

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2012.06.06

# 我国居民家庭金融资产财富效应分析<sup>\*</sup>

陈志英

(西南政法大学 经济学院, 重庆 401120)

**摘要:**利用中国人民银行 1992 年开始发布的住户部门流量金融资产年度数据,运用协整理论和 ECM 模型分析我国居民家庭持有的各类金融资产的财富效应,结果表明:可支配收入是影响我国居民消费的主要因素;居民手持现金、存款和股票的财富效应不显著;债券、保险资产存在负的财富效应,对居民消费有挤出效应。因此,在促使居民收入稳步增长的同时,必须进一步发展和完善我国金融市场,扩大市场规模,提高市场效率,稳定投资者预期,并尽快完善住房、医疗、教育、养老保险等体制,才能充分发挥金融资产对居民消费的引导和调控作用。

**关键词:**居民金融资产;财富效应;正向财富效应;负向财富效应;消费支出;持久收入;储蓄;股票;债券;保险资产

中图分类号:F124.7 文献标志码:A 文章编号:1674-8131(2012)06-0052-06

## Analysis of the Wealth Effect of Financial Assets of Chinese Households

CHEN Zhi-ying

(School of Economics, Southwest University of Political Science and Law; Chongqing 401120, China)

**Abstract:** By using cointegration test and ECM model, based on the annual data of financial assets of household department flow amount published by the PBOC since 1992, the wealth effect of all kinds of financial assets held by Chinese households is analyzed, and the results show that the disposable income is the main factor affecting Chinese residents consumption, that the wealth effect of cash, bank deposit and stock held by the residents is not significant and that bonds and insurance assets have negative wealth effect and squeezing-out effect on the residents' consumption, thus, while stable growth of the residents income is boosted, China must further develop and perfect China's financial market, enlarge market scale, raise market efficiency, stabilize investors forecast and perfect the system for housing, medicare, education, endowment insurance and so on as soon as possible so that the financial assets can sufficiently guide and regulate Chinese residents consumption.

**Key words:** household financial assets; wealth effect; positive wealth effect; negative wealth effect; consumption expenditure; permanent income; savings; stock; bonds; insurance asset

\* 收稿日期:2012-07-31;修回日期:2012-08-30

基金项目:国家社科基金西部项目(10XJY024)“西部农村民间金融发展与政策规制研究”

作者简介:陈志英(1983—),女,福建莆田人;讲师,博士,在西南政法大学经济学院任教,主要从事金融市场和金融工程研究;Tel:15213299866, E-mail:zhi\_ying\_chen@163.com。

## 一、引言

新帕尔格雷夫经济学大词典将财富效应定义为“货币余额的变化,假如其它条件相同,将会在总消费开支方面引起变化”,这样的财富效应也称为庇古效应或实际余额效应。随着社会经济的发展和金融市场的不断完善,居民家庭财富价值变化不再仅仅取决于货币实际余额的变动,其他资产如股票、债券、房地产的价值波动同样也会引起财富的变动,从而导致消费需求的相应变化。因此,现代意义上的财富效应是指多元化的居民家庭资产的价值变化对居民消费支出的影响。财富效应在实践中表现为两种:正向的财富效应和负向的财富效应。资产的价值上升导致的资产持有者的消费支出增加称为正向的财富效应,资产价值的下降导致资产持有者的消费支出减少称为负向的财富效应。正向的财富效应能够促进消费需求增长并带动投资增长,进而刺激经济增长,经济增长又进一步带动居民收入和财富增加;而负向的财富效应则导致消费需求萎靡,从而抑制经济增长。

由于股票市场和房地产市场的资产价值容易发生变化,所以国内外学者在研究财富效应时几乎都选择股票和房地产资产作为研究对象。国外学者主要对各类金融资产与房地产的财富效应、财富效应的国别差异和财富效应的稳定性进行研究,Paiella(2009)系统地回顾了以往的研究。国内学者对资产财富效应的理论和定性分析也有所研究,而实证部分的探讨大多集中于以下三个方面:第一,对我国股票市场、债券市场或基金的财富效应研究。余明桂等(2003)认为我国股票市场还不具有财富效应;罗文波等(2008)认为我国股票市场存在一定的财富效应但效果不明显;张强等(2010)的研究表明我国债券市场对消费支出产生了一定程度的负向影响;楚尔鸣等(2009)研究发现封闭式基金市值与社会消费品零售总额之间不仅存在着长期的协整关系,而且还存在弱的财富效应。第二,对房地产市场的财富效应研究。李亚明等(2007)、何雅馄等(2009)、王子龙等(2009)、赵杨等(2011)的研究表明房地产价格变化会给居民带来正向的财富效应,房价促进消费的效应在长期要大于短期。第三,股票市场与房地产财富效应的差异性研究。陈淑云等(2008)、赵怡虹等(2008)、鞠方等(2009)、郑华等(2012)的研究均表明我国房地产市场的财

富效应大于股票市场的财富效应。

另外一些国内学者通过直接考察居民资产存量、增量对居民消费的影响来分析居民家庭资产的财富效应。骆祚炎(2008)研究了居民家庭持有的证券类金融资产、非证券类金融资产和住房资产的财富效应;张卫涛等(2009)把城镇居民的资产分为金融资产和实物资产(金融资产包括城镇居民手持现金、人民币储蓄存款余额、有价证券和保险),研究这些资产总量变化对居民消费支出的影响;田青(2011)估算了2001年以来我国居民的金融资产与实物资产,分析了不同类型的金融资产(银行储蓄、股票和其它金融资产)总量和住宅市场总量价值变化对居民消费的影响。

随着我国金融市场的不断发展和居民收入水平的提高,我国居民家庭金融资产配置日益多样化,股票、债券、保险已成为我国居民家庭财产中的重要部分,并对居民消费行为产生了实质性的影响。这些家庭金融资产是否增加居民财富?是否存在财富效应?财富效应是正向的还是负向的?对这些问题的探讨,有助于我们进一步认识我国居民家庭的金融资产配置行为,有助于认识我国金融市场功能的发挥状况,从而为货币政策的制定提供指导。但是目前的研究大多集中于探讨股票和房地产市场的财富效应,没有考虑到不同种类的金融资产对消费的影响,即使有考虑到不同类型的金融资产的财富效应,其分类也过于笼统,且偏重于对单一资产的财富效应进行研究;同时,研究方法大都以定性为主,缺少定量的分析。因此本文从居民家庭资产配置的角度入手,采用中国人民银行1992年开始发布的资产流量金融表中的住户部门的流量金融资产年度数据,运用协整理论和ECM模型分析我国居民家庭持有的各类金融资产(现金、存款、股票、债券、保险)对居民消费的影响,全面地考察各类金融资产在长期和短期对我国居民消费的影响,以期能客观地认识我国居民家庭金融资产的财富效应,从而为有关宏观调控政策的制定提供参考。

## 二、理论模型

持久收入假说和生命周期理论认为消费者是理性的,将在更长的时间内计划他们的消费和储蓄行为,以期在整个生命周期内实现消费的最佳配置。财富效应理论的发展正是基于持久收入假说和生命周期理论,其基本模型为:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 W_t \quad (1)$$

其中,  $C_t$  代表消费,  $Y_t$  代表可支配收入,  $W_t$  代表居民拥有的财富(包括房产、储蓄、股票、债券等);  $\beta_1$ 、 $\beta_2$  是收入和财富的边际消费倾向, 反映收入和财富对居民消费的影响。

为了分析居民资产结构变动对居民消费的影响, 本文将居民财富分解为手持现金、存款、股票、债券、保险, 并将(1)式扩展为以下形式:

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 Cash_t + \beta_3 Q_t + \beta_4 S_t + \beta_5 B_t + \beta_6 I_t \quad (2)$$

其中,  $Cash_t$ 、 $Q_t$ 、 $S_t$ 、 $B_t$ 、 $I_t$  分别代表居民手持现金、存款、股票、债券、保险资产。

由于数据的自然对数变换不改变原有数据的性质, 并能使其趋势线性化, 消除时间序列中存在的异方差, 我们对居民消费、可支配收入、通货、存款、股票、保险准备金分别取对数。由于债券有些年度具有负值, 所以不取对数。为了消除数据的数量级不同对回归模型可能产生的影响, 我们对这 7 个变量数据进行标准化处理, 标准化公式为  $X_{it} = \frac{X_{it} - \bar{X}_i}{S_i}$ , 其中  $\bar{X}_i$  和  $S_i$  分别是第  $i$  个变量的平均值和标准差。将标准化处理过的居民消费、可支配收入、通货、存款、股票、债券、保险准备金分别简记为  $LC$ 、 $LY$ 、 $LCash$ 、 $LQ$ 、 $LS$ 、 $B$ 、 $LI$ , 则基本模型(2)式转化为:

$$LC_t = \beta_0 + \beta_1 LY_t + \beta_2 LCash_t + \beta_3 LQ_t + \beta_4 LS_t + \beta_5 B_t + \beta_6 LI_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

### 三、变量选取及数据描述

本文的样本数据包括城乡居民收入、城乡居民的消费性支出、居民金融资产, 样本期限为 1992—2009 年。城乡居民收入由城镇居民与农村居民人均可支配收入按城镇人口比重与农村人口比重加权计算得到; 城乡居民的消费性支出由城镇居民和农村居民平均每人生活消费支出按城镇人口比重与农村人口比重加权计算得到, 数据来自于《中国统计年鉴》。居民家庭金融资产结构数据来自于中国人民银行 1992 年开始发布的资产流量金融表中的住户部门的流量金融资产年度数据。同时, 为消除价格影响, 本文对有关数据基于 1978 年居民消费价格指数进行调整。

表 1 列出了 1992 年至 2009 年中国家庭部门金融资产配置的流量结构。可以看出, 除个别年份, 家庭部门的金融资产流量总额总体上不断上升, 1992 年的流量为 4 450 亿元, 2000 年为 11 075 亿元, 2009 年为 60 743 亿元。从结构上看, 家庭部门持有的金融资产日益多样化, 主要包括通货、存款、股票、债券、保险准备金、证券投资基金份额、证券公司客户保证金等形式。

表 1 1992—2009 年中国家庭部门的流量金融资产配置结构/亿元

年份	通货	存款	股票	债券	保险准备金	证券投资基金份额	证券公司客户保证金	合计
1992	857	2 694	175	671	53	0	0	4 450
1993	1 133	3 369	198	300	88	0	0	5 088
1994	1 067	6 170	42	432	57	0	0	7 768
1995	447	7 723	23	585	91	0	0	8 869
1996	783	8 515	306	1 260	127	0	0	10 991
1997	1 222	7 496	858	1 330	278	0	0	11 184
1998	851	9 257	766	1 414	298	0	0	12 586
1999	1 869	7 281	875	1 616	573	0	0	12 214
2000	994	6 610	1 528	696	1 247	0	0	11 075
2001	874	9 973	1 144	764	1 156	0	0	13 911
2002	1 319	14 252	636	881	2 543	0	0	19 631
2003	2 048	16 560	681	626	3 036	0	0	22 951
2004	1 434	15 678	717	-206	3 516	0	0	21 139
2005	2 944	21 053	30	240	4 202	0	0	28 469
2006	7 459	21 284	672	410	4 365	1 519	3 416	34 190
2007	16 558	10 407	2 148	-236	6 221	3 438	8 986	33 705
2008	927	46 543	2 361	-613	8 084	2 936	-5 340	57 384
2009	4 679	43 160	3 762	746	8 396	-1 035	2 356	60 743

图1是1992年至2009年居民持有各类金融资产的比重走势图。从图中可以看出我国家庭部门持有金融资产的变化趋势:在居民家庭持有的全部金融资产中,存款比重最高,除2007年以外存款比重一直都在60%以上;通货比重总体呈下降趋势;居民家庭持有的股票比重呈现出先下降后上升,再下降又上升的不稳定趋势;居民家庭持有债券比重

先上升后下降,债券占比在1996至1999年较高,2000年后开始下降;保险准备金比重总体呈上升趋势,1999年之后每年占比基本都在11%以上。总体来看,我国居民家庭金融资产的配置还是以安全性资产为主,存款的比重尤其高,居民参与股票市场和债券市场的程度较低。这可能与我国社会保障体系的不完善、金融市场不稳定有关。

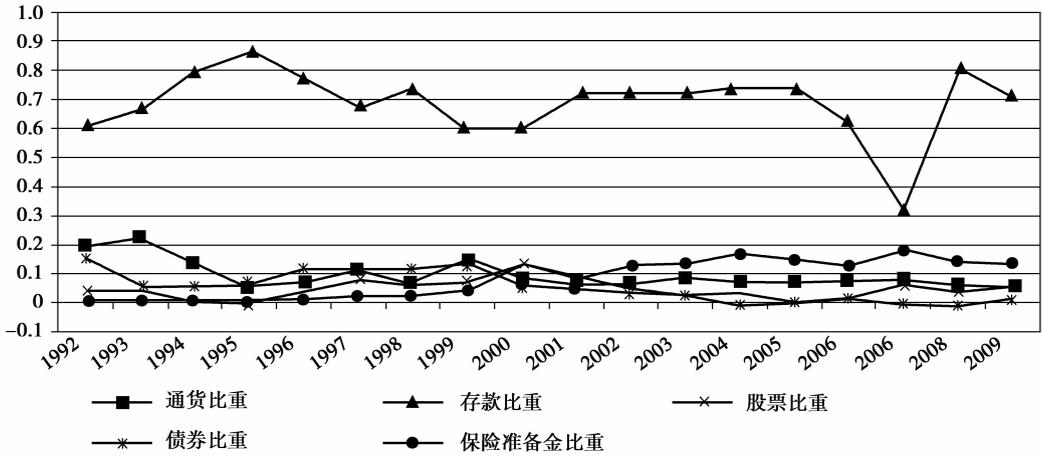


图1 1992—2009年中国居民家庭持有各类金融资产的比重走势图

#### 四、实证结果分析

$$R^2 = 0.9903 \quad \bar{R}^2 = 0.9850 \quad F = 187.400 \quad (4)$$

##### 1. 单位根检验

本文先对各变量进行平稳性检验,检验结果见表2。检验结果表明各变量都是一阶单整序列,变量之间有可能存在协整关系。

##### 2. 协整检验

对于两组或两组以上存在单位根的变量序列,如果它们的线性组合是平稳的,则表明这些变量序列之间存在协整关系,协整关系检验可以判断变量之间是否存在长期稳定的均衡关系。协整关系的检验主要有 Engle - Granger 两步检验法和 Johansen 的极大似然检验法,本文采取 EG 两步法进行检验。首先建立序列之间的回归模型,采用普通最小二乘法进行估计;然后对回归的残差序列进行平稳性检验,如果残差序列平稳,则说明变量之间存在一种长期的均衡关系,即协整关系。检验结果如下:

$$LC_t = 1.1914LY_t + 0.0189LCash_t + 0.0190LQ_t - 0.0508LS_t - 0.0956B_t - 0.2803LI_t + \varepsilon_t$$

(8.4328\*\*) (0.4788) (0.2896) (-1.2620) (-2.3134\*\*) (-2.5015\*\*)

表2 各变量平稳性检验结果

变量	检验类型	ADF 统计量	5% 临界值	10% 临界值
LC	(c, t, 0)	-1.1074	-3.7105	-3.2978
D(LC)	(c, 0, 0)	-3.0853	-3.0656	-2.6735
LY	(c, t, 0)	-0.3710	-3.7105	-3.2978
D(LY)	(c, 0, 0)	-2.7660	-3.0656	-2.6735
LCash	(c, t, 0)	-3.1037	-3.7105	-3.2978
D(LCash)	(c, 0, 0)	-4.1038	-3.0656	-2.6735
LQ	(c, t, 0)	-3.5392	-3.7105	-3.2978
D(LQ)	(c, 0, 0)	-4.1448	-3.0656	-2.6735
LS	(c, t, 0)	-3.4639	-3.7912	-3.3423
D(LS)	(c, 0, 0)	-4.3280	-3.0656	-2.6735
B	(c, t, 0)	-2.3488	-3.2978	-3.7105
D(B)	(c, 0, 0)	-3.8125	-3.0810	-2.6813
LI	(c, t, 0)	-1.7866	-3.2978	-3.7105
D(LI)	(c, 0, 0)	-4.6660	-2.6735	-3.0656

注:检验类型(c, t, p)中的c、t、p分别表示单位根检验方程中是否包括常数项、时间趋势和滞后阶数。D( )表示变量序列的一阶差分。

(4)式中括号内的是回归值的  $t$  值,\*\*表示在 5% 的显著水平下拒绝原假设。将(4)式回归方程的残差  $\varepsilon_t$  进行 ADF 检验,结果见表 3。

表 3 残差平稳性检验结果

变量	检验类型	ADF 统计量	5% 临界值	10% 临界值	结论
$\varepsilon_t$	(c, 0, 0)	-4.591 0	-3.065 6	-2.673 5	平稳

从表 3 中可以看,残差在 5% 显著水平下是平稳的,因此居民消费与收入、各类金融资产之间存在长期协整关系。从协整方程可以看出,可支配收入与居民消费支出显著正相关,这说明在我国现阶段,居民可支配收入依然是影响消费支出的主要因素。通货和存款对消费支出的影响是正向的,但系数不显著;股票与消费支出呈反方向变动,回归系数也不显著,这说明我国股票市场的财富效应非常不明显;债券和保险对消费支出的影响是负向的,且系数显著,这说明长期以来我国债券市场和保险市场对居民消费支出具有挤出效应,居民在债券市场和保险市场投入的增加,会减少其消费。

### 3. 误差修正模型

根据格兰杰协整定理,一组具有协整关系的变量一定存在误差修正模型的表达式,这一模型可以揭示变量之间的动态关系。用 ECM 表示协整方程的残差,遵循“从一般到简单”的原则,先建立一般模型,然后逐步剔除不显著的变量,最后得到简约模型,估计出来的模型如(5)式,其中\*\*、\* 分别表示在 5%、10% 的显著水平下拒绝原假设:

$$\begin{aligned} \Delta LC_t = & -1.049 5ECM_{t-1} + 0.453 1\Delta LC_{t-1} + \\ & (-3.422 3^{**}) \quad (2.490 7^{**}) \\ & 1.857 0\Delta LY_t - 1.306 7\Delta LY_{t-1} \\ & (2.862 9^{**}) \quad (-1.835 3) \\ & -0.011 1LCash_t + 0.030 4\Delta LQ_t - \\ & (-0.371 1) \quad (0.858 3) \\ & 0.009 6\Delta LS_t - 0.070 6\Delta B_t - 0.137 9\Delta LI_t \\ & (-0.405 6) \quad (-2.219 7^*) \quad (1.111 8) \quad (5) \\ R^2 = & 0.858 3 \quad \bar{R}^2 = 0.696 3 \quad DW = 2.309 1 \\ AIC = & -1.780 4 \quad SC = -1.345 8 \end{aligned}$$

逐个别除不显著的变量,最终得到:

$$\begin{aligned} \Delta LC_t = & -1.260 5ECM_{t-1} + 0.388 5\Delta LC_{t-1} + \\ & (-4.724 6^{**}) \quad (2.157 5^*) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & 0.755 6\Delta LY_t - 0.052 2\Delta B_t - 0.243 9\Delta LI_t \\ & (3.288 7^{**}) \quad (-1.948 3^*) \quad (2.422 4^{**}) \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} R^2 = & 0.772 3 \quad \bar{R}^2 = 0.689 6 \quad DW = 2.281 6 \\ AIC = & -1.806 5 \quad SC = -1.565 1 \end{aligned}$$

(6)式的参数除可支配收入外均在 5% 的显著性水平下都通过了计量检验,可支配收入在 10% 显著水平下系数显著;误差修正系数为负,符合反向修正机制。回归结果表明,在短期,前一期消费变动会影响当期消费支出,即消费习惯会影响消费支出;可支配收入变动对消费支出具有正向影响;债券和保险的短期变动对消费支出存在负向影响。

## 五、结论及政策建议

通过以上实证分析,我们得到如下结论:

第一,不管是长期还是短期,可支配收入对于居民消费支出的正向拉动作用明显,可支配收入仍然是影响我国居民消费支出的主要因素。可支配收入的增加带来的财富效应扩大了消费需求,而消费支出的乘数效应会进一步促进 GDP 的增长,会对经济产生显著的促进作用。另外,在短期,居民消费习惯也会显著影响居民消费支出。

第二,在样本期间内,通货和居民存款与消费支出同向变动,但结果不显著。

第三,我国股票市场的财富效应不明显,长期还存在负财富效应。这与我国股票资产在居民家庭财富中所占的比重依然较小有很大关系。长期以来我国股票市场发展并不规范,市场投机氛围严重,价格波动大,大部分投资者实际上并没有从股市中获得收益,即便从股市上获得了投资收益,投资者往往不是将收益用于消费,而是用于追加投资资本。因此,目前我国股票市场还不具备财富效应,采用刺激股票市场发展进而推动消费的政策措施是不可行的。但我们不能因此否定股票市场的作用,而是要努力促进股票市场的稳定发展,完善各种制度(如上市公司退出机制),严厉打击内幕交易,使投资者能够从股票市场获得稳定的回报,形成稳定的投资者预期。只有预期稳定时,投资者才会把股市的暂时收益看成持久性收入,进而形成财富效应,从而发挥股票市场对消费的引导和调控作用。

第四,不管是长期还是短期,我国债券和保险与居民消费支出反向变动且系数显著,即我国债券市场和保险市场存在负向的财富效应,对我国居民消费具有挤压效应。这与债券和保险这两类资产占居民家庭总财富的比重很低有关,也与这两类资产市场不发达有关。债券是居民进行投资的一种重要金融工具,具有收益稳定风险较小的特点。但目前我国的债券市场规模较小、债券种类较少,债券市场的流动性较差。为抑制债券市场的负向财富效应,增强债券市场的正向财富效应,我们应该继续大力促进债券市场的稳定发展,扩大债券市场的规模,丰富债券市场的品种;同时,完善债券市场交易和监管制度,促进多层次资本市场的建设。只有债券市场规模壮大、品种丰富、结构合理,其对消费支出的拉动作用才会显现。我国居民家庭投资于保险准备金的比重总体上虽然逐年上升,但保险市场对消费具有抑制效应。解决这个问题,不仅需要不断对保险市场进行完善,更重要的是继续完善住房、医疗、教育、养老保险等体制,保险市场才能发挥其应有的作用,才能对居民起到有效的保障作用,使居民即使增加消费也可以后顾无忧。

参考文献:

陈淑云,王志彬. 2008. 中国股票市场与房地产市场财富效应比较:1998—2007[J]. 华中师范大学学报,47(5):57-63.  
 楚尔鸣,聂韵,梁益逢. 2009. 基于ECM模型的基金财富效应实证研究[J]. 云南财经大学学报(1):102-107.  
 何雅馄,张奕. 2009. 我国居民消费财富效应的实证研究[J]. 武汉理工大学学报,31(16):187-204.  
 鞠方,周建军,吴佳. 2009. 房价与股价波动引起财富效应的

差异比较[J]. 当代财经(5):5-12.  
 李亚明,佟仁城. 2007. 中国房地产财富效应的协整分析和误差修正模型[J]. 系统工程理论与实践27(11):1-6.  
 罗文波,张祖国. 2008. 我国股票市场的财富效应实证研究——基于2006年1月—2007年12月的月度数据[J]. 经济与管理研究(6):29-34.  
 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[J]. 数量经济技术经济研究(12):97-110.  
 田青. 2010. 资产变动对居民消费的财富效应分析[J]. 宏观经济研究(5):57-63.  
 王子龙,许箫迪,徐浩然. 2009. 中国房地产财富效应测度的实证研究[J]. 财贸研究,20(2):24-31.  
 徐迎军,李东. 2011. 我国住宅市场财富效应研究[J]. 管理评论,23(01):14-20.  
 余明桂,夏新平,汪宜霞. 2003. 我国股票市场的财富效应和投资效应的实证研究[J]. 武汉金融(11):21-24.  
 张强,李远航. 2010. 金融资产财富效应研究的新视角——基于我国债券市场的实证分析[J]. 武汉金融(5):10-13.  
 张卫涛,陈杰. 2009. 居民资产如何影响消费——基于1998—2007中国城镇的实证研究[J]. 南方经济(10):18-28.  
 赵杨,张屹山,赵文胜. 2011. 房地产市场与居民消费、经济增长之间的关系研究——基于1994—2011年房地产市场财富效应的实证分析[J]. 经济科学(6):30-41.  
 赵怡虹,李峰. 2008. 居民资产、财富效应与我国城镇居民消费[J]. 经济经纬(1):24-27.  
 郑华,谢启超. 2012. 通胀预期视角下资产价格财富效应的非对称性[J]. 广东金融学院学报,27(1):3-13.  
 PAIELLA M. 2009. The stock market, housing and consumer spending: a survey of the evidence on wealth effects [J]. Journal of Economic Surveys,23(5): 947-973.

(编辑:南 北,段文娟)