

股票财富、信号传递与中国城镇居民消费^{*}

胡永刚 郭长林

内容提要: 本文尝试在消费者最优选择模型基础上,通过引入居民的借贷约束和预防性储蓄,推导出能够检验股市的财富效应、信号传递效应和不对称效应的实证分析框架,并利用中国的季度数据考察中国股市变动对居民消费的影响。与国内相关文献所得结论不同,本文的研究表明:如果不仅考虑股票价格变动的财富效应,而且考虑其信号传递效应,那么中国股票市场对城镇居民消费存在着较为明显的影响。分析也表明,如果用工资而不是人均可支配收入度量人力资本回报,中国股票市场同样存在正的财富效应,且这种财富效应具有明显的不对称性,反映经济基本面变化的股价变动对中国居民消费具有长期影响,投机因素引起的股价变动对中国居民消费的影响甚微。

关键词: 股票市场 财富效应 信号传递效应 居民消费

一、引言

长期以来,股票价格上涨能否增加一国居民消费一直是学术界和实际经济工作者十分感兴趣的话题。直觉似乎告诉我们,股价上涨和下跌多少会对个人消费产生影响。那么事实是否如此?如果是,股价的上涨和下跌会在多大程度上影响居民消费,上涨和下跌时的影响程度是否相同,更重要的是,股价影响消费的传导机制是什么?

中国目前已经成为世界第二大经济体,随着人均收入的不断提高,中国股票市值与国内生产总值之比迅速上升,从1998年的0.4上升至2011年6月的1.3,包括股票投资在内的理财产品成为越来越多中国家庭生活的必不可少部分,股票对中国经济和居民消费的影响与日俱增,并且这一趋势仍然在持续甚至在加速。

国内外学术界对上述问题的研究大多集中于实证分析,利用经验数据考察股票市场的财富效应(Poterba 2000)与股价上涨和下跌对消费影响的不对称效应。一些研究表明,股票市场存在比较明显的财富效应。Boone et al. (1998)、Davis & Palumbo (2001)通过对主要OECD国家及美国的数据进行了对比分析后认为,美国存在显著的财富效应,大概在4%—7%之间,G7国家也存在财富效应但程度较弱。Funke(2004)对亚洲与拉丁美洲16个新兴市场国家(emerging market)的数据进行分析后发现存在财富效应,股票市场10%的涨落对私人消费大约有0.2%—0.4%的影响。Cho(2006)利用韩国的家庭数据发现韩国股票市场的财富效应极为明显。与此同时,另外一些研究则表明股票市场居民消费影响很小,即使存在一些影响,也很不稳定。Case et al.(2005)通过对14个国家的年度数据以及美国各州的季度数据分析发现,股票市场的财富效应相对较弱。Ludvigson & Steindel(1999)的分析表明,美国总财富的变动与总支出的变动之间确实存在某种关系,但是这种关系并不稳定,财富效应对消费的影响是不确定的、非持久的。Lettau & Ludvigson(2004)利用美国的数据研究了财富的趋势与周期对消费的影响,分析结果表明,居民的净财富中

^{*} 胡永刚、郭长林,上海财经大学经济学院,邮政编码:200433,电子信箱:yongghu@mail.shufe.edu.cn。本研究受到上海财经大学“211工程”重点学科建设项目和上海市重点学科建设项目(B801)资助。感谢审稿人意见,文责自负。

只有很小的一部分与总的消费支出有关,在二战之后,88%的居民净财富变化来自暂时性的冲击,而这些冲击主要来自股市,但是消费主要受到持久性冲击的影响,居民净财富变动对消费几乎没有影响,因此他们得出结论,传统的研究高估了财富效应。Bertaut(2002)对股票市场的财富效应进行了跨国研究,利用相同的实证方法对一些工业化国家的数据进行对比分析后得出,在不同国家,财富效应的强度不尽相同。

国内这方面的研究尚处起步阶段,相关文献较少,分析结果大多认为中国股市不存在财富效应或财富效应较弱。例如,陈强和叶阿忠(2009)利用1997—2007年的季度数据对股市收益及其波动对城镇居民消费的影响进行分析,发现中国股市不存在正的财富效应。唐绍祥等(2008)通过对1993—2006年的月度数据进行分析,认为中国股市不具备即期的财富效应,在样本期内也不存在长期的平均财富效应。其他文献(李振明,2001;骆祚炎,2008)大多得出了类似结论。

此外,还有一些研究(Shirvani and Wilbratte,2000;Apergis and Miller,2006)表明,股市波动对消费的影响具有不对称性,股价上涨时消费增加较少,下跌时消费减少却较多。但是,通过对类似数据进行分析,Alessandri(2003)认为股市财富效应的不对称性并不明显。

传统观点将股市对消费影响的传导机制归结为财富效应,按照这一观点,股价的上涨和下跌会被理性行为人平滑,不会对消费产生大的影响。如果股票价格的上涨不仅代表一种短期波动而且预示经济基本面向好,在一定程度上反映经济相对景气,那么股市变动就具有信号传递效应,放大其对消费的影响。与对财富效应的研究不同,国外信号传递效应方面的文献较少且观点不尽一致。Poterba & Samwick(1995)通过对美国数据进行分析认为,信号传递效应是股市影响消费的主要途径,后续的一些研究(Otoo,1999;Jansen and Nahujs,2003)也验证了这一结论。但是,Starr-McCluer(1998)、Dynan & Maki(2001)、Groenewold(2003)则认为信号传递效应并不明显,股市仍然主要通过财富效应影响居民消费。

由于国际学术界关于信号传递效应的考察基本限于实证分析,国内学术界的相关文献又未涉及信号传递效应,而理论模型分析属于空白,本文尝试在消费者最优选择模型基础上,通过引入居民的借贷约束与预防性储蓄,推导出能够检验财富效应、信号传递效应和不对称效应的实证分析框架,并利用中国的季度数据考察中国股市变动对居民消费的影响,以期抛砖引玉。

我们的分析表明,如果我们不仅考虑股票价格变动的财富效应,而且考虑其信号传递效应,那么中国股票市场对于居民消费存在着较为明显的影响。分析也表明,用人均工资而不是人均可支配收入度量人力资本回报,中国股票市场同样存在正的财富效应,且这种财富效应具有明显的不对称性。虽然中国股票市场的投机色彩较浓,但是中国居民消费对股票价格波动表现出较为理性的反应。反映经济基本面的股价变动对中国居民消费具有长期影响,投机因素引起的股价变动对中国居民消费的影响甚微。

本文第二部分从消费者最优选择模型入手,从理论上刻画并分析了股票市场影响居民消费的财富效应和信号传递效应,推导出能够用于考察中国股市对消费不对称影响的理论和经验分析框架,第三部分报告经验分析结果,第四部分是结论。

二、理论分析

在本节当中,我们基于标准的消费者决策模型以期达到:(1)导出居民消费的决定因素并说明股票市场的财富效应和信号传递效应在理论上如何刻画,并从理论上解释财富效应出现不对称的原因;(2)通过对居民预算约束的变换为第三部分的实证分析提供用于计量检验的框架。

(一) 基本模型

考虑一个代表性行为人模型。假定代表性居民可以存活无穷期,在期初,他拥有初始财富 A_0 。

在其存活的每一期,代表性居民都有一笔收入,我们将其理解为劳动报酬,记为 H_t ,假设其为随机的,但在 t 期已知。居民的每一期的资产水平为 A_t ,其中包含两种资产:一种为无风险资产,其在 t 期的收益率记为 r_t^f ,另一种为风险资产,其在 t 期收益率记为 r_t^s ,为随机变量且在 t 期未知。居民会选择两种资产的组合,我们记 π_t 为 t 期无风险资产占资产总额的比重。此外,在 t 期居民还要进行消费,记为 C_t 。代表性居民在期初的决策问题为:给定初始的禀赋和每期收入,选择消费 $\{C_t\}_{t=0}^{\infty}$ 和资产组合 $\{\pi_t\}_{t=0}^{\infty}$ 使其一生效用最大化。为简化分析,我们假定消费者的效用函数是加性可分的。该决策问题可以表示为:

$$\max_{\{c_t, \pi_t\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^t u(C_t) \quad (1)$$

约束条件为:

$$A_{t+1} = (A_t + H_t - C_t) [(1+r_t^f)\pi_t + (1+r_t^s)(1-\pi_t)] \quad (2)$$

$$C_t \geq 0 \quad (3)$$

其中 ρ 为居民主观贴现因子, $u(\cdot)$ 为居民的即期效用函数且满足 $u' > 0$, $u'' < 0$ 。从(1) — (3)式可知,居民在每一期领取工资之后先进行消费,然后将剩余部分用来购买资产以产生收益。由于未来的劳动收入和资产收益水平不确定,我们在目标函数(1)式中引入基于0期信息的数学期望 E_0 。

求解该优化问题并根据所研究的问题进行推导可得:^①

$$C_t = \frac{r}{1+r} A_t + \frac{r}{1+r} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^i E_t H_{t+i} \quad (4)$$

(4)式表明当期消费由两部分决定,一部分是居民在 t 期的财富水平 A_t ,另一部分是居民对 t 期之后所有预期劳动报酬的总和。因此,消费者当期的消费相当于当期所拥有并能预期到的所有财富量的年金,这个年金就被称为持久收入(permanent income)。换言之,居民的消费是由持久收入决定的。

同时,我们注意到(4)式也能够刻画股票市场对居民消费的两种影响,分别对应于(4)式右边的两项:第一项为 $(r/(1+r))A_t$,表示在 t 期居民所拥有的财富量所产生的收益。如果当期的财富水平增加,那么当期财富收益的增加会导致当期消费的增加。如果将 A_t 理解为居民在 t 期持有的股票数量,那么这一项所刻画的就是股票市场影响居民消费的财富效应,这是股票市场影响居民消费一个较为直接的渠道;第二项为 $(r/(1+r)) \sum (1/(1+r))^i E_t H_{t+i}$,表示居民基于 t 期的信息,对其未来收入总和的预期。如前所述,预期收入增加会导致消费水平的提高。在模型中, H_t 表示居民的劳动报酬,它由经济的基本面决定。如果股票价格的变动能够在一定程度上反映未来基本面的变化,这就意味着居民未来的劳动报酬会发生变化,那么居民就会对其消费进行相应的调整。股票市场对居民消费的这种间接影响可称为信号传递效应(signaling effect)。因此股票市场波动不仅具有财富效应而且具有信号传递效应,即如果股票价格的上涨不仅代表一种短期波动而且在一定程度上反映了经济的基本面状况,那么就会对居民消费产生更大的影响。迄今,这一点一直为国内学者所忽视。

(二) 借贷约束、预防性储蓄与财富效应的不对称性

为了刻画借贷约束对经济的影响,需要引入居民的借贷决策。假定居民在 t 期借款数量 B_t 不能超过其期初财富量 A_t 的 η 倍^②,假定居民每期拥有的财富量为非负值,即 $A_t \geq 0$ 。模型的时间安

① 限于篇幅,此处略去了推导(4)式的过程与所做的假设,有兴趣的读者可以向作者索取。

② 与通常的理解不同, $B_t > 0$ 表示居民在 t 期向他人或金融机构借款, $B_t < 0$ 表示居民在 t 期向他人或金融机构贷款。

排为：财富的随机冲击实现（如股票价格发生变化）→期初居民的财富产生利息→当期的工资发放并偿还上一期借款的本息→按照期初财富水平的一定倍数进行借（或贷）款→居民决定当期消费与下一期的财富持有量。为了简化起见，假定整个经济当中只有一个收益率水平 r 。在这样的设定下，居民的决策问题为：

$$\max_{\{C_t, B_t, A_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^t u(C_t) \quad (5)$$

约束条件为：

$$C_t + A_{t+1} \leq (1+r)A_t + B_t - (1+r)B_{t-1} + H_t \quad (6)$$

$$A_{t+1} \geq 0 \quad (7)$$

$$B_t \leq \eta A_t \quad (8)$$

(5) 式是居民的目标函数，在(6)式的资源约束下，其在 t 期的选择变量为当期的消费 (C_t)，借款数额 (B_t) 以及下一期的财富水平 (A_{t+1})。(8) 式为借贷约束，在每一期对居民的借款数额施加限制，其中 $\eta > 0$ 。

求解上述问题，我们能够得到：^①

$$u'(C_t) - \varphi_t = (1/(1+\rho)) E_t(u'(C_{t+1}) (1+r)) \quad (9)$$

其中 φ_t 是对应于借贷约束(8)式的拉格朗日乘子。

(9) 式的经济学含义是，如果在 t 期居民的借贷约束束紧 (binding)，消费者在当期的借贷能力受到限制，无法完全通过借贷渠道平滑其消费。给定下一期消费，当期的消费水平要低于其在完全市场下的水平，因此当期的边际效用水平更高 ($\varphi_t > 0$)。

为了刻画股票财富涨跌时居民消费的反应，可以将 A_t 理解为居民持有的股票财富。假定股票财富存在临界值 \bar{A} 满足：^② 当 $A_t \geq \bar{A}$ 时，借贷约束(8)式非束紧，即 $B_t < \eta A_t$ ；当 $A_t < \bar{A}$ 时，借贷约束(8)式束紧，即 $B_t = \eta A_t$ 。也就是说，当居民的股票财富超过临界值时，借贷约束不发挥作用，而当居民的股票财富低于临界值时，借贷约束发挥作用。结合互补松弛条件，同时假定 $r = \rho$ ，(9) 式存在如下两种情形：

情形一：当 $A_t \geq \bar{A}$ 时， $u'(C_t) = E_t(u'(C_{t+1}))$ ，与完全市场下的欧拉方程一致。

情形二：当 $A_t < \bar{A}$ 时， $u'(C_t) > E_t(u'(C_{t+1}))$ ，表明边际效用构成的序列为上鞅 (supermartingale)。

假设在 $t-1$ 期末，居民持有的股票财富为 \bar{A} ，在 t 期股票价格上涨，导致居民 t 期的股票财富增加，即 $A_t > \bar{A}$ 。此时，居民的借贷约束不再发挥作用，其跨期消费决策由情形一决定，居民会充分的平滑其跨期消费，当期消费增加，但消费增加的幅度有限。反之，如果在 t 期股票价格下降，导致居民 t 期的股票财富减少，即 $A_t < \bar{A}$ 。此时，借贷约束束紧，居民的决策由情形二决定。给定其他条件，居民当期的边际效用更大，这意味着当期消费下降的幅度比其在完全市场条件下更大。当借贷能力受到限制且没有来自外部对财富损失的充分保险时，居民会通过更多地减少当期消费以增加储蓄的方式进行自我保险 (self-insurance)。^③ 由上分析我们可以发现，在存在借贷约束时，股票财富的涨跌对居民消费的影响具有不对称性：相对于股市上涨，股市的下跌会导致居民消费更大幅度的变化，即存在向下的不对称性。此外，引入居民的预防性储蓄动机会进一步放大这种不对称

① 限于篇幅，具体的推导过程省略，有兴趣的读者可来信索要。

② 我们可以将 \bar{A} 理解为股票财富的长期稳态水平。

③ 需要注意的是，财富水平 A_t 不能过低，否则，居民的最优选择是消费掉其当期财富。

性。^①

(三) 变量分解与实证分析框架

在上述分析基础上,为得到实证分析框架,我们参照 Lettau & Ludvigson(2001)对预算约束进行变化后得到(10)式:

$$W_{t+1} = (1 + R_{w,t+1})(W_t - C_t) \quad (10)$$

(10)式中的 W_t 表示 t 期的财富水平,其中包含资产与人力资本, C_t 表示居民消费, $R_{w,t+1}$ 表示财富的净收益率。(10)式的时间安排与(2)式相同。根据 Campbell & Mankiw(1989), (10)式可变为如下形式(小写字母表示对应的大写字母所代表变量的对数值):

$$c_t - w_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \theta_w^i (r_{w,t+i} - \Delta c_{t+i}) \quad (11)$$

其中 $\theta_w = (W - C)/W$, 即稳态时剩余财富占总财富的比重。(11)式的含义是 t 期消费与财富总额的比率取决于三个因素: t 期的信息、 t 期后收益率水平与 t 期后的消费增长率水平。如果预期未来的财富净收益率较高,这意味着未来的财富水平会更高,当期消费占财富的比重就会提高,即存在财富效应。同时,如果预期未来的消费增长率较高,那么为了保持预算平衡,当期消费就会适当减少。从(11)式的推导过程能够看出,这个结论具有一般性,不依赖于某个特定的偏好关系。

总财富中包含了人力资本,由于人力资本不可观测,我们参照 Campbell(1996)用工资水平来表示人力资本。这实际上是(4)式的第二部分,将其记为 H_t 。沿用前面的符号,我们有 $W_t = A_t + H_t$ 。参照 Lettau & Ludvigson(2001)可以得到用于实证分析的框架:

$$c_t - \gamma a_t - (1 - \gamma) h_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \theta_w^i [\gamma r_{a,t+i} + (1 - \gamma) r_{h,t+i}] - \Delta c_{t+i} + (1 - \gamma) z_t \quad (12)$$

其中 h_t 表示工资水平, γ 表示财产占总财富的比重, $r_{a,t+i}$ 表示财产的净收益率, $r_{h,t+i}$ 表示人力资本的净收益率, z_t 为随机误差项。需要指出的是:(12)式右边各项都是平稳的,而左边的变量在数据中往往是非平稳的,这就意味着消费、居民资产与居民的工资之间存在协整关系,在估计时,参数 γ 就代表了文献中所讲的财富效应(wealth effect),是我们主要关注的参数之一。(12)式为我们使用协整方法提供了理论依据,并为理解协整分析结果提供了思考框架。尽管从理论上推出了 a_t 与 h_t 前面的系数之和为1,但是在实际应用中,由于存在统计误差等原因,两者之和往往不是1。更为重要的是,我们能够发现,如果在变量的选择上出现偏差,那么得出的结论就有可能是不可靠的。例如,如果将 a_t 中的部分元素包含在 h_t 中,那么 γ 就有可能被低估,从而得出股票市场财富效应较弱甚至不存在的结论。

三、经验分析

本节根据上述模型利用中国经济信息网宏观数据库1998年第一季度到2010年第二季度的季度数据就股票市场城镇居民消费的影响进行计量检验。

(一) 计量方法与模型设计

本文主要采用非平稳建模时间序列的方法对相关问题进行研究。^②在进行计量分析时,我们采取如下步骤:(1)对相关的经济变量进行单位根检验;(2)如果经济变量是不平稳的,我们利用 Johanson(1988)、Stock & Watson(1988)的方法对其进行协整关系检验;(3)如果存在协整关系,那么我们利用向量误差修正模型进行估计;(4)如果第一步或第三步的检验结果都是否定的,那么我

① 推导过程可向作者索要。

② 关于相关内容的详细论述参见 Enders(2004)。

们直接对变量进行一阶差分,进行传统的VAR分析。

为了研究某个变量对其他变量影响的不对称性,基于Apergis & Miller(2006)的想法,我们对感兴趣的变量做出分解,假设变量为 s , Δs_t 为其增长率构成的序列。假设 Δs_t^+ 是 s 序列中上涨的部分,即 $\Delta s_t^+ = 1[\Delta s_t \geq 0]\Delta s_t$, Δs_t^- 是 s 序列中下降的部分,即 $\Delta s_t^- = 1[\Delta s_t \leq 0]\Delta s_t$, $1[\cdot]$ 是指示函数(indicator function)。显然, $\Delta s_t = \Delta s_t^+ + \Delta s_t^-$ 。研究自变量对因变量的影响,就是研究 Δs_t^+ 、 Δs_t^- 对因变量的影响在程度上有什么不同。由于 Δs_t^- 是负的,所以,为了保证 Δs_t^+ 、 Δs_t^- 前面的系数具有可比性,在进行分析时,在 Δs_t^- 前面加上一个负号。我们将分解之后的 Δs_t 与相关的经济变量进行VECM模型分析,以考察相关变量变化的不对称效应。^①

(二) 数据来源与变量选取

与国内现有文献仅考虑财富效应不同,根据上述理论分析,为了了解股票市场城镇居民消费的总体影响,我们不仅需要考察其财富效应而且需要考察其信号传递效应。为了研究相关的问题,我们定义如下变量:首先,城镇居民人均消费(consumption)、城镇居民人均可支配收入(income)、居民平均工资(wage)、上证综指(stock)、人均GDP(gdp)和61—90天银行同业拆借利率(interest rate)均直接取自中国经济信息网宏观数据库;其次,城镇居民人均财富水平(wealth)定义如下:城镇居民人均股票市场价值+城镇居民人均存款余额+城镇居民人均国债持有额;^②最后,我们通过对月度的股票市场价值数据进行平均得到季度数据,然后将其除以城镇居民人口数得到城镇居民人均股票市场价值(suv)。^③在分析过程中,我们对上述变量均进行了季节调整并取对数。

(三) 数据的平稳性检验

我们分别用ADF与PP两种检验方法对相关变量进行平稳性检验,以保证检验结果的稳健性。当两种检验结果发生不一致时,我们采用PP检验的结果(赵进文,2009)。结果显示,城镇居民人均消费、城镇居民人均可支配收入、城镇居民人均财富水平、城镇居民人均股票市场价值和居民平均工资水平等变量都是一阶单整的。^④需要根据具体问题对相关变量进行协整分析。

(四) 中国股票市场的财富效应及其不对称性分析

从(12)式可知,准确测定财富效应不仅需要对人力资本这一变量加以控制,而且度量人力资本水平的变量不能与衡量居民财富水平的变量之间存在较为明显的相关性,否则,财富效应可能被低估。如果我们选择测量人力资本的变量与股票财富之间存在重叠,那么很容易得出股票财富对居民消费没有影响的结论。

现有文献大多采用城镇居民人均可支配收入刻画人力资本^⑤,但是从我国的数据中可以发现这样两个特点:(1)城镇居民可支配收入与城镇居民消费之间存在高度相关性。(2)城镇居民可支配收入中包含居民的工资性收入与财产性收入,其中,财产性收入中就包含了居民从股票等动产方面取得的收益。故而如果我们将城镇居民消费对可支配收入与股票财富进行回归,那么由于居民股票财富与可支配收入之间存在重叠且可支配收入与居民消费之间相关性很高,股票财富的变化所导致的消费变化会部分反映在可支配收入对消费的影响上,从而得出居民股票财富对消费没有

① 具体的做法参见Apergis & Miller(2006)。

② 需要说明的是,由于人口的数据截止到2008年,因此对于2009以及2010年的人口数的确定基于对人口序列的预测值。

③ 在对数据的处理过程中,我们假定农村人口的股市参与度很低。CHIP(Chinese Household Income Project)在农村入户调查中,发现持有股票资产的家庭数量极少(在所选取的9200个样本中,仅有1户居民持有股票资产),这在一定程度上为这一假设提供了现实基础。

④ 限于篇幅,文中没有列示相关变量单位根检验的结果,有兴趣的读者可以向作者索要。

⑤ 即使研究者主观上没有这样的动机,在我们目前的理论框架下,城镇居民可支配收入客观上就是在发挥着刻画人力资本收益的作用。

影响的结论(Wooldridge 2007)。不仅如此,从理论上我们能够推出(见(12)式),衡量人力资本比较恰当的指标应该是居民工资水平。因此,本文选用居民平均工资刻画人力资本。为了说明用城镇居民可支配收入衡量人力资本收益可能带来的误导性,我们检验了下述两个模型^①:

模型一:利用城镇居民人均消费支出(*consumption*)、城镇居民人均可支配收入(*income*)与城镇居民人均股票市场价值(*swv*)构成的系统进行分析。

模型二:利用城镇居民人均消费支出(*consumption*)、居民平均工资(*wage*)与城镇居民人均股票市场价值(*swv*)构成的系统进行分析。

由于相关的变量都是非平稳的,我们对其进行协整关系检验。由于协整检验结果对滞后阶数的选择比较敏感,所以在协整检验之前,根据Enders(2004)的建议,我们先对相关变量的水平值构成的向量自回归系统进行估计,然后根据相关的信息准则选择检验的滞后阶数。结果显示:对于模型一,协整检验表明相关经济变量存在一个协整关系,即存在长期均衡关系。对于模型二,尽管在5%显著性水平下迹统计量并不显著,但是最大特征根统计量却是显著的,因此我们采用最大特征根统计量的结论,认为相关经济变量也存在一个协整关系(Enders, 2004)。^②两个模型的协整向量列在表1中。

表1 模型一与模型二的协整向量

变量 模型	城镇居民人均 消费支出	城镇居民人均 可支配收入	居民平均工资	城镇居民人均 股票市场价值
模型一	1.00	-0.92 (0.0029)		0.014 (0.0017)
模型二	1.00		-0.72 (0.0143)	-0.094 (0.0101)

注:模型一的协整向量为(*consumption*, *income*, *swv*)', 对应的系数向量为($1, -\gamma_{income}, -\gamma_{swv}$)'。模型二的协整向量为(*consumption*, *wage*, *swv*)', 对应的系数向量为($1, -\gamma_{wage}, -\gamma_{swv}$)'。()中为标准差。

很明显,从表1中我们能够发现,当用城镇居民人均可支配收入衡量人力资本时,居民股票财富与居民人均消费之间呈现出负的均衡关系,但从系数上看并不显著。同时,居民人均可支配收入与居民人均消费支出之间存在正的均衡关系,而且系数非常显著。即从长期来看,如果城镇居民可支配收入增加1%,那么居民人均消费支出也会增加近1%。换言之,城镇居民人均可支配收入能够解释城镇居民人均消费性支出的大部分变化。长期而言,我国城镇居民消费行为表现出与传统凯恩斯消费函数相一致的特征,这是我国居民消费行为的显著特点。通过比较模型一与模型二,我们还发现,如果将人均可支配收入中的工资分离出来度量人力资本收益,其系数有所下降,从之前的0.92下降到0.72,这就说明人均可支配收入中的财产性收入对人均消费具有一定程度的影响。同时,城镇居民人均股票财富对消费的影响由负转正,不仅统计上非常显著,而且系数上也有明显变化,这种变化说明,相对于模型二,由于模型一中变量选择的偏差,导致股票对消费的影响被人均可支配收入所吸收,从而得到了股票市场居民消费没有影响或影响为负的似是而非的结论。最后,我们发现人均可支配收入系数减少的0.20大部分转移到了居民股票财富系数中。

^① 为了更全面地刻画财富效应,本文估计了四个模型。由于我们的研究目的是刻画股票市场的财富效应,所以在这里只列出了其中两个模型。另外两个模型是将城镇居民人均股票市场价值(*swv*)换成城镇居民人均财富水平(*wealth*),得到的结论与这里一致,表明文中的结论是稳健的(robust)。

^② 限于篇幅,协整关系检验的结果此处没有列出,有兴趣的读者可以向作者索要。

在了解了相关变量的长期均衡关系之后,需要对其短期关系进行考察。根据 Granger 表示性定理,具有协整关系的变量构成的系统可以由误差修正模型表示(VECM)。限于篇幅,我们仅对模型二进行误差修正分析,估计的结果列在表 2 中。

表 2 模型二的 VECM 估计结果

因变量	VECM 中的方程		
	$\Delta consumption$	$\Delta wage$	Δswv
ecm_{t-1}	-0.5268 (-4.8657)	0.0750 (0.7987)	-0.9889 (-0.7093)
Adjusted - R^2	0.32	-0.007	-0.105

注: ecm_{t-1} 表示 VECM 中的误差修正项。() 中的数字为 t 统计量。

从表 2 看,工资与股票财富都缺乏较好的短期调节机制,而消费却表现出较强的对长期均衡关系的误差修正效应。当消费过高或者工资以及股票财富水平下降之后,消费会进行相应的调整,使系统逐渐向均衡趋势收敛。这表明在面对冲击时,居民更多地是对消费进行调整,而不是通过改变股票财富水平平滑消费。就此而言,中国的实际与持久性收入假说不相一致,与 Lettau & Ludvigson (2004) 的结论截然相反。接下来的问题是:工资或股票财富冲击对居民消费会产生什么影响? 我们利用脉冲响应和方差分解加以分析。

Response to Generalized One S.D. Innovations

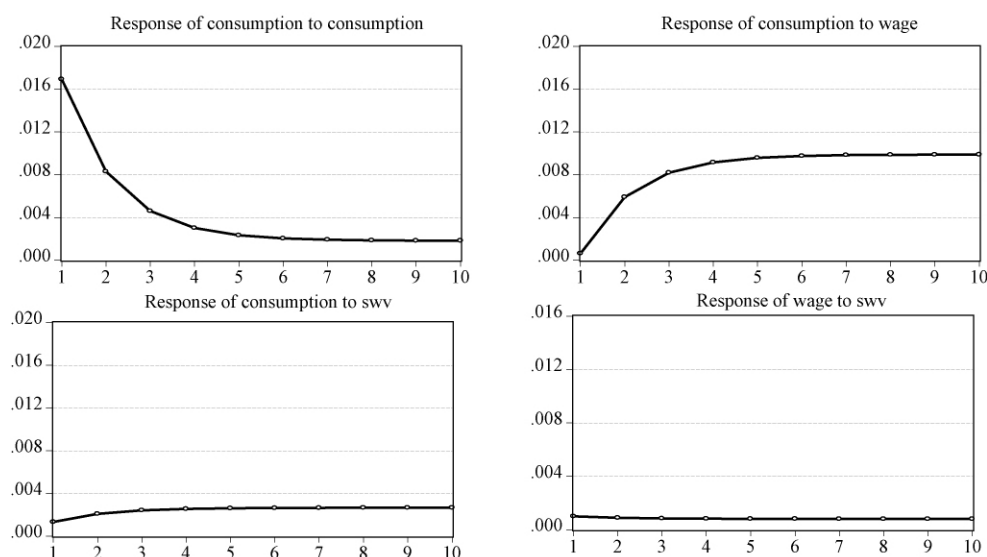


图 1 模型二的脉冲响应

从图 1 看,消费对各个变量的冲击反应有所不同。首先,当发生来自消费自身的冲击时,在当期,消费会做出较大调整,大约在 4 个季度之后,这种调整逐渐减弱,最终使消费稳定在比初始水平略高的稳态之上。从调整的过程看,冲击的持久性并不是很强。换言之,消费调整得相对较快。消费最终并没有完全收敛到初始水平,表现出其在一定程度上受到习惯的影响。其次,当发生来自工资方面的冲击时,在冲击发生的当期,消费并没有做出相应的调整,但随着时间的推移,消费调整的幅度逐渐增大,在大约 4 个季度之后达到最高水平,并最终稳定在该水平。由此可见,工资对消费的影响较大且持久。人均消费与工资水平较为密切的关系与我们之前的估计结果一致。最后,如果居民的股票财富发生冲击,在冲击的当期消费就会有一个即时的调整,到第二季度左右这种调整达到最大,然后稳定在新的水平上。由此可见,股票财富对居民消费有一定程度的正向影响,即存在

财富效应且相对较为持久。就影响的程度而言,股票对居民消费的影响小于工资。对这一结果的解释是:尽管股票市场在中国经济中的地位变得日益重要,但是其份额相对较小,从而对居民消费的影响相对有限。随着股票市场的不断发展,股价波动对消费的影响将日渐显现。从图1还可以看出,股票财富对工资没有影响,这一结论与我们的直觉相一致,方差分解的结果也支持这一结论。

理论分析表明,股价波动对消费的影响具有不对称性,即消费常随股价的涨跌而表现出不同结果。参照 Apergis & Miller(2006),我们根据股票价格的上涨与下跌对股票财富进行分解,分别记作 *swv_positive* 和 *swv_negative*。平稳性检验表明这两个序列都是一阶单整过程,在5%的显著性水平下,迹统计量与最大特征根统计量表明这两个序列与城镇居民人均居民消费支出(*consumption*)和居民平均工资水平(*wage*)之间存在一个协整关系。对相关变量构成的向量误差修正模型(VECM)进行估计之后,脉冲响应的结果为:(1)股市对消费的影响为正,即存在正的财富效应。如果冲击发生在股市上涨阶段,则意味着股市出现了向上跳跃,在冲击发生的当期,消费也出现了增加。如果冲击发生在股市下降阶段,则意味着股市出现了向下跳跃,在冲击发生的当期,消费也出现了减少。因此,综合这两方面的表现,我们能够发现股市对消费的影响为正;(2)在冲击发生当期,在股市的上涨与下跌阶段,消费的反应并不相同。在股市上涨阶段,随着冲击的发生,消费的增加比重大约为0.2%,但是在股市下跌阶段,消费下降的比重大约为0.4%,大于股市在上涨阶段时消费的表现。换言之,在股市发生下跌后,消费的即期调整幅度更大,这一点与国外数据中的特征不同;(3)在冲击发生之后的一段时间里,居民消费的表现也不尽相同。在股市上涨阶段,冲击的作用能够延续大约四个季度左右,随后消费趋于稳态水平。但是,在股市下降阶段,冲击的影响很快就消失,大约到第二季度,消费就出现了向上的调整,随后便趋于稳态水平。正如本文第二部分中所解释的那样,这种不对称性可能源自借贷约束与预防性储蓄的动机。^①

(五) 中国股票市场的信号传递效应

考察股价变动影响消费的信号传递效应首先要对股票价格进行分解,即将股票价格中反映经济基本面与非基本面因素的部分分解出来。这方面的分解方法有很多,但其中比较常用且相对稳健的是回归分解法(*regression-based decomposition*)(Blanchard et al., 1993)。该方法将股票价格对一些能够刻画经济基本面的变量进行回归。其中,拟合值代表股票价格中反映基本面的成分,残差项代表股票价格中反映非基本面的成分。

完成上述分解之后,用相同方法对由分解之后的股票价格的两个组成部分、居民平均工资水平和城镇居民人均消费支出构成的经济系统进行分析。我们确定的反映经济基本面的变量为人均GDP水平和61—90天银行同业拆借利率。前者反映经济的增长情况,后者反映资金的供求状况。之所以选择银行同业拆借利率,是因为在中国,利率水平在一定程度上是受到管制的,无法完全反映资金的供求状况,银行同业拆借利率克服了这方面的问题。此外,由于本文的其他变量均为季度数据,所以选择61—90天的银行同业拆借利率能够在时间上保持一致。

将上证综指(*stock*)对人均GDP(*gdp*)与银行同业拆借利率(*interest_rate*)进行回归,将拟合值记为*fundamental*,表示股票指数中反映基本面的部分,将残差值记为*speculative*,表示股票指数中反映非基本面的部分,回归方程的拟合程度为40%,即股票价格波动的40%能够为基本面所解释。与发达国家相比,该比例有些偏低,说明中国股价波动的大部分系投机性因素引起。

我们由平稳性检验发现*fundamental*与*speculative*两个变量都为二阶单整过程。通过对上述两个变量与城镇居民消费支出(*consumption*)和居民平均工资水平(*wage*)进行协整检验,发现存在一

^① 通过使用衡量股市波动和股票财富的不同指标,我们发现上述结果是稳健的。有兴趣的读者可以向作者索要上述所有检验结果。

个协整关系。协整向量列在表 3。

表 3 分解股票价格之后相关变量的协整向量

变量	城镇居民人均消费支出(<i>consumption</i>)	居民平均工资(<i>wage</i>)	反映经济基本面的股票价格(<i>fundamental</i>)	不反映经济基本面的股票价格(<i>speculative</i>)
系数	1.0000	-0.6194 (0.0176)	-0.1994 (0.0333)	0.0036 (0.0082)

注：协整向量为(*consumption wage fundamental speculative*)' ,对应的系数向量为($1, -\gamma_{wage}, -\gamma_{fundamental}, -\gamma_{speculative}$)'。 () 中为标准差。

在上述结果中,令人感兴趣的是反映非基本面的股票价格与消费支出之间几乎没有关系。这一结果表明,经济基本面的变化引起的股价变动对中国居民的消费具有长期的影响,而投机因素引起的股价变动对中国居民消费没有什么影响。

根据估计 VECM 之后的脉冲响应分析表明:当反映基本面的股票价格发生一个单位正向冲击时,消费会即时调整到一个较高水平,大约两个季度左右,股市对其影响达到最高,随后消费保持在新的稳态水平上。但是,当反映非基本面的股票价格发生一个单位正向冲击时,消费也会即时上升,但是较之前者其数值要小得多,并且大约两个季度之后这种影响就会消失,此后保持在与初始水平非常接近的水平。根据方差分解结果,反映基本面的股票价格变动对居民消费变动的贡献率大约在 25% 左右,而反映非基本面的股票价格变动对居民消费变动的贡献率却几乎可以忽略。^①

由上分析可知,中国居民消费对反映经济基本面的股市变动有明显反应,而对反映非基本面的股市变动却几乎没有调整,即中国股票市场的信号传递效应比较明显。由于回归方程仅能解释 40% 的股票价格变动,这说明我国目前的股票价格变动中,反映非基本面的成分相对较多。虽然中国股民的投机性较强,但他们在将股价变动与自己的消费相联系时却表现得相当理性。或许,正是这种对自身较强投机性的认识使他们的消费在面对投机因素所导致的股价变动进行反应时显得十分谨慎。^②

(六) 股票市场对城镇居民消费的总体影响

我们通过如下步骤对股票市场对城镇居民消费的总体影响进行估算:(1) 利用股票指数中反映基本面的部分(*fundamental*) 对上证综指(*stock*) 进行回归,估计出相应的弹性值,利用第三部分的协整系数,将股票市场变化 1% 对基本面的影响折算成对居民消费的影响;(2) 利用城镇居民人均市场股票市场价值(*swv*) 对上证综指(*stock*) 进行回归,估计出相应的弹性值,利用与上一步相同的方法,将股票市场变化 1% 对股票财富的影响折算成对居民消费的影响;(3) 对上述计算得到的效应进行加总估算股票市场变动对城镇居民消费的总体影响,结果报告列在表 4 中。

表 4 股票市场对城镇居民消费的总体影响

股票市场变动	财富效应变动	信号传递效应变动	城镇居民消费变动
+ 10%	+ 0.196%	+ 0.858%	+ 1.054%
- 10%	- 1.434%	- 0.858%	- 2.292%

注 “+”表示相关变量的正向变化。“-”表示相关变量的负向变化。

由上可知,当股价分别上升和下降 10% 时,平均而言,我国城镇居民消费将分别增加 1.05% 和减少 2.29% ,具有较明显的影响和向下的不对称性,而居民的借贷约束与预防性储蓄动机可能是造成上述现象的重要原因。

① 限于篇幅,脉冲响应与方差分解的结果可向作者索要。

② 利用与上一节中相同的方法,我们发现信号传递效应不存在明显的不对称性。

四、结 论

本文在消费者最优选择模型导出的包含了股票市场财富效应和信号传递效应的分析框架内,就股票价格对居民消费的影响进行了多角度研究,不仅考察了股票市场的财富效应及其不对称性,而且还首次对中国股票市场的信号传递效应进行了考察。

与国内大多数相关研究先验地使用城镇居民可支配收入来衡量人力资本回报并得出股票市场对居民消费影响较弱甚至没有影响的结论不同,本文的分析表明,如果将可支配收入与股票财富放在一起研究财富效应,由于居民可支配收入中包含了以股票收益为代表的财产性收入,原本属于股票市场对居民消费影响的部分可能被可支配收入所吸收,从而低估了股票市场对居民消费的影响。当我们用工资水平取代人均可支配收入作为人力资本的回报后,检验结果证实了财富效应的存在。

中国股价波动对消费的影响具有不对称性:居民消费随股价下跌的幅度大于随其上涨的幅度,虽然前者的持续时间较短,后者的持续时间较长。其背后的原因可能是由于在我国居民面临一定的借贷约束以及具有较强的预防性储蓄动机。

工资与股票财富都缺乏较好的短期调节机制,而消费却表现出较强的对长期均衡关系的误差修正效应。当消费过高或者工资以及股票财富效应过低时,消费会进行相应的调整,逐渐回归长期均衡关系。就此而言,中国的实际与持久性收入假说并不一致。

中国股价波动只有40%左右反映了经济基本面的变化,这一比例远低于发达国家,反映了中国股市有较大的投机性。中国居民消费对反映经济基本面的股市波动有较大反应,存在明显的信号传递效应,而对反映非基本面的股价变动却几乎没有调整。这一结果表明,虽然中国股民的投机性较强,但他们在将股价变动与自己的消费相联系时却表现得相当理性。或许,正是这种对自身较强投机性的认识使他们的消费在面对投机因素所导致的股价变动进行反应时显得十分谨慎。

总体而言,如果不仅考虑股票价格变动的财富效应,而且考虑其信号传递效应,那么中国股价波动将使城镇居民消费发生同向变动。当股价分别上升和下降10%时,平均而言,我国城镇居民消费将分别增加1.05%和减少2.29%,具有明显的影响和不对称性。

参考文献

- 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8卷第3期。
- 李振明 2001《中国股市财富效应的实证分析》,《经济科学》第3期。
- 骆祚炎 2008《居民金融资产结构性财富效应分析:一种模型的改进》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 唐绍祥、蔡玉程、解梁秋 2008《中国股市的财富效应——基于动态分布滞后模型和状态空间模型的实证检验》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 赵进文 2009《异常值点对单位根检验的致命影响》,《商业经济与管理》第1期。
- Alessandri, Piergiorgio 2003, "Aggregate Consumption and the Stock Market: A New Assessment of the Equity Wealth Effect", University of London.
- Apergis, N., and S. Miller, 2006, "Consumption Asymmetry and the Stock Market: Empirical Evidence", *Economics Letters*, Vol. 93, 337—342.
- Bertaut, Carol C., 2002, "Equity Prices, Household Wealth, and Consumption Growth in Foreign Industrial Countries: Wealth Effects in the 1990s", International Finance Discussion Papers 724, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Blanchard, O., Changyong Rhee, and Lawrence H. Summers, 1993, "The Stock Market, Profit, and Investment", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108(1), 115—136.
- Boone, L., C. Giorno, and P. Richardson, 1998, "Stock Market Fluctuations and Consumption Behaviour: Some Recent Evidence", OECD Economics Department Working Papers, No. 208.
- Case, Karl E., John M. Quigley, and Robert J. Shiller, 2005, "Comparing Wealth Effects: The Stock Market vs. the Housing Market", *Advances in Macroeconomics*, Vol. 5(1), 1—34.

- Compbell, John Y., 1996, "Understanding Risk and Return", *Journal of Political Economy*, Vol. 104(2), 298—345.
- Compbell, John Y., and N. Gregory Mankiw, 1989, "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", in Olivier J. Blanchard and Stanley Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual: 1989*, Cambridge, MA: MIT Press, 185—216.
- Cho, Sungwon, 2006, "Evidence of a Stock Market Wealth Effect Using Household Level Data", *Economic Letters*, Vol. 90, 402—406.
- Davis, Morris A., and Michael G. Palumbo, 2001, "A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects", Federal Reserve Board working paper.
- Dynan, Karen E., and Dean M. Maki, 2001, "Does Stock Market Wealth matter for Consumption?", Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Papers 23.
- Enders, W., 2004, *Applied Econometric Times Series(2e)*, Wiley Press.
- Funke, N., 2004, "Is There a Stock Market Wealth Effect in Emerging Markets?", *Economic Letters*, Vol. 83, 417—421.
- Groenewold, N., 2003, "Consumption and Stock Prices: Can We Distinguish Signaling from Wealth Effects?", Discussion Paper 03.22, The University of Western Australia.
- Jansen, W. Jos, and Niek J. Nahuis, 2003, "The Stock Market and Consumer Confidence: European Evidence", *Economic Letters*, Vol. 79, 89—98.
- Lettau, M., and Sydney C. Ludvigson, 2001, "Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Return", *Journal of Finance*, Vol. 56(3), 815—849.
- Ludvigson, Sydney C., and M. Lettau, 2004, "Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption", *American Economic Review*, Vol. 94(1), 276—299.
- Mankiw, N. Gregory and S. Zeldes, 1991, "The Consumption of Stockholders and Nonstockholders", *Journal of Financial Economics*, Vol. 29(1), 97—112.
- Otoo, Maria W., 1999, "Consumer Sentiment and the Stock Market", Federal Reserve Board Finance and Discussion Series Working Paper No. 1999260.
- Poterba, J. M., 2000, "Stock Market Wealth and Consumption", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14(2), 99—118.
- Poterba J. M., and Andrew A. Samwick, 1995, "Stock Ownership Patterns, Stock Market Fluctuations, and Consumption", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 26(2), 295—372.
- Shirvani, Hassan, and Barry. Wilbratte, 2000, "Does Consumption Respond More Strongly to Stock Market Declines than to Increases?", *International Economic Journal*, Vol. 14: 41—49.
- Starr-McCluer, Martha., 1998, "Stock Market Wealth and Consumer Spending", Federal Reserve Board of Governors,
- Stock, James H., and Mark W. Watson, 2007, *Introduction to Econometrics(2e)*, Addison Wesley Longman.
- Wooldridge, Jeffery M., 2007, *Introductory Econometrics: A Modern Approach(3e)*, Tsinghua University Press.

Stock Wealth, Signaling and Consumption of Urban Residents in China

Hu Yonggang and Guo Changlin

(School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: By introducing borrowing constraints and precautionary saving into a standard consumer optimization model, the paper derives a framework for an empirical study in the wealth, signaling and asymmetric effects of stock market on China's private consumption. In contrast to the most relevant studies, the results show that if we not only take into account of wealth effect but also signaling effect, the stock market affects China's private consumption significantly. If we measure human capital with average wage level instead of disposable income per capita, the wealth effect is also statistically significant and asymmetric. While changes in stock prices, which reflects fundamental factors, have long run effects on consumption, changes caused by speculative factors have little or no effect on consumption.

Key Words: Stock Market; Wealth Effect; Signaling Effect; Private Consumption

JEL Classification: D91, E21, E44

(责任编辑: 成言)(校对: 梅子)