是城镇居民还是农村居民，边际消费倾向仅对未预期到的财政收支变化做出反应，虽然未预期到的财政支出增加对边际消费倾向的影响显著为正，但未预期到的财政收入增加对城镇居民边际消费倾向的负向作用却更强。虽然后者对农村居民边际消费倾向影响为正，但财政收入增加所支持的财政支出项目，对农村居民边际消费倾向的影响却是不显著的。财政收支的非对称影响，使得在过去 10 年中，财政政策对居民边际消费倾向的综合影响显著为负。除了财政总量调控，财政支出结构转换对居民边际消费倾向也产生了重要影响。社会性支出增加对居民边

际消费倾向有促进作用，但维持性支出增加对居民边际消费倾向却产生了负面影响。如果结合我国过去 10 多年两类支出相对变化速度来看，财政支出结构调整并没有对居民边际消费倾向产生积极影响。财政支出结构调整和财政总量调控，除了各自独立对居民边际消费倾向产生影响，两者也会产生某种交互作用。如果财政收入增加主要是为维持性支出融资，则支出结构偏向会增强收入总量调控对居民边际消费倾向的抑制作用。但如果是为社会性支出融资，则有助于增强支出总量调控的积极作用。本文的实证分析发现，除了地方政府的财政政策运用对居民边际消费倾向产生影响外，中央政府的财政政策运用对居民边际消费倾向的影响也非常显著，既可能扩大地方政府产生的不利影响，也可能纠正地方政府的不当运用，降低其不利影响。

我国居民宏观消费率持续下降主要源于居民边际消费倾向的持续下降，所以扩大内需，财政政策运用首先需要明确政策的着力点在于提升居民边际消费倾向。当然，这一结论并不意味着收入分配等问题不重要。此外，还需要重塑财政政策的运用思路，适时地将支出政策为主转换为收入政策为主。当然，在实现这种转换之前，需要重构我国财政收支制度，通过上述调整，逐步实现由单纯需求管理向需求和供给协同管理的转变。在财政收支制度短期无法改变的情况下，提升居民边际消费倾向，扩大居民消费需求，应利用结构化财政支出策略，提高居民直接受益项目的投入力度。

〔责任编辑：梁 华 责任编审：许建康〕