

高储蓄与高房价:因果关系的再审视

赵奉军

(杭州师范大学 阿里巴巴商学院, 浙江 杭州 311121)

[摘要]我国大陆的高储蓄与高房价是两个令人关注的经济现象。一些学者认为高房价导致了居民的预防性储蓄,从而推高了中国大陆的储蓄率,这种观点既违背了传统的财富效应,也与国际经验相悖。基于2000年至2012年资金流量表的相关数据研究发现,居民储蓄的变动只能解释我国总储蓄上升的35%。进一步利用我国大陆35个城市的面板数据分别建立静态、动态、空间面板、面板联立方程模型,实证检验房价与居民储蓄之间的关系后发现,房价的上升会提升居民储蓄的说法无法得到实证检验的支持。

[关键词]居民储蓄率;房价上涨;房地产政策;资金流量;预防性储蓄;房价波动;房地产经济;住房政策

[中图分类号]F832.22;F293.35 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2015)02-0046-09

一、引言

中国的高储蓄一直是学术界研究的热点问题之一,其原因也一直是众说纷纭^[1-2]。众多文献从人口年龄和性别结构、高增长下的习惯形成、收入不平等、社会保障体制不健全导致的预防性储蓄,以及早年的饥荒经历导致的偏爱储蓄等不同角度对高储蓄率的成因进行了解释^[3-7]。陈利平引入消费攀比的离散时间、内生增长模型讨论了增长与储蓄的关系,认为高储蓄可以导致高增长,高增长也可以导致高储蓄,这既从理论上支持了增长导致储蓄的观点,也为近些年来中国消费需求不旺、储蓄率偏高问题提供了一个可能的解释^[3]。汪伟和郭新强讨论了收入不平等与目标性消费对我国居民储蓄率的影响,认为中低收入者比高收入者具有更高的储蓄率,这一结论能够很好地解释为什么改革开放30年来农村居民的储蓄倾向在平均意义上高于城镇居民^[4]。万广华等实证分析了流动性约束与不确定性在中国居民消费行为演变中所起的作用,发现流动性约束型消费者所占比重的上升以及不确定性的增大造成了中国目前的低消费增长和内需不足,而且流动性约束和不确定性之间的相互作用进一步强化了两者对居民消费的影响,导致了居民消费水平和消费增长率的同时下降^[5]。何立新等认为中国的储蓄行为可以由生命周期模型解释,养老金财富对于家庭储蓄存在显著的替代效应,但不同家庭的这种替代效应有着明显差异^[6]。程令国和张晔研究发现,早年的饥荒经历对人们成年后的家庭储蓄倾向具有重要影响,而在早年时期受大饥荒影响的人们目前正是我国社会中有着较高收入的年龄群体和储蓄主体,他们的高储蓄倾向或许是整个社会高储蓄率的一个重要原因^[7]。

近些年来,有学者将我国的高房价与高储蓄联系起来进行研究,认为高房价也是高储蓄率的重要原因之一,其基本思路是:居民为了买房必须事先进行储蓄,房价越高,需要的储蓄就越多。Chamon和Prasad认为住房、教育、医疗等方面负担的日益加重是导致中国居民高储蓄率的原因^[8]。Matthieu

[收稿日期]2014-09-05

[基金项目]教育部哲学社会科学重大攻关项目(10JZD0025);教育部规划基金项目(12YJA790206)

[作者简介]赵奉军(1974—),男,湖北荆州人,杭州师范大学阿里巴巴商学院副教授,硕士生导师,博士,复旦大学住房政策研究中心兼职研究员,主要研究方向为房地产经济与经济增长。

等利用中国 6000 个年轻家庭的微观数据实证研究发现,房价的上涨带来了储蓄率的上升,但两者之间的关系可能是非线性的^[9]。国内学者陈彦斌、邱哲圣和陈斌开、杨汝岱分别利用 Bewley 模型和 2002 年至 2007 年的住户调查微观数据检验了房价与储蓄率之间的关系,并对两者之间存在的相关关系给予了支持^[10-11]。相反,赵西亮等利用 CHIP 的 2002 年和 2007 年的微观数据研究发现,各种产权类型的房价与居民储蓄率呈负向关系,房价上涨不能解释中国城镇居民储蓄率的上升^[12]。Wang Xin 和 Wen Yi 认为购房者购房时的负储蓄会抵消为购买住房而准备的储蓄,房价的上升与社会总体储蓄率的上升基本无关^[13]。然而,何新华和曹永福认为,以住户调查所得数据为基础所做的分析结论对中国的高储蓄率现象缺乏足够的解释力^[14]。李扬和殷剑峰以国家统计局公布的 1992—2003 年中国资金流量表为基础,从收入分配和部门储蓄倾向两个方面对居民、企业和政府三个部门的储蓄率进行了比较分析,发现居民部门的储蓄率自 1992 年以来呈逐步下降趋势,企业部门的储蓄率呈现缓缓上升趋势,政府部门的储蓄率于 2000 年以后急剧上升。因此,要实现以提高国内消费率为核心的经济发展战略,我国的经济运行应全面转向以改善收入分配结构、提高居民收入为重点的轨道上来^[15]。

本文拟在综述若干文献和借鉴国际经验的基础上探讨房价对储蓄变动的影响,对关于储蓄率与房价波动的国际与我国大陆情况进行比较分析,并利用最新修订过的 2000 年至 2012 年资金流量表数据来分析导致我国大陆储蓄率变动的部门原因。

二、文献综述

毫无疑问,对于房价与储蓄关系的研究,财富效应是分析基准。房价的上升通过家庭的感知财富(perceived wealth)、实际财富变化、抵押效应以及居住迁移来促进消费,这就是住房价格上涨的财富效应。尽管财富效应主要是分析资产价格波动与居民消费之间的关系,但对房地产市场财富效应的理论与实证研究有助于我们间接地理解房价与储蓄之间的关系。

居民个体储蓄的动机无非是平滑一生消费、面临借贷约束、预防性储蓄或留下遗产等。如果住房的财富效应存在,则隐含的结论是房价的上升将使得个体的主要储蓄动机削弱,从而降低储蓄。一些国家(例如美国)的金融创新能够使得家庭通过再按揭(refinancing)取出上涨的住房资本增值收益来支持消费需求。

国外学者 Peltonen 和 Ricardo 研究了包括中国在内的新兴经济体,认为房价的上升会提高消费^[16]。Case 等人也确认了房地产的财富效应,认为这一效应显著高于金融资产的财富效应^[17]。Catte 等人研究发现,住房的财富效应存在显著的国别差异,澳大利亚、加拿大、荷兰、英国和美国等国家的财富系数大约在 0.05~0.08 左右,意大利、日本和西班牙等国家的这一系数接近于 0,而法国和德国的这一系数根本就不显著^[18]。另外, Sherif 等人利用美国的 PSID(Panel Study of Income Dynamics)微观数据研究发现,财富效应存在门限值,在低收入家庭(收入低于 5 万美元)样本中未发现显著的财富效应^[19]。

房价的波动还会通过另外两种效应对储蓄产生不利影响。一种是持有成本(user cost)效应,即更高的房价会带来更高的住房持有成本,这些持有成本包括持有住房资本的机会成本(即利息)、物业税、保险和维修费用,这些费用一般与房租正相关,而包括居民自住的虚拟租金的房租都是被计入消费支出中的,这意味着房价的上升将带来相关支出的增加,从而减少储蓄。另一种是首付款效应(down-payment channel),即那些有买房需求的居民为了筹集首付款,不得不强制自己增加储蓄。房价上升将迫使这些居民储蓄更多以符合首付要求,这些家庭大多数都是年轻家庭,当然也包括改善性购房家庭。Chamon 和 Prasad 研究发现,中国年轻家庭的储蓄比中年家庭更高,而且在控制收入因素后发现无房家庭的储蓄率也明显高于有房家庭^[8]。按照经典的生命周期消费理论和恒久收入消费

理论,年轻家庭的储蓄很少甚至有可能是负的,因为他们未来的收入还会继续增长,然而事实却与理论相悖。Sheiner 利用美国 PSID 数据库的数据进行实证研究后发现,房价的上涨对租房者(主要是年轻家庭)的储蓄率有着显著的积极影响,在控制收入等变量后发现那些居住在房价高的城市的年轻家庭有着更高的储蓄率^[20]。

然而,有学者认为房价的上升对那些想买房的无房家庭储蓄的影响并非是单向的。Yoshikawa 和 Ohtaka 对日本的房价与储蓄之间的关系进行研究后发现,更高的地价(日本一般只统计地价而不是房价)导致了双重效应,一种效应是致使买房无望家庭的储蓄率下降,另一种效应是致使坚持买房家庭的储蓄率上升^[21]。上述情况并非日本独有,Engelhardt 和 Haurin 等对加拿大和美国的房价与储蓄之间的关系进行研究也得出了同样的结论,Engelhardt 称这些买房无望的人为“沮丧的储蓄者”(discouraged saver)^[22-23]。

综上所述,房价对储蓄的影响在理论上并没有一致的定论。房价对储蓄的最终影响应该是不同方向的合力,既要考虑财富效应,又要考虑持有成本效应和首付款效应,同时也要考虑房价上涨后首付款变动对储蓄的非线性影响。即使是住房自有家庭,如果房主即将把住房作为遗产留给子女,则住房资本增值收益也未必会增加消费而减少储蓄。

理论的不确定还是需要通过实证检验来给出答案。从总体上看,实证研究大多支持房价与储蓄负相关这一观点。Skinner 最早研究了房价波动对美国居民储蓄率产生的可能影响,他发现如果不考虑遗产动机,房价的上涨至少在短期会降低储蓄,但一旦考虑到遗产动机且如果动机强烈,房价上涨对总储蓄基本上就没什么影响了^[24]。国际清算银行的两位研究人员 Kennedy 和 Andersen 于 1994 年研究了包括美国、日本、英国、德国和北欧一些国家的房价与储蓄之间的关系后发现,在 20 世纪 80 年代,这些国家房价的上涨实际上是降低了储蓄^[25]。Engelhardt 对美国的房价与储蓄进行研究后发现,房价上涨带来的住房资本增值收益与家庭储蓄之间是负相关的,但存在不对称性,这种不对称性表现为:房价下跌后,居民储蓄增加了(金融危机后的美国也出现类似现象);但在房价上涨阶段,家庭的储蓄行为却没有发生改变^[26]。Moreno-Badía 实证研究了爱尔兰的住房资本增值收益对家庭储蓄的影响,发现房价变动系数虽然为负但并不显著^[27]。Calcagno 等研究了意大利房价变动对家庭储蓄的影响,发现这种影响存在明显的年龄差异,即房价上涨会使那些年龄较大家庭的储蓄减少,而对年轻家庭却没有显著影响^[28]。

实际上,在现实经济体中,房价和储蓄可能同时受到第三方因素的影响,例如金融管制的放松既能直接通过信贷支持推高房价,又能减少居民的信贷约束和流动性压力,从而降低储蓄;在高增长经济体中,习惯养成(habit formation)因素可能造就高储蓄,同时消费者也会因为更高的收入增长前景而在短期内的消费超出其住房支付能力。因此,国内一些学者提出了用动态房价收入比这一概念来描述这种情况。也就是说,高增长会同时导致高储蓄和高房价。

三、国际经验与我国大陆储蓄率及房价

(一) 国际经验

我们选择了美国、英国、日本和中国台湾地区的房价和储蓄率数据进行分析,以期对我国大陆有所借鉴。美国、英国、日本的储蓄率数据来自于 Cesifo 关于 OECD 国家的宏观经济数据库,台湾地区的储蓄率数据来自于《台湾统计年鉴·2012》。此处我们给出了两种储蓄率,分别是总储蓄率和居民储蓄率(household saving rate)。美国的房价数据来自于美国联邦住房金融局发布的 HPI 指数,英国的房价数据来自于 Lloyds 信贷集团开发的 Halifax 房价指数,日本的房价数据来自于日本不动产研究所发布的全国住宅地价指数,台湾地区的房价数据来自于台湾房地产研究中心开发的国泰可能成交价指数。这些国家和地区的房价和储蓄率变动趋势如下页图 1 至图 4 所示。

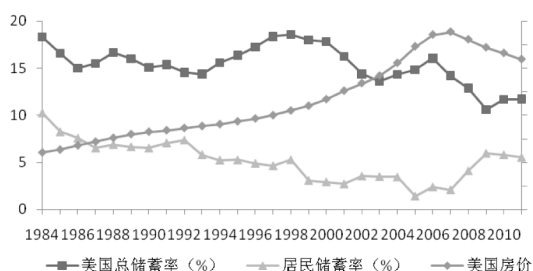


图1 1984—2011年美国的房价指数与储蓄率变动情况

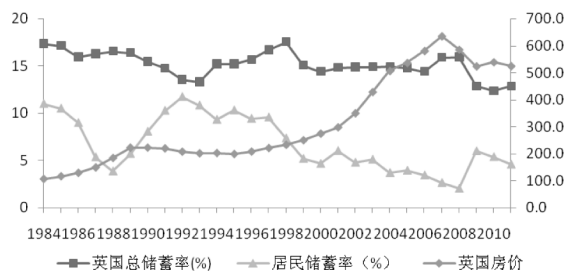


图2 1984—2011年英国的房价指数与储蓄率变动情况

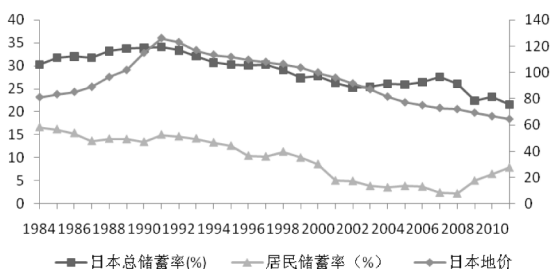


图3 1984—2011年日本的地价指数与储蓄率变动情况

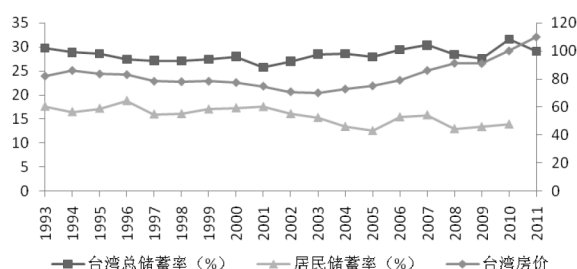


图4 1993—2011年台湾地区的房价指数与储蓄率变动情况

总体来看,无论是美国还是英国,房价基本上是与储蓄率反方向变动的。相对于总储蓄率而言,居民储蓄率与房价的反向变动趋势更加明显。房价与储蓄率的相关系数(如表1所示)也说明了这一点。然而,日本和台湾地区的情况却截然不同。由表1可以看出,在整个样本区间内,日本的总储蓄率和居民储蓄率均与房价正相关。另外,我们还单独考察了日本泡沫经济从酝酿到顶峰的1984—1991年这一时间段的房价与储蓄率的情况,发现房价与总储蓄率仍然是正相关的,与居民储蓄率是负相关的,但并不显著。从台湾地区1993—2011年房价与储蓄率的相关系数来看,房价与总储蓄率正相关,与居民储蓄率负相关,但不显著,这与日本1984—1991年的情形类似。当然,这种直接考察双变量之间的相关系数或图示由于忽视了其他变量的影响,所得结论存在不稳健的可能性,为此我们将在下文中进行深入分析。

(二) 我国大陆的房价及储蓄率

如前所述,有学者认为我国的储蓄率与房价是高度正相关的。为进一步验证房价与储蓄率之间的关系,本文收集了相关数据,其中房价数据采用商品房平均销售价格,尽管这个变量由于无法控制住房商品的同质性而饱受诟病,但其变动趋势还是有一定参考价值的。储蓄率数据来自于《中国统计年鉴》(2014)中公布的修订的资金流量表。1992—2012年,我国的商品房销售价格一路上涨,而国民总储蓄率在1999年前基本上稳定在40%左右,从2000年开始一路攀升,近两年已经上升到50%左右。经计算,房价与国民总储蓄率的相关系数为0.875。相比之下,居民储蓄率近20年来基本稳定在20%左右,并未有显著的提升,居民储蓄率与房价的相关系数为0.787。如果以1999年城市住房体制改革为界限,将整个样本区间划分为两部分,1992—1999年名义房价翻了一番,但居民储蓄率并没有什么变动,反而从21%降到了18.6%,总储蓄率也是降低的。因此,如果说房价上涨会提高居

表1 房价与储蓄率的相关系数

	房价与总储蓄率 相关系数	房价与居民储蓄率 相关系数	时间
英国	-0.482(0.009)	-0.745(0.000)	1984—2011年
美国	-0.574(0.000)	-0.724(0.000)	1984—2011年
日本	0.731(0.000)	0.593(0.001)	1984—2011年
日本	0.871(0.005)	-0.492(0.216)	1984—1991年
台湾地区	0.513(0.025)	-0.219(0.382)	1993—2011年

注:括号中为相关系数的p值。

民储蓄率,那为什么2000年之前没有出现此种情况呢?一个可能的解释就是在2000年之前,也就是城市住房商品化和货币化改革之前,居民的买房需求并不强烈,所以不存在为买房而储蓄的问题。2000—2012年,房改后的储蓄率尤其是总储蓄率才有了显著的上升。

为保证分析结论的稳健性和更有针对性,避免受到数据修订和政策变化的干扰、影响,我们着重分析2000—2012年这13年的数据,具体如表2所示。

由表2可知,从2000年到2012年,国民总储蓄率从37.6%上升到49.4%,这是一个显著的攀升,而居民储蓄率在同期内只是从21%上升到25.2%,即上升的国民总储蓄率只有35%(4.2/11.8)可以归功于居民储蓄率的攀升,主要贡献来自于政府部门的58%和企业部门的7%。由此可见,我国储蓄率的上升主要是政府部门储蓄率的上升所导致的,这与李扬和殷剑锋的观点一致^[15]。既然如此,那种认为高房价导致了居民高储蓄率从而提升了总储蓄率的说法是值得商榷的。不过,本文的数据分析与李扬和殷剑锋所得结论还是有些差异的,李扬和殷剑锋在2007年的文章中曾经明确指出居民部门储蓄率呈现长期稳步下降的趋势^[15],但目前看来并非如此。根据资金流量表计算所得结果来看,居民部门的储蓄率从2004年开始是稳步上升的。

表2 2000—2012年我国储蓄率的部门分布

年份	总储蓄率(%)	居民储蓄率(%)	政府储蓄率(%)	企业储蓄率(%)
2000	37.6	21	-1	17.6
2001	38.5	20.6	-1	18.9
2002	40.2	20.3	0.6	19.3
2003	43	21.7	1.4	19.9
2004	45.7	20.6	2.6	22.5
2005	46.5	21.5	3.3	21.7
2006	48.2	22.4	4.2	21.6
2007	50.9	23.1	5.7	22.1
2008	51.9	23.2	5.9	22.8
2009	50.6	24.4	4.9	21.3
2010	51.8	25.4	5.2	21.2
2011	50.6	24.8	5.8	20.0
2012	49.4	25.2	5.8	18.4

注:表中数据是作者根据《中国统计年鉴》(2014)公布的2000—2012年资金流量表计算所得。

四、模型设定与数据来源

由前文分析可知,我国居民储蓄率的上升并非引起总储蓄率上升的主要原因,那么房价上涨提升了居民储蓄这一观点是否成立呢?这需要进一步的实证分析,本文将利用2000—2011年我国35个大中城市的面板数据来验证房价与居民储蓄之间的关系。

结合本文所采用的面板数据和研究主旨,我们设定的基本回归模型为:

$$saving_{it} = \alpha_i + \beta_1 inc_{it} + \beta_2 hp_{it} + \beta_3 rate_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $saving$ 表示储蓄, inc 表示个人可支配收入, hp 表示房价, $rate$ 表示实际利率。如果房价上涨提高了居民储蓄,则可以预期 β_2 显著为正值。考虑到储蓄的动态变化,我们进一步将式(1)改写为动态面板模型:

$$saving_{it} = \alpha_i + \beta_1 saving_{i,t-1} + \beta_2 inc_{it} + \beta_3 hp_{it} + \beta_4 rate_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

考虑到储蓄的空间相互影响,我们加入空间滞后变量得到方程(3)如下:

$$saving_{it} = \alpha_i + \rho w_{ij} saving_{it} + \beta_1 inc_{it} + \beta_2 hp_{it} + \beta_3 rate_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

方程(3)为标准的面板空间自回归模型(SAR)。如果 $\rho = 0$,且 $\varepsilon_{it} = \lambda w_{ij} \varepsilon_{it} + \mu_{it}$,此方程即为面板空间误差模型(SEM)。在实证过程中,空间权重矩阵 w_{ij} 起着关键作用,不同的空间权重矩阵将影响实证结果。根据地理学第一定律,两个对象之间的关系是其距离的函数,因此使用基于距离的空间权重具有很好的理论基础。本文主要采用了两个城市之间的地理距离来构造权重矩阵,但是根据空间过程的经验研究,权重往往并非与距离的倒数呈正比关系,很多空间关系的强度随着距离的减弱要强于线性比例关系。因此,为保持结果的稳健性,我们既构造了基于距离的倒数的空间权重矩阵(即 $\gamma = -1$),又构造了基于距离的倒数的平方的空间权重矩阵(即 $\gamma = -2$),由此得到空间权重矩阵为:

$$w_{ij} = \begin{cases} d_{ij}^\gamma, & \text{中心距离 } d_{ij} < \delta \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (4)$$

各城市的经、纬度坐标来自于谷歌地球,在距离的临界值选取上经过了多次试算,确保每个城市都有临近观测值。需要说明的是,在 35 个城市中,乌鲁木齐与其他城市的距离非常遥远,如果强行将其列入,要使得每个城市都有邻近观测值,则必须增加距离宽度,因此本文用于空间面板分析的最终数据只有 34 个城市。

另外,储蓄同样会影响房价。更高的储蓄会带来更多的可贷资金,直接导致高投资推动住房市场以及通过外部失衡影响国内资产价格。为确保分析结果的稳健性,我们通过面板联立方程来解决这个问题,面板联立方程组为:

$$saving_{it} = \alpha_i + \beta_1 inc_{it} + \beta_2 hp_{it} + \beta_3 rate_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$hp_{it} = \alpha_i + \beta_4 inc_{it} + \beta_5 pop_{it} + \beta_6 rate_{it} + \beta_7 credit_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

其中, *pop* 表示城市人口, *credit* 表示信贷余额。这种面板联立方程实际上是一种递归模型,模型中并没有体现出变量之间互为因果的特征,所以并不是真正意义上的联立方程模型。为此,我们对式(6)进行了改写,在房价方程中用储蓄代替收入变量,这两个变量本身也是高度相关的,相关系数达到 0.9097。由此得到房价方程为:

$$hp_{it} = \alpha_i + \beta_4 saving_{it} + \beta_5 pop_{it} + \beta_6 rate_{it} + \beta_7 credit_{it} + \mu_{it} \quad (7)$$

在数据来源方面,我们用人均可支配收入减去消费得到人均储蓄。样本城市的人均可支配收入和消费数据来源于历年的《宁波统计年鉴》(《中国统计年鉴》没有公布样本城市的相应指标)。房价数据采用商品房平均销售价格,来源于历年的《中国统计年鉴》。利率数据采用中国人民银行公布的 3—5 年期贷款利率减去各城市的居民消费者价格指数。涉及贷款利率在一年中发生变动的,本文采用加权平均数获得年度平均贷款利率。人口数据理论上应该采用常住人口,但是囿于数据的可得性,本文仍然采用户籍人口数据。信贷数据来自于各样本城市历年的统计公报。

五、实证分析

(一) 描述性统计

表 3 是本文实证所用变量原始数据的描述性统计分析结果。从表 3 中可以看出,所有变量中最为离散的是信贷(*credit*),而 *cpi* 和利率(*rate*)的变动最小,原因在于只有少数地区(如北京和上海)金融中心的信贷规模远超过其他城市;人口规模(*pop*)的城际差异也比较大,重庆的人口超过 3000 万;房价(*hp*)的地区差异也较大,房价的最大值

表 3 变量描述性统计

变量	单位	平均值	最小值	最大值	标准差	离散系数
<i>inc</i>	元	14420.75	5469	36505	6839.94	0.474
<i>saving</i>	元	3691.84	252.95	12425	2479.52	0.671
<i>hp</i>	元/平方米	4240	1307	22811	3046	0.718
<i>cpi</i>	%	102.14	96.7	108.4	2.35	0.023
<i>credit</i>	亿元	4218.27	184	39660.5	5388.55	1.277
<i>pop</i>	万人	671.42	57.34	3330	530.93	0.791
<i>rate</i>	%	6.10	5.58	7.15	0.56	0.092

(如深圳)超过 2 万元/平方米;就可支配收入(*inc*)和储蓄(*saving*)而言,人均储蓄的差距要远超过人均收入的差距。

在后续的回归分析中,除人口和利率外,所有数据皆转换为以 2000 年为基期的实际变量。另外,除利率变量外,其他数据皆取自然对数。

(二) 单方程回归结果

表 4 为未考虑空间相互影响的储蓄模型的回归结果。在静态面板混合估计、随机效应、固定效应三种模型的回归结果中,固定效应模型的 F 统计量为 9.92,且高度显著,说明固定效应模型优于混合估计模型。在固定效应模型和随机效应模型的对比中,Hausman 检验的卡方统计量为 6.54,对应 p 值为 0.088。如果我们要求的最低显著性水平为 10%,则意味着可以拒绝随机效应模型;如果要求的

最低显著性水平为 5% ,则可以转向随机效应模型。另外,考虑到所利用的实证数据属于大 N 小 T 型,我们没有进行面板自相关(组内自相关和组间截面相关)检验。组间异方差检验表明, $\chi^2(35) = 1813.07$, 采用面板 FGLS 处理后,与静态固定效应系数符号相同,且都高度显著(表 4 中未列出)。从静态面板估计结果来看,房价对储蓄具有显著的负面影响。表 4 的最后两列给出了动态面板估计结果,我们采用了差分 GMM 稳健性估计和系统 GMM 稳健性估计两种方法,且控制了时间效应,发现房价项的系数仍然为负值但不再显著。另外,滞后 1 阶的被解释变量的系数只有 0.3 左右,远小于 0.7,这意味着我们不应该采用常用的系统 GMM 估计法,而应该采用差分 GMM 估计法。

表 5 为考虑到储蓄的空间相互影响后的回归结果。限于篇幅,我们只给出了空间面板固定效应的估计结果,其中面板 SAR(1)和面板 SEM(1)使用的空间权重矩阵为距离的倒数,面板 SAR(2)和面板 SEM(2)使用的空间权重矩阵为距离的倒数的平方。从回归结果来看,空间误差模型的关键系数并不显著,说明我们应该采用空间自回归(SAR)模型。在空间自回归模型的估计结果中,我们最关心的房价系数仍然是负值并通过了 5% 的显著水平检验,这表明房价的上升实际上是显著地降低了储蓄。

(三) 面板联立方程回归结果

表 6 为面板联立方程的估计结果,估计方法采用三阶段最小二乘法。在房价方程中,收入的代理变量储蓄、城市户籍人口、信贷对房价的影响都是高度显著的,且为正值,这与预期相符。从储蓄方程的回归结果来看,收入的系数显著为正,房价的系数显著为负,说明所谓的房价上升迫使居民增加预防性储蓄从而提升储蓄额度的说法并没有得到实证结果的支持。相反,房价的上升降低了储蓄的数额。由于我们控制了收入变量,这意味着房价的上升将同时降低居民的储蓄率。

六、结论

在我国当前的经济社会背景下,关于房价与储蓄的争论还会继续。本文利用最新公布的 2000—2012 年资金流量表的数据研究发现,我国总体储蓄率的上升主要是来自政府储蓄和企业储蓄的贡献。随着房价的上升,居民储蓄上升只能解释总储蓄上升的三分之一左右。政府储蓄的上升解释了总储蓄率上升的 58%。因此,我国居民储蓄的上升并非总体储蓄率上升的主要原因,这意味着如果政策的着力点是通过降低储蓄来扩

表 4 未考虑空间相互影响的储蓄模型的回归结果

	静态面板混合估计	静态面板随机效应	静态面板固定效应	动态面板差分 GMM 稳健性估计	动态面板系统 GMM 稳健性估计
<i>c</i>	-5.844 *** (0.343)	-6.510 *** (0.334)	-6.725 *** (0.346)	-13.475 *** (3.247)	-1.025 * (0.554)
<i>inc</i>	1.679 *** (0.065)	1.663 *** (0.059)	1.657 *** (0.060)	2.082 *** (0.031)	0.493 *** (0.138)
<i>hp</i>	-0.238 *** (0.049)	-0.142 *** (0.048)	-0.110 ** (0.050)	-0.070 (0.072)	-0.057 (0.064)
<i>rate</i>	-0.022 *** (0.007)	-0.012 ** (0.005)	-0.009 (0.006)	-0.010 (0.01)	0.013 (0.025)
<i>saving₋₁</i>				0.26 ** (0.12)	0.618 *** (0.033)
<i>R</i> ²	0.84		0.87		

注:*c*为截距项,***、**、*分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著,*saving₋₁*表示储蓄的一阶滞后,括号中的值为系数标准差。下同。

表 5 考虑空间相互影响的储蓄模型的回归结果

	面板 SAR (1)	面板 SAR (2)	面板 SEM (1)	面板 SEM (2)
<i>inc</i>	1.523 *** (0.091)	1.553 *** (0.089)	1.652 *** (0.059)	1.654 *** (0.058)
<i>hp</i>	-0.112 ** (0.049)	-0.110 ** (0.049)	-0.105 ** (0.049)	-0.107 ** (0.049)
<i>rate</i>	-0.008 (0.005)	-0.008 (0.005)	-0.009 * (0.005)	-0.009 * (0.005)
ρ	0.091 * (0.050)	0.069 (0.047)		
λ		-0.0009 (0.059)	-0.022 (0.054)	
<i>R</i> ²	0.88	0.88	0.87	0.87

表 6 面板联立方程的估计结果

	储蓄方程	房价方程
<i>c</i>	-5.902 *** (0.394)	4.378 *** (0.277)
<i>inc</i>	1.704 *** (0.104)	
<i>saving</i>		0.257 *** (0.041)
<i>hp</i>	-0.259 *** (0.087)	
<i>rate</i>	-0.022 *** (0.007)	0.014 ** (0.006)
<i>pop</i>		0.156 *** (0.017)
<i>credit</i>		0.441 *** (0.030)
<i>R</i> ²	0.84	0.80

大消费,更可取的途径是调整政府收支规模并改变政府支出结构,通过适当增加民生支出、降低政府投资性支出来降低政府储蓄,而且政府民生支出的提高也能间接地影响居民部门的预防性储蓄,从而降低居民储蓄率。

与何新华和曹永福^[14]、李扬和殷剑锋^[15]的研究不同的是,本文的实证结果验证了近10年来居民储蓄率的上升。我们利用2000—2011年35个城市的面板数据进行实证研究发现,无论是采用哪一种面板模型,在控制了收入和利率变量后,都没有发现房价对居民储蓄具有显著的正面影响,这说明那种认为房价上涨提升了我国居民储蓄率的说法并没有得到宏观数据的支持。但是,这并不意味着本文完全否定了房价上涨与我国总体储蓄率上升之间的关联,我们的研究只是否定了基于居民储蓄的传导机制或分析视角。实际上,在政府控制土地出让收入和土地要素成本未能完全计入企业尤其是央企成本的现实情况下,房价上升有很大的可能会通过提高政府和企业的储蓄来推高我国总体储蓄率。因此,解释房价上升与我国总体储蓄率上升之间的关联更可取的途径是转换研究视角,而非局限于居民储蓄方面的研究。

参考文献:

- [1] Wei Shangjin, Zhang Xiaobo. The competitive saving motive: evidence from rising sex ratios and savings rates in China [J]. *Journal of Political Economy*, 2011, 119: 511 - 564.
- [2] Modigliani F, Cao S L. The Chinese saving puzzle and the life-cycle hypothesis [J]. *Journal of Economic Literature*, 2004, 42: 145 - 170.
- [3] 陈利平. 高增长导致高储蓄:一个基于消费攀比的解释 [J]. *世界经济*, 2005(11): 3 - 9.
- [4] 汪伟, 郭新强. 收入不平等与中国高储蓄率:基于目标性消费视角的理论与实证研究 [J]. *管理世界*, 2011(9): 7 - 25.
- [5] 万广华, 张茵, 牛建高. 流动性约束、不确定性与中国居民消费 [J]. *经济研究*, 2001(11): 35 - 44.
- [6] 何立新, 封进, 佐藤宏. 养老保险改革对家庭储蓄率的影响:中国的经验证据 [J]. *经济研究*, 2008(10): 117 - 130.
- [7] 程令国, 张晔. 早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗? ——对我国居民高储蓄率的一个新解释 [J]. *经济研究*, 2011(8): 119 - 132.
- [8] Chamon M, Prasad E. Why are saving rates of urban households in China rising? [R]. Working Paper, No. 14546, 2008.
- [9] Matthieu B, Kalantzis Y, Lafarguette R, et al. Understanding household savings in China: the role of the housing market and borrowing constraints [EB/OL]. [2014-09-10]. <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/44611>.
- [10] 陈彦斌, 邱哲圣. 高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等 [J]. *经济研究*, 2011(10): 25 - 38.
- [11] 陈斌开, 杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄 [J]. *经济研究*, 2013(1): 110 - 122.
- [12] 赵西亮, 梁文泉, 李实. 房价上涨能解释中国城镇居民高储蓄率吗 [J]. *经济学(季刊)*, 2014(1): 81 - 102.
- [13] Wang Xin, Wen Yi. Housing prices and the high Chinese saving rate puzzle [J]. *China Economic Review*, 2012, 23: 265 - 283.
- [14] 何新华, 曹永福. 从资金流量表看中国的高储蓄率 [J]. *国际经济评论*, 2005(6): 58 - 61.
- [15] 李扬, 殷剑峰. 中国高储蓄率问题探究——1992—2003年中国资金流量表的分析 [J]. *经济研究*, 2007(6): 14 - 26.
- [16] Peltonen T A, Ricardo M. Sousa and Isabel vansteenkiste: wealth effects in emerging market economies [J] *International Review of Economics and Finance*, 2012, 24: 155 - 166.
- [17] Case K E, Quigley J M, Shiller R J. Wealth effects revisited 1978—2009 [R]. NBER, Workingpaper, No. 16848, 2011.
- [18] Catte P, Girouard N, Price R, et al. Housing markets, wealth and the business cycle [R]. OECD Economics Department Working Paper, No. 394, 2004.

- [19] Sherif K, Ousmane S, Elwin T. Housing wealth effect: evidence from threshold estimation[J]. Journal of Housing Economics, 2013, 22 : 25 - 35.
- [20] Sheiner L. Housing prices and the savings of renters[J]. Journal of Urban Economics, 1995, 38: 94 - 125.
- [21] Yoshikawa H, Ohtaka F. An analysis of female labor supply, housing demand and the saving rate in Japan[J]. European Economic Review, 1989, 33: 997 - 1023.
- [22] Engelhardt G V. House prices and the decision to save for down payments[J]. Journal of Urban Economics, 1994, 36: 209 - 237.
- [23] Haurin D R, Hendershott P H, Wachter S M. Expected homeownership and real wealth accumulation of youth[R]. NBER, Working paper, No. 5629, 1996.
- [24] Skinner J. Housing wealth and aggregate saving[J]. Regional Science and Urban Economics, 1989, 19: 305 - 324.
- [25] Kennedy N, Andersen P. Household saving and real house prices: an international perspective[EB/OL]. [2012 - 10 - 21]. <http://www.bis.org/publ/work20.pdf>. 1994.
- [26] Engelhardt G V. Housing price and home owner saving behavior[J]. Regional Science and Urban Economics, 1996, 26: 313 - 336.
- [27] Moreno-Badfa M. Who saves in Ireland? The micro evidence[R]. MF Working Paper, WP/06/131, 2006.
- [28] Calcagno R, Fornero E, Rossi M C. The effect of house prices on household saving: the case of Italy[R]. working paper, 2008.

[责任编辑:王丽爱,杨凤春]

High Savings and High Housing Prices: A Re-examination of Causality

ZHAO Fengjun

(School of Business, Hangzhou Normal University, Hangzhou 31121, China)

Abstract: High savings and high housing prices are two economic phenomena for which people show a great deal of concern in China. Some scholars believe that high housing prices lead to household's precautionary savings, thereby pushing up the savings rate. This viewpoint is not only contrary to the traditional wealth effect, but also inconsistent with international experience. Based on the data of funds flow table from 2000 to 2011, we find that changes in household savings can only explain 35% of increase of total savings. Furthermore, by use of the panel data of 35 cities, we establish the static, dynamic, spatial panel, panel simultaneous equation models respectively, and make an empirical test on the relationship between house prices and household savings and discover that the increase of housing prices can't explain the change of household savings rate.

Key Words: household saving ratio; rising house prices; real estate policy; cash flow; precautionary saving; house prices volatility; real estate economy; housing policy