

房价波动、跨期依赖与居民消费效应

——基于 Carroll 的新财富效应测度方法

李 剑

(山东财经大学经济学院,山东 济南 250014)

[摘 要] 利用 Carroll 等(2006,2011)基于消费跨时依赖动态模型而提出的一种新的财富效应测度方法,结合我国 1994—2012 年的宏观季度数据,就房价波动对城镇居民消费支出的影响进行实证研究。研究发现,2003 年之后由于城镇居民的消费增长表现出显著的跨期负相关,导致房价波动不仅会对居民消费产生持续的影响,而且还会引发消费的剧烈波动;在控制了利率、收入预期等共同因素的影响后,房价波动对居民消费的影响依然显著,且在不同的时间段存在明显的差异,在短期中主要表现为对居民消费的挤出效应,在长期中则主要表现为财富效应。

[关键词] 住房价格;跨期依赖;消费效应

[DOI 编码] 10.13962/j.cnki.37-1486/f.2018.05.007

[中图分类号]F063.2 **[文献标识码]**A **[文章编号]**2095-3410(2018)05-0063-10

一、引言与文献综述

近年来,西方主要发达国家都不同程度地表现出房价快速上扬和消费强劲增长的局面,这引起了各国学者对消费与房价间关系的研究兴趣,而 2007 年美国的次贷危机所引发的全球经济危机更让人们意识到房价波动对消费的重要性。在我国,随着住房体制改革的不断推进,住房逐渐实现了商品化、货币化和市场化,其价格也越来越成为影响居民日常消费决策的一个重要因素。根据中国社科院公布的《2014 年中国居民生活质量指数报告》显示,近年来在城镇居民最关注的社会问题中,对房价问题的提及率连年升高,2010—2014 年分别为 39.1%、54.4%、36.1%、35.6%、34.4%。究竟房价的波动对居民的消费行为会带来怎样的影响呢?这对于在扩大消费需求的宏观经济背景下如何对房地产市场进行合理的调控具有重要的现实意义。

根据生命周期持久收入理论,消费是收入和财富的函数,房产作为许多家庭的重要财富,其价格的上升会引起住房持有者财富存量的增加,从而引起消费支出的增加,产生直接的财富效应。但 Sinai 和 Souleles(2005)^[1]认为,由于住房同时兼具消费品的属性,因此对于准备长期居住的家庭而言,房价的上升只是抵消掉了更高的租房成本,对消费选择没有影响。Ludwig 和 Slok(2002)^[2]分析了房价波动对无房者的影响,认为房价上升带来的租金上涨会使居住成本增加,在

[基金项目] 国家社会科学基金重点项目“构建扩大消费长效机制研究”(12AJY006);山东省高校人文社会科学研究项目“住房资产、价格波动与居民消费行为”(J14WF10)

[作者简介] 李剑(1978—),女,山东济宁人,山东财经大学经济学院讲师,经济学博士。主要研究方向:居民消费理论。

总收入一定的情况下势必会挤压其他的消费支出;同时,房价的上涨还会使欲购房家庭为实现未来的购房计划,不得不增加储蓄、减少当前的消费。而 Buiter(2008)^[3]则发现房价的变动不会带来直接的财富效应,只是对不同住户之间的消费分布产生影响。除了直接的财富效应,一些学者指出房价上升还会通过其他的渠道引起消费的增加,一是住房作为家庭的优质抵押品,其价格上升往往会放松住户所面临的流动性约束(Iacoviello,2004)^[4];二是住房财富还可以起到一种缓冲储备的作用(Benito,2007)^[5]。甚至还有学者认为房价与消费间表现出的正相关性只不过是因为它们同时受收入预期、利率等共同因素的影响所导致的(Calomiris et al.,2009)^[6]。可以看出,房价波动对消费的影响是多渠道的,影响机理是复杂的,而最终的影响效果和影响强度往往受一个国家或地区金融市场的自由化水平、抵押信贷市场的发展程度、住房拥有率的高低、住房需求状况、政府住房政策、人口年龄结构甚至文化传统等多方面因素的影响,因此很难事先从理论上对其做出判断,必须借助实证的方法来进行检验(Chen,2006)^[7]。

传统的有关财富效应的测度大都是利用基于协整的误差修正模型将消费和资产间的长期均衡关系从其短期波动中分离出来,从而估计出资产波动对消费的影响,如 Mehra(2001)^[8]、Sousa(2008)^[9]等。但 Carroll 等(2006^[10],2011^[11])认为,除非经济的各个主要方面(如长期利率、经济长期增长率、人口增长率等)保持不变,否则协整关系不可能存在。Rudd 和 Whelan(2006)^[12]、Slacalek(2009)^[13]都曾给出了大量的经验证据,表明消费、收入和财富间的均衡关系不存在或是结构不稳定。并且,即便协整分析可行,由于存在以下的问题也会使其有效性大打折扣:(1)协整方法估计的参数值向实际值收敛的速度非常慢,因此如果利用一个较短的样本区间进行估计其结果可信度是较低的;(2)在利用误差修正模型分析消费的短期行为时,假定消费波动仅依赖于前几期消费、收入和资产的波动和对均衡偏差的修正,而忽略了不确定性、利率、预期等因素对消费增长的影响,可能会产生遗漏变量偏误^[10]。于是,Carroll 等(2006^[10],2011^[11])放弃了这种基于总量消费函数的分析思路,转而在欧拉方程的研究范式(Euler Equation Approach)内将财富效应的测度与消费增长的动态演变规律相结合提出了一种新的财富效应的分析框架。与传统的协整分析方法相比,由于它不依赖经济中消费与资产间长期均衡关系的存在,因而其估计值不会因结构突变而与真实值发生较大的背离,所以是稳健的。

近年来随着我国房价的上升,国内学者也开始关注房价波动对居民的消费效应,并利用宏观总量数据进行了相应的实证研究,如王培辉、袁薇(2010)^[14];王子龙、许萧迪(2011)^[15];张五六、赵昕东(2012)^[16];李剑、臧旭恒(2013)^[17];肖卫国、袁建港、袁威(2014)^[18]。从研究视角看,已有文献多侧重分析房价波动对消费影响效应的大小,而没有分析这一影响的实现速度问题,且选用的计量方法也大多是在协整的框架下利用误差修正模型进行分析,虽然在研究方法、指标的选取上没有太大的差异,但由于样本区间的选择不同导致结论差异很大。这可能是因为:一是现实中受住房体制改革和房地产调控政策的影响,房地产市场处于不断的变化和波动中,导致消费与住房资产间的长期均衡关系并不稳定,从而大大降低了协整分析的有效性和稳健性;二是较少考虑共同因素对房价与消费间关系的影响,导致其估计结果易受遗漏变量偏误的干扰而不能真实地反映房价波动对消费的影响。为此,本文将采用 Carroll 等的测度方法,就房价波动对城镇居民消费支出的影响进行实证检验,以期完善现有的研究。

二、新的财富效应的分析框架与测度方法

(一)理论模型

根据 Hall(1978)^[19]的随机游走假说,任何变量的滞后信息都不能对未来消费的变化产生预测能力。但大量的经验研究却表明,现实中的消费增长呈现出的是跨时依赖的动态演进过程。

$$\Delta \log C_t = \zeta + \chi \Delta \log C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ε_t 可以看作是第 t 期所有冲击变量对消费增长的综合效应。对此,Sommer(2007)^[20]从偏好跨时不可分的角度出发将习惯形成引入消费行为研究中,假定代表性消费者的效用函数满足:

$$u(C_t, C_{t-1}) = \frac{(C_t - \chi C_{t-1})^{1-\rho}}{1-\rho} \quad (2)$$

现期效用不仅仅依赖于现期消费支出,而且也依赖于以往的消费支出所形成的“习惯储备”, χ 是一个习惯参数,它的取值代表了习惯对消费决策的影响。通过对消费最优问题的求解,推导出类似于(1)式的欧拉方程,说明习惯的存在使消费对外在冲击的调整不会瞬时完成,而是非常缓慢地达到持久收入水平,呈现出跨期依赖的演进特征,从而在理论上对跨时依赖的动态消费演进给出了相应的解释。

在此基础上,Carroll等^{[10][11]}认为若消费的增长符合(1)式,则意味着第 t 期的各种冲击不仅会影响当期的消费,还会通过消费间的跨期依赖影响未来的消费波动,即对消费产生一个持续的影响,因此他将 ε_t 分成两类,一类是资产的冲击(包括住房资产和金融资产 $\Delta \log H_t$, $\Delta \log F_t$),一类是其他的冲击(Z_t),如收入、不确定性、利率等的冲击,即 $\varepsilon_t = \theta_H \Delta \log H_t + \theta_F \Delta \log F_t + Z_t$ 。资产波动对消费的影响效果可以利用以下两个指标进行完整的测度:速度(speed)和强度(strength),其中 χ 测度了消费对资产波动的响应速度,而强度不仅仅取决于资产波动对当期消费的影响即 θ_H 和 θ_F 的大小上,更取决于一段时间内这种影响持续累积值的大小。因此,现实中消费的具体动态增长规律对分析房价波动与居民的消费效应是非常关键的。下面对其具体的计量方法进行说明。

(二)计量方法

1.消费增长跨期相关系数的测度

关于消费增长跨期相关系数的估计,Sommer(2007)^[20]认为,由于测量误差、暂时性消费(如一些节假日或突发性事件所导致的消费支出)和时间加总问题的存在,消费支出的变动过程会产生一阶自相关,导致(1)式中的扰动项和解释变量之间存在相关关系,若用普通的 OLS方法进行直接估计不仅有偏差且不一致,因此建议通过引入滞后 2 期或以上的变量充当工具变量并使用 TSLS 方法进行回归来解决这些问题。

2.短期影响的估计

Carroll等^{[10][11]}认为,若直接利用消费对同期的资产波动进行回归来估计短期财富效应的大小可能会存在着较为严重的联立性偏误,因此可对消费增长的动态方程(1)式向后迭代。

$$\Delta \log C_t = \alpha_0 + \alpha_H \sum_{i=1}^{\infty} \chi^i \Delta \log H_{t-i} + \alpha_F \sum_{i=1}^{\infty} \chi^i \Delta \log F_{t-i} + \alpha'_Z \sum_{i=1}^{\infty} \chi^i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

若将其中无穷级数的和近似为 $\Delta \log F_{t-1}, \Delta \log H_{t-1}, \Delta \log Z_{t-1}$ ^①, 则可使用滞后一期的资产变量进行估计:

$$\Delta \log C_t = \alpha_0 + \alpha_H \Delta \log H_{t-1} + \alpha_F \Delta \log F_{t-1} + \alpha_Z' Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

由于变量采用的是消费增长率的形式, 因此其系数值反应的是资产增长率和消费增长率间的关系, 而非资产的边际消费倾向。为此 Carroll 等进一步对其进行修正, 用资产对滞后五期消费支出水平 (由于采用的是季度数据) 的改变率替代资产增长率进行模型的构建, 调整后的变量记为:

$$\partial C_t = \frac{(C_t - C_{t-1})}{C_{t-5}} \partial H_{t-1} = \frac{(H_{t-1} - H_{t-2})}{C_{t-5}} \partial F_{t-1} = \frac{(F_{t-1} - F_{t-2})}{C_{t-5}} \quad (5)$$

调整后的回归模型为:

$$\partial C_t = \alpha_0 + \alpha_F \partial F_{t-1} + \alpha_H \partial H_{t-1} + \alpha_Z' Z_{t-1} + \eta_t \quad (6)$$

α_F 和 α_H 分别衡量了第 t 期金融资产和住房资产的价值改变 1 元时会引起第 $t-1$ 期消费支出改变多少。由于现实中消费和资产价值的波动往往受一些共同因素的影响如利率、不确定性、消费者的预期等因素, 因此在对 (6) 式进行估计时为了避免遗漏变量所带来的内生性偏误, 应尽可能地将这些变量加以控制从而测得外生性资产波动对消费的真实影响。

3. 即期影响和累积影响

在知道了资产的短期边际消费倾向和消费增长跨期相关系数 χ 的基础上, 根据消费增长的动态演变规律可知第 t 期金融资产和住房资产波动对当期消费支出的即期影响为:

$$\theta_F = \frac{\alpha_F}{\chi}, \theta_H = \frac{\alpha_H}{\chi} \quad (7)$$

根据无穷递缩等比数列求和的性质, 可进一步求出长期中资产波动对消费的累积影响:

$$MPC_j^L = \frac{\alpha_j}{\chi(1-\chi)} \text{ 或 } MPC_j^L = \frac{\theta_j}{1-\chi} \quad (8)$$

其中, $j \in \{F, H\}$ 。 MPC_j^L 为长期的边际消费倾向, 衡量了资产波动在未来一段时期内 (消费行为还没来得及对财富水平产生影响之前, 往往是一个相对较短的时间如几年内) 对消费影响的累积或叠加效果, 而传统测度方法中利用协整分析得到的长期 MPC 考察的是在整个样本区间内资产波动对消费影响的平均值。

三、数据来源与分析

(一) 数据来源及处理

考虑到自 1994 年城镇住房体制改革的市场化方向确立之后, 住房的资产属性才开始凸显, 而 2013 年以来随着我国经济进入中低速增长的新常态, 居民对未来的收入预期进而消费模式可能发生较大的转变, 若将其单独作为一个样本区间, 则可能会由于样本数据过少而导致对消费增长粘性系数的估计产生较大的偏差, 故最终本文选取 1994 年 1 季度至 2012 年 4 季度的数据来分

①在 Carroll 等 (2011) 的测度中取了四期滞后, 一方面我们不想施加财富的变化呈几何递减的限制, 另一方面后面测算的消费增长的相关系数的绝对值也不像 Carroll 的那么高, 说明递减的速度要快一些, 因此在这里取滞后一期来近似。

析房价波动对城镇居民消费的影响。其中,消费指标选用城镇居民人均消费支出的数据^①,收入指标用城镇居民人均可支配收入的数据,住房资产指标用住宅平均销售价格进行替代。金融资产指标的选择考虑到目前城镇居民持有的金融资产中储蓄资产所占的比重最高,所以采用城镇居民人均储蓄资产进行替代。所有数据均来自中经网统计数据库和中国统计年鉴。为剔除通货膨胀率的影响,按我国城镇居民消费价格指数将其折算为1994年第一季度的实际值,并利用X11方法对消费、收入指标进行了季节性调整,从而剔除了季节波动的影响。

(二)样本分析

图1描绘了经过上述处理后消费和房价的变动趋势,总的来看,1994-2012年城镇居民的消费支出和住宅价格都呈明显的上升趋势,但在2003年之前是温和的上涨,2003年之后两者的增长速度明显加快,这可能是因为2003年国务院发布的《关于促进房地产市场持续健康发展的通知》不仅强调了房地产业对国民经济的支柱作用,同时还转递出商品房将成为住房供应主体的信息,从而使住房领域真正进入了全面市场化的阶段,这可能会引起房价波动对居民消费的影响强度发生变化。图2描绘样本期内消费增长率的变化情况,可以看出2003年之前

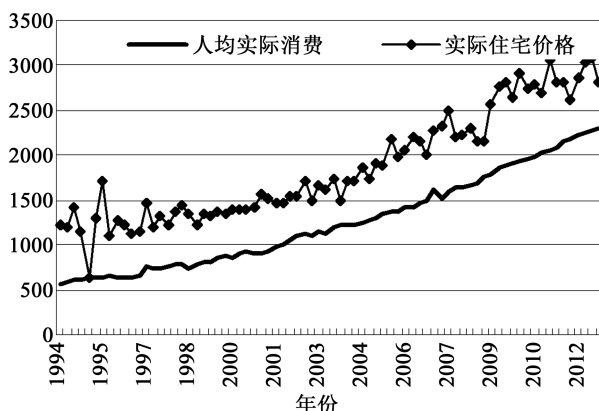


图1 1994-2012年城镇居民人均消费支出与住宅价格率

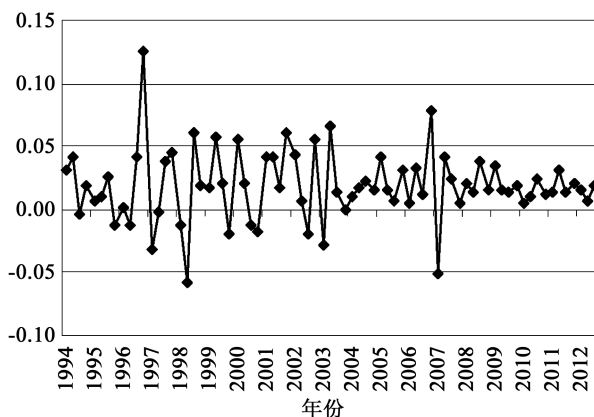


图2 1994-2012年城镇居民人均消费支出增长

^①1994-1998年的季度数据是根据各年度城镇居民的平均消费倾向与各季度城镇居民的可支配收入相乘后得到的。

消费的波动幅度较大,而在 2003 年之后消费的波动幅度明显减小,说明 2003 年之前和之后城镇居民的消费增长模式发生了根本性的转变,这可能意味着房价波动对居民消费的影响速度发生了变化。

基于样本数据特征的分析,2003 年应该是一个转折点,一方面住房领域本身经历了从市场化到全面市场化的转变,另一方面消费者的行为模式似乎也发生了变化。因此,我们将样本空间划分为 1994-2003 年和 2004-2012 年两个子样本分别进行测度,从而对不同时间段房价波动对城镇居民消费支出影响的差异进行对比研究。

四、实证分析

(一)消费增长跨期依赖系数的测度

在对消费增长跨期依赖系数进行估计时,为避免弱工具变量问题,参考 Carroll 等^{[10][11]}、Slacalek (2009)^[13]的做法,除消费自身的滞后项外,本文在工具变量集中另外加入了两类滞后变量以增强对消费增长的预测能力:一是收入增长和资产增长的滞后项,Hall (1978)^[19]发现滞后的收入增长和滞后的资产价格均能够预测未来的消费增长;二是失业率和利率的滞后项,前者反映了消费者对未来不确定性的预期,后者则体现了消费者对未来货币政策是未来财富水平变化的预期。考虑到数据的可获得性,选择城镇单位就业人数的增长率(u)和三个月人民币存款基准利率(r)作为失业率和利率的替代变量,由于本文实证检验的样本较小,为保证模型估计的准确度应尽量选用较少数量的工具变量,因此在估计前先对这些工具变量进行严格的有效性检验,最后只保留具有显著解释力且外生的变量作为工具变量进行回归。此外,考虑到弱工具变量下 2SLS 可能存在的估计偏差,为稳健起见本文将同时使用在有限样本下对弱工具变量更不敏感的有限信息最大似然法 IV-LIML 进行估计,具体结果见表 1。

表 1 消费增长粘性系数的估计 $\Delta\log C_t = \zeta + \lambda E_{t-2} \Delta\log C_{t-1} + \varepsilon_t$						
时间	工具变量	消费粘性系数 λ		F 统计量 (p 值)	Sargan 统计量 (p 值)	\bar{R}^2
		2SLS	LIML			
1994-2003	$\Delta\log C_{t-3}, \Delta\log Y_{t-3}$	-0.064 (-0.24)	-0.064 (-0.24)	5.806 *** (0.008)	0.111 (0.739)	0.283
	$\Delta\log C_{t-3}, \Delta\log Y_{t-3}, u_{t-2}, r_{t-2}$	-0.05 (-0.22)	-0.05 (-0.22)	5.295 *** (0.003)	0.777 (0.855)	0.4
2004-2012	$\Delta\log C_{t-2}, \Delta\log Y_{t-2}$	-0.482 ** (-2.18)	-0.472 ** (-2.05)	9.785 *** (0.000)	0.971 (0.324)	0.392
	$\Delta\log C_{t-2}, \Delta\log Y_{t-2}, u_{t-2}, r_{t-2}$	-0.509 ** (-2.38)	-0.495 ** (-2.17)	4.957 *** (0.003)	2.023 (0.568)	0.377

注: \bar{R}^2 为以工具变量对解释变量做回归所得的调整可决系数;系数估计值下面的括号内为经过稳健性调整的 t 检验值;***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 显著性水平下显著。

从工具变量的检验结果看,第一阶段回归中工具变量的联合显著性基本都在 1% 的水平下显著,Sargan 统计量的 P 值也都大于 0.3,通过了过度识别检验,说明本文所选取的工具变量是合适的。并且 LIML 的估计值与 2SLS 非常接近,也从侧面印证了估计结果是稳健的,并没有受潜在弱工具变量的影响。其中,1994-2003 年,消费增长的粘性系数不仅数值小且非常的不显著,说明城镇居民的消费增长并没有表现出明显的跨期相关性,因此消费对外在冲击的调整是非常迅速的,资产波动对消费的影响应主要体现在当期消费的响应上;而 2004-2012 年,消费粘性系数位于-0.472 至-0.509 之间,且均在 5% 的显著性水平上显著,表明这一时期城镇

居民的消费波动呈现出非常显著的跨期相关性,因此任何的资产冲击都会对后续的消费施加持续的影响。但与 Carroll 等^{[10][11]}、Slacalek (2009)^[13] 估得的消费增长跨期相关系数数值位于 0.6-0.7 不同,我国城镇居民这一时期的消费跨期相关系数是负的,表明目前城镇居民的消费支出表现出一定的耐久性,即不同期之间的消费不是互补的而是相互替代的,这与近几年来城镇居民消费支出增长缓慢的现象是吻合的。同时,消费增长的跨期负相关意味着资产波动对城镇居民消费的持续影响并不像发达经济国家表现出的那样是一种平滑的逐渐增强的影响,而是一种正负交替、波动式的影响,说明房价的波动会带来消费持续的剧烈波动。

(二)短期效应的测度

首先按照式(5)重新构造资产统计量 ∂H_t 和 ∂F_t ,然后对式(6)进行估计。为了尽可能地测得外生性资产波动对消费的影响,Carroll 等^[10]把滞后的失业率和利率作为控制变量引入方程进行联合估计。但 Calomiris et al. (2009)^[6]认为,即便加入这两个控制变量,由于没有控制住预期收入的变化,Carroll 等的估计仍然存在着较为严重的内生性偏误。因为现实中消费和资产的价格往往共同受预期收入的影响,当预期收入发生变化而消费的调整又存在滞后时,估计出来的财富效应可能只是由于资产价格更快地对预期收入的变化做出响应而导致的资产与消费间具有统计上的相关性,并不表明资产的波动与随后的消费变化之间有任何的因果关系。因此,为了尽量减少内生性偏误,我们以当期的收入变化作为预期收入变化的替代变量与利率和城镇单位就业人数增长率一起引入方程进行联合估计,具体结果见表 2。

时间	控制变量 Z	短期财富效应		\bar{R}^2
		住房资产 α_H	储蓄资产 α_F	
1994-2003	无	-0.0003 (-0.016)	-0.008 (-0.397)	-0.065
	$\Delta \log Y_{t-1}$	-0.0004 (-0.034)	-0.008 (-0.354)	-0.105
	$\Delta \log Y_{t-1}, \Delta \log U_{t-1}, r_{t-1}$	-0.0003 (-0.026)	-0.008 (-0.307)	-0.151
2004-2012	无	-0.064 ** (-2.173)	0.001 (0.118)	0.066
	$\Delta \log Y_{t-1}$	-0.053 * (-1.867)	-0.002 (-0.182)	0.146
	$\Delta \log Y_{t-1}, \Delta \log U_{t-1}, r_{t-1}$	-0.055 (-1.556)	-0.001 (-0.14)	0.097

注:括号内为经过稳健性调整的 t 检验值;***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%显著性水平下显著。

可以看出,1994-2003 年住房资产的短期边际消费倾向介于-0.0004 至-0.0003,储蓄资产的短期边际消费倾向为-0.008,两者都不显著,且方程的 R^2 值为负,说明住房资产和储蓄资产的波动对未来消费的变化几乎没有任何的影响。即使加入各控制变量后回归的 R^2 值依然为负,说明这一时期城镇居民的消费可能主要依赖于当期的收入水平,表现出一定的短视性。2004-2012 年,储蓄资产的短期边际消费倾向为 0.001,数值不大也不显著,并且当加入其他的解释变量后其对消费的影响依然不显著。而住房资产的短期边际消费倾向为-0.064,且在 5%的水平上显著,加入滞后的收入增长后依然在 10%的水平上显著为-0.053,即使再加入滞后的利率和就业人数增长率之后住房资产短期边际消费倾向的显著性虽然略有下降,但其数值变

化却不大,仍为-0.055,说明房价上升对下期的消费支出有着显著的抑制作用。可能源于这期间可支配收入水平的不断提高使城镇居民对居住质量的要求不断升级,再加上不断加快的城市化进程和对未来房价将持续上涨的预期,导致城镇居民的购房需求急剧增加,面对快速上涨的房价人们只能通过减少消费、更多的储蓄来达到首付款的要求,因此房价上升在短期中对未来的消费支出表现出明显的抑制作用。

(三) 累积效应

根据(7)、(8)式计算资产波动对消费的即期影响和长期影响(见表3),可以看出,1994-2003 年房价波动对城镇居民消费的当期和长期影响都非常小,储蓄资产对当期消费存在较强的正向影响,边际消费倾向为 0.125-0.16,但这只是短暂的没有持续性;2004-2012 年储蓄资产对消费的影响无论是当期还是长期都比较小,房价上升对当期消费的影响为 0.108-0.114,由于这一时期消费增长表现出显著的跨期依赖性,因而房价对消费的影响具有持续性,最终在长期中房价上升对消费的累积影响为 0.072-0.077,房价每上升 1 元,最终会引起城镇居民消费支出增加 0.07 元,说明长期中房价的上升会产生财富效应。因为随着自有住房拥有率的大幅提高,住房已成为城镇居民普遍持有的一种资产^[21],其价格的上升使得家庭拥有的住房资产价值大幅增长,再加上房地产市场化程度的不断提高,大大增强了住房资产的流通性和变现性,因此在长期中住房的资产属性日益凸显,房价上升对消费的影响则主要表现为财富效应。

表 3 资产对消费的短期和长期效应

时间	消费增长跨期相关系数	短期的消费效应		即期的消费效应		长期(累积)的消费效应	
		储蓄资产	住房资产	储蓄资产	住房资产	储蓄资产	住房资产
1994-2003	-0.064	-0.008	-0.0003	0.125	0.005	0.117	0.004
	-0.05	-0.008	-0.0003	0.16	0.006	0.152	0.006
2004-2012	-0.482	-0.001	-0.055	0.002	0.114	0.001	0.077
	-0.509	-0.001	-0.055	0.002	0.108	0.001	0.072

五、结论及政策建议

基于 Carroll 等的新财富效应测度方法,利用我国城镇居民 1994-2012 年间的收入、消费、住房价格、储蓄资产的宏观季度数据,本文就房价波动对城镇居民消费的动态影响进行了实证检验,得到结论如下:

1.2003 年之后由于城镇居民的消费行为表现出非常明显的跨期依赖性,导致房价波动对消费的影响速度发生了较大的变化。在 2003 年之前房价波动对消费的影响是短暂的,而在 2003 年之后房价波动不仅对当期的消费还会对未来的消费施加持续的影响。并且,显著为负的跨期相关系数,意味着房价波动对消费的持续影响是波动式的、正负交替式的,这与发达国家房地产市场表现出来的平滑的、缓慢增加的财富效应模式不同,说明在我国房价的任何冲击都会引发城镇居民消费的剧烈波动。

2.2003 年之后随着住房领域的全面市场化,房价波动对城镇居民消费的影响程度无论是从数值上看还是从显著性上看均明显增强,并且即使当控制了利率、收入预期和不确定性预期这些共同影响因素之后,这一影响依然存在且没有发生明显的变化,说明房价波动确实会显著地影响城镇居民的消费支出,而不是一种统计上的伪相关,同时也表明我们估计的边际消费倾向值能真实地反映房价波动对居民消费影响效应的大小。

3.从房价波动对消费的影响效果看,2003年之后房价上升对城镇居民消费的影响,在长期中主要表现为财富效应,而在短期主要表现为挤出效应。说明城镇居民中存在巨大的潜在的住房需求,这既有城镇化水平不断加快、居民收入水平不断提高导致的刚性需求、改善性需求的存在,也有我国居民家庭对房地产所有权的特殊偏好及把住房作为保值增值工具的心理的作用。

根据上述研究结论,在扩大消费需求的宏观经济背景下对房地产市场的调控政策应做到:(1)长期中,要密切关注房地产市场的波动,保持房地产市场持续、稳定、健康的发展,避免房价的大起大落。这样不仅可以避免引发消费的剧烈波动,还可以使居民形成稳定的财富预期,从而有利于长期中财富效应的发挥。(2)短期,面对房价的过快上涨,一方面要严格控制投资、投机性需求;另一方面,要合理地引导居民的消费性住房需求,在提高居民收入、增强其住房购买力的同时,加快建立符合我国国情的保障性住房体系和商品房体系,对于中高收入者鼓励其通过商品房市场来改善其住房消费,而对于低收入阶层的基本住房需求则通过保障性住房体系加以满足。这样不仅可以缓释房价上涨的压力,还可以降低短期内购房需求对消费支出的挤出效应,从而促进消费。

参考文献:

- [1] Todd Sinai, Nicholas S. Souleles. Owner occupied housing as a hedge against risk[J]. Quarterly Journal of Economics, 2005, (02).
- [2] Ludwig A., Slok T. The impact of changes in stock prices and house prices on consumption in OECD countries[R]. International Monetary Fund Working Paper, 2002, (02).
- [3] Buiter W. H. Housing wealth isn't wealth[R]. NBER Working Paper, 2008, (14204).
- [4] Iacoviello M. Consumption, house prices, and collateral constraints: a structural econometric analysis[J]. Journal of Housing Economics, 2004, (04).
- [5] Benito A. Housing equity as a buffer: evidence from UK households[R]. Bank of England Working Paper, 2007, (324).
- [6] Calomiris C., D. Longhofer, W. Miles. The (mythical?) housing wealth effect[R]. NBER Working Paper, 2009, (15075).
- [7] Chen J. Re-evaluating the association between housing wealth and aggregate consumption: new evidence from Sweden[J]. Journal of Housing Economics, 2006, (04).
- [8] Mehra Y. The wealth effect in empirical life-cycle aggregate consumption equations[J]. FRB of Richmond Economic Quarterly, 2001, (02).
- [9] Sousa R. Financial wealth, housing wealth, and consumption[J]. International Research Journal of Finance and Economics, 2008, (19).
- [10] Carroll C. D., Otsuka M. and Slacalek J. How large is the housing wealth effect? —A new approach[R]. NBER Working Paper, 2006, (12746).
- [11] Carroll C. D., Otsuka M., Slacalek J. How large are housing and financial wealth effects? —a new approach[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2011, (01).
- [12] Jeremy Rudd, Karl Whelan. Empirical proxies for the consumption—wealth ratio[J]. Review of Economic

Dynamics, 2006, (01).

[13]Slacalek J. What drives personal consumption? —the role of housing and financial wealth[J]. The BE Journal of Macroeconomics, 2009, (09).

[14]王培辉,袁薇.中国房地产市场财富效应研究——基于省际面板数据的实证分析[J].当代财经,2010,(06).

[15]王子龙,许萧迪.房地产市场广义虚拟财富效应测度研究[J].中国工业经济,2011,(03).

[16]张五六,赵昕东.金融资产与实物资产对城镇居民消费影响的差异性研究[J].经济评论,2012,(03).

[17]李剑,臧旭恒.房价波动与城镇居民消费的动态相关性分析——基于内生结构突变的实证研究[J].山东大学学报(哲社版),2013,(06).

[18]肖卫国,袁建港,袁威.房价影响消费的非线性特征——基于1999-2012年中国宏观数据的实证分析[J].经济评论,2014,(05).

[19]Hall Robert E. Stochastic implications of the life-permanent income hypothesis:theory and evidence[J]. Journal of Political Economy, 1978,(06).

[20]Sommer, Martin. Habit formation and aggregate consumption dynamics[J]. B.E. Journal of Macroeconomics, 2007, (07).

[21]罗楚亮.住房改革、收入差距与城镇住房不均等[J].经济与管理评论,2013,(05).

(责任编辑:宋 敏)

Housing Price Fluctuation, Intertemporal Dependence and Consumption Effects:Based on a New Method of Carroll for Estimating the Wealth Effects

LI Jian

(School of Economics, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Abstract: Using a new method for estimating the size of wealth effects proposed by Carroll et al. (2011) based on a dynamic model of intertemporal dependence consumption, we empirically analyze the effect of housing price fluctuations on urban household consumption based on the macro-quarter-data in China from 1994 to 2012. The results suggest that after 2003, because the household consumption presents significant negative intertemporal correlation, the housing price fluctuation not only has continuous effect on consumption but also may lead to consumption shock. Even after controlling the influence of the common factors such as interest rate and income expectations, the housing price fluctuation has significant effect on consumption and presents divergence in different periods. In short run it is crowd-out effect for the consumption, whereas in long run it is wealth effect.

Key Words: Housing price; Intertemporal dependence; Consumption effect