

# 消费粘性视角下我国城镇居民财富效应检验

宋明月 臧旭恒\*

**摘要:** 在传统研究财富效应的文献中,分析路径多为当期资产价值变动对下一期消费的影响,或对当期消费的影响。而在消费粘性的视角下,消费对外在冲击的调整不会瞬时完成,消费行为存在跨期依赖,资产价值的变动不只对下一期消费带来直接的财富效应,还会波及到后面多期,即冲击是粘性的,财富效应也是可以多期累积的。而累积财富效应的度量则需要计算出消费粘性及直接财富效应的大小。本文采用2000—2012年全国28个省份城镇居民的季度面板数据,估计得出消费粘性系数为0.6左右,总资产与房产的直接财富效应估计结果虽显著,但数值很小,经过多期累积的财富效应分别为0.0014与0.0013。金融资产的直接财富效应较大,但该估计值不显著。资产价值变动对于消费的影响甚微。

**关键词:** 消费粘性;直接财富效应;累积财富效应;谨慎度

## 一、引言

在完全信息下,居民可以无成本地获取影响其消费与储蓄行为等经济活动的所有信息,且基于这些信息,可以对未来做出无偏估计。这是众多传统消费理论的隐含假定之一。但现实中很多信息的获取是有成本的,或信息更新是缓慢的,消费者很大程度上也受到自身消费习惯的影响,这一系列的因素会导致相关政策刺激、资产价值变化等带来的效应出现延续和滞后。基于传统消费理论基础上的财富效应测度大都是采用协整模型对消费与财富、收入的关系做出判断,而用协整的方法估计财富效应存在两点问题(Carroll et al., 2011):一是消费与收入及财富间稳定协整向量的存在需要众多参数在估计区间内保持稳定,如收入增长率、利率、相对风险厌恶系数及贴现率等,而这些宏观经济变量的冲击随时有可能打破这一假设前提,导致这一长期均衡关系不存在;二是即使稳定的协整向量存在,则如此持久的动态关系的估计需要数百年的可靠数据支持,这也是基本不可能的。

由于协整方法的局限性,以及大量经验研究所证明的消费“过度敏感性”的存在,Carroll等(2011)结合消费增长的动态演变规律,提出了一种度量财富效应的新方法,认为消费粘性

---

\* 宋明月,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:moon\_song@163.com;臧旭恒(通讯作者),山东大学消费与发展研究所,邮政编码:250100,电子信箱:xhzang@sdu.edu.cn。

本文得到了教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“建立扩大消费需求的长效机制研究”(项目编号:11JZD0016)、国家社科基金重点项目“构建扩大消费长效机制研究”(项目编号:12AJY006)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

下财富效应存在两大维度:速度(speed)与力度(strength),从而使消费粘性与财富效应很好地结合起来。消费对于冲击的反应是有速度的,且比随机游走的基准模型要慢得多,而其力度则取决于消费粘性的大小及作用的时间区间。具体来说,这种速度和力度使得在估计时可将财富效应分为直接财富效应(本期冲击对下一期消费的直接影响)和累积财富效应(由之前各期的粘性影响累积加总得出)。具体实证模型为在 CRRA (Constant Relative Risk Aversion) 效用函数中加入消费粘性因素,在 Dynan (2000) 模型框架下得到跨期最优的欧拉方程,进而得出测度消费粘性系数和直接财富效应的实证方程,并以消费粘性系数为公比,以当期财富效应为首项,利用等比数列求和公式得出累积的财富效应。

## 二、文献综述

传统意义上的财富效应 (Wealth Effect) 是现金余额的变化所带来的消费支出的变动。随着经济的发展与社会的进步,居民家庭财富构成日益多元化,且家庭财富的结构仍在不断调整中,因而影响财富水平变动的因素不仅仅局限于货币余额,其他资产如房产价值的变化同样可以带来财富水平的变动。因此,现代意义上的财富效应我们可以理解为居民资产价值的变动所带来的消费支出方面的变动。

国外对于该领域的研究起步较早,多集中于总资产及各类资产对消费影响的实证检验。Ludwig 和 Slok (2004) 使用 16 个 OECD 国家的面板数据,发现随着时间推移,资产价值的变动对消费支出的影响程度在不断加深,且银行主导型金融体系国家要小于市场主导型金融体系国家。Lettau 和 Ludvigson (2004) 从宏观角度研究表明,美国居民家庭总资产每增加 1 美元,产生的正的财富效应为 3~5 美分。Labhard 等 (2005) 采用 VAR 模型研究发现美国和加拿大总资产边际消费倾向在 0.01 左右,而欧元区域国家的该项值在 0.01~0.05 之间,美国和加拿大金融资产边际消费倾向的值要比欧元区域国家大很多。这意味着财富效应在各国中的异质性表现可能是由资产配置方式与资本市场开放程度造成的。

而不同资产的市场化程度、变现能力各不相同,居民的偏好也各不相同,这导致了不同资产对消费影响的方式和程度存在差异。Kishor (2007) 的研究证明,美国 1952-2002 年间住房资产和金融资产每增值 1 美元,将分别带来 7 美分和 3 美分的消费上涨。Case 等 (2005) 通过对 1975-1996 年间 14 个发达国家及 1982-1999 年美国各州的两部分面板数据研究后发现,美国住房资产的边际消费倾向在 0.03~0.04 之间,而欧洲国家则要高很多,如德国为 0.085,法国和意大利均为 0.06 左右,股市资产的边际消费倾向均小于住房资产。

国内对于财富效应的研究多为实证分析,主要依据生命周期模型或生命周期-持久收入假说模型 (LC-PIH 模型),进行不同角度扩展,再采用不同的数据来源进行实证分析。沿着该分析路径,部分学者证明了财富效应的存在,也有学者证明这个效应很微弱。较早对我国财富效应的存在性问题做出研究的如李振明 (2001),估计得出中国居民股市资产的财富效应系数约为 0.026。郭峰等 (2005) 通过股票价格指数与消费支出的协整分析发现,我国股票市场确实带来了一定的弱财富效应。而张存涛 (2006) 的研究结论是我国房地产价格的变动不存在财富效应。陈强和叶阿忠 (2009) 利用 EGARCH-M 模型考察了公民收入、股价、经济风险对消费支出的影响,并且经过数据分析后发现它们之间存在稳定的关系,股价上升对公民消费具有明显的促进作用。田青 (2011) 将居民资产区分为金融资产与实物资产,发现资产的拥有量越高,居民消费越积极,两者相比较而言,实物资产的刺激效果要更强一些。

由此可见,应用生命周期理论验证的财富效应在大多数国家是显著存在的,只是不同资产的财富效应会有所不同。在这种理论基础下,使用协整的分析方法即使能够得到消费、资产、收入之间的长期均衡关系,那这样的均衡关系可靠吗?鉴于相关理论假设多与现实脱节,一部分学者开始考虑与现实靠拢,引入除当期消费、收入、资产之外的其他变量。Duesenberry (1949)认为消费存在棘轮效应和示范效应,从而在消费者行为的研究当中最早引入了习惯因素。Dynan (2000)发现,滞后一期的消费与收入不确定性对当期的消费具有重要影响。杭斌 (2010)在修正 Dynan 模型的基础上得出了与 Dynan (2000)一致的结论,发现消费习惯和收入不确定性与我国城镇居民的平均消费倾向均存在反向影响。这一系列的研究证明消费习惯在消费者行为中起着很重要的作用。消费习惯在有些文献中也称为消费粘性,但实际上消费粘性不只是由消费习惯引起,也会由信息疏忽、滞后等因素引起。Carroll 和 Slacalek (2006)则从信息不完全的角度利用预期调整的迟缓介绍了消费的粘性。Carroll 等 (2011)认为不管哪种解释更合理,消费行为均存在跨期依赖,在分析了传统财富效应实证方法的不足后,将与现实更贴近的消费粘性因素纳入到了财富效应的度量中。国内使用 Carroll 等 (2011)方法度量财富效应的目前只有骆祚炎 (2011),其估计的消费粘性系数在 0.85 左右,直接财富效应在 0.01~0.02 之间,累积财富效应在 0.11~0.18 之间,且住房资产的财富效应大于金融资产,该文所用的样本为 1991~2009 年的全国季度数据。为了克服时间序列分析的多重共线性的困扰,提供更多的信息和估计效率,本文将选用 2000~2012 年度 28 个省份的季度面板数据,在消费粘性的视角下估计我国城镇居民的财富效应。

### 三、理论模型及数据说明

#### (一) Dynan 模型

Dynan 在 2000 年研究习惯形成的一篇文章中提出了以 CRRA 效用函数为基础的消费者跨期选择行为模型。模型假设随机变量  $c_t$  为  $t$  期消费者的实际消费支出,  $\beta = \frac{1}{1+\delta}$  为折现因子,其中  $\delta$  为时间偏好率。这里的 CRRA 效用函数引入了消费粘性因素,即代表性消费者的效用函数满足:

$$U(C, h) = \frac{(C - \alpha h)^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (1)$$

(1)式中: $\alpha$ 表示度量消费粘性大小的系数,满足  $0 < \alpha < 1$ ,  $\rho$  为相对风险厌恶系数,  $C$  为当期消费,  $h$  为习惯存量,即之前各期消费的加权平均数,满足:

$$h_t = (1-\theta)h_{t-1} + C_{t-1} \quad (2)$$

通常认为,滞后一年的习惯因素比滞后两年、甚至滞后时间更长的习惯作用要大得多,贾男和张亮亮 (2011)也证明了这一点。因此为处理方便,此处假定  $\theta = 1$ ,即当前消费的效用仅与前一期消费在本期的影响值有关。则效用函数变为:

$$U(C_t) = \frac{(C_t - \alpha C_{t-1})^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (3)$$

这样,加入消费粘性因素的剩余寿命为  $T$  期的消费者跨期最优选择行为的表达式为:

$$\max E_t \sum_{i=0}^T \beta^i U(C_{t+i}) \quad (4)$$

(4)式中: $E_t$ 表示消费者根据 $t$ 期所有可能获得的信息所作出的预期。当 $t$ 期消费的边际效用值等于 $t+1$ 期消费边际效用值的折现值时,消费者的跨期决策达到最优,欧拉方程为:

$$U'(C_t) = R\beta E_t[U'(C_{t+1})] \quad (5)$$

(5)式可以简化为:

$$R\beta \frac{U'_{t+1}}{U_t} = 1 + \varepsilon_t \quad (6)$$

代入 CRRA 形式后,两边取自然对数,方程(6)变为:

$$\Delta \ln(C_t - xC_{t-1}) = \frac{1}{\rho}(\ln R + \ln \beta) - \frac{1}{\rho} \ln(1 + \varepsilon_t) \quad (7)$$

根据 Muellbauer(1988),上述方程左侧可以用 $\Delta \ln C_t - x \Delta \ln C_{t-1}$ 近似替代,设 $\alpha_0 = \frac{1}{\rho}(\ln R + \ln \beta)$ , $\xi_t = -\frac{1}{\rho} \ln(1 + \varepsilon_t)$ ,则得出消费增长动态模型:

$$\Delta \ln C_t = \alpha_0 + x \Delta \ln C_{t-1} + \xi_t \quad (8)$$

从方程(8)可以看出,消费粘性因素使得本期消费增长率与上一期的消费增长率呈现出正的相关关系,而外部冲击不仅影响当期消费,还会波及下一期,波及程度的大小取决于粘性系数。正是消费者对这种外部冲击反应的滞后,恰说明了消费者期望平滑消费、排斥消费剧烈波动的一种谨慎心态,也为我们度量财富效应提供了一种新的思路。

## (二) Carroll 等(2011)的改进

### 1. 度量消费粘性系数

由 Dynan 模型推导出来的方程(8)中,由对数方程决定的估计系数 $x$ 是一个弹性的概念,是不能直接反映 $t$ 期与 $t+1$ 期消费绝对额变化关系的。在度量财富效应时,若将总资产( $B$ )分为房产( $H$ )和金融资产( $F$ ),则增长率的形式同样行不通。Carroll 等(2011)用消费或财富的变化比上初始消费水平作为一种变化率(或相对于初始时期的增长率)形式对式(8)对数方程做了一个改进,即:

$$\partial C_t = \frac{C_t - C_{t-1}}{C_{t-5}} \quad (9)$$

$$\partial B_{t-1} = \frac{B_{t-1} - B_{t-2}}{C_{t-5}} \quad (10)$$

分母之所以选择 $t-5$ 期,是因为 Carroll 等(2011)选择了美国的季度数据样本,而后面的分析中用到了滞后一年(4期)的数据,所以这里的初始值选择了滞后5期。将上述变化率的形式替代方程(8)中对数增长率的形式,得到如下估计消费粘性系数的方程:

$$\partial C_t = \gamma + x \partial C_{t-1} + \mu_t \quad (11)$$

### 2. 度量直接财富效应和累积财富效应

给定一个当期的财富效应(即本期对下一期的影响)为 $k$ ,则当期消费变动为之前多期资产冲击波及到当期后,所引起的消费变化之和,我们取影响较大的前4期,即:

$$\Delta C_t \approx kx(\Delta B_{t-1} + x\Delta B_{t-2} + x^2\Delta B_{t-3} + x^3\Delta B_{t-4}) + \varepsilon_t \quad (12)$$

同时设定:

$$\bar{\partial B}_t = (\Delta B_{t-1} + x\Delta B_{t-2} + x^2\Delta B_{t-3} + x^3\Delta B_{t-4})/C_{t-4} \quad (13)$$

则依据式(9)计算得出:

$$\partial C_t = \gamma + \alpha \bar{\partial} B_{t-1} \quad (14)$$

由于  $\alpha$  为  $t-1$  期的财富效应,所以  $\alpha = xk$ 。而之前多期资产每一单位的冲击波及到当期后,带来的累积的财富效应(用  $K$  表示)是在多期内财富效应的叠加,构成了一个以粘性系数为公比,以当期财富效应为首项的等比数列,通过等比数列求和公式得出:

$$K = \frac{k}{1-x} = \frac{\alpha}{x(1-x)} \quad (15)$$

以上步骤和公式均为计算时间序列数据的公式,在具体应用到本文的面板数据中时,我们先来考虑面板数据的三种估计策略:一是混合回归,样本中每个个体的回归方程完全相同;二是单独回归,样本中每个个体的回归方程各不相同;三是以上两种方式的折中,即相同处为每个个体回归方程的斜率,不同处为截距。可以看出,无论哪种估计策略,各个省份作为个体,每个个体都适用我们上述时间序列的公式,各个体间组成的面板则需要添加横截面维度,转变为面板方程:

(9)式变为:

$$\partial C_{it} = \frac{C_{it} - C_{i,t-1}}{C_{i,t-5}} \quad (16)$$

(10)式变为:

$$\partial B_{i,t-1} = \frac{B_{i,t-1} - B_{i,t-2}}{C_{i,t-5}} \quad (17)$$

(11)式变为:

$$\partial C_{it} = \gamma + x \partial C_{i,t-1} + \mu_{it} \quad (18)$$

(13)式变为:

$$\bar{\partial} B_{it} = (\Delta B_{i,t-1} + x \Delta B_{i,t-2} + x^2 \Delta B_{i,t-3} + x^3 \Delta B_{i,t-4}) / C_{i,t-4} \quad (19)$$

(14)式变为:

$$\partial C_{it} = \gamma + \alpha \bar{\partial} B_{i,t-1} \quad (20)$$

综合起来,度量直接财富效应和累积财富效应的步骤分别为:

第一步,利用工具变量估计方程(18),得出粘性系数  $x$ ;

第二步,依据(19)式构建估计量  $\bar{\partial} B_{it}$ ,用同样方法也构建出金融资产和房产的该统计量;

第三步,估计方程(20),将方程(20)中的总资产分为房产与金融资产两种形式,再次估计得出三类资产直接的财富效应;

第四步,利用方程(20)的估计结果和公式(15),求出各类资产累积的财富效应。

### (三) 数据说明

Carroll 等(2011)检验财富效应所用到的数据为 1960—2007 年的人均季度数据。因为我国房改的时间在 2000 年左右,因此本文样本区间选择了 2000—2012 年,数据频率也为季度。因有关房产的统计数据多为城镇样本,所以主要选择城镇居民作为分析对象,各省份的人均数值可视为该省份的一个典型消费者。28 个省份为除数据不全的云南、西藏、甘肃及港澳台地区之外的其他省份。人均收入数据使用城镇居民季度人均可支配收入,人均消费使用城镇居民季度人均现金消费支出,人均住房资产使用城镇居民人均住宅建筑面积  $\times$  (住宅销售额/住宅销售面积)。人均金融资产为城乡居民储蓄存款余额/常住人口数,需要关注的是该

变量为城乡居民人均储蓄存款,而非城镇居民人均储蓄存款,由于城镇居民储蓄存款没有连续的数据,且资金流量表中家庭住户部门的金融资产数据偏低,进而选取了占金融资产比重最大的城乡居民储蓄存款这个变量。人均总资产近似地等于人均金融资产与人均住房资产的和。此外,考虑到宏观因素的影响,方程中还加入了消费者预期指数、人民币存款基准利率来控制。

相关数据的处理均剔除了以2000年为基期的城市居民消费价格指数,同时有季节趋势的数据用Eviews6做了X12法季度调整以剔除季度因素及个别不规则因素的影响。对于个别极端值采取了取前后两期的平均值作为插值的办法。部分数据少数年份只有年度数据,利用Eviews6的数据频率转换补齐了少量季度数据。数据来源为中经网统计数据库和产业数据库、国家统计局网站、各省份统计年鉴,及原住建部2002-2005年《城镇房屋概况统计公报》。各变量的总体统计特征见表1。

表1 全国28个省份2000-2012年季度面板数据总体统计特征

| 变量名             | 均值     | 标准差    | 最小值    | 最大值     | 观测值   |
|-----------------|--------|--------|--------|---------|-------|
| 人均消费 $C$ (元)    | 2 070  | 801    | 900    | 5 156   | 1 456 |
| 人均金融资产 $F$ (元)  | 3 505  | 3 189  | 332    | 20 951  | 1 456 |
| 人均房产 $H$ (元)    | 80 643 | 68 449 | 10 735 | 425 877 | 1 456 |
| 人均总资产 $B$ (元)   | 84 148 | 71 305 | 11 625 | 444 676 | 1 456 |
| 人均可支配收入 $Y$ (元) | 3 061  | 2 087  | 1 128  | 18 430  | 1 456 |

从表1可以看出,人均可支配收入均值为3 061元,人均消费均值为2 070元,2000-2012年间我国城镇居民的总体平均消费倾向在0.67左右。人均总资产均值为84 148元,其中人均房产占比高达95.8%,金融资产仅占约4.2%。房产在我国居民资产的构成中占据绝对主要的地位。横向来看,我国各省份城镇居民人均可支配收入、资产、消费等指标的均值和极值相差都较大,说明我国各省份之间城镇居民的收入及家庭资产水平、消费水平均差距较大,这是由我国区域间经济发展的不平衡导致的。

四、实证分析

(一) 平稳性检验

本文的以下估计均使用了Stata12计量软件。首先检验面板数据的平稳性,选择了LLC检验方法。因人均消费支出与各类资产、收入在处理成式(16)、(17)变化率的形式时,均经过了一阶差分,而所有的回归均以变化率的形式做出,所以本文研究模型中所有变量平稳性较好。具体检验结果见表2。

表2 变量的LLC单位根检验结果

| 变量名                              | LLC 检验相关系数 | P 值   |
|----------------------------------|------------|-------|
| 按(16)式构建的统计量 $\partial C_{it}$   | -1.662     | 0.000 |
| 按(17)式构建的统计量 $\partial F_{it}$   | -0.356     | 0.000 |
| 按(17)式构建的统计量 $\partial H_{it}$   | -1.575     | 0.000 |
| 按(17)式构建的统计量 $\partial B_{it}$   | -1.576     | 0.000 |
| 按(17)式原理构建的统计量 $\partial Y_{it}$ | -0.481     | 0.000 |

(二) 估计粘性系数

对于(18)式所确定的模型内生性问题,我们使用豪斯曼检验方法,结果 $\chi^2$ 值为63.95,

对应 P 值为 0.0000,因此解释变量具有内生性,需采用面板工具变量法进行估计。而由 $\partial C_{it}$ 、 $\partial B_{it}$ 、 $\partial Y_{it}$ 的定义式,我们很容易可以推出以下方程:

$$\partial C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \partial B_{i,t-1} \quad (21)$$

$$\partial C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \partial Y_{i,t-1} \quad (22)$$

各种经验研究证明了,收入是影响消费的首要因素,因此本文在 Carroll 等(2011)的研究方法基础上,构造了统计量 $\partial Y_{it}$ ,并得到方程(22)。在变化率的形式下,我们可以将总资产拆分为金融资产与住房资产的和,得出:

$$\partial C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \partial F_{i,t-1} + \alpha_2 \partial H_{i,t-1} \quad (23)$$

可以看到,这三个方程为我们用面板工具变量法估计方程(18)提供了依据。考虑到以下原因,上面三个方程中解释变量都采用了滞后一阶的变量,第一,资产数据和收入数据是季度末的时点数,而消费却在整个季度中连续发生,即本期资产价值的变动及收入的变动对消费的影响只会从下一期开始产生,并逐渐蔓延至今后各期;第二,若消费、资产、收入被同一潜在的宏观变量同时干扰时,资产与收入反应较快,使用同期数据容易产生误差;第三,中高频数据中消费的预测也需要滞后数据。具体到数据结构上,我们分别作出当期、一阶滞后、二阶滞后的解释变量与被解释变量的时间趋势图,显示一阶滞后的解释变量与被解释变量拟合程度最好。根据式(18)、(21)、(22)、(23)确定的关系,工具变量应选取收入变化率、资产变化率的二阶滞后。估计结果详见表3。

表3 消费粘性系数估计结果

| 方程  | 工具变量                                                               | 粘性系数 $x$            | 季度时间趋势                   | 常数项                 | $R^2$ overall | 过度识别性检验 P 值 |
|-----|--------------------------------------------------------------------|---------------------|--------------------------|---------------------|---------------|-------------|
| I   | $\partial Y_{i,t-2}$                                               | 0.785***<br>(0.225) | 0.00001<br>(0.00005)     | 0.004<br>(0.006)    | 0.151         | —           |
| II  | $\partial Y_{i,t-2}$ 、 $\partial B_{i,t-2}$                        | 0.595***<br>(0.178) | -0.00007***<br>(0.00003) | 0.011***<br>(0.004) | 0.149         | 0.363       |
| III | $\partial Y_{i,t-2}$ 、 $\partial F_{i,t-2}$ 、 $\partial H_{i,t-2}$ | 0.606***<br>(0.185) | -0.00007***<br>(0.00003) | 0.010***<br>(0.005) | 0.149         | 0.536       |

注:( )内为标准差,\*\*\*表示在1%的显著水平下显著。

表3方程I是单独以可支配收入二阶滞后 $\partial Y_{i,t-2}$ 作为消费变化率一阶滞后 $\partial C_{i,t-1}$ 的工具变量,得出的粘性系数为0.785,但时间趋势和常数项均不显著,且因工具变量个数等于内生变量个数而无法进行过度识别性检验。方程II是以可支配收入、总资产的二阶滞后作为工具变量,方程III同时以可支配收入、金融资产、住房资产的二阶滞后作为工具变量。可以观察到,后面两个方程的各项结果均类似,且每项系数都显著,均通过了过度识别性检验。考虑到消费同时受到收入及资产的影响,以资产和收入同时作为工具变量更准确一些,因此选择消费粘性系数为第II、III个方程估计系数的近似值0.6,这比Carroll等(2011)利用美国的数据得出的粘性系数0.71稍小。说明这一时期城镇居民的消费波动呈现出非常显著的跨期相关性,因此任何的资产冲击都会对后续的消费施加持续的影响。时间趋势显著为负说明消费的变化率随着时间的变化呈递减趋势,但该项估计值较小。

(三)估计直接财富效应与累积财富效应

根据以上消费粘性系数的估计结果,为估计直接财富效应,按照式(19)构建 $\bar{\partial B}_{it}$ 、 $\bar{\partial F}_{it}$ 、 $\bar{\partial H}_{it}$ 统计量,并对其进行单位根检验,LLC检验结果显示三个统计量均平稳(见表4)。

表 4 平稳性检验结果

| 变量名                                 | LLC 检验相关系数 | P 值   |
|-------------------------------------|------------|-------|
| 按(19)式构建的统计量 $\bar{\partial}F_{it}$ | -0.476     | 0.000 |
| 按(19)式构建的统计量 $\bar{\partial}H_{it}$ | -2.017     | 0.000 |
| 按(19)式构建的统计量 $\bar{\partial}B_{it}$ | -2.017     | 0.000 |

下面将按式(20)估计直接财富效应,首先对该长面板数据进行组间异方差、组内自相关、组间截面相关的检验。采用 LR 检验组间异方差,用 Wald 检验一阶组内自相关。结果 P 值均小于 0.01,显示该数据样本既存在组间异方差也存在组内自相关。使用截面相关性(csd)检验组间截面相关,三种检验 P 值均为 0,残差相关系数矩阵的非主对角线元素的绝对值之平均值为 0.295,所以也存在组间截面相关。估计时使用同时处理组内自相关与组间截面相关的 FGLS,加入了人民币基准存款利率和消费者预期指数及时间趋势后,总资产及各类资产的估计结果分别见表 5 及表 6。累积的财富效应为根据估计结果,通过公式(15)计算出的值。

表 5 总资产的直接财富效应与累积财富效应估计结果

| 变量名  | 利率 $L.r$         | 预期指数 $L.exp$            | 季度时间趋势                | 常数项                 | $\bar{\partial}B_{i,t-1}$ 系数<br>(直接财富效应) | 累积财富效应 |
|------|------------------|-------------------------|-----------------------|---------------------|------------------------------------------|--------|
| 估计结果 | 0.141<br>(0.113) | -0.00073**<br>(0.00033) | -0.00003<br>(0.00010) | 0.092***<br>(0.029) | 0.00033***<br>(0.00011)                  | 0.0014 |

注:( ) 内为标准差,\*\*、\*\*\* 分别表示在 5%、1% 的显著水平下显著。 $L.r$ 、 $L.exp$  分别为一阶滞后,下同。

表 6 金融资产与房产的直接财富效应与累积财富效应估计结果

| 变量名  | 利率 $L.r$         | 预期指数 $L.exp$            | 季度时间趋势                | 常数项                 | $\bar{\partial}F_{i,t-1}$ 系数<br>(金融资产的直接财富效应) | 金融资产的累积财富效应 | $\bar{\partial}H_{i,t-1}$ 系数<br>(房产的直接财富效应) | 房产的累积财富效应 |
|------|------------------|-------------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------------------------------|-------------|---------------------------------------------|-----------|
| 估计结果 | 0.148<br>(0.118) | -0.00072**<br>(0.00032) | -0.00002<br>(0.00011) | 0.090***<br>(0.031) | 0.015<br>(0.014)                              | 0.060       | 0.00031***<br>(0.00012)                     | 0.0013    |

注:( ) 内为标准差,\*\*、\*\*\* 分别表示在 5%、1% 的显著水平下显著。

从表 5 结果来看,总资产的直接财富效应在 1% 显著水平下显著,但数值较小,只有 0.00033,经过公式(15)计算的总资产累积的财富效应为 0.00136,即  $t$  期总资产每增加 1 元, $t+1$  期的消费将增长 0.00033 元,经过多期后最终累积的消费增长为 0.0014 元。说明虽然消费呈现出一定的跨期依赖性,且资产的冲击对消费具有持续影响,但就影响的力度来讲,无论是当期效应还是长期的累积效应都非常微弱。表 6 中房产的直接财富效应在 1% 显著水平下显著,但数值同样较小,为 0.00031,累积财富效应为 0.0013。金融资产的直接财富效应为 0.015,累积财富效应为 0.060,但该项值不显著。而 Carroll 等(2011)估计的美国总资产直接财富效应为 0.009,累积财富效应为 0.047;金融资产的直接财富效应与累积财富效应分别为 0.008 与 0.041;房产的直接财富效应与累积财富效应分别为 0.018 与 0.087。本文所有显著的估计结果数值上远小于发达国家的估计结果,说明在我国,家庭资产价值的变动,尤其是房价的上升带来的财富增加并未转化为持续的消费增加,我国消费者面临的资产冲击不会对消费带来太大波动。

(四) 稳健性检验

根据以上的研究结果,我们进行了如下的稳健性检验:(1)文中估计粘性系数时使用了不同的工具变量,从表3第Ⅱ、Ⅲ个方程估计结果中可以看出,在考虑其他估计系数显著性的前提下,以可支配收入、总资产为工具变量得出的粘性系数为0.595,以可支配收入、金融资产、住房资产为工具变量得出的粘性系数为0.606,其他变量的估计系数也几乎相同;(2)因数据不足,文中用全国人均储蓄存款数据代替了城镇居民人均储蓄存款,鉴于城镇居民人均储蓄存款普遍高于全国平均水平,我们用人均储蓄存款乘以系数来近似地表示城镇储蓄存款水平,以平衡全国人均数值的偏低。系数取值一是参考了城镇居民年度人均可支配收入与全国居民年度人均可支配收入之间的比值,二是参考了城镇居民和农村居民的平均消费倾向差额,两者同时考虑时可以近似得到城镇居民与全国居民储蓄水平的差异。2012年的城镇居民可支配收入与全国居民可支配收入的比值为1.47,2013年为1.44<sup>①</sup>,而2000-2012年间,城镇居民的年均消费逐渐低于农村居民,差距在几个百分点左右。参考以上数据,我们将系数取值定为1.5。估计结果见表7。可以看到,粘性系数的估计值只有微小变化,仍可取值0.6,总资产以及房产的估计系数值均没有显著改变,金融资产的估计系数值由0.015变为0.00969,但仍然不显著。说明上文的研究结论有着较好的稳健性。

表7 稳健性检验

| 工具变量                                                       | 粘性系数估计                          |             | 直接财富效应估计                            |                              |                                     |
|------------------------------------------------------------|---------------------------------|-------------|-------------------------------------|------------------------------|-------------------------------------|
|                                                            | 粘性系数 $x$                        | 过度识别性检验 P 值 | $\bar{\partial}B_{i,t-1}$ 系数        | $\bar{\partial}F_{i,t-1}$ 系数 | $\bar{\partial}H_{i,t-1}$ 系数        |
| $\partial Y_{i,t-2}、\partial B_{i,t-2}$                    | 0.594 <sup>***</sup><br>(0.194) | 0.359       | 0.00033 <sup>***</sup><br>(0.00012) | 0.00969<br>(0.00935)         | 0.00031 <sup>***</sup><br>(0.00012) |
| $\partial Y_{i,t-2}、\partial F_{i,t-2}、\partial H_{i,t-2}$ | 0.606 <sup>***</sup><br>(0.206) | 0.536       |                                     |                              |                                     |

注:( )内为标准差,\*\*\*表示在1%的显著水平下显著。

五、结论

本文采用2000-2012年全国城镇居民28个省份的季度面板数据,基于消费粘性的视角将财富效应一分为二,对总资产及金融资产、房产的直接财富效应做出了检验,并进一步计算了累积财富效应。其中直接财富效应为当期财富冲击对下一期消费的影响,而累积财富效应的度量则需要首先计算出消费粘性或跨期依赖性的大小。经过形式变换及面板工具变量法计算,得出消费粘性系数为0.6左右,意味着每个季度有60%的消费者受到消费习惯或更新信息滞后等因素的影响,而使消费出现粘性,消费的路径依赖较强。2000年后,我国住房制度、医疗制度、教育制度等不断推出各项改革,同时住房、教育、医疗价格也出现普遍上涨,使得城镇居民的消费支出预期不断增大。在加入消费粘性因素的CRRA效用函数中,获得正的效用值是有条件的,即当期消费必须大于上一期的消费在本期的影响值。在这样的情况下要保证消费水平长期稳定提高,城镇居民家庭谨慎度会更强,就会更倾向于预防性储蓄。

总资产直接财富效应的估计结果虽显著,但数值很小,基本可以忽略。经过多期累积的

<sup>①</sup>数据来源为历年《中国统计年鉴》,因2012年以前的统计数据没有公布全国居民人均可支配收入的数值,这里根据已公布的农村居民人均纯收入、城镇居民人均可支配收入与城乡人口数比重估算了2012年全国居民人均可支配收入,进而得出比值。

财富效应只有 0.0014。房产的直接财富效应同样出现了上述结果,多期累积的财富效应为 0.0013。金融资产的直接财富效应较大,为 0.015,累积财富效应为 0.060,但该估计值不显著。资产价值变动对于消费的影响甚微。因此,收入仍然是扩大居民消费需求的根本和关键所在,要千方百计提高居民的收入,进而增强居民消费的可持续能力。同时建立符合各地区实际的多层次、多标准的社会保障体系,从而消除城乡居民,特别是低收入群体的后顾之忧,使居民形成良好的消费预期,降低居民的预防性储蓄动机。

当然,在本文的分析中还存在较多的欠缺和不足,如城镇居民人均金融资产的代理变量为城乡人均储蓄余额,这样一方面遗漏了证券、保险、公积金账户等城镇居民金融资产的几个重要构成部分;另一方面由于农村人口数量多,存款相对较少,用城乡人均储蓄余额作为城镇居民人均金融资产的代理变量有失准确。但又无法同时获得 28 个省份较准确的金融资产数据。此外,由于 X12 法中节假日设定为西方节假日,和我国目前节假日还有所不同,因此季节调整没有考虑节假日的效应。希望随着数据的进一步完善,后续能做进一步的研究。

#### 参考文献:

1. 陈强,叶阿忠,2009:《股市收益、收益波动与中国城镇居民消费行为》,《经济学(季刊)》第3期。
2. 郭峰,冉茂盛,胡媛媛,2005:《中国股市财富效应的协整分析与误差修正模型》,《金融与经济》第2期。
3. 杭斌,2010:《城镇居民的 average 消费倾向为何持续下降——基于消费习惯形成的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第6期。
4. 贾男,张亮亮,2011:《城镇居民消费的“习惯形成”效应》,《统计研究》第8期。
5. 李振明,2001:《中国股市财富效应的实证分析》,《经济科学》第3期。
6. 骆祚炎,2011:《消费粘性约束下直接与累积的财富效应测度及其政策涵义》,《中央财经大学学报》第12期。
7. 田青,2011:《资产变动对居民消费的财富效应分析》,《宏观经济研究》第5期。
8. 张存涛,2006:《中国房地产价格的财富效应分析》,《价格理论与实践》第11期。
9. Carroll, C. D., and J. Slacalek. 2006. *Sticky Expectations and Consumption Dynamics*. Johns Hopkins University. <http://120.52.72.51/www.econ2.jhu.edu/c3pr90ntesf0/people/ccarroll/public/lecturenotes/Consumption/StickyExpectationsC.pdf>.
10. Carroll, C. D., Misuzu Otsuka, and J. Slacalek. 2011. "How Large Are Housing and Financial Wealth Effects? A New Approach." *Journal of Money, Credit and Banking* 43(2):55-79.
11. Case, K., J. Quigley, and R. Shiller. 2005. "Comparing Wealth Effects: The Stock Market and the Housing Market." *Advances in Economics* 5(1):1-32.
12. Duesenberry, J. S. 1949. *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*. Cambridge: Harvard University Press.
13. Dynan, K. E. 2000. "Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data." *American Economic Review* 90(6):391-406.
14. Kishor, N. K. 2007. "Does Consumption Respond More to Housing Wealth than to Financial Market Wealth? If So, Why?" *Journal of Real Estate Financial Economics* 35(4):427-448.
15. Labhard, V., G. Steme, and C. Young. 2005. "Wealth and Consumption: An Assessment of the International Evidence." Bank of England Working Paper, No. 275. <http://www.bankofengland.co.uk/research/Documents/workingpapers/2005/wp275.pdf>.
16. Lettau, Martin, and Sydney C. Ludvigson. 2004. "Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption." *American Economic Review* 94(1):276-299.
17. Ludwig, A., and T. Slok. 2004. "The Relationship Between Stock Prices, House Prices and Consumption in OECD Countries." *Topics in Macroeconomics* 4(1):1114-1124.
18. Muellbauer, J. 1988. "Habits, Rationality and Myopia in the Life-Cycle Consumption Function." *Annales d'Economie et de Statistique*, Adres 9(1-3):47-70.

(下转第73页)

## Quality of Government, Cultural Traditions and Regional Economic Development: Based on the Perspective of Both Quantity and Quality

Jiang Qi

(School of Public Management, Shandong University of Finance and Economics)

**Abstract:** By constructing the economic growth model which embedded in tradition and cultural factors in the quality of government, and using the panel data of 28 provinces in China during 2000 to 2012, this paper examines the impact of government quality, cultural traditions on economic development of the region from the perspective of both quantity and quality. The results show that: government efficiency can improve the quality of economic growth, whereas inhibit economic growth in quantity. The degree of market can improve the quantity and quality of economic growth significantly. Extend of fair and corruption can enhance quantity of economic growth in the short term, but inhibit the quality of economic growth. Cultural traditions as the main content of informal institutions, can significantly improve economic growth in quantity, while market cultural traditions lead to low quality of economic growth.

**Keywords:** Quality of Government, Cultural Traditions, Economic Growth, Dual Perspective

**JEL Classification:** O11, Z11

(责任编辑:彭爽)

(上接第 57 页)

## Wealth Effect of Chinese Urban Residents from Sticky Consumption Perspective

Song Mingyue<sup>1</sup> and Zang Xuheng<sup>2</sup>

(1: School of Economics, Shandong University;

2: Institute of Consumption and Development, Shandong University)

**Abstract:** Conventional literature shows that the normal research path of wealth effect is the impact of current period asset shocks on the current or next period consumption. However, with sticky consumption perspective, the adjustment will not finish immediately because the existing of inter-temporal stickiness, so, the asset shocks affect not only the next period consumption, namely the immediate wealth effect, but also more periods afterwards, which means the wealth effect is additive among periods. We call the added as the eventual wealth effect, which is calculated through consumption stickiness coefficient and the immediate wealth effect. By adopting 2000–2012 quarterly panel data of 28 provinces' urban residents, we estimate the consumption stickiness coefficient is around 0.6. The immediate wealth effect of total assets and housing asset is significant but small, and the eventual wealth effect is 0.0014 and 0.0013 respectively. The immediate wealth effect of financial asset is big but not significant. Generally, the asset shocks have limited effects on consumption.

**Keywords:** Sticky Consumption, Immediate Wealth Effect, Eventual Wealth Effect, Prudence

**JEL Classification:** D91, E21

(责任编辑:彭爽)