

房价波动、收入水平对住房消费的影响^①

——基于 SYS-GMM 估计方法的区域差异分析

鞠方, 雷雨亮, 周建军*

(湘潭大学商学院, 湘潭 411105)

摘要: 基于生命周期-持久收入假说, 在一般随机 Ramsey 模型的基础上, 推导包含房价、收入和财富的住房消费函数, 利用 2002 年至 2013 年 31 个省直辖市的面板数据, 采用两步 System-GMM 估计方法考察我国房价波动和居民收入水平对住房消费的影响。实证结果表明: 房价波动对全国居民住房消费具有显著的抑制作用; 其中, 滞后期和当期房价波动与当期住房消费负相关, 挤出效应明显; 未来一期房价波动与住房消费变化方向一致, 存在积极的财富效应; 此外, 房价波动对东中西部各地区居民住房消费的抑制作用存在较大差异, 西部地区抑制效应最为明显; 滞后期住房消费与当期住房消费变动方向一致, 人均可支配收入波动和人均年底储蓄余额对我国人均住房消费都起着重要的支撑作用。

关键词: 住房消费; 房价波动; Ramsey 模型; System-GMM 估计; 区域差异

中图分类号: F063.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2017)02-0032-11

0 引言

住房消费是我国广大群众个人消费中最重要的内容,也是占个人可支配收入比重最大的消费部分。然而在城镇居民总体住房消费水平逐渐提高的过程中,房地产市场反复的价格波动和不断扭曲的住宅价格,使居民潜在的自住性消费需求不断被挤出住房消费市场,中低档收入居民的住房消费能力明显下降。不可否认的是,这一状况在改善居民住房条件方面产生了一定的涓滴效应,但这显然违背了社会主义公平与效率原则,加剧了各收入阶层居住权利的不平等。2015年3月5日,李克强总理在政府工作报告中明确提出稳定住房消费,支持居民自住和改善性住房需求;同年11月国务院常务会议上习近平总书记再次指出,以加快户籍制度改革带动住房、家电等消费。

为进一步稳定住房消费,政府在12月18日的中央经济工作会议上将“去库存”上升为2016年的国家经济任务,鼓励大力发展住房租赁市场。这些政策都意味着我国房地产市场将逐步成为改善全体居民居住条件的市场,让居民住房消费成为拉动经济增长的强劲动力。然而,由于房价居高不下,这些宽松政策对刺激自住性住房消费和快速去库存并没有发挥明显的效用,反而推动了大部分地区房价的持续上涨,中西部地区中低收入者的住房消费问题进一步加剧,令人担忧。实际上,相比保持房地产经济对国民经济的推动力,百姓更希望能以其可支付的价格购买或租住住房。基于以上背景,本文拟以住房消费为研究主体,分析房价波动、收入水平对住房消费的动态影响及其区域差异性。

国外研究房价与消费的关系主要从财富效

① 收稿日期: 2015-10-03; 修订日期: 2016-05-13。

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(10BJL018); 国家自然科学基金资助项目(71203190); 教育部人文社科基金资助项目(16YJA790016); 湖南省教育厅开放基金项目(15K121); 湖南省教育厅重点资助项目(15A193); 湖南省社科基金资助项目(16JD59; 16ZDA08); 湖南省学科带头人资助项目。

通讯作者: 周建军(1974—),男,湖南桃江人,教授,博士生导师。Email: xtdxzj@126.com

应、资产抵押效应和共同驱动因子三个方面进行理论解释。共同驱动因子指的是对房价和消费具有共同影响力的因素,包括收入水平、股票市场预期、宏观经济增长、信贷环境等等。这些都是考察房价对消费影响时不可忽略的重要因素,遗漏可能会高估房价的影响力^[1]。Campbella 和 Cocco^[2]利用微观数据研究居民消费对房价的反应发现,财富效应在老年人群中最为明显,对于年轻人而言,房价对消费的影响很小,且房价对消费增长的作用存在区域异质性。Iacoviello^[3]通过建立包含家庭、企业、零售商和中央银行的 DSGE 模型证明,资产抵押贷款效应会进一步扩大房价波动对总需求的影响,进而提高总消费水平。Lettau 和 Ludvigson^[4]研究发现消费的短期偏离与资产收入、劳动收入、股票风险溢价预期相关。Guglielmo 和 Ricardo^[5]在 Lettau 等^[4]研究的基础上,检验了住房作为资产投资组合中最有价值的部分,其风险溢价与股票风险溢价在影响消费时的关系,并说明了金融资产对消费的影响,尤其是在亚洲市场,其作用系数比劳动收入更大,尽管在通常情况下劳动收入是影响长期消费的主要因素。国外部分学者的研究表明,欧美国家持续上涨的房价使得消费增长率在整个 20 世纪 90 年代都保持在很高的水平上^[6,7]。从美国次贷危机的事实中也可以看到房价上涨与住房消费,无论是住房消费支出还是住房消费面积都是共同上涨的^[8],这从经验事实上验证了房价上涨对消费的正向推动作用。

国内部分学者在对房价的财富效应做具体分析时,将资产抵押效应和流动性约束效应与财富效应区别开来,探讨住房作为抵押品和资产时的变现能力^[9-11],进而分析房价对消费的影响。但大量研究表明,我国房价和消费的关系与欧美国家差异化明显,房价波动产生的“棘轮效应”增加了对居民消费影响的不确定性^[12]。在我国影响消费支出的最主要力量还是居民收入^[13],城镇房产对消费的财富效应较弱,这主要是因为近 10 年来我国房价波动较大,而住房的流动性较低^[14]。同时,房价波动通过信贷效应对消费产生显著的影响,当信贷约束较弱的情况下,房价上涨抑制消费的程度较低,相反,则抑制作用明显^[15]。房价上涨对居民消费的抑制作用还存在区域差异和结

构性差异,尤其是住宅商品房价格上涨对消费的抑制作用更明显^[16]。肖卫国等^[17]采用 1999 年至 2012 年的宏观数据研究发现,当更多的居民受到流动性约束时,房价上涨会抑制消费增长。至于房价对住房消费的影响,况伟大^[18]利用 1996 年至 2008 年 35 个大中城市的面板数据实证分析表明房价会抑制住房面积消费。

综上所述,国内外关于房价对消费作用的研究都较系统和成熟,方法和视角也很全面,居民收入作为影响房价和消费的共同驱动因素,对消费变化起主要作用。尽管研究房价、消费以及收入三者之间关系的文献已相当丰富,但鲜有研究来说明房价对住房消费的动态影响及其区域差异性。因此,为探索房价波动与住房消费支出之间更为直观的联系,本文将居民消费细分为住房消费和非住房消费两个部分,构建包含房价、收入、财富的居民住房消费一般随机 Ramsey 模型,并进一步推导出反映住房消费动态的欧拉方程;运用动态面板 SYS-GMM 估计方法,对全国 31 个省直辖市及东中西部各地区房价波动和收入水平对住房消费的动态区域差异性进行实证分析,为采取差别化的“稳定住房消费”政策提供依据。

1 住房消费的理论模型

为反映住房消费、房价和收入水平的关系,本文采取 Modigliani^[19]和 Brumberg 生命周期假说和 Friedman^[20]的持久收入假说,同时将消费者效益函数分为住房消费和非住房消费两个部分,在一般随机 Ramsey 模型上推导出住房消费的欧拉方程,进而推导出由房价、收入、财富和利率表示的住房消费函数。

1.1 基本假定

要推导出住房消费的欧拉方程,首先需要推导出随机 Ramsey 模型进行如下假定。

1) 市场利率 r 是固定的,即 $r = \rho$, ρ 代表主观贴现因子。因为在一般 Ramsey 模型的理性预期假设条件下,有

$$e_{t+1} = x_t - E_t(x_{t+1}) \quad (1)$$

$$E_t(x_{t+1}) = 0 \quad (2)$$

即消费者可以根据当期的消费,准确预期下一期消费水平,误差为零。因此

$$E_t \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right) = \frac{1+r}{1+\rho} = 1 \quad (3)$$

消费者倾向于平滑消费 (consumption smoothing).

2) 根据住房消费效益函数

$$\mu(c_t) = \ln(NHC) + \ln(HC) \quad (4)$$

可知居民的效益函数由住房非住房消费和住房消费两部分带来的效益组成, NHC 代表非住房消费, HC 代表住房消费, 住房消费效益函数满足一般 Ramsey 模型的规范条件.

根据上述假设, 一般随机 Ramsey 模型在给定的情况下, 代表性消费者的效益最大化条件为

$$\text{MAX}_{\{c_t\}_{t=0}^{\infty}, \{w_t\}_{t=0}^{\infty}} U_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \mu(c_t) \quad (5)$$

$$\text{s. t. } c_t + \Delta w_t = y_t + r_t w_{t-1}, \forall t \quad (6)$$

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^t c_t = w_{-1} + E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^t y_t \quad (7)$$

$$\beta = \frac{1}{1+\rho} = \frac{1}{1+r} \quad (8)$$

其中 β 代表市场贴现, Δw_t 表示当期居民财富的增量, 其中包含当期劳动收入 y_t 中未消费, 存入银行的储蓄量, 该值也可能为负, 表示居民的当期消费量 c_t 超过当期劳动收入, 需要从储蓄或财产性资产中抽取一部分用于当期消费. w_{-1} 代表初始财富禀赋.

1.2 住房消费函数的推导

为了将一般随机 Ramsey 模型转化为包含房价的住房消费函数, 还需要进行以下设定.

首先, 设定居民的住房消费相对非住房消费的偏好为 α , 该偏好不随时间改变. 在此为将抽象的偏好具体化, 令

$$\alpha = \frac{\dot{\mu}(HC)}{\dot{\mu}(NHC)} = \frac{NHC}{HC} \quad (9)$$

即单位住房消费带来的消费者效益是非住房消费带来效益的 α 倍.

然后, 设定 $PNHC$ 和 PHC 分别代表非住房消费支出和住房消费支出, 同时将非住房消费品价格单位化为 1, 那么就有 $PNHC = NHP \times P = NHP$.

最后, 根据联合国《国民经济核算体系》(SNA2008) 和《中国非经济普查年度 GDP 核算方案(2010)》对自由住房服务计算其虚拟价值, 否则住房消费的跨期比较将偏离真实情况. 对于我国住房消费的界定, 主要计算公式为: 住房消费 =

维护费用(装潢、维修支出) + 管理费用(居住服务费、水电燃料取暖费、其他相关支出) + 租赁房租. 而对于自有住房居民, 其租赁房租等于住房虚拟租金. 由于我国的租赁市场还不成熟, 这里对于租房者的租赁房租和自有房居民的虚拟租金都使用成本法, 用虚拟住房消费支出进行替代. 虚拟住房消费支出等于维护费用、管理费用及虚拟折旧之和, 而虚拟折旧 = 人均居住面积 \times 住宅单位面积市场销售价格 \times 折旧率(2%). 在此将虚拟住房消费支出进一步简化虚拟住房消费支出 = 人均居住面积 \times 住宅单位面积市场销售价格 \times 折旧率 (depreciation rate). 即 $PHC = HP \times HA \times dp$, HA 表示人均居住面积, dp 表示折旧率, dp 约等于 3%. 同时将住房消费 HC 具体化为人均住房消费面积 HA , 忽略住房质量等因素对消费者效益的影响, 即有

$$HC = HA = \frac{PCH}{HP \times dp} \quad (10)$$

根据式(10)有

$$\begin{aligned} c_t &= PHC_t + PNHC_t = HP_t \times HA_t \times dp + NHC_t \\ &= HP_t \times HC_t \times dp + \alpha HC_t = (HP_t \times dp + \alpha) HC_t \end{aligned} \quad (11)$$

则住房消费者效益函数为

$$\mu(c_t) = \ln(\alpha HC) + \ln(HC) \quad (12)$$

于是住房消费者效益最大化的动态选择问题可以表示为

$$\text{MAX}_{\{HC_t\}_{t=0}^{\infty}, \{w_t\}_{t=0}^{\infty}} U_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \mu(HC_t) \quad (13)$$

$$\text{s. t. } (HP_t \times dp + \alpha) HC_t + \Delta w_t = y_t + r_t w_{t-1}, \forall t \quad (14)$$

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (HP_t \times dp + \alpha) HC_t = w_{-1} + E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t y_t \quad (15)$$

w_{-1} 给定, 代表初始财富禀赋, 构造拉格朗日函数为

$$\text{MAX}_{\{HC_t\}_{t=0}^{\infty}, \{w_t\}_{t=0}^{\infty}} L = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \mu(HC_t) - \lambda_t [(HP_t \times dp + \alpha) \times HC_t + w_t - y_t - (1 + r_t) w_{t-1}] \quad (16)$$

可得到住房消费的欧拉方程为

$$\frac{1}{(HP_t \times dp + \alpha) HC_t} = \frac{(1 + r_{t+1}) \beta}{(HP_{t+1} \times dp + \alpha) HC_{t+1}} \quad (17)$$

由于 $E_t\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right) = 1$,所以

$$E_t(c_{t+1}) = E_t(c_t) = c_0 \quad (18)$$

$$\begin{aligned} E_t [(HP_{t+1} \times dp + \alpha) HC_{t+1}] \\ = E_t [(HP_t \times dp + \alpha) HC_t] \\ = (HP_0 \times dp + \alpha) HC_0 = c_0 \quad (19) \end{aligned}$$

也就是说,在持久收入假说下,无论房价如何变化,预期未来每期的消费总量都为 c_0 , $E_t(HC_t) =$

$$\frac{c_0}{E_t(HP_t \times dp + \alpha)}$$

当住房价格上涨时,居民会相应减少住房消费,以平滑消费.

由式(15)整理可得

$$\frac{1+r}{r}(HP_t \times dp + \alpha) HC_t = w_{-1} + E_0 \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i y_i \quad (20)$$

进一步推导可得

$$\begin{aligned} (HP_t \times dp + \alpha) HC_t = \left(1 - \frac{1}{1+r}\right) \times \\ (w_{-1} + E_0 \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i y_i) \quad (21) \end{aligned}$$

为了更直观,将居民每期劳动收入固定,设 $y_t = y_0$, 那么就有

$$E_0 \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i y_i = \frac{1+r}{r} y_0 \quad (22)$$

$$(HP_t \times dp + \alpha) HC_t = \frac{r}{1+r} w_{-1} + y_0 \quad (23)$$

由此看来,收入越高,对消费乃至住房消费都有正向的影响.

综上所述,住房消费的函数可以表示为

$$\begin{aligned} HC_t = \frac{r}{1+r} (w_{-1} + E_0 \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i y_i) / \\ (HP_t \times dp + \alpha) \quad (24) \end{aligned}$$

2 数据的选取与描述

2.1 变量选取与处理

本文选取 2002 年至 2013 年我国 31 个省直辖市的宏观面板数据,数据均来源于国家数据库历年统计年鉴.考虑到居民对住房消费的调整更多的是通过住房消费支出的增加或减少表现出来的,故选取人均住房消费支出 HC 作为被解释变量,人均可支配收入、住宅商品房平均销售价格 HP 、人均年底储蓄余额 PSD 作为解释变量.考虑到住房消费支出的内生性问题,本文引

入工具变量.其中选取住宅商品房平均销售价格更能反映最广大群众的普通住房需求,而城乡居民家庭年底储蓄余额,象征着居民的财富,也是支持居民进行住房消费的重要资金来源.人均年底储蓄余额 PSD 根据城乡居民人民币储蓄存款年底余额比上常住人口得来.对于以上与价格相关的变量,都采用各省份的以 2001 年为基期的 CPI 指数进行平减,以消除通胀因素的影响.

2.2 数据的描述性分析

图 1 展示了全国 31 个省直辖市以及东中西部各地区人均住房消费支出、住宅平均销售价格和人均可支配收入趋势.根据图 1 显示,从 2002 年到 2013 年,全国及东中西部各地区人均住房消费支出都在逐年增加,几乎都翻了一倍.中西部地区住房消费支出基本一致,东部地区人均住房消费支出略高于中西部地区,并且波动明显.2013 年东部地区人均住房消费支出高出中西部地区人均住房消费支出 380 元/年,相比 2002 年差距不断扩大.从住宅平均销售价格的变动趋势看来,中西部地区住宅平均销售价格差异依然不大,而东部地区远远高于中西部住宅平均销售价格水平,从 2002 年 600 余元/ m^2 的价格差,拉大到近 4 000 元/ m^2 ,是西部地区的两倍之多.结合右侧纵轴数值可以看出,东部地区居民人均可支配收入遥遥领先于中西部地区居民人均可支配收入水平.从曲线的斜率看来,中西部地区居民收入增长速度也不及东部地区,从而拉低了全国居民总收入的增长速度.

图 2 的散点矩阵图展现了住房消费、住宅价格和人均可支配收入三者之间的相互关系,以及区域之间的差异性.可以看到,住房消费与住宅价格、人均可支配收入变动方向基本一致.从散点分布的陡峭程度来看,中西部地区房价对住房消费的比率较低,房价收入比也相对东部地区更低.但是,收入与住房消费的散点分布趋势基本一致,意味着对全国各地居民家庭而言收入水平对居民住房消费几乎同等重要.此外,东部地区房价与住房消费以及房价与收入的矩阵图都比较分散,中西部地区较集中,地区内部房价水平差距较小.虽然从变动方向上来看,似乎全国各地住房消费与住宅价格和入

均可支配收入正相关关系明显,但矩阵图只能显示整体上的变化趋势,特别是住宅价格与住

房消费支出之间的动态关系还需要通过实证分析来进一步确定.

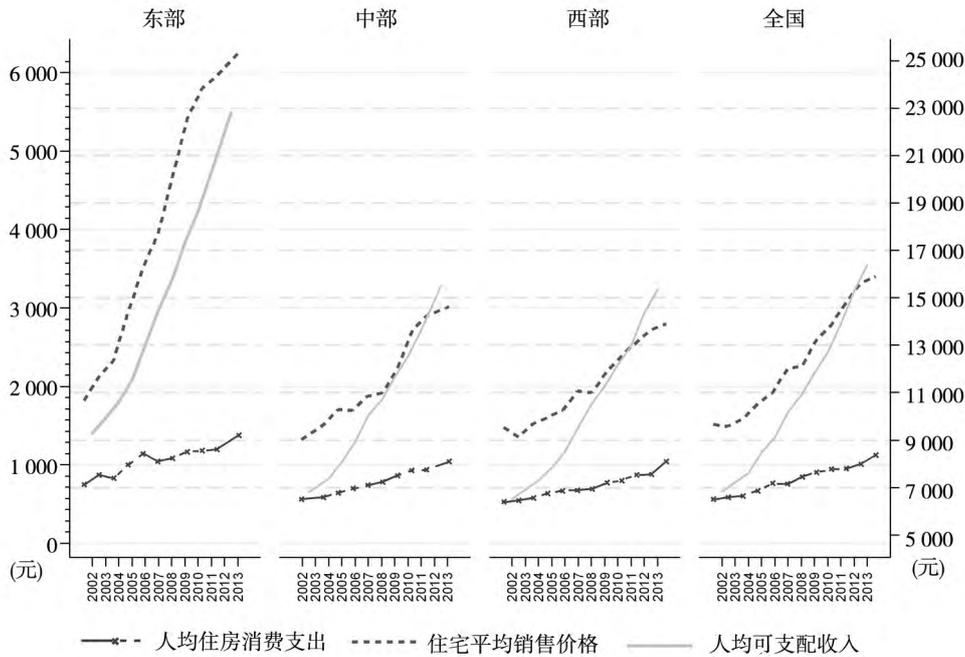


图1 全国各地区2002年~2013年住房消费、住宅价格与人均可支配收入趋势图

Fig. 1 Tendency of regional housing consumption, housing prices and income from 2002 to 2013

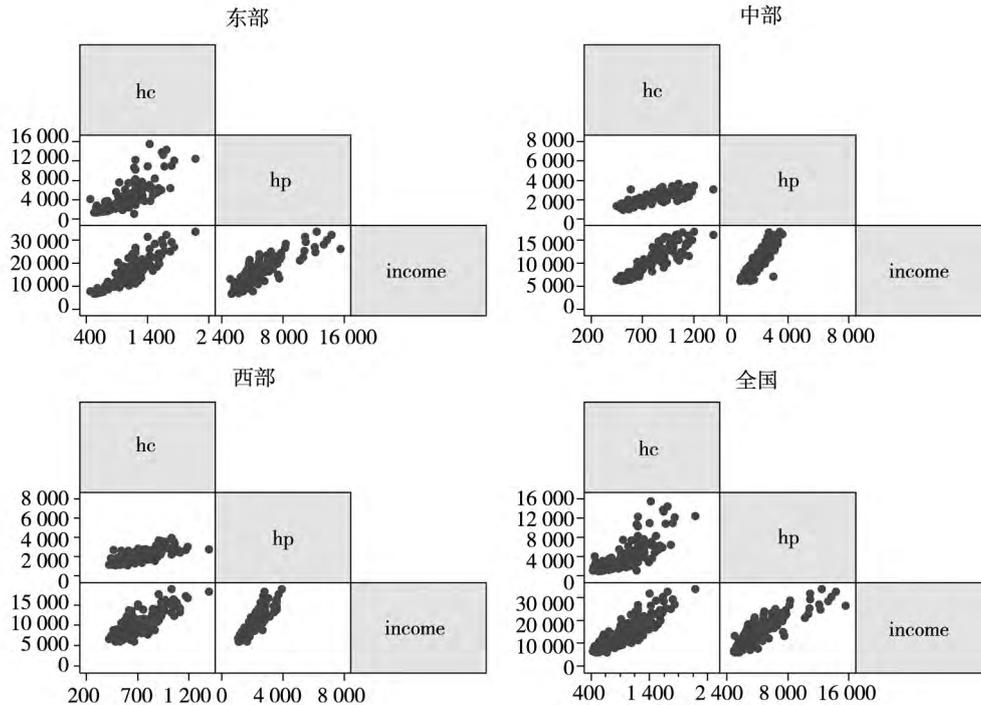


图2 我国各地区住房消费、住宅价格和收入水平的散点矩阵图

Fig. 2 Scatterplot matrices of regional housing consumption, housing prices and income

注: hc 是住房消费, hp 是住宅价格, income 是收入水平

3 实证结果分析

3.1 模型的构建

根据上一部分理论推导的住房消费函数,考虑到变量的适用性及数据的可得性,本文将住房消费支出作为被解释变量,滞后期与当前住宅商品房销售价格、人均可支配收入和人均年底储蓄余额作为解释变量,建立如下模型

$$\ln HC_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln HP_{jt-1} + \alpha_2 \ln HP_{jt} + \alpha_3 \ln HP_{jt+1} + \alpha_4 \ln Y_{jt} + \alpha_5 \ln PSD_{jt} + \alpha_6 region1 + \alpha_7 region3 + \alpha_8 \ln HC_{jt-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

式(25)中 HC_{jt} 表示 j 省 t 期居民的人均住房消费支出, HP_{jt} 表示 j 省 t 期住宅商品房平均销售价格,另外引入滞后期的住宅商品房平均销售价格 HP_{jt-1} 来考察房价波动是否对住房消费产生财富效应或挤出效应,并引入未来一期的住宅商品房平均销售价格 HP_{jt+1} 来考察理性预期下未来房价波动对当期住房消费的影响. Y_{jt} 表示 j 省 t 期人均可支配收入,其系数 α_4 代表了居民收入水平对住房消费的影响. PSD_{jt} 表示 j 省 t 期居民的人均年底储蓄余额,其系数 α_5 反映居民财富对居民住

房消费的影响. 另加入地区虚拟变量,当截面属于东部地区是 $region1$ 为 1,反之为 0;当截面为西部地区时, $region3$ 为 1,否则为 0. ε_t 代表误差项. 针对住房消费支出变量可能存在内生性问题,本文在模型估计时将引入工具变量方法,并通过 System-GMM 估计方法解决可能存在的多重共线性问题.

3.2 单位根检验

在进行面板回归之前,对于面板数据中的每个变量都需要进行单位根检验,以避免伪回归,这也是后续进行协整检验确定变量之间长期稳定关系的基础. 通常面板单位根检验方法有 Levin-Lin-Chu 检验, Harris-Tzavalis 检验, Breitung 检验, Im-Pesaran-Shin 检验和 Fisher-type 检验,这些检验方法的零假设都是所有的面板只包含了一个单位根. 另外还有 Hadri 拉格朗日乘子 LM 检验,是基于所有的面板都是趋于稳定的. 本文中采用了四种单位根检验方法: Levin-Lin-Chu 检验, Fisher-type 检验中的 ADFpperron 检验, Im-Pesaran-Shin 检验, Harris-Tzavalis 检验. 如表 1 所示,所有变量都是拒绝了存在单位根的零假设,所有变量序列都是零阶单整变量,符合了进行协整检验的前提条件.

表 1 面板变量的单位根检验
Table 1 Panel data unit-root tests

检验方法	LLC	ADFPerron	IPS	HT
Ln HC	-15.4613***	144.5929***	-1.8261**	0.1838***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0339)	(0.0000)
Ln HP	-9.7521***	193.2613***	-7.2556***	0.1128***
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
Ln INY	-13.0111***	97.4714***	223.7665***	1.0087
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.6533)
Ln PSD	-15.4785***	89.5595***	92.1005*	0.3304***
	(0.0000)	(0.0078)	(0.0740)	(0.0088)

注: 括号内为单位根检验的 P 值, ***, **, * 分别表示在 0.01, 0.05, 0.1 显著水平下通过检验.

3.3 面板数据的协整检验

通过对每个变量的单位根检验,已经确定各个经济变量本身是非平稳的,但还无法确定各个变量的线性组合是否随时间变化而变化,即需要确定被解释变量与解释变量之间是否存在长期稳定关系. 本文中采用 Stata. 12 中比较常用的一种方法,是由 Westerlund(2007)开发的,使用四种面板协整检测方法: 两个组统计量 Gt 和 Ga , 在允许

面板异质性的条件下存在协整关系,零假设是至少有一个不存在协整. 两个面板统计量 Pt 和 Pa , 在考虑面板同质性的条件下检验是否存在协整关系,零假设是所有变量都不存在协整关系. 该方法通过检测个别面板中的个体或者整个面板是否存在误差修正来确定非协整关系.

对全国面板数据各个变量进行协整检验,检验结果如表 2.

表2 面板协整检验结果

Table 2 Westerlund ECM panel cointegration tests

Statistic	Value	Z-value	Robust P-value
Gt	-2.488	-4.235	0.110
Ga	-4.204	3.215	0.010
Pt	-11.411	-3.112	0.060
Pa	-5.620	-1.190	0.000

从表2检验结果看来,Westerlund的四种检验方法有三个统计量在0.1显著水平之下,其中两个统计理论在0.05的显著水平之下,可以认为是拒绝了不存在协整关系的原假设.即我国31个省直辖市人均住房消费支出与住宅商品房销售价格、人均可支配收入和人均年底储蓄余额之间存在协整关系.

3.4 动态面板数据模型的两步 System-GMM 方法估计

本文使用由 Arellano 和 Bover^[21] 提出,并由 Blundell 和 Bond^[22] 补充发展起来的“System-GMM.”方法,并引入工具变量解决面板数据模型中的内生性问题和序列相关问题.在回归方程中,将人均住房消费支出 HC 滞后期和当期房价作为内生变量,并引入地区虚拟变量,连同其他解释变量一起作为工具变量,对全国样本和东中西部各地区样本数据进行动态面板的两步 System-

GMM 估计,回归结果如表3.

从模型估计结果的统计量和显著性看来,各个解释变量对人均住房消费支出都有不同程度的显著影响.根据 Arellano-Bond 检验的 AR(1) 和 AR(2) 结果表明,拒绝不存在一阶自回归的零假设,接受不存在二阶自回归的零假设.并且过度约束的 Sargan 检验和 Hansen 检验结果也表明,本文回归中使用的工具变量是有效并且稳健的,不存在过度识别问题.

从模型参数估计的结果看来,各解释变量参数估计结果与理论推导的结论基本统一.滞后期住房消费与当期住房消费变动方向一致,而总体上看,房价波动会对住房消费产生抑制效应,人均可支配收入与人均年底储蓄余额对人均住房消费支出具有积极作用.但各地区房价波动对住房消费支出的影响存在明显的区域差异性,特别是东部地区与中西部地区之间差异明显.

表3 动态面板数据两步 System-GMM 估计结果

Table 3 Two-step system GMM estimation of dynamic panel-data

影响因子	全国	东部	中部	西部
$\ln HC_{t-1}$	0.470 6*** (6.01)	0.3621 1*** (2.51)	0.591 5*** (4.83)	0.486 8*** (2.88)
$\ln HP_t$	-0.149 8*** (-3.89)	0.084 7*** (1.68)	-0.583 8*** (-2.72)	-0.279 2*** (-3.63)
$\ln HP_{t+1}$	0.120 1*** (3.48)		0.451 7*** (2.68)	
$\ln HP_{t-1}$	-0.037 8*** (-2.49)	-0.110 2*** (-4.88)		
$\ln Y$	0.227 8*** (4.72)	0.485 6*** (4.79)	0.259 6*** (3.76)	0.418 2*** (4.19)
$\ln PSD$	0.142 2*** (6.72)		0.144 4*** (2.52)	0.1829*** (6.3)
$region1$	0.010 2*** (0.66)			
$region3$	-0.039 1*** (-3.62)			
AR(1): $pr > z$	0.001	0.006	0.021	0.032
AR(2): $pr > z$	0.118	0.293	0.376	0.244
过度识别 Sargan 检验	0.439	0.971	0.179	0.627
过度识别 Hansen 检验	1.000	1.000	1.000	1.000 0

注:括号内为 z 统计量,***表示在0.01显著水平上拒绝原假设.

对全国样本估计结果显示:

1) 滞后期的人均住房消费支出与当期人均住房消费支出是正相关的关系,滞后期人均住房消费支出每增长1%,当期人均住房消费支出增长0.4706%。这与本文中住房消费的欧拉方程含义一致,说明居民会倾向于从长期视角来调整消费水平,符合“平滑消费”假说,也符合我国居民消费的总体特点。

2) 住宅商品房的销售价格对人均住房消费具有动态的影响。当期和滞后期房价上涨会抑制当期住房消费支出,其中当期住宅商品房销售价格每上涨1%,人均住房消费支出会减少0.1498%,滞后期住宅商品房销售价格每上涨1%,当期人均住房消费支出会减少0.0378%,说明当期和上期房价的上涨没有对我国居民的住房消费产生积极的财富效应。一方面是由于我国住房抵押贷款机制不成熟,受流动性约束限制,增值房产变现能力差;另一方面,房价上涨带动当期租金上涨的同时,也会推动一揽子消费品中其他非住房消费品的价格上涨。对于收入较低的租房者来说,为了满足当期基本生活需求,不得不降低住房消费支出在总支出中的比重。

3) 未来一期住宅商品房平均销售价格的波动与人均住房消费支出呈现正相关关系,住宅商品房平均销售价格每增长1%,人均住房消费支出增加0.12%。在理性预期假设下,当居民预期到未来住宅商品房平均销售价格将上涨时,当期购房消费的行为会相对密集。尤其在房价上涨速度较快时,可能出现恐慌性预期,集中购房行为也会比较疯狂。但在住房市场中投机成分较重时,房价的上涨会在滞后期和当期的房价上涨的过程中将真实的住房消费需求挤出,从而不能达到提高广大居民住房消费水平的目的。

4) 人均可支配收入与我国人均住房消费支出正相关,这与理论也是一致的。人均可支配收入每上涨1%,人均住房消费支出上涨0.2278%。人均可支配收入的高低代表了居民进行住房消费的能力,无论是租房消费者还是自有住房消费者,人均可支配收入都是其进行住房消费的重要资金来源。另外,人均年底储蓄余额变动与人均住房消费变动的方向一致,人均年底储蓄余额每增加1%,人均住房消费支出增加0.1422%。人均年

底储蓄余额作为财富存量的代表,是居民进行住房消费的重要基础。居民储蓄财富除了养老和医疗之外,更多的目的在于购房。储蓄余额增加了,买房消费的能力也就提升了,表现出来的现象就是人均住房消费支出提高了。

5) 从地区虚拟变量参数估计结果可以看到,东部地区因子与住房消费正相关,其居民住房消费会推动全国住房消费水平上扬,而西部地区居民住房消费水平会拉低全国住房消费水平。这说明我国居民住房消费水平的区域差异性,东部地区居民住房消费水平远远高于西部地区,要提高全国整体住房消费水平就需要从西部地区着手。

对比东中西部各地区实证估计结果发现:

1) 在东中西部各地区,滞后一期住房消费与当期住房消费的变动方向都一致,但相对而言,东部地区居民住房消费支出受上一期消费影响较大。中部地区居民住房消费支出最为稳定,滞后期人均住房消费支出每增长1%,当期人均住房消费支出将增长0.59148%。

2) 在中西部地区,当期房价波动与住房消费存在显著的负相关关系,而东部地区当期住宅价格上涨存在积极的财富效应。这主要是因为东部地区租赁市场相对成熟,价格反应灵敏,当期住房价格上涨会立即推动租金上涨,增加居民当期住房消费支出。结合滞后期房价波动与住房消费关系整体来看,住宅价格上扬会抑制东部地区居民住房消费,但抑制作用有限,尤其是当本期房价相对于上一期房价上涨过快时,财富效应将超过挤出效应。

3) 对于中部地区居民而言,预期未来房价上涨会对本期住房消费产生正向的财富效应,但结合上一期和住房价格波动的动态影响来看,住房价格上涨对中部地区居民住房消费产生一定的抑制作用。

4) 在西部地区,当期房价上涨对西部地区居民住房消费有显著的抑制作用,但影响西部地区居民住房消费水平提高的主要因素在于其收入水平。人均可支配收入每增长1%,住房消费增长0.418%,此外,西部地区居民人均年底储蓄余额对居民住房消费支出的影响力也是各地区最突出的。由于年底储蓄余额来源于居民收入,所以归根结底来说,收入水平较低是抑制西部地区居民

住房消费的关键。

综合来看,东中西各地区居民会根据其收入水平,平滑各期住房消费支出。房价波动对各地区居民住房消费具有抑制效应,而在东部地区抑制作用最弱。收入水平的不断提升是推动各地区居民住房消费的重要力量,特别是对西部地区居民而言。

4 结束语

本文基于生命周期—持久收入假说,借鉴一般随机 Ramsey 模型,从理论上推导消费者效益最大化时的住房消费欧拉方程,并构建包含房价、收入和利率影响因素的住房消费函数。住房消费的理论模型表明,房价波动与住房消费变动负相关,当房价上涨时,人均住房消费会减少;收入是消费的基础,收入水平对住房消费的影响具有正向作用;储蓄额作为财富的象征,是居民进行住房消费的重要支撑,储蓄水平的提高利于居民增加住房消费,储蓄越多,住房消费能力越大。

在理论上,本文选取 31 个省直辖市 2002 年~2013 年的面板数据,使用 System-GMM 方法进行估计,实证结论如下:

1) 居民住房消费在短期内具有较大黏性,与滞后期住房消费支出水平的变动方向一致,符合“平滑消费理论”的基本观点,其中,中部地区居民住房消费支出最稳定。

2) 从全国范围来看,房价波动对住房消费具有显著的抑制作用,滞后期和当期房价波动对住房消费的挤出效应明显,未来房价上涨对住房消费有积极显著的预期效应。但在东部地区,滞后期房价波动对住房消费的挤出效应明显,长期的抑制作用有限。中部地区房价预期上涨的财富效应显著,而总体上房价波动与住房消费负相关。对西部地区居民而言,房价上涨对住房消费的抑制作用最为明显。

3) 收入水平的增长会提高居民的住房消费的支付能力,从而促进住房消费水平的提高。同样,作为收入的存量形式,居民储蓄也对居民住房消费提供重要的资金支持。因此,增加居民创收来源,提高居民收入水平与财富,是改善居民住房

消费水平,稳定住房消费的基础。

根据理论与实证分析的结果,本文就稳定住房消费提出以下几点建议:

1) 尽管当前房价上涨的速度趋于平缓,但在稳定住房消费,支持居民自住和改善性住房的政策环境下,房地产市场发展环境利好,投机投资势力极容易抬头,再次推动房价迅速上升,因此在当前局势下,更需要注意稳定房价,避免过度刺激,致力于形成房地产市场稳定健康发展的长效机制。从市场供给角度,要实现稳定健康的房地产市场的目的,不仅需要完善的、满足多层次住房需求的商品房供给市场,还需要政府承担保障性职责,建立起多种融资模式下的公共住房和保障性住房供给市场,为进一步构建普惠住房体系奠定基础。

2) 政府部门调整政策目标,遵循公平与效率原则,将“稳定住房消费”的经济目标与社会福利目标相结合,将国民经济发展与人民安居乐业相结合,健全房地产市场政策、法律和监管框架,构建起一整套包含所有居民、房地产开发企业和相关政府机构三个层面的普惠住房体系。以保障中低收入家庭基本住房需求为核心,让每个家庭都能以其可支付的价格购买或租住到合适的住房。

3) 针对我国住房市场存在的租赁市场发展缓慢,信息机制不完善,以及过去十年投机投资热潮留下的住房空置率水平高等问题,应加紧落实完善住房租赁市场,增加住房市场的流动性,包括建立住房租赁信息政府服务平台,支持房地产开发企业和个人将其持有房源向社会出租,增加住房供给,盘活住房租赁市场。这样有利于提高部分租房者的住房消费水平。

4) 收入和财富水平是支持住房消费的基础,但过去房地产市场繁荣发展期,大量资金进入到房地产市场,相对之下,实体部门经济发展缓慢,房价—收入比失衡,不仅行业发展不协调,而且区域经济发展失衡严重,以至于区域之间居民收入水平差距进一步拉大。要稳定住房消费,就要从发展地方经济,支持实体经济入手,实施“定向宽松”的货币政策,使更多的资金流向实体经济,特别是中西部地区具有发展潜力的行业。如此,既能促进虚拟经济与实体经济协调稳定发展,更有利于提高各地区人民的收入水平,从而为改善住

房消费奠定基础,促进国民整体住房消费水平质的提升.

参考文献:

- [1] Calomiris C S, Longhofer W, Miles. The (Mythical?) Housing Wealth Effect [R]. NBER Working Paper: Social Science Electronic Publishing, 2009, (6).
- [2] Campbella J Y, Cocco J F. How do house prices affect consumption? Evidence from micro data [J]. Journal of Monetary Economics, 2007, (54): 591 – 621.
- [3] Iacoviello M. House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle [J]. American Economic Review, 2005, 95(3): 739 – 764.
- [4] Lettau M, Ludvigson S. Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns [J]. Finance, 2001, 41(3): 815 – 849.
- [5] Caporale G M, Sousa R M. Consumption, wealth, stock and housing returns: Evidence from emerging markets [J]. Research in International Business and Finance, 2016, 36(1): 562 – 578.
- [6] Case K E, Quigley M, Shiller R J. Comparing wealth effects: The stock market versus the housing market [J]. The B. E. Journal of Macroeconomics, 2005, 5(1): 1 – 34.
- [7] Benjamin J, Chinloy P, Jud G D. Real estate versus financial wealth in consumption [J]. Journal of Real Estate Finance and Economics, 2004, (29): 341 – 354.
- [8] Duca J V, John M, Anthony M. Housing markets and the financial crisis of 2007 – 2009: Lessons for the future [J]. Journal of Financial Stability, 2010, 6(4): 203 – 217.
- [9] 杜莉, 沈建光, 潘春阳. 房价上升对城镇居民平均消费倾向的影响——基于上海市入户调查数据的实证研究 [J]. 金融研究, 2013, (3): 44 – 57.
Du Li, Shen Jianguang, Pan Chunyang. Impact of increasing house prices on the average consumption tendency of urban residents: An empirical study based on the survey data of Shanghai city [J]. Journal of Financial Research, 2013, (3): 44 – 57. (in Chinese)
- [10] 李春风, 陈乐一, 刘建江. 房价波动对我国城镇居民消费的影响研究 [J]. 统计研究, 2013, 30(2): 14 – 22.
Li Chunfeng, Chen Leyi, Liu Jianjiang. The research on influences of house price fluctuation on the urban residents consumption in China [J]. Statistical Research, 2013, 30(2): 14 – 22. (in Chinese)
- [11] 颜色, 朱国钟. “房奴效应”还是“财富效应”? ——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析 [J]. 管理世界, 2013, 3: 34 – 47.
Yan Se, Zhu Guozhong. “housing slave effect” or “wealth effect”? A theoretical analysis of the impact of house price rise on national consumption [J]. Management World, 2013, 3: 34 – 47. (in Chinese)
- [12] 陈林, 朱卫平. 基于二手市场与理性预期的房地产市场机制研究 [J]. 管理科学学报, 2011, 14(2): 61 – 70.
Chen Lin, Zhu Weiping. Research on real estate market mechanism in the second-hand market and rational expectation [J]. Journal of Management Sciences in China, 2011, 14(2): 61 – 70. (in Chinese)
- [13] 董秀良, 曹凤岐. 基于马尔科夫转换模型的城镇居民消费行为研究 [J]. 经济管理, 2009, 12: 8 – 13.
Dong Xiuliang, Cao Fengqi. The research on the consumption behavior of china's urban residents and the wealth effects based on Markov regime switching model [J]. Economic Management Journal, 2009, 12: 8 – 13. (in Chinese)
- [14] 骆祚炎. 基于流动性的城镇居民住房资产财富效应分析——兼论房地产市场的平稳发展 [J]. 当代经济科学, 2007, (4): 51 – 56, 126.
Luo Zuoyan. Analysis on residence wealth effect based on liquidity [J]. Modern Economic Science, 2007, (4): 51 – 56, 126. (in Chinese)
- [15] 郑华, 谢启超. 通胀预期视角下资产价格财富效应的非对称性 [J]. 金融经济研究, 2012, 1: 3 – 13, 119.
Zheng Hua, Xie Qichao. Asymmetric research on the wealth effect of asset prices under the inflation expectation perspective [J]. Journal of Finance and Economics, 2012, 1: 3 – 13, 119. (in Chinese)

- [16] 邬丽萍, 周建军. 房价波动对消费支出影响的实证分析[J]. 财经理论与实践, 2009, 1: 109 – 112.
Wu Liping, Zhou Jianjun. Empirical study on influence of real estate price fluctuation on consumption[J]. The Theory and Practice of Finance and Economics, 2009, 1: 109 – 112. (in Chinese)
- [17] 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, (5): 16 – 26.
Xiao Weiguo, Yuan Jiangan, Yuan Wei. Nonlinear influence of house price on consumption in China: An empirical analysis based on data of 1999 – 2012[J]. Economic Review, 2014, (5): 16 – 26. (in Chinese)
- [18] 况伟大. 房价变动与中国城市居民消费[J]. 世界经济, 2011, (10): 21 – 34.
Kuang Weida. House price fluctuation and consumption of urban residents in China[J]. The Journal of World Economy, 2011, (10): 21 – 34. (in Chinese)
- [19] Modigliani F, Brumberg R E. Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data[J]. Journal of Post Keynesian Economics, 1954, (6): 388 – 436.
- [20] Friedman M. A Theory of the Consumption Function[M]. Princeton: Princeton University Press, 1957.
- [21] Arellano M, Bover O. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models[J]. Journal of Econometrics, 1995, 68(1): 29 – 51.
- [22] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel datamodels[J]. Journal of Econometrics, 1998, 87(1): 115 – 143.

Impact of housing price fluctuation and income growth on housing consumption: Analysis of regional heterogeneity using SYS-GMM model

*JU Fang, LEI Yu-liang, ZHOU Jian-jun**

Business School, Xiangtan University, Xiangtan 411105, China

Abstract: Based on the life cycle-permanent income hypothesis, the paper derives the housing consumption formula with housing prices, income, and wealth utilizing the general stochastic Ramsey model. Then, it applies a two step System-GMM estimating method to investigate the impact of the housing price fluctuation and income on housing consumption using panel data of 31 provinces from 2002 to 2013. The empirical results show that housing price inflation has significant inhibitory effects on national residential housing consumption as a whole: the housing prices in the lag phase and current phase are negatively associated with current housing consumption, and the prices in next phase has a positive wealth effect on housing consumption. Moreover, the housing consumption in the current phase always moves in the same direction as the lag phase. Among the novel findings there are also evidences indicating that income and deposit are important supporting factors for housing consumption.

Key words: housing consumption; housing price fluctuation; Ramsey model; System-GMM estimation; regional heterogeneity