

金融资产与实物资产对 城镇居民消费影响的差异性研究

张五六 赵昕东*

摘要: 本文在相关资料基础上,对我国城镇居民持有金融资产与实物资产进行了重新核算,并采用 ARDL-UECM 模型计量分析了长短期内金融资产、实物资产对消费影响的差异性。结果表明:金融资产长期内对消费支出存在较弱的抑制作用,短期内存在较弱的促进作用;而实物资产长期内对消费存在有限的促进作用,短期内对消费存在较强的促进作用。产生这种差异的原因主要是:超额比重预防性储蓄导致金融资产对居民消费产生长期扭曲,以及过高自有住房率在房价攀升时只能提高短期边际消费倾向,长期则有限。现阶段只有降低超额比重预防性储蓄及抑制过高的房价才能进一步提高城镇居民的资产财富效应。

关键词: 城镇居民消费 金融资产 实物资产 财富效应理论 ARDL-UECM 模型

一、引言

随着我国资本市场、房地产市场的培育和发展,城镇居民持有资产日趋丰裕和多元化。一般来说,当居民持有资产结构合理时,能够起到规避风险、不断增值、平滑生命周期中的消费行为;然而现阶段我国城镇居民的资产结构很难达到这个标准。失衡的资产结构、预防储蓄性的消费习惯、再加上金融市场不完善所导致的不确定性、房地产市场泡沫推动的价格飙升等,都使得城镇居民持有资产对其消费关系变得复杂,相关问题尚需进一步研究。

首先应重新审视资产对消费作用的两个经济学概念:一个概念是 Pigou(1943)提出的资产对消费的财富效应概念,其原意是指消费者持有货币及金融资产实际价值增加时,将导致其财富增加,更加富裕,从而增加消费支出。国内一些学者在研究居民资产、股市、房地产对居民消费的影响时也引用了财富效应的概念,如田青(2011)、陈淑云和王志彬(2008)都分别提到资产的财富效应、股市及房地产的财富效应;与之对应的是另外一个概念,即挤出效应,一种居民资产价格的过度上涨或资产比重的过度失衡,会造成资产对消费的作用降低,这种现象最近几年受到了关注,如易宪容(2009)提出了高房价对扩大内需或已产生挤出效应,袁冬梅和刘建江(2009)则实证分析了房价对消费支出的挤出效应,李莹和张屹山(2011)认为房屋销售价格波动与消费变动负相关不显著,居民房产的投资属性未得到充分发挥,房产变现能力较差,导致其不具备财富效应(即存在挤出效应)。

根据前述两个概念,这里应当明确的是,金融资产和实物资产对居民消费到底是财富效应还是挤出效

* 张五六,华侨大学数量经济研究院,邮政编码:361021,电子信箱:zhangwuliu2005@126.com;赵昕东,华侨大学数量经济研究院,邮政编码:361021,电子信箱:xzhao@hqu.edu.cn。

本文得到教育部人文社会科学研究青年基金项目“经济景气消费函数模型及应用——基于参数、非参数的计量分析”(项目编号:11YJC910008)、华侨大学人才引进科研启动费项目“非线性居民消费敏感度模型”(项目编号:11BS116)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

应? 尽管采用的样本数据和计量分析方法不同会得到不同的结论,但很自然的一种逻辑就是上述两种提法都较为绝对,理想的研究状态是根据我国城镇居民资产结构及转型期城镇居民消费的特征将两个概念进行有机融合,然后对比金融资产和实物资产中两种效应力度的大小,如果财富效应力度大于挤出效应力度,则表现为对消费的促进作用,反之则表现为抑制作用。

其次是对金融资产和实物资产影响消费差异大小的判断和形成机制的探索。两种资产对居民消费影响差异一直是研究关注的热点:如骆祚炎(2007)认为住房资产的财富效应大于金融资产的财富效应,但差别不大,都较微弱;而田青(2011)认为金融资产对当期居民消费有挤出效应,实物资产对居民消费有较强的刺激作用。从国内两位学者的研究来看,观点基本一致,但在金融资产和实物资产对消费影响差异的大小上分歧较大。另外从 Poterba(2000)的一个观点来看,自有住宅房产通常被看作一种长期资产而不能兑现,具有较低的边际消费倾向。这个观点给我们的启示是,实物资产、甚至金融资产在长短期内对消费的影响差异可能存在不同。如果从长短期的角度来分析两种资产对消费的影响差异可能会得到一些新的结论,对这种影响差异的形成机制研究带来一些启示。

最后是居民资产核算及合适计量分析方法的应用。比较完备的居民资产核算是相关研究的基础,但从现有文献来看还存在一些问题:(1)样本数据较短,如田青(2011)的研究数据是从2001-2009年,只有9个年份,显然样本期间跨度太短,造成估计结果不够稳健;(2)居民资产核算项目不够完备,更多的以股市、房地产来分别代表金融资产和实物资产,这种做法不够科学,其实城镇居民人均持有股票是极有限的,另外与房地产相关的住宅只是实物资产的一部分,最近几年才占到实物资产的三分之二左右。随着城镇居民收入的增加,一些大型耐用消费品,如汽车、家具、家电也是构成实物资产不可或缺的部分,如果忽略的话,就会降低实物资产对消费的影响作用。合适的计量分析方法是挖掘两种资产对消费影响差异的重要工具,基于本文的时间序列数据类型及金融资产和实物资产在长短期对居民消费的影响差异,本文采用具有动态结构而又易于估计出在长短期内金融资产和实物资产对消费的弹性系数并能实现影响性差异统计检验的 ARDL-UECM 模型。

从前面相关尚需研究问题的分析中,可以归纳出本文研究的重点,即对居民资产的重新核算,采用 ARDL-UECM 模型对资产与消费的理论模型进行计量分析,得到长短期内两种资产对消费的弹性系数及影响差异性的约束统计检验,如果存在显著影响差异,则对其形成机制进行探索。本文余下部分为:第二部分介绍资产与居民消费理论;第三部分给出资产与居民消费长短期关系计量分析方法;第四部分进行实证分析;第五部分探索居民资产对消费不同影响原因;第六部分给出结论及政策建议。

二、资产与居民消费理论

Hall(1978)和 Flavin(1981)综合理性预期、持久收入以及生命周期假说的理论,强调持久收入对未来预期及生命周期对财富的重要性,认为财富是影响居民消费的重要因素,开启了研究消费行为中资产选择的先河。Dvornak 和 Kohler(2003)在 Hall(1978)研究的基础上提出了一种易于实证分析资产与消费关系的理论模型,假设理性消费者在整个生命持续期内,在资产约束条件下,其最大化效用函数通过下面最优规划方式实现:

$$\text{Max} E_t \sum_{k=0}^{T-k} (1+\delta)^{-k} U(C_{t+k}) \quad (1)$$

$$\text{s. t. } \sum_{k=0}^{T-k} (1+r)(Y_{t+k} - C_{t+k}) = A_t \quad (2)$$

其中 C_{t+k} 、 Y_{t+k} 为 $t+k$ 期的消费、收入水平, A_t 为 t 期财富, r 为实际利率, δ 为贴现因子, E_t 为基于基期信息的未来期望, $U(\cdot)$ 为 $t+k$ 期的效用函数。在最优化一阶条件下,其最优消费方程如下:

$$C_t = \frac{r}{1+r} A_t + \frac{r}{1+r} \sum_{k=0}^{\infty} (1+r)^{-k} E_t Y_{t+k} \quad (3)$$

(3) 式描述了当期财富、未来收入期望贴现对当期消费的影响,若消费者的收入服从 AR(1) 过程,则消

费函数可表示为当期资产和当期收入的关系,即简化如下:

$$C_t = \alpha A_t + \beta Y_t \quad (4)$$

方程(4)表达了财富、收入对消费的线性关系。实证分析时,将财富划分为金融与实物资产,同时为了减少异方差,便于获得金融资产、实物资产、收入对消费的弹性系数,将方程(4)中变量取自然对数形式,并引进随机扰动项,建立对数形式财富效应基准模型,其结构如下:

$$\ln C_t = u + \varphi_1 \ln F_t + \varphi_2 \ln R_t + \varphi_3 \ln Y_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

在(5)式中 F_t 、 R_t 分别为金融资产、实物资产, φ_1 、 φ_2 分别为金融资产和实物资产对消费的弹性系数,当其值大于0时,说明对应的资产对消费存在促进,反之则说明该资产对消费存在抑制作用, φ_3 为可支配收入对消费的弹性系数,一般为正数。

三、资产与居民消费长短期关系计量分析方法

(5)式描述了财富效应方程中消费、资产、收入之间的静态结构性关系,要想进一步了解资产对消费的长短期关系,需引进 Pesaran 和 Shin(1999)以及 Pesaran 等(2001)提出的 ARDL-UECM 模型,即采用 ARDL 模型来研究动态结构下资产与消费的长期均衡,然后基于 ARDL 模型建立无约束的误差修正 UECM 模型,即 ARDL-UECM 模型来分析资产与消费之间的短期动态关系。

(一) 资产、收入对消费的长期均衡方程

根据 ARDL 模型,可将静态的财富效应基准方程写成下面的形式:

$$\ln C_t = u + \sum_{i=1}^p \theta_i \ln C_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \varphi_{1i} \ln F_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \varphi_{2i} \ln R_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \varphi_{3i} \ln Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

由(6)式可以得到资产与消费之间的长期均衡方程如下:

$$\ln C_t = (\hat{u} + \sum_{i=0}^{q_1} \hat{\varphi}_{1i} \ln F_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \hat{\varphi}_{2i} \ln R_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \hat{\varphi}_{3i} \ln Y_{t-i}) / (1 - \sum_{i=1}^p \hat{\theta}_i) \quad (7)$$

根据(7)式可得到金融资产、实物资产、收入对消费长期弹性系数,具体公式如下:

$$\hat{\varphi}_{kLong} = \sum_{i=0}^{q_k} \hat{\varphi}_{ki} / (1 - \sum_{i=1}^p \hat{\theta}_i) \quad (8)$$

(8)式中 $\hat{\varphi}_{kLong}$ ($k=1, 2, 3$)分别为金融资产及实物资产、收入对消费长期弹性系数。当 $\hat{\varphi}_{1Long}$ 、 $\hat{\varphi}_{2Long}$ 大于0时,说明金融资产和实物资产在长期内分别对消费存在促进作用,反之则说明存在抑制作用, $\hat{\varphi}_{3Long}$ 系数一般为正数。

(二) 资产、收入与消费的误差修正模型

为了研究资产、收入对消费的长短期差异关系,需要在(6)式的基础上引进误差修正项,即建立 ARDL-UECM 模型,其结构如下:

$$\begin{aligned} \Delta \ln C_t = u + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta \ln C_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \varphi_{1i} \Delta \ln F_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \varphi_{2i} \Delta \ln R_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \varphi_{3i} \Delta \ln Y_{t-i} \\ + \rho_0 \ln C_{t-1} + \rho_1 \ln F_{t-1} + \rho_2 \ln R_{t-1} + \rho_3 \ln Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

式(9)中 Δ 表示一阶差分。要研究资产、收入对消费的长短期差异性特征,首先需要采用边限检验方法对资产、收入与消费的协整关系进行检验,如果这三者存在协整关系,就可以进一步分析资产、收入对消费的长短期差异性特征。边限检验是通过将(9)式一阶滞后变量系数的 Wald 联合检验(包含 F 统计量与 χ^2 统计量)来实现的,检验的原假设是变量间不存在协整关系,其原假设如式(10)所示:

$$H_0: \rho_i = 0 (i=0, 1, 2, 3) \quad H_1: \rho_i (i=0, 1, 2, 3) \text{ 不全为 } 0 \quad (10)$$

若利用式(10)计算的 F 统计值或 χ^2 统计值大于临界值上限,则拒绝原假设,认为资产、收入与消费水平变量间存在协整关系;若小于临界值下限,则不能拒绝原假设,也就是说资产、收入与消费水平变量间不存在协整关系。

当水平变量之间存在协整关系时,观察水平值滞后一期的系数也可以判断该变量对应的资产在长期内对消费是产生促进还是抑制效应。对于系数 ρ_1, ρ_2 : 当其大于 0 时,说明金融资产、实物资产在长期内分别对消费存在促进作用,反之则存在抑制作用;另外系数 ρ_1, ρ_2 的符号应和长期弹性系数 $\hat{\varphi}_{1Long}, \hat{\varphi}_{2Long}$ 的符号保持一致;观察资产、收入差分项及对应滞后期值,可以进一步研究资产、收入对消费的短期弹性系数,记为 $\hat{\varphi}_{kShort} (k=1, 2, 3)$,公式如下:

$$\hat{\varphi}_{kShort} = \sum_{i=0}^{q_k} \hat{\varphi}_{ki} / (1 - \sum_{i=1}^p \hat{\theta}_i) \quad (11)$$

在(11)式中,当 $\hat{\varphi}_{1Short}, \hat{\varphi}_{2Short}$ 大于 0 时,说明对应的金融资产、实物资产在短期内对消费分别存在促进作用,反之则存在抑制作用。 $\hat{\varphi}_{3Short}$ 系数一般为正数。

对于金融资产、实物资产对消费长短期差异性特征还可以进行有约束的 Wald 统计检验,原假设分别为式(12)和式(13)所示:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2, H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \quad (12)$$

$$H_0: \sum_{i=0}^{q_1} \varphi_{1i} = \sum_{i=0}^{q_2} \varphi_{2i}, H_1: \sum_{i=0}^{q_1} \varphi_{1i} \neq \sum_{i=0}^{q_2} \varphi_{2i} \quad (13)$$

利用式(12)、式(13)计算的 F 统计值或 χ^2 统计值检验金融资产和实物资产在长短期内对消费是否存在影响差异性特征。如检验结果分别拒绝原假设,则在城镇居民消费行为中,金融资产及实物资产在长短期内对居民消费存在差异性影响。

四、实证分析

(一) 城镇居民家庭资产核算

为了能够真实地反映我国城镇居民金融资产和实物资产的持有状况,本文根据臧旭恒(2001)提出的资产核算方法,对城镇居民资产进行核算。在臧旭恒(2001)的研究中,城镇居民金融资产包括手持现金、银行存款、有价证券、储蓄性保险;实物资产包括耐用消费、住宅。在本文研究的金融资产和实物资产中,手持现金、有价证券、储蓄性保险及耐用消费品、住宅的 1978 - 1998 年数据来自臧旭恒(2001)核算的数据,1999 - 2009 年的数据来源于统计核算,且资产统计核算方法、口径都与臧旭恒(2001)的研究保持了一致性。数据来源于《中国统计年鉴》、《中国物价和城镇居民家庭收支调查资料》、《中国城镇居民家庭收支调查资料》及《中国城市(镇)生活与价格年鉴》各期。在臧旭恒(2001)的研究中以城乡年底人口总数的比例来划分城乡储蓄年底余额,从而获得城镇居民储蓄总额,而实际上城镇居民人均银行存款要远大于农村人均银行存款,这样会对城镇居民人均银行存款这一项造成较大的低估,本文根据《中国金融年鉴(2010)》公布的 1978 - 2009 年城镇人均储蓄存款对其进行了重新核算,城镇居民资产核算最终结果主要数据如表 1 所示。

表 1 城镇居民资产统计表(元/人)

年份	金融资产	实物资产	年份	金融资产	实物资产	年份	金融资产	实物资产
1978	110.70	133.68	1989	1 064.00	735.98	2000	13 108.00	3 264.92
1979	132.90	150.71	1990	1 352.00	794.25	2001	14 494.00	3 491.88
1980	177.30	169.91	1991	2 840.00	843.05	2002	16 383.00	3 722.27
1981	209.10	200.17	1992	3 410.00	938.00	2003	13 446.00	3 966.84
1982	253.90	220.94	1993	4 142.00	1 142.87	2004	20 755.00	4 179.21
1983	291.80	242.66	1994	5 902.00	1 412.89	2005	23 257.00	4 400.71
1984	306.10	270.13	1995	7 791.00	1 669.29	2006	20 542.00	4 756.69
1985	385.20	343.89	1996	7 744.00	1 924.99	2007	26 369.00	5 277.50
1986	507.20	423.87	1997	11 359.00	2 178.89	2008	31 891.00	6 134.67
1987	625.50	502.04	1998	12 748.00	2 758.67	2009	37 385.00	6 799.96
1988	824.80	627.71	1999	14 073.00	3 000.80			

注:城镇居民资产核算的具体方法见臧旭恒(2001),本研究不再赘述。当年耐用消费品及住宅存量以上年存量折旧后余额加上当年居民消费该产品新增量得到,手持现金数据采用《中国城市(镇)生活与价格年鉴》居民消费支出部分的期初手持现金余额。有价证券及储蓄性保险按当年消费额加上以往存量减去居民卖出额计算得到。

(二) 数据选择、处理及平稳性检验

获得金融资产与实物资产核算数据后按照城镇居民消费价格指数对其平减并取自然对数,作为居民资产的样本数据。根据《中国城市(镇)生活与价格年鉴(2010)》获得城镇居民1978-2009年的人均可支配收入、消费支出数据,按照城镇居民消费价格指数对其平减并取自然对数,作为城镇居民收入、消费的样本数据。

资产、收入与消费时间序列数据的平稳性是进行实证分析的前提,如果直接用OLS对变量之间进行回归分析,可能出现“伪回归”现象而造成错误的结论,因此一般都应先进行单位根检验。对城镇居民的金融资产与实物资产、收入与消费数据的水平值、一阶差分值分别进行单位根ADF检验,具体单位根ADF检验结果如表2所示。在表2中,发现其水平值均接受原假设,是不平稳的,而在其变量一阶差值的ADF检验中,发现其一阶差分值均拒绝原假设,是平稳的,即资产、收入与消费时间序列数据满足一阶单整,即I(1)过程,因此可以采用该样本数据进行实证研究。

表2 单位根检验结果

变量	原始值		差分值	
	检验形式	统计量值	检验形式	统计量值
$\ln C_t$	(c t 1)	-0.0678	(c 0 1)	-2.7729 **
$\ln Y_t$	(c t 1)	-0.0324	(c 0 1)	-2.7933 **
$\ln F_t$	(c t 1)	-1.3295	(c 0 2)	-2.2250 **
$\ln R_t$	(c t 1)	-1.0415	(c 0 2)	-2.1816 **

注:检验形式(c t n)中c、t、n分别表示常数项、趋势项与滞后阶数。**表示在5%的显著水平下拒绝原假设。

(三) 长期均衡及误差修正估计结果及分析

在估计资产、收入与消费之间的长期均衡及短期动态时,首先要确定滞后阶数,根据AIC准则,当滞后阶数为1-3期时,滞前一阶的估计结果较好,且AIC准则值最小,因此本文选择了滞前一阶,其最终估计结果如表3所示,相应的协整与长短期差异性检验如表4所示。表3中无论是ARDL方程还是ARDL-UECM方程,其模型的拟合优度都很高,模型拟合效果较好,部分参数是显著的,满足资产、收入与消费长短期关系的进一步分析要求。

表3 ARDL方程及ARDL-UECM方程估计结果

参数	ARDL方程		ARDL-UECM方程	
	参数估计值	T统计量	参数估计值	T统计量
u	0.4051	3.4453 ***	0.4944	3.0457 ***
θ_1	-0.2030	-1.0353	0.2371	1.0294
φ_{10}	0.0003	0.0107	0.0120	0.3092
φ_{11}	-0.0117	-0.3413	0.0010	0.0300
φ_{20}	0.2913	2.9959 ***	0.3852	3.2586 ***
φ_{21}	-0.1385	-1.4565	-0.0692	-0.5809
φ_{30}	0.6620	5.8175 ***	0.5161	3.7724 ***
φ_{31}	0.3333	1.6241	-0.0785	-0.3315
ρ_0			-1.4467	-4.2770 ***
ρ_1			-0.0137	-0.5088
ρ_2			0.2324	3.0823 ***
ρ_3			1.1518	4.1449 ***
R^2	0.9995		0.8940	
调整 R^2	0.9994		0.8292	
D.W.*	-		-	
F值***	7175.715		13.8043	
AIC准则值	-4.1105		-4.1117	

注:*表示D.W.统计量在自回归结构下是失效的;***表示在1%的显著水平下相应统计量是显著的。

在ARDL方程中,金融资产水平值及滞后期值对消费支出的参数不显著,说明金融资产对消费支出影响效果较差;而实物资产、可支配收入的水平值对消费支出的参数是显著的。在长期均衡方程中,金融资产、

实物资产及可支配收入对消费支出长期弹性系数如下:

$$\hat{\varphi}_{1Long} = -0.0094 \quad \hat{\varphi}_{2Long} = 0.1270 \quad \hat{\varphi}_{3Long} = 0.8275$$

由金融资产、实物资产及可支配收入对消费支出长期弹性系数计算结果可知,金融资产对消费支出长期弹性系数为负,即金融资产的增加对消费存在较弱的抑制作用,而实物资产、可支配收入对消费支出的长期弹性系数为正数,但可支配收入对消费长期弹性系数较实物资产对消费支出的长期弹性系数要大得多,前者是后者的6倍多,说明在长期内实物资产对消费影响有限。

表4 协整及长短期影响差异性检验

原假设	原假设含义	F 统计量	χ^2 统计量	结论
$\rho_i = 0$ ($i = 0, 1, 2, 3$)	不存在长期协整关系	4.6186 (0.0096)	4.6186 (0.0009)	存在协整
$\rho_1 = \rho_2$	金融资产、实物资产对消费不存在长期影响差异性	7.5280 (0.0133)	7.5280 (0.0060)	存在长期差异性
$\varphi_{10} + \varphi_{11} = \varphi_{20} + \varphi_{21}$	金融资产、实物资产对消费不存在短期影响差异性	5.1952 (0.0350)	5.1952 (0.0226)	存在短期差异性

注:表4中第3、4列统计量估计值下方的括号中数据是该统计量对应的P值。

在ARDL-UECM方程估计结果中,金融资产、实物资产、收入滞后一期变量系数符号与其对应的长期弹性系数符号保持了一致,说明误差修正模型与长期均衡模型估计的资产、收入与消费之间关系具有一致性。另外由表4的协整检验及长短期影响差异性检验结果可知,在长期内,城镇居民的金融资产、实物资产、可支配收入与消费支出之间存在协整关系,但金融资产与实物资产对居民消费存在显著的差异性。

在误差修正方程中,根据金融资产及实物资产、收入对消费支出的短期弹性系数,可得:

$$\hat{\varphi}_{1Short} = 0.0170 \quad \hat{\varphi}_{2Short} = 0.4142 \quad \hat{\varphi}_{3Short} = 0.5736$$

计算结果说明,金融资产及实物资产、可支配收入对消费支出的短期弹性系数都为正数,说明从整体来看,在短期动态中金融资产及实物资产、可支配收入对居民消费都存在促进作用,但从金融资产及实物资产的短期动态系数来看,前者估计系数不显著且短期弹性系数较小,说明前者对居民消费存在较弱的促进作用,后者估计系数显著且短期弹性系数较大,说明后者对居民消费存在较强的促进作用。另外从表4中金融资产及实物资产对居民消费的短期差异性检验结果可知,金融资产与实物资产对居民消费的影响也是存在显著差异性的。

由上述实证分析结果可知:金融资产长期内对消费支出存在较弱的抑制作用,短期内存在较弱的促进作用;而实物资产长期内对消费存在有限的促进作用,而短期内对消费存在较强的促进作用。

五、金融资产与实物资产对居民消费不同影响原因探索

城镇居民金融资产和实物资产对消费作用及其影响差异性特征取决于其持有的资产结构状况和转型期城镇居民消费特点:在金融资产中主要取决于占超额比重储蓄存款与较小比重其他金融资产在长短期内对居民消费所产生的挤出效应和财富效应的力度对比;同样,在实物资产中主要取决于住宅资产在长短期内对居民消费所产生的挤出效应和财富效应的力度对比,具体分析如下:

(一) 金融资产对消费的长短期抑制与促进作用

金融资产包含手持现金、有价证券、保险、储蓄存款。手持现金在金融资产份额中比重最小,对城镇居民消费影响有限;保险是城镇居民生活的一种保障性支出,不具有增值性,再加上在总资产中比重也较小,对城镇居民消费影响也不大;有价证券是城镇居民金融资产中增值性较强的一项资产,但由于我国金融市场机制尚处于逐步完善阶段,如股票市场具有很强的波动性,居民对该资产难以形成稳定预期,股票持有者一般不轻易将其用于消费,再加上整个有价证券资产比重最近10年来逐渐下降^①,从而使得有价证券类资产对消费的财富作用有限,因此在整个金融资产中对城镇居民消费影响较大的资产应属于其持有的储蓄存款这一

^①根据资产核算,有价证券占金融资产的比重从1990年的16%左右逐渐下降到最近几年的5%以下。

项资产。

储蓄存款是城镇居民金融资产中的重要组成部分,图1给出了储蓄存款及储蓄存款以外的其他金融资产在金融总资产中所占的比重(根据资产核算作图)。观察图1可知,在金融资产中储蓄存款占绝大部分比重,而其他金融资产比重是比较低的,可见随着城镇居民收入的增加,居民更多的选择了储蓄存款作为其金融资产,储蓄存款所占比重越大,必然会导致储蓄对消费的挤出作用,而又由于其他金融资产所占比例有限,储蓄对消费的挤出作用会导致整个金融资产对消费的作用逐渐弱化,在长期内甚至产生负作用,即抑制了居民消费,这也是城镇居民预防储蓄性传统思想所导致的金融资产对消费作用的一种长期扭曲的结果。

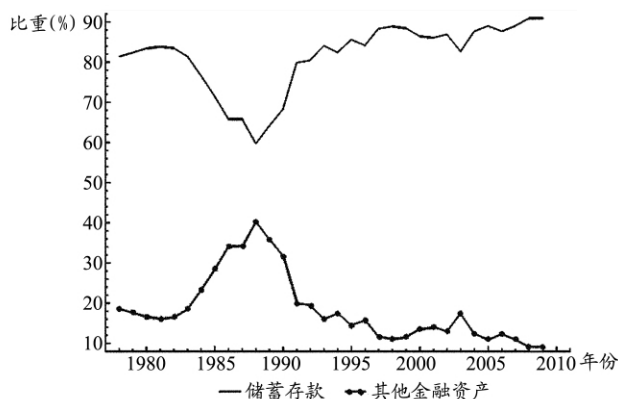


图1 储蓄存款及其他金融资产比重

另外在短期动态中,城镇居民持有的金融资产中除了保险资产难以兑现外,有价证券,包括储蓄存款都是易于兑现的,再加上少量的手持现金,使得金融总资产在短期动态中对消费产生的财富效应大于挤出效应,从而对居民消费产生较弱的促进作用。

(二) 实物资产对消费的长短期不同促进作用

实物资产包含耐用消费品及住宅资产,耐用消费品是指那些使用寿命较长,一般可多次使用的消费品,如家用电器、家具、汽车等,因为耐用消费品在其产品生命周期内其价值逐年摊销,相应价值呈逐年递减趋势,另外随着城镇居民实物资产结构的转变,耐用消费品在城镇居民实物资产中所占比重逐年下降^①,因此耐用消费品对城镇居民消费财富效应有限且逐年降低;与之相反,尽管近些年来房价飙升,但城镇居民传统的“居者有其屋”的思想并没有改变,导致住宅资产在城镇居民实物资产中所占比重逐年上升^②。

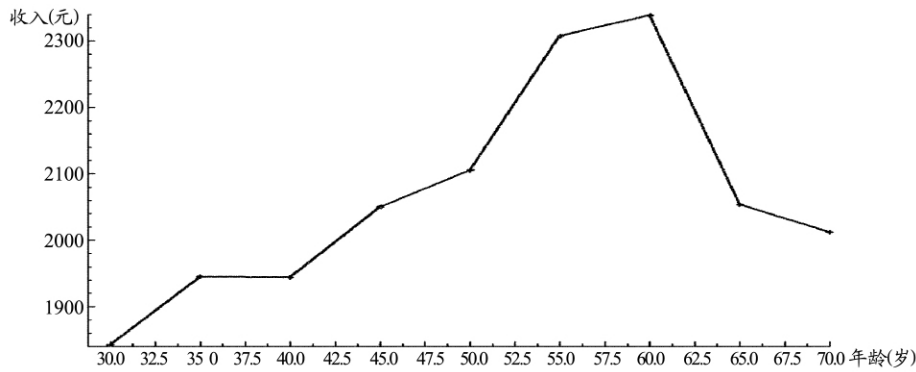
住宅资产价格的上涨对城镇居民消费存在两种截然不同的观点:一种观点认为住宅价格上涨会对消费产生挤出效应(袁冬梅、刘建江 2009;李莹、张屹山 2011);另一种观点则认为住宅价格上涨会对消费产生财富效应(黄静、屠梅曾 2009)。本文从核算尽可能长的历史数据出发,发现实物资产对城镇居民消费在长短期内均产生促进作用。从总体来看,住宅支出是实物资产中比重越来越大的资产,住宅资产对城镇居民消费到底是促进还是抑制,取决于住宅资产对居民消费所产生的两种效应力度的对比,一般来说,住宅所有权类型、收入水平、年龄层次在住宅资产与消费的关系中所起的影响作用不同(具体见表5)。从住宅所有权类型方面来看:根据国家统计局2011年3月7日公布的《全国城镇居民收支持续增长生活质量显著改善》报告,至2010年底,城镇居民家庭自有住房率高达89.3%,可见城镇居民住宅资产绝大部分是以自有住宅家庭形式持有的;从年龄分布与收入状况来看:郝东阳和张世伟(2011)在研究中国城镇居民储蓄率的年龄分布时发现,中国家庭收入呈现先上升后下降的倒U型变动趋势,而在56~60岁之间达到高峰(见图2)。因此根据表5的判断标准,住宅资产在长短期内财富效应大于挤出效应,对消费产生促进作用。

住宅资产对消费的促进作用使得实物资产对消费整体呈现促进作用,但长短期作用不同,短期内促进作用较强,长期内则有限,这主要是因为城镇家庭中绝大部分住宅是计划长期居住,持续攀升的房价,只能扩大

①根据资产核算,耐用消费品占实物资产的比重从1990年的75%左右逐渐下降到最近几年的35%以下。

②根据资产核算,住宅资产占实物资产的比重从1990年的25%左右逐渐上升到最近几年的65%以上。

短期内边际消费倾向 ,而对长期内边际消费倾向的作用仍然有限。



资料来源: 根据郝东阳和张世伟(2011)表1数据制作。

图2 居民年龄与收入分布状况

表5 住宅资产两种效应的影响因素

分类别	促进消费(财富效应 > 挤出效应)	抑制消费(挤出效应 > 财富效应)
住宅所有权类型	自有住宅家庭	租赁家庭
收入水平	高收入者	中低收入者
年龄层次	中老年人	年轻人

注: 此表来源于袁冬梅和刘建江(2009)整理的结果。

六、结论及政策建议

本文核算了1978年以来城镇居民的金融资产和实物资产 ,并尽可能地延展了样本容量 ,采用 ARDL - UECM 模型计量分析了在长短期内两类资产对消费的影响差异 ,并对这种差异的形成机制进行了探索 ,得到以下结论:

首先 ,金融资产及实物资产、收入对居民消费的长短期作用不同 ,无论在长期还是在短期内 ,收入是居民消费的主要来源;而金融资产在长期内对居民消费具有较弱的抑制作用 ,短期内对居民消费具有较弱的促进作用;实物资产在长期内对居民消费具有一定限度的财富效应 ,短期内对居民消费具有较强的促进作用。在长短期内金融资产、实物资产对居民消费的影响差异性较大 ,存在统计意义上的显著差异性。

其次 ,金融资产总量快速增长 ,在总资产中占据绝大部分比重 ,虽然在短期内金融资产对居民消费有较弱的促进作用 ,但在长期内由于金融资产的不合理结构 ,特别是城镇居民预防性储蓄行为的存在 ,使得超额比重的居民储蓄存款对其消费有一定限度的挤出效应 ,这种挤出效应可以说是城镇居民过度预防性储蓄传统思想所导致的金融资产对消费作用的一种长期扭曲结果。

最后 ,实物资产总量相对金融资产增长较为平缓 ,在总资产中比重呈下降趋势 ,实物资产对居民消费作用主要取决于占据大半部分比重的住宅资产: 在住宅资产财富效应、挤出效应力度的对比中 ,财富效应大于挤出效应 ,但由于其绝大部分持有者是自有住宅家庭 ,近些年来房价的攀升只会带来短期内边际消费倾向的提高 ,而长期内对消费的影响有限 ,因此实物资产在长短期内对居民消费分别产生一定限度的、较强的促进作用。

从金融资产及实物资产在长短期内对城镇居民消费所体现的显著差异性及其形成机制的探索中 ,可以得到以下政策建议:

1. 健全社会保障体系 ,增强居民收入预期。我国经济正处于转型时期 ,住房、医疗、教育、失业、养老、社会救济等多项社会保障制度的改革远滞后于经济的发展 ,只有健全社会保障制度这张居民生活的“安全网” ,才能降低城镇居民在收入、支出中所面临的极大的不确定性 ,提高城镇居民对持有资产风险的偏好及承受能力 ,增强城镇居民对收入的预期 ,提高资产对消费的财富效应。
2. 完善资本市场秩序 ,优化居民金融资产结构。由于我国资本市场培育时间较短 ,在基础性制度建设和

市场监管方面不够完善,造成了城镇居民投资结构严重失衡,只有不断加强和完善资本市场建设,才能提高城镇居民持有风险资产的比重,扭转并降低城镇居民持有超额比重存款储蓄的不利局面,增强金融资产的流动性,提高其财富效应。

3. 抑制房价不断攀升,促进实物资产财富效应。实物资产对居民消费的促进作用,取决于其财富效应及挤出效应力度的对比。只有坚持并不断完善目前实施的房地产宏观调控政策,才能有效抑制由房地产泡沫不断推升的房价上涨,降低其对城镇居民当期及潜在消费能力的挤出效应,达到提升实物资产财富效应的目的。

参考文献:

1. 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》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第 5 期。
2. 郝东阳、张世伟 2011 《中国城镇居民储蓄率的年龄分布》,《消费经济》第 10 期。
3. 黄静、屠梅曾 2009 《房地产财富与消费: 来自于家庭微观调查数据的证据》,《管理世界》第 7 期。
4. 李莹、张屹山 2011 《我国城镇居民资产价格的财富效应》,《经济纵横》第 3 期。
5. 骆祚炎 2007 《城镇居民金融资产与不动产财富效应的比较分析》,《数量经济技术经济研究》第 11 期。
6. 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。
7. 易宪容 2009 《高房价对扩大内需或已产生挤出效应》,《上海证券报》10 月 27 日。
8. 袁冬梅、刘建江 2009 《房价上涨对居民消费的挤出效应研究》,《消费经济》第 3 期。
9. 臧旭恒 2001 《居民资产与消费选择行为分析》,上海三联书店、上海人民出版社,第 13 ~ 14 页。
10. Dvornak, N., and M. Kohler. 2003. "Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption: A Panel Analysis for Australia." Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper 07(July).
11. Flavin, M. A. 1981. "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income." *Journal of Political Economy* 89(5): 974 - 1009.
12. Hall, Robert E. 1978. "Stochastic Implications of the Life Cycle - Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence." *Journal of Political Economy* 86(6): 971 - 987.
13. Pesaran, M. H., and Y. Shin. 1999. "An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis." In *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, ed. S. Strom, Chapter 11. Cambridge: Cambridge University Press.
14. Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith. 2001. "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships." *Journal of Applied Econometrics* 16(3): 289 - 326.
15. Pigou, A. C. 1943. "The Classical Stationary State." *The Economic Journal* 53(212): 343 - 351.
16. Poterba, J. 2000. "Stock Market Wealth and Consumption." *Journal of Economic Perspectives* 14(2): 99 - 198.

Difference Study of the Impact of Financial and Real Assets on Urban Residents Consumption

Zhang Wuliu and Zhao Xindong

(Institute for Quantitative Economics, Huaqiao University)

Abstract: Based on the relevant information, this paper recalculated the assets held by urban residents of China. We developed the ARDL - UECM model to econometrically analyze the different impact on consumption between financial and real assets of urban residents during the long and short run. Financial assets produced weak inhibition and weak promoting role respectively, and real assets produced limited and strong promoting role respectively during the long and short run. The cause of the main difference is that large proportion of savings deposits formed consumer's long - run distortions from financial assets; and the high ratio of owner - occupied housing assets will only increase consumer's marginal propensity in the short - run, limited in the long - run. To reduce the excess proportion of precautionary savings and inhibit excessive prices of real estate is the only way to further improve asset wealth effect of urban residents at this stage.

Key Words: Consumption of Urban Residents; Financial Assets; Real Assets; Wealth Effect Theory; ARDL - UECM Model

JEL Classification: F064.1

(责任编辑: 孙永平、陈永清)