

文章编号:1000-582X(2007)02-0153-05

中国股票市场和房地产市场的财富效应*

魏 锋

(重庆大学 贸易与行政学院,重庆 400030)

摘 要:通过扩展 Modigliani 的生命周期假说模型,利用我国股票市场与房地产市场(住宅市场)方面的数据,运用单整与协整检验方法及误差修正模型,对股票市场和房地产市场(住宅市场)的财富效应进行了实证研究. 研究表明,无论从长期还是短期来看,流通股市值是影响消费支出的最主要因素,股票市场的财富效应是收缩的财富效应,而房地产市场(住宅市场)的财富效应是扩张的财富效应.

关键词:股票市场;房地产市场;住宅市场;财富效应

中图分类号:F830.9

文献标识码:A

自2001年以来,我国宏观经济进入了新一轮增长周期,但是我国股票市场却经历了连续4年的持续下跌,投资者损失惨重,证券经营机构的风险集中爆发,证券行业的社会形象下降至历史最低点. 与低迷的股市行情形成鲜明对比,我国房地产市场自政府1998年颁布住房体制改革的纲领性文件《关于进一步深化城镇住房制度改革,加快住房建设的通知》以来,房地产市场取得了迅猛发展,房地产投资增速加快、房地产价格持续上涨. 股票市场的大熊市和房地产市场的大牛市在时间上如此吻合,这是否是由于股民在股市遭受严重损失后在楼市寻求补偿发生的一种财富效应转移? 或者说,股票市场的财富效应和房地产市场的财富效应两者是否有区别? 股价的持续下跌对居民消费支出的影响究竟有多大? 近年来房价的持续上涨对居民的消费支出影响程度如何? 对这些问题的回答关系到我国股票市场和房地产市场未来相关政策的走向. 笔者希望通过利用协整理论并建立误差修正模型实证检验这些问题.

根据新帕尔格雷夫经济学大词典(1992)的解释,财富效应是指:“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动,这样的财富效应常被称作庇古效应或实际余额效应”^[1]. Pigou^[2]在1941年出版的《就业与均衡》一书中对实际余额效应原理进行了详细阐述,即在完全竞争条件下,当衰退期

间物价下跌时,居民真实实现余额会增加,财富净值提高,消费者的消费欲望随之增长. 而凯恩斯认为,当价格水平变动时,所有的价格都同比例的变动,消费只决定于居民的真实收入,而与财富水平无关. Patinkin(1956)^[2]利用希克斯和汉森的IS-LM模型对实际余额效应和凯恩斯效应理论进行了对比,并总结了两者的联系和区别,他认为两者争论的关键在于对消费函数的不同理解. 随着消费理论的不断深化和发展,经济学对于消费函数的理解已经有了很大的进步. 区别于凯恩斯消费函数, Friedman(1957)的持久收入假说和 Modigliani(1985)的生命周期假说等理论^[2],都提出消费者进行消费决策时必须考虑其初始的财富水平,它们都承认财富效应是存在的. 随后,大量文献对财富效应的存在性进行了实证研究. 例如, Skinner(1989)^[3]分析收入动态平行调查数据(PSID)时发现房地产财富对消费的影响较小但很显著. Ludvigson 和 Steindel(1999)^[3]对美国股票市场财富效应进行实证分析后得出,股票财富与社会总消费之间具有显著的正向关系,股票市场的不断扩展确实增加了市场中的消费增长. Dynan 和 Maki(2005)研究了美国股票市场的价格对于消费的影响,结果发现,直接的财富增长会使消费迅速增长而且会持续几个季度,但是通过影响预期而影响消费支出的间接渠道并不是消费支出的决定性因素. 近几年,一些学者专门对股市财富效应和房地产财

* 收稿日期:2006-08-18

基金项目:重庆市统计局科研资助项目(200503)

作者简介:魏锋(1974-),重庆大学博士,讲师,主要研究方向为财务与金融. 电话(Tel.):023-65102591;

E-mail:wfxm@cqu.edu.cn.

富效应进行了比较,如:Case, Quigley 和 Shiller(2001)发现,当利用美国住户总体数据时,很难发现显著的住宅财富效应,但当利用美国各州住户数据时,发现住宅市场财富效应显著且比股市财富效应的系数大.他们认为原因在于两种财富变量的多重共线性所致. Tan 和 Voss(2003)^[2]利用澳大利亚的股市和房地产市场数据检验了股票市场和房地产市场的财富效应,发现股票市场财富效应显著但房地产市场(住房市场)财富效应不显著.

我国学者关于财富效应的研究也仅是近几年的事情.梁宇峰、冯玉明(2000)^[4]通过市场调研发现,1999年5.19上涨行情带来的财富效应在一定程度上刺激了即期消费需求,我国证券市场存在一定的财富效应,但市场收益分配格局不合理等问题的存在,严重束缚了财富效应的充分发挥.李振明(2001)^[5]通过对我国股市1999年5.19行情后的财富效应的分析,发现我国居民从股市获得的收益主要用于股市再投资或投机,很少用于大规模消费,即股市的财富效应对刺激消费只具有很小的影响.李学锋、徐晖(2003)^[6]对1999年第一季度至2002年第三季度的股价指数变动和居民消费支出变动进行了分析,结果发现,我国股票市场的财富效应极其微弱.骆祚炎、刘朝晖(2004)^[7]对1992-2002年的经济数据分析表明,股票市场财富效应对消费的影响占总消费变动的平均比例仅为0.84%.据文献检索,目前有关我国房地产财富效应的研究仅刘建江(2005)^[8]一篇,该文对房地产财富效应的传导渠道进行了定性分析,建议不仅要看到房地产财富效应的积极影响,更要考虑房地产财富效应的负面影响,警惕房地产泡沫的过度膨胀和破裂.

笔者认为,就我国股票市场和房地产市场财富效应的研究而言,目前的研究尚存在以下不足:从时间段上看,多数关于股票市场的研究在时间范围上过于狭窄,基本没有反映近年来股市的财富效应变化,特别是股价持续下跌以来的财富效应变化,而且对房地产市场财富效应的研究还停留在定性分析层面;从研究范围来看,有关房地产市场财富效应的研究文献较少,比较我国股票市场财富效应与房地产市场财富效应的分析国内几乎没有学者对此进行研究.

1 理论模型

生命周期假说(Modigliani, 1985)是一种重要的消费理论,它从对个人消费行为的研究出发,所依据的是微观经济中的消费行为理论,即假定消费者是具有理性的,能以合乎理性的方式使用自己的收入进行消费,且消费者行为的唯一目标是实现效用最大化.也就是

说,各个消费者在每一时点上的消费与储蓄决策都反映了该消费者谋求在其生命周期内达到消费的理想分布的或多或少的企图,而各个消费者的消费都要受制于该消费者在其整个生命周期内所获得的总收入,即每个人都根据自己一生的全部预期收入来安排它的消费支出.以模型表示则为:

$$\max E_t \left[\sum_{i=0}^T (1+\theta)^{-i} u(C_i) \right], \quad (1)$$

$$s. t. A_{t+1} = (1+r_t)(A_t + Y_t - C_t). \quad (2)$$

式中, C_t 表示消费者 t 期的支出; A_t 表示消费者 t 期持有的资产; Y_t 表示消费者 t 期的收入; A_{t+1} 表示消费者 $t+1$ 期持有的资产; r_t 表示利率; θ 表示时间偏好.

对式(1)、式(2)求导数,可得该消费者的最优消费路径:

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

如果进一步假设,消费者的收入服从AR(1)过程,则可将当期消费支出表示为当期资产和当期收入的函数,即:

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

随着各国金融市场的发展,股票和房地产正在成为对于消费者行为影响显著的资产种类.从国际上看,自1990年以来,欧美国家股票市值的大幅上升,以及以日本为代表的一些国家的股市所经历的剧烈波动,都对于其消费水平形成了明显的影响.与此同时,房地产价格波动的影响力也在扩大,根据美国联邦储备银行主席格林斯潘在2001年做出的判断,当年美国房地产价格的波动对于消费的影响要大于股票,而且这一趋势在美国还在强化.尽管我国股票市场和房地产市场的发展还存在不同程度的缺陷和不足,但是,股票和房地产作为消费者的资产的重要性却在不断上升.因此,文中将消费者持有的资产分为股票和房地产,从而(4)式变为:

$$C_t = \beta_1 S_t + \beta_2 H_t + \gamma Y_t. \quad (5)$$

从理论上说,式(5)中的股票市场财富效应 β_1 和房地产市场财富效应 β_2 应该是一样的.但由于两类资产的流动性、消费者对两类资产财富的预期、两类资产持有的群体、两类资产财富度量的难易程度、消费者对两类资产价格上涨和下跌的心理因素以及政府对两类资产的政策等方面的差异,致使实际生活中两类财富效应并不一样,而且可能出现一种财富效应为扩张效应,而另一种财富效应为收缩效应,即:当居民的财富价值增加后,居民的购买力增加,人们舍得花钱购物;反之,财富价值贬值,居民消费意愿则会减少,人们花

钱谨慎.前者为扩张财富效应,后者为收缩财富效应.在整体经济系统中,财富效应往往受到“正反馈”机理作用,具有自我加强趋势.扩张财富效应产生后,消费需求增长并带动投资增长,最终刺激经济快速增长,经济快速增长又进一步带动居民收入增加和财富价值的增长;收缩财富效应则导致消费需求萎靡,供大于求也影响投资增长,最终导致经济增长乏力,从而又进一步导致财富价值的缩水.

2 数据来源与计量方法

2.1 数据来源

在以往的研究中,学者们经常用年度数据分析股票市场以及房地产市场的运行状况,但是股票和房地产作为一种投资品,其价格在一年内将发生显著变化,对于我国不完善的市场而言更是如此,因此仅用年度数据难以反映这种变化,应尽量使用季度或者月度数据.因此,笔者在研究中以月度数据为基础,对2002年2月-2005年5月期间我国居民的消费性支出与股票市场的财富效应以及房地产市场(住宅市场)的财富效应及其两者的关系进行研究,选取2002年2月作为研究的起始点,主要是基于相关数据的可获得性.

以数据库中的社会消费品零售总额月度数据代表居民消费性支出水平(C);居民个人可支配收入(IN)以城镇家庭的月均可支配收入为代表,这主要是由于股票和房地产持有者主要集中于城市居民.

股票市场的财富效应(SV)取流通股市值作为代表,这主要是由于我国证券市场的特殊性决定的.众所周知,我国上市公司股票分为流通股与非流通股,而非流通股主要集中于国家或其代表一企业法人手中,这部分股票在二级市场是不进行交易的.而居民手中持有或交易的是公司流通股部分,因此,文中以流通股市值代替股票市场的财富效应.

房地产市场的财富效应以售给个人的商品房销售

额(IRE)或售给个人的住宅销售额(IH)度量.考虑售给个人的住宅销售额是基于我国的商品房大都以住宅为主.

这些数据全部来自于《中国经济统计数据库》中的宏观月度库.相关数据均进行了消除通货膨胀处理,同时,为了在建模中消除异方差的影响,去除量纲,分别对居民消费性支出(C)、居民个人可支配收入(IN)、流通股市值(SV)、售给个人的商品房销售额(IRE)、售给个人的住宅销售额(IH)进行了取对数处理,即各变量取对数后分别为: $\ln C$ 、 $\ln IN$ 、 $\ln SV$ 、 $\ln IRE$ 、 $\ln IH$.

2.2 计量方法

笔者利用协整分析来考察我国居民消费性支出、居民可支配收入、股票市场财富效应、房地产市场财富效应(住宅市场财富效应)之间是否存在长期稳定关系.在此之前,要检验每个变量的平稳性,常见的非平稳时间过程就是单位根过程.因此,首先采用ADF方法进行单位根检验,如果所有变量都是同阶单整的,且这些变量的某种线性组合是平稳的,则称这些变量间存在协整关系,建立协整方程.协整反映的是变量之间的长期均衡关系,如果由于某种原因短期出现了偏离均衡的现象(计量上表现为一定的误差),则必然会通过对误差的修正使变量重返均衡状态,因此建立误差修正模型(ECM).

3 实证结果及分析

3.1 数据的平衡性检验

根据Enger和Grange的2步法,协整分析首先要检验数据的平稳性.笔者采用ADF方法,运用计量软件EViews4.0检验数据的平稳性,结果见表1.从表1看出序列 $\ln C$ 、 $\ln IN$ 、 $\ln SV$ 、 $\ln IRE$ 、 $\ln IH$ 在1%、5%、10%显著性水平都是一阶差分平稳的.因此,可以用它做长期协整分析.

表1 平稳性检验结果表

非平稳检验阶数	变量	$\ln C$	$\ln IN$	$\ln SV$	$\ln IRE$	$\ln IH$
一阶非平稳检验	ADF 统计量	1.17	0.28	-2.58 *	0.18	0.17
	1% 临界值	-2.63	-2.63	-4.25	-2.63	-2.63
	5% 临界值	-1.95	-1.95	-3.55	-1.95	-1.95
	10% 临界值	-1.62	-1.62	-3.21	-1.62	-1.62
二阶非平稳检验	ADF 统计量	-3.24	-5.52	-3.18	-4.80	-4.78
	1% 临界值	-2.63	-2.63	-2.63	-2.63	-2.63
	5% 临界值	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95
	10% 临界值	-1.62	-1.62	-1.62	-1.62	-1.62

注:以上如不做出说明,表示均无截距项或趋势项;*包括截距项或趋势项.

3.2 长期协整关系检验

Enger和Grange提出两步法估计协整向量,即首先

用最小二乘法对向量进行协整回归,然后再把协整回归所得残差进行单位根检验.表2列示了协整回归结果.

表 2 协整回归结果表

变量	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Intercept	13.338 8 (7.875 2)	4.657 9 (6.905 8)	4.722 4 (6.906 4)	10.886 0 (7.184 7)	11.010 5 (7.186 3)
lnIN	0.345 8 (3.522 3)				
lnIN(-1)		0.329 1 (3.704 8)	0.321 1 (3.556 1)	0.206 1 (2.694 7)	0.1990 (2.565 4)
lnSV	-0.809 7 (-6.117 8)			-0.523 8 (-4.400 2)	-0.530 4 (-4.395 2)
lnIH		0.182 0 (7.720 4)		0.132 1 (5.998 2)	
lnIRE			0.177 3 (7.549 8)		0.127 9 (5.831 8)
D-W	0.816	1.674	1.663	1.670	1.648
Adj. R ²	0.676	0.702	0.693	0.809	0.803
F 值	38.630	42.229	40.576	50.271	48.506

从表 2 可以看出,消费支出、股票市场、房地产市场(住宅市场)和可支配收入 4 个变量之间存在一个长期稳定的协调关系,即它们之间存在着动态均衡机制.从系数可以看出,可支配收入和股票市场是影响消费支出的主要因素,可支配收入每变动 1%,则消费支出反向变动 20% 至 35% 左右.而房地产市场或住宅市场对消费支出的影响要小一些,即房地产市场或住宅市场的财富效应要弱一些,售给个人的商品房销售额或售给个人的住宅销售额每变动 1%,消费支出正向变动 12% 至 18% 左右.这表明在考察的样本期间,我国居民有将投资于股票市场的资金转投于房地产或住

宅的可能.这一结果与我国股票市场和房地产市场近年资金的移动情况相一致.

对 lnC 和 lnIN、lnSV、lnIRE 进行 OLS 回归之后得到的残差序列进行平稳性检验.同样运用 ADF 检验方法,得到残差的 ADF 检验统计量分别为: -3.06、-3.61、-3.66、-3.88、-3.93(不包含常数项和趋势项),它小于 EViews4.0 给出的 1%、5%、10% 的临界值 -2.63、-1.95、1.62,因此认为残差序列不存在单位根,是平稳序列,故得出 lnC 和 lnIN、lnSV、lnIRE 之间是具有协整关系的.

表 3 残差的单位根检验

非平稳检验阶数	变量	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
一阶非平稳检验	ADF 统计量	-3.06	-3.61	-3.66	-3.88	-3.93
	1% 临界值			-2.63		
	5% 临界值			-1.95		
	10% 临界值			-1.62		

3.3 建立误差修正模型

根据格兰杰定理,一组具有协整关系的变量一定具有误差修正模型的表达形式存在.用表示协整回归式的残差(作为非均衡误差)建立误差修正模型.

在表 4 的误差修正模型回归结果中,各个差分项反映了变量短期波动的影响.从中不难得出以下结论:从增长率角度来看,在影响消费支出的各因素中,股票市场的发展对消费支出的增长具有较大的阻碍作用.流通股市值增长率每增加 1%,消费支出增长率减少 26% 至 50%,而可支配收入的增长和房地产市场(或住宅市场)的发展会促进消费支出的增长但促进作用较弱.可支配收入增长率每增加 1%,消费支出增长率增加大约 8%;同样,售给个人的商品房销售额或售给个人的住宅销售额增长率每增加 1%,消费支出增长

率增加大约 9%.误差修正项系数的大小反映了短期对偏离长期均衡的调整力度,从系数来看,调整力度是比较有力的.滞后一个月度的非均衡误差以 29% 的比率对本月度的消费支出的增长做出正向修正,这说明我国居民在消费支出时是比较谨慎的.

4 结 论

从以上实证研究及结果分析可知,无论从长期还是短期来看,流通股市值都是影响消费的最主要因素,而且流通股市值与消费支出均呈明显的负相关性,即股票市场的财富效应是收缩的财富效应.这主要是由于我国投资品种的缺失、证券市场强制性成立的制度缺陷、上市公司治理机制不完善所引致的大股东与中小股东之间的代理问题,致使大多数股票持有者在样

表4 协整回归结果表

变量	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
DlnIN	0.054 3 (1.144 8)	0.069 3 (1.931 6)	0.073 0 (2.040)	0.095 3 (2.772 7)	0.099 2 (2.885 3)
DlnSV	-0.491 6 (-3.824 8)			-0.265 5 (-3.060 6)	-0.265 6 (-3.073 0)
Δ LnIH		0.094 3 (9.738 7)		0.083 7 (8.359 8)	
Δ LnIRE			0.091 9 (9.833 9)		0.081 3 (8.413 4)
ECM(t-1)	0.354 2 (3.260 0)	0.264 9 (3.058 6)	0.267 7 (3.150 6)	0.262 2 (2.421 9)	0.262 3 (2.472 1)
S. E. of regression	0.046	0.032	0.031	0.029	0.030
D-W	1.538 0	1.657 2	1.592 6	1.511 4	1.437 4
Adj. R ²	0.406 9	0.720 2	0.724 2	0.750 1	0.751 9

本考察期间对股市的预期看跌,股票市场的这种不正常发展也已成为股市决策者考虑的中心问题. 售给个人的商品房销售额或售给个人的住宅销售额则与消费支出呈明显的正相关性,这说明在所考察的样本期间,我国房地产市场或住宅市场在1998年的房改后取得了长足的发展,在宏观经济持续上涨的背景下,消费者对房地产市场行情的预期看涨,从而增加了对房地产市场或住宅市场的投资,而且这种投资形成的扩张财富效应加大了消费者的支出. 因此,在所考察的样本期间,股市的财富效应和房市财富效应能够相互转换. 但房地产的这种扩张财富效应也引起了相关决策者的担忧,担忧房地产市场的过快发展导致房地产泡沫的急剧膨胀,最终导致破裂,从而引发消费者新一轮消费紧缩.

参考文献:

[1] 伊特韦尔,新帕尔格雷夫. 经济学大辞典(第1卷)[M].

北京:经济科学出版社,1992.

- [2] TAN A G VOSS. Consumption and wealth in Australia[J]. The Economic Record, 2003,244(79):39-56.
- [3] LUDVIGSON, STEINDEL S C. How important is the stock market effect on consumption? [J]. FRBNY Economic Policy Review,1999,5(2):29-51.
- [4] 梁宇峰,冯玉明. 股票市场财富效应实证研究[J]. 证券市场导报,2000(6):47-52.
- [5] 李振明. 中国股市财富效应的实证分析[J]. 经济科学,2001(3):58-61.
- [6] 李学锋,徐晖. 中国股票市场财富效应微弱研究[J]. 南开经济研究,2003(3):67-71.
- [7] 骆祚炎,刘朝晖. 资产结构、收入结构与股市财富效应[J]. 财经科学,2004(4):10-14.
- [8] 刘建江. 浅议房地产财富效应[J]. 中国房地产,2005(5):68-70.

Empirical Analysis on Stock Market and Real Estate Market Wealth Effect in China

WEI Feng

(College of Trade and Public Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

Abstract: Based on the Modigliani's Life-Cycle Hypothesis of consumption, and relevant data, the paper empirically studies stock market and real estate market wealth effect in China by using the method of unit root test and cointegrating regression. The results show that, regardless of short-run effect and long-run effect, the stock market wealth has significantly negative effect on civil consumption level, but real estate market wealth or housing market wealth has significantly positive effect on civil consumption level.

Key words: stock market wealth effect; real estate market wealth effect; housing market; wealth effect