

房价与不同家庭消费的非线性关系

段忠东^{1,2} 朱孟楠²

(1. 厦门理工学院 商学院, 福建 厦门 361024; 2. 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361002)

摘要:本文以家庭收入为依据区分三类不同家庭,考察房价对不同家庭消费和总消费的不对称影响。结果显示:房价变动对高收入有房家庭的消费行为影响不显著,却通过缓解信用约束促进了受约束有房家庭消费;房价上涨对租房家庭消费表现为挤出效应,并且这种抑制作用随购房首付比和住房租售比的提高而加强;房价对总消费的影响在不同的房价与收入增长机制中表现出结构变迁,住房市场状况导致结构变迁出现异质性。运用门限模型对中国 35 个大中城市房价与消费进行实证研究发现:在房价和收入的不同增长机制中,房价波动对消费产生微弱的挤出作用,房价低增长机制中的挤出效应更为显著;可支配收入是影响居民消费的决定性因素。这也意味着,我国的高房价、高比例的租房与计划购房家庭、购房首付比较高等特征可能是导致挤出效应的重要原因。

关键词:房价;家庭消费;住房租售比;可支配收入;门限模型

中图分类号:F014.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2014)04-0010-10

一、引言

学者们对资产价格与宏观经济关系的早期关注对象是股票价格,直到 20 世纪 90 年代后期,全球主要国家经历了广泛的股票市场崩溃,同时却伴随着居民消费的强劲增长,学者们开始将研究视角拓展至房地产市场。他们认为,各国住房市场持续上涨是抵消股市崩溃消极影响的重要因素。此后,“房价波动如何影响家庭消费”引发广大学者的深入思考。从世界范围来看,全球主要经济体近二十年来房地产市场表现出崩溃与繁荣的周期循环,住房财富在家庭财富中所占比重日益提高,这也进一步强化了各国房价与宏观经济的互动作用;尤其是 2007 年美国房价下跌引发的严重金融危机与全球经济衰退,更是迫使政策制定者不得不重新审视和调整原有政策框架以应对房价泡沫的破坏性影响。当前,房地产市场与居民消费是国内各界高度关注的两个领域。住房分配制度改革后,我国房地产市场迅速发展,房价大幅度上涨。2004 年之前,房价保持缓慢平稳的上升态势,之后房价涨幅迅速扩大。尤其是在金融危机后的 2008~2012 年间,房价经历了大幅波动:房价涨幅在 2008 年一季度和

收稿日期:2014-03-17

基金项目:中国博士后科学基金项目“房价冲击下的宏观经济波动与货币政策研究”(20110490850);福建省高校新世纪优秀人才支持计划项目“房价冲击对宏观经济的传导机制及其货币政策研究”(JA11240S)

作者简介:段忠东(1970—),男,湖南澧县人,厦门理工学院商学院副教授,厦门大学经济学院博士后;

朱孟楠(1963—),男,福建尤溪人,厦门大学经济学院教授,博士生导师。

2010年二季度达到11.8%和14.9%的历史高点,2009年一季度和2012年三季度又出现-1.7%和-1.2%下跌。在此期间,城镇居民人均消费增长也呈现出一定幅度的波动。经过测算,住房价格增长与城镇居民人均消费增长之间的相关系数为-0.20,这似乎预示着在二者之间存在某种反向联系。

全球经济正在经历着曲折的复苏之路,中国经济也面临深刻转型,如何保持房地产市场的平稳发展,并有效扩大居民消费,是政策当局无法回避的重大课题。因此,深入揭示房地产市场与居民消费增长的联系机制,无疑具有重要的理论意义与现实价值。已有国内研究大多侧重于实证分析,并且主要采用线性方法,对此,笔者将研究拓展至非线性视角。本文的贡献在于:一是通过建立理论模型,考察房价对不同类型家庭消费的异质性影响和总体影响;二是运用面板门限模型对我国35个大中城市房价与消费的非线性关系特征进行实证研究。

二、文献综述

基于传统生命周期框架的财富效应理论没有考虑房价的异质性影响,也忽略了金融市场摩擦。对此,Muellbauer和Lattimore、Ludwig和Slok提出房价上涨的储蓄效应和乐观预期效应^{[1](P221-311)[2]},King和Butier对房价变动的总体财富效应表示质疑,提出共同因果性假说^{[3][4]}。但是,Aoki、Iacoviello和Aron都认同房价通过缓解流动性约束促进家庭消费^{[5][6][7]}。西方学者在该领域的实证研究集中在两个方向,一是基于宏观总量数据,分析比较不同国别之间、不同区域之间以及一国范围内房价对消费的影响^{[8][9]};二是考虑户主年龄、住房结构、居住区域和财富结构等微观差异,利用微观家庭数据考察房价对家庭的异质性消费^{[10](P241-268)[11][12][13]}。总体看来,国外学者关于房价对消费的传导机制与规模尚未达成一致。其中,大多数文献运用线性模型,未区分房价、收入等变量在不同机制时对家庭消费的影响,可能是结论不一致的主要原因。对此,学者们着手运用非线性方法,早期Apergis和Miller研究主要是以金融资产为对象^[14],近年来Chen和Chou将研究对象拓展到房价^[15]。

随着世界范围内反思资产价格泡沫及其经济影响,国内学者洪涛、段忠东和严金海的相关研究大都侧重于利用宏观总量数据,运用线性模型进行实证研究^{[16][17](P20-30)[18]}。少数学者开始选用家庭微观数据,将研究视角拓展至非线性建模^{[19][20][21]}。如黄静、屠梅曾首次利用家庭微观调查数据(CHNS)对我国房改后房地产财富与消费关系进行研究^[19]。谢洁玉、吴斌珍等人利用中国城镇住户调查数据考察不同家庭人口状况、拥有住房价值等特征房价对家庭消费的影响^[20]。

总体看来,国内文献比较全面地考察了房价与家庭消费的关系,尤其是实证研究越发深入细致地关注房价波动的异质性影响。存在的不足主要有:第一,大多数文献侧重于实证研究,深入揭示房价与消费关系的理论研究相对较少;第二,少有文献考察房价对不同类型家庭消费的影响,进而将各类家庭的消费行为纳入统一框架中分析;第三,实证研究存在不足,如大多数文献没有考虑到变量之间可能存在的非线性关系,主要采用线性模型^①。针对这些不足,本文试图从理论层面探讨房价影响家庭消费的非线性机制,并基于城市级数据,运用门限模型进行实证研究。

三、理论模型

本文基于Iacoviello、Chen等人思路建立理论模型^{[6][15]},其中,以家庭收入为依据区分三类家庭:不受信用约束的自住房家庭、受信用约束的自住房家庭、受信用约束的租房家庭。以家庭收入是否高于某一门限值为依据衡量自住房家庭是否受信用约束。通过求解模型的最优化一阶条件,得出不同类型家庭消费欧拉方程,进而考察房价与总消费的非线性关系。

(一)拥有住房的自住房家庭

拥有住房家庭在生命周期的每期从家庭消费支出 C_t^H 和住房服务 H_t^H (t 表示时期)中获得效用,在不确定性条件下,他们的目标是追求预期生命周期效用的贴现值最大化。假定离散时间,经济主体生命周期为 m 期,这类家庭的目标函数可以表示如下:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^m \beta^t U(C_t^H, H_t^H) \quad (1)$$

其中, E_0 表示时期 0 的期望形成, β 表示贴现因子。这类家庭受到的资金流约束如下所示:

$$C_t^H + HP_t(H_t^H - H_{t-1}^H) + R_{t-1}B_{t-1}^H = Y_t^H + B_t^H \quad (2)$$

式(2)中 HP_t 表示住房价格, $HP_t(H_t^H - H_{t-1}^H)$ 表示住房财富波动, B_t^H 表示家庭负债, R_t 表示家庭负债的实际利率, $R_{t-1}B_{t-1}^H$ 表示实际债务利息支出, Y_t^H 是家庭收入。家庭在融资过程中面临的抵押约束用式(3)表示。其中, θ 为家庭负债 B_t 的首付比要求。

$$B_t^H \leq (1-\theta)HP_t \cdot H_t^H \quad (3)$$

将式(3)代入到资金流约束表达式(2), 经过整理可得式(4):

$$C_t^H + HP_t(\theta H_t^H - H_{t-1}^H) + R_{t-1}B_{t-1}^H \leq Y_t^H \quad (4)$$

拥有住房家庭在式(2)和式(4)约束下, 合理分配消费和住房以实现生命周期效用最优化。建立拉格朗日函数 L 如式(5)所示。

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [U(C_t^H, H_t^H) + \lambda_t (Y_t^H - C_t^H - HP_t(\theta H_t^H - H_{t-1}^H) - R_{t-1}B_{t-1}^H) + \gamma_t (Y_t^H + B_t^H - C_t^H - HP_t(H_t^H - H_{t-1}^H) - R_{t-1}B_{t-1}^H)] \quad (5)$$

其中, γ_t 、 λ_t 分别表示式(2)和式(4)的拉格朗日乘子。式(5)分别对家庭消费 C_t^H 、住房服务 H_t^H 、家庭负债 B_t^H 和拉格朗日乘子 λ_t 求偏导数并令偏导数等于零, 可得到(6)、(7)、(8)和(9)式:

$$U_t^c = \lambda_t + \gamma_t \quad (6)$$

$$U_t^h - \theta \lambda_t HP_t - \gamma_t HP_t + \beta \lambda_{t+1} HP_{t+1} + \beta \gamma_{t+1} HP_{t+1} = 0 \quad (7)$$

$$\gamma_t - \beta \lambda_{t+1} R_t - \beta \gamma_{t+1} R_t = 0 \quad (8)$$

$$Y_t^H - C_t^H - HP_t(\theta H_t^H - H_{t-1}^H) - R_{t-1}B_{t-1}^H = 0 \quad (9)$$

将式(6)、(7)、(8)进行变换替代后得到有房家庭的消费和住房服务的欧拉方程, 分别如式(10)、(11)所示:

$$U_t^c = \beta R_t E_t U_{t+1}^c + \lambda_t \quad (10)$$

$$U_t^h = \beta E_t (R_t HP_t - HP_{t+1}) U_{t+1}^c + \theta \lambda_t HP_t \quad (11)$$

式(10)表示自住房家庭消费的边际效用等于预期未来消费边际效用的贴现值加上约束的影子价格。式(11)表示自住房家庭住房服务的边际效用等于预期未来消费的边际效用以 $\beta(R_t HP_t - HP_{t+1})$ 贴现值加上借款约束影子价格的 θHP_t 倍。

据 Deaton, 考察两种情形: (1) 当家庭收入较低, 并且低于某一水平值(即 $Y_t \leq Y^*$), 家庭面临的信用约束是紧约束, $\lambda_t > 0$, 此时经济处于信用约束机制; (2) 当家庭收入较高, 超过某一水平值(即 $Y_t > Y^*$), 则家庭面临的借款约束是松的, $\lambda_t = 0$, 这时经济处于无约束机制^[23]。

根据家庭收入将式(10)区分为无信用约束机制和受信用约束机制, 分别用式(12)和(13)表示相应的家庭消费欧拉方程。可以得到, 当家庭信用约束为紧约束时, 式(9)成立。

$$U_t^c = \beta R_t E_t U_{t+1}^c, Y_t > Y^* \quad (12)$$

$$U_t^c = \beta R_t E_t U_{t+1}^c + \frac{\left(HP_t - \frac{E_t HP_{t+1}}{R_t}\right)}{\theta HP_t} \left[\frac{U_t^h}{\left(HP_t - \frac{E_t HP_{t+1}}{R_t}\right)} - \beta R_t E_t U_{t+1}^c \right], Y_t \leq Y^* \quad (13)$$

可以发现, 当家庭收入较高, 不受借款约束时, 房价不会对拥有住房的高收入家庭消费产生显著影响; 当家庭收入较低而面临信用约束时, 房价对这类家庭的消费产生影响。

假定家庭即期效用函数 $U_t = \ln C_t^H + j \ln H_t^H$, 其中 j 表示住房服务效用与非住房消费效用的相对权重。将效用函数代入式(12), 可得到无信用约束家庭的消费欧拉方程。

$$\frac{1}{C_t^H} = \beta R_t E_t \frac{1}{C_{t+1}^H} \quad (14)$$

将式(14)在稳态附近对数线性化,得到无信用约束家庭的消费方程:

$$c_t^u = \omega_1 E_t c_{t+1}^u - \omega_2 r_t \quad (15)$$

式(15)中 ω_1 、 ω_2 表示正的线性化常数,小写字母 c_t 、 r_t 表示该变量偏离稳态水平的百分比。可见,这类家庭消费遵循持久收入—生命周期理论,当期收入不会影响当期消费。

当家庭受信用约束时,则式(9)可以用来表示受信用约束家庭的当前消费与收入、房价等变量之间的关系。将式(9)变形后得到消费表达式:

$$C_t^H = Y_t^H - HP_t(\theta H_t^H - H_{t-1}^H) - R_{t-1} B_{t-1}^H \quad (16)$$

将式(16)在稳态附近对数线性化,可以得到受信用约束有房家庭的消费方程:

$$c_t^{CH} = \omega_3 y_t^H + \omega_4 (1-\theta) hp_t - \omega_5 r_{t-1} \quad (17)$$

式(17)中 ω_3 、 ω_4 、 ω_5 表示正的线性化常数。由此可知,受信用约束有房家庭的当前消费受当期收入和房价的影响。由于他们面临信用约束,这些家庭的消费对当前收入具有过度敏感性,住房价格上涨将通过放松借款约束促进其消费。注意到,当首付比较低时,房价上涨对消费的促进作用越发重要。

结合前文,将有房家庭的约束条件表达为:基于收入与可得信贷(扣除利息支出)的消费水平依然低于最优消费水平,即满足 $c_t^u > \omega_3 y_t^H + \omega_4 (1-\theta) hp_t - \omega_5 r_{t-1}$ 。这意味着家庭受信用约束而不能平滑消费。此时,家庭收入低于某临界水平,该临界收入恰好使家庭实现最优消费。

(二)不拥有住房的租房家庭

租房家庭从每期消费和住房服务中获得效用,在资金预算约束下追求生命周期效用现值的最大化,目标函数如式(18)所示,生命周期为 n 期。预算约束和收入约束条件分别为式(19)、(20)。

$$\max E_0 \sum_{t=0}^n \beta^t U(C_t^R, H_t^R) \quad (18)$$

$$C_t^R + \eta HP_t H_t^R = Y_t^R - \frac{1}{n} \theta HP_t H_t^R \quad (19)$$

$$Y_t^R < \psi \theta HP_t H_t^R \quad (20)$$

在式(19)中, η 表示住房租售比, $\eta HP_t H_t^R$ 表示无房家庭每期房租, $\frac{1}{n} \theta HP_t H_t^R$ 表示租房家庭为购房首付款的每期储蓄。式(20)是租房家庭识别条件,即收入 Y_t^R 低于购房首付款 $\theta HP_t H_t^R$ 的某一比例 ψ ,否则,租房家庭将购房而成为有房家庭。租房家庭在式(19)的预算约束和式(20)收入约束条件下,使生命周期效用现值最大化。建立相应的拉格朗日函数如下:

$$L = E_0 \sum_{t=0}^n \beta^t \left[U(C_t^R, H_t^R) + \varphi_t \left(Y_t^R - \frac{1}{n} \theta HP_t H_t^R - C_t^R - \eta HP_t H_t^R \right) + \sigma_t (Y_t^R - \psi \theta HP_t H_t^R) \right] \quad (21)$$

根据库恩—塔克条件,由于 $Y_t^R < \psi \theta HP_t H_t^R$,可得出 $\sigma_t \equiv 0$,式(21)可以改写为:

$$L = E_0 \sum_{t=0}^n \beta^t \left[U(C_t^R, H_t^R) + \varphi_t \left(Y_t^R - \frac{1}{n} \theta HP_t H_t^R - C_t^R - \eta HP_t H_t^R \right) \right] \quad (22)$$

式(22)分别对消费 C_t^R 和住房 H_t^R 求偏导数,可得消费和住房的欧拉方程,对拉格朗日乘子 φ_t 求偏导数,得到当期消费影响因素的表达式:

$$C_t^R = Y_t^R - \left(\frac{1}{n} \theta + \eta \right) HP_t H_t^R \quad (23)$$

将式(23)在稳态值附近对数线性化,得到租房家庭的消费方程如下:

$$c_t^{CR} = \omega_6 y_t^R - \omega_7 \left(\frac{1}{n} \theta + \eta \right) hp_t \quad (24)$$

将租房家庭的收入条件(20)改写为对数线性形式:

$$y_t^R < \omega_8 \psi \theta hp_t + \omega_9 h_t \quad (25)$$

式(24)、(25)中的 ω_6 、 ω_7 、 ω_8 、 ω_9 表示正的线性化常数。由于受到信用约束,并且不拥有住房,租

房家庭消费对当前收入具有过度敏感性；同时，租房家庭需要为购房进行储蓄，当房价上涨时，租房家庭增加每期储蓄，从而降低当前消费。我们注意到，随着购房首付比和住房租售比的提高以及租房家庭生命周期的减少，房价上涨对租房家庭消费的抑制作用越大。

(三) 房价变动对家庭总消费的影响

Iacoviello 将受信用约束和无信用约束家庭的消费占比视为既定，按固定权重加权求家庭总消费。这与实际情形不一致。本文借鉴 Kajuth 的思路，将受约束家庭占比视为房价的函数^[24]。为了在对数线性表达式中用家庭收入识别各类型家庭，对识别条件分析如下：

1. 无信用约束和受信用约束的有房家庭。根据式(15)和(17)可以得出：当基于收入与可得信贷总和(扣除利息支出)的消费水平依然低于最优消费水平时(即满足 $c_t^u > \omega_3 y_t^H + \omega_4 (1-\theta) hp_t - \omega_5 r_{t-1}$)，这类家庭受信用约束，否则不受信用约束。假定恰好满足无约束条件的家庭临界收入为 y_t^{CH} (即 $c_t^u = \omega_3 y_t^{CH} + \omega_4 (1-\theta) hp_t - \omega_5 r_{t-1}$)，则当 $y_t^H \geq y_t^{CH}$ 时，有房家庭不受信用约束，否则受到信用约束。经过整理，得到家庭临界收入表达式如下：

$$y_t^{CH} = \frac{\omega_1}{\omega_3} E_t c_{t+1}^u - \frac{\omega_2}{\omega_3} r_t - \frac{\omega_4}{\omega_3} (1-\theta) hp_t + \frac{\omega_5}{\omega_3} r_{t-1} \quad (26)$$

2. 受信用约束的租房家庭。该类家庭的限定条件是 $y_t^R < \omega_8 \phi \theta hp_t + \omega_9 h_t$ ，即当期收入低于购房首付款某一比例。假定满足购房首付条件的临界收入 y_t^{CR} 使得 $y_t^{CR} = \omega_8 \phi \theta hp_t + \omega_9 h_t$ 成立，则当 $y_t^R \geq y_t^{CR}$ 时租房家庭购房成为有房家庭；当 $y_t^R < y_t^{CR}$ 时，该类家庭继续租房并为未来购房储蓄。

假定总收入按分布函数 $F(y_t^k)$ (概率密度为 $h(y_t^k)$) 在各类主体之间分配，经济主体 k 获得收入 y_t^k ，则各类型家庭的可识别收入条件为：无约束有房家庭为 $y_t^k \geq y_t^{CH}$ ，受约束有房家庭为 $y_t^{CR} \leq y_t^k < y_t^{CH}$ ，租房家庭是 $y_t^k < y_t^{CR}$ 。则受约束租房家庭占比 π_t 和受约束有房家庭占比 τ_t 可以分别表示如下：

$$\pi_t = \int_0^{y_t^{CR}} h(y_t^k) dy_t^k = F(\omega_8 \phi \theta hp_t + \omega_9 h_t) \quad (27)$$

$$\tau_t = \int_0^{y_t^{CH}} h(y_t^k) dy_t^k - \int_0^{y_t^{CR}} h(y_t^k) dy_t^k = F\left(\frac{\omega_1}{\omega_3} E_t c_{t+1}^u - \frac{\omega_2}{\omega_3} r_t - \frac{\omega_4}{\omega_3} (1-\theta) hp_t + \frac{\omega_5}{\omega_3} r_{t-1}\right) - F(\omega_8 \phi \theta hp_t + \omega_9 h_t) \quad (28)$$

从式(27)、(28)可以得出：当房价上涨时，租房家庭占比 π_t 提高，受信用约束有房家庭占比 τ_t 下降。其中，受约束有房家庭出现分化：一部分较高收入家庭由于房价上涨使得可得信用增加，成为无约束家庭；而一部分较低收入家庭由于房价上涨超过其支付能力，他们将延迟购房行为，继续储蓄和租房，成为受约束租房家庭。同时，注意到 $(\pi_t + \tau_t)$ 表示受信用约束家庭占比(包括受信用约束的有房家庭和租房家庭)，因此，当房价上涨时，受信用约束家庭占比下降，则无信用约束家庭的占比 $(1 - \pi_t - \tau_t)$ 将会提高。为了得到所有家庭的总消费，对各类家庭的加权消费求和，权重取各类家庭占比。家庭总消费可以表示如下：

$$c_{s,t} = (1 - \pi_t - \tau_t) (\omega_1 E_t c_{t+1}^u - \omega_2 r_t) + \tau_t (\omega_3 y_t^H + \omega_4 (1-\theta) hp_t - \omega_5 r_{t-1}) + \pi_t \left(\omega_6 y_t^R - \omega_7 \left(\frac{1}{n} \theta + \eta \right) hp_t \right) \quad (29)$$

为表达方式简洁性，令 $a = \frac{\omega_1}{\omega_3} E_t c_{t+1}^u - \frac{\omega_2}{\omega_3} r_t - \frac{\omega_4}{\omega_3} (1-\theta) hp_t + \frac{\omega_5}{\omega_3} r_{t-1}$ ， $b = \omega_8 \phi \theta hp_t + \omega_9 h_t$ ，则可以将式(29)重新表示为：

$$c_{s,t} = (1 - F(a)) (\omega_1 E_t c_{t+1}^u - \omega_2 r_t) + (F(a) - F(b)) (\omega_3 y_t^H + \omega_4 (1-\theta) hp_t - \omega_5 r_{t-1}) + F(b) \left(\omega_6 y_t^R - \omega_7 \left(\frac{1}{n} \theta + \eta \right) hp_t \right) \quad (30)$$

为考察房价对总消费的影响，求总消费对房价的偏导数，经过调整可得：

$$\frac{\partial c_{s,t}}{\partial hp_t} = (\omega_1 E_t c_{t+1}^u - \omega_2 r_t) \frac{\omega_4}{\omega_3} F'(a) + F(a) \omega_4 (1-\theta) + F'(b) \omega_8 \phi \theta \omega_6 y_t^R - F(b) \omega_4 (1-\theta) -$$

$$F(b)\omega_7\left(\frac{1}{n}\theta+\eta\right)-\left[F'(a)\frac{\omega_4}{\omega_3}(1-\theta)+F'(b)\omega_8\phi\theta\right](\omega_3y_t^H+\omega_4(1-\theta)hp_t-\omega_5r_{t-1})-F'(b)\omega_8\phi\theta\omega_7\left(\frac{1}{n}\theta+\eta\right)hp_t \quad (31)$$

由于收入分布函数 $F(y_t^k)$ 为大于 0 小于 1 的正数, 并且概率密度 $h(y_t^k)=F'(y_t^k)>0$ 。根据住房市场状况对式(31)的可能结果提出假设 1。

假设 1: 当住房市场的租房家庭占比 $F(b)$ 、购房首付比 θ 与住房租售比 η 都较高时, 房价上涨将对总消费产生挤出效应, 并且挤出效果在不同的房价增长机制中表现出结构性改变。

为考察总收入 $y_{s,t}$ 是否对房价变动的消费效应产生结构性影响, 求模型(31)对总收入的偏导数。假设每类家庭具有同样的收入生命周期模式, 每类家庭的收入在总收入 $y_{s,t}$ 中所占的比重为 p_i , 可以将式(30)改写为:

$$c_{s,t}=(1-F(a))(\omega_1E_t c_{t+1}^u-\omega_2r_t)+(F(a)-F(b))(\omega_3p_1y_{s,t}+\omega_4(1-\theta)hp_t-\omega_5r_{t-1})+F(b)\left(\omega_6p_2y_{s,t}-\omega_7\left(\frac{1}{n}\theta+\eta\right)hp_t\right) \quad (32)$$

进一步将模型(31)改写为(33)式。根据不同的住房市场环境, 对式(33)的可能结果提出假设 2。

$$\frac{\partial c_{s,t}}{\partial hp_t}=(\omega_1E_t c_{t+1}^u-\omega_2r_t)\frac{\omega_4}{\omega_3}F'(a)+F(a)\omega_4(1-\theta)+F'(b)\omega_8\phi\theta\omega_6p_2y_{s,t}-F(b)\omega_4(1-\theta)-F(b)\omega_7\left(\frac{1}{n}\theta+\eta\right)-\left[F'(a)\frac{\omega_4}{\omega_3}(1-\theta)+F'(b)\omega_8\phi\theta\right](\omega_3p_1y_{s,t}+\omega_4(1-\theta)hp_t-\omega_5r_{t-1})-F'(b)\omega_8\phi\theta\omega_7\left(\frac{1}{n}\theta+\eta\right)hp_t \quad (33)$$

假设 2: 当住房市场的房价 hp_t 、租房家庭占比 $F(b)$ 、住房首付比 θ 与住房租售比 η 均较高时, 房价上涨将对消费产生挤出效应, 并且挤出效果在不同的收入增长机制中表现出结构性改变。

由于存在诸如家庭效用函数的异质性、消费欧拉方程对数线性化处理的近似性、家庭所处环境条件的简化处理等原因, 模型(31)、(33)大小和方向很难得到直观的确定结论, 只能通过假设方式进行推测。具体和定量的结论有赖于较为严密的实证研究。可以判定的是, 房价变动对于消费的影响可能存在非线性, 即在不同的房价增长环境与不同的收入增长环境中, 房价变动对家庭消费的影响效应会发生改变。这需要运用更为现实的非线性模型予以描述。

四、经验模型、研究变量与数据处理

(一)经验模型

本文利用面板门限模型考察房价对居民消费可能产生的非线性影响。门限模型的核心思想在于当门限变量的取值在门限值前后发生改变时, 解释变量的系数也随之发生改变。本文建立的面板门限模型表示如下:

$$y_{it}=\alpha x_{it}I(q_{it}\leq\gamma)+\beta x_{it}I(q_{it}>\gamma)+e_{it}, \quad e_{it}\sim iid(0,\sigma_e^2) \quad (34)$$

其中, y_{it} 表示消费, x_{it} 表示解释变量的向量形式, 包括收入、利率与房价等变量; q_{it} 表示门限变量, 可以是 x_{it} 向量所包含的解释变量之一, 也可以是其他变量; γ 是触发机制转换的门限值, $I(\cdot)$ 是指示函数, 当 $q_{it}\leq\gamma$ 时, $I(\cdot)=1$, 否则 $I(\cdot)=0$, $e_{it}=(e_{1,it}, e_{2,it})'$ 是残差向量, α, β 分别表示两种机制下的待估参数向量。

首先, 运用 OLS 对模型(34)进行估计, 通过对所有可能的门限值 γ 进行迭代, 选择使式(34)的残差平方和最小的门限值作为估计值, 最小残差平方和与对应的门限值分别表示: $S_1(\gamma)=\hat{e}_{it}(\gamma)'\hat{e}_{it}(\gamma)$ 和 $\hat{\gamma}=\operatorname{argmin}S_1(\gamma)$ 。之后, 需要检验门限效应的显著性, 检验的原假设 $H_0:\alpha_i=\beta_i(i=0,1,2,3)$, 当原假设成立时, 模型(31)退化为线性方程, 表示不存在门限效应; 当备择假设 $H_1:\alpha_i\neq\beta_i(i=0,1,2,3)$ 成立时, 表示门限效应存在。为了解决原假设下门限参数无法识别导致传统统计量不服从标准分布问

题,本文采用“自助法”,通过得到大样本下的渐进分布 P 值,当 P 值足够小时拒绝原假设,存在门限效应。令 S_0, S_1 分别表示原假设和备择假设下的残差平方和,对应的 LM 统计量 $F_1(\gamma) = (S_0 - S_1(\hat{\gamma})) / \hat{\sigma}^2$, 其中, $\hat{\sigma}^2 = \hat{\xi}'_t(\gamma) \hat{\xi}_t(\gamma) / T = S_1(\hat{\gamma}) / T$ (T 表示样本数), LM 统计量可以改写为 $F_1(\gamma) = (S_0 - S_1(\hat{\gamma})) T / S_1(\hat{\gamma})$ 。为进一步检验可能存在的双门限效应,将面板门限模型设定为:

$$y_{it} = \alpha x_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta x_{it} I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \lambda x_{it} I(q_{it} > \gamma_2) + \xi_{it} \quad (35)$$

上式中, $\gamma_1 < \gamma_2$, 在固定第一个门限条件下估计第二个门限, 然后检验门限效应的显著性和真实性。该过程与单门限的估计检验过程基本相似, 在此不再赘述。如果以上模型存在双门限, 则需要进一步估计可能存在的多门限值, 并进行相关检验, 一直到对应的门限效应不再显著为止。

(二) 研究变量与数据处理

研究变量包括消费、收入、利率与房价, 分别选取房价增长率和收入增长率作为门限变量。本文选用 1998~2011 年中国 35 个大中城市年度数据, 共计 490 组样本数据^②, 所有数据均来源于 CEIC 中国经济数据库, 各城市统计年鉴以及各期《中国经济景气月报》。代理变量选取与数据处理过程如下: (1) 消费(c)采用城镇居民人均消费性支出作为代理变量, 建立以 1996 年为基期的定基消费价格指数, 将各期城镇居民人均消费性支出除以同期的定基消费价格指数, 得到实际值。(2) 收入(y)采用城镇居民人均可支配收入作为代理变量。(3) 利率(r)采用 1 年期银行存款利率作为代理变量, 当利率发生调整时, 根据使用的日期数求年度加权平均值。(4) 房价(hp)采用房屋销售价格指数作为代理变量。(5) 房价增长率(rhp)采用房屋销售价格增长率作为代理变量。(6) 收入增长率(ry)采用城镇居民人均可支配收入的增长率作为代理变量。所有变量均剔除通货膨胀因素的影响, 对消费、收入和房价取对数处理。

五、实证研究过程与结果分析

(一) 以房价增长率为门限变量的消费门限模型估计

首先建立单门限模型, 解释变量包含收入、利率和房价。为了考察房价增长率变动是否会使各解释变量对消费的影响产生结构性变动, 建立以实际房价增长率为门限变量的面板门限模型。

$$c_{it} = (\alpha_0 + \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 r_{it} + \alpha_3 hp_{it}) \cdot I(rhp_{it} \leq \gamma) + (\beta_0 + \beta_1 y_{it} + \beta_2 r_{it} + \beta_3 hp_{it}) \cdot I(rhp_{it} > \gamma) + e_{it} \\ e_{it} \sim iid(0, \sigma_e^2) \quad (36)$$

式(36)中各变量的含义如前所述。接下来, 对模型(36)进行估计和检验。首先, 采用重排自回归方法估计模型(36)的门限值, 获得门限的估计值后, 再通过自助法模拟 LM 统计量的渐进分布 P 值^③。如果单门限效应通过显著性检验, 则重复以上步骤进行多门限估计和检验, 直到多门限效应不能通过显著性检验为止。结果发现, 第一个门限值为 2.08%, 自助法模拟结果发现该门限效应显著存在; 继续搜索并估计第二个门限值, 结果发现第二个门限值为 6.60%, 但是自助法模拟发现门限效应不显著。具体的结果如表 1、表 2 所示。

H_0 (原假设)	H_1 (备择假设)	Threshold	LM 检验统计量	结论
无门限效应	1 个门限	2.08%	14.73* (0.08)	拒绝原假设
1 个门限	2 个门限	6.60%	7.70 (0.60)	接受原假设

注: 1. 括号内的数字是自助法(Bootstrap)得到的 P 值。2. * 表示 10% 的显著性水平。

从表 1 可得, 以房价实际增长率为门限变量的模型在 10% 显著性水平上存在门限效应。以 2.08% 的房价实际增长率为门限, 可以将模型(36)区分为两种机制。进一步对门限模型进行估计, 结果显示, 当门限变量分别位于两种不同的机制时, 人均可支配收入和房价对消费的影响具有明显的差异性, 利率在两种机制中对于消费的影响力可以忽略不计。其中, 当处于房价高增长率机制时, 房价对消费的影响系数为 -0.055, 显著性水平 10%, 当处于房价低增长率机制时, 房价对消费的影响系数为 -0.095, 显著性水平 1%。可见, 在房价低增长机制中, 房价波动对消费的挤出效应更大。同时,

两种机制中收入对消费的影响都为正且非常显著,说明收入是决定消费的最为重要的因素。

对上述结果的解释是:我国住房与住房抵押市场可能存在较高的租房家庭占比、购房首付比和住房租售比等条件,导致房价对总消费产生挤出效应。并且,在房价低增长阶段,由于计划购房家庭比例较高导致较高的负收入效应和替代效应,住房价值较低使得有房家庭的财富效应较低,而融资约束难以有效缓解,房价对消费的挤出效应更加显著;房价增长率提高时,有房家庭的财富效应增加,并且融资约束得到放松,而计划购房家庭比例下降使得负收入效应和替代效应减弱,房价对消费的挤出效应有所缓解。由此,本文完成了对假设 1 的检验。

(二)以收入增长率为门限变量的门限模型估计

以实际收入增长作为门限变量,考察实际收入增长是否会使各变量对消费的影响发生结构性变化,门限模型中包含的变量依然为收入、利率和房价。模型设定如下所示:

$$c_{it} = (\alpha_0 + \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 r_{it} + \alpha_3 hp_{it}) \cdot I(ry_{it} \leq \gamma) + (\beta_0 + \beta_1 y_{it} + \beta_2 r_{it} + \beta_3 hp_{it}) \cdot I(ry_{it} > \gamma) + \xi_{it}$$

$$\xi_{it} \sim iid(0, \sigma_{\xi}^2) \quad (37)$$

采用与前文相同的方法对收入增长的门限值进行搜索和估计,选择使得模型(37)残差平方和最小的实际收入增长率作为门限值,进而对门限模型进行估计,在得到门限模型的估计系数后,检验门限效应的显著性和门限值的真实性。结果发现,实际收入增长率 12.41% 是第一个门限值,通过自助法模拟发现门限效应显著;因此,固定第一个门限值,继续搜索第二门限值,发现第二个门限值为 17.64%,但是自助法发现该门限效应不显著。门限值的估计与检验结果如表 3 所示:

表 3 门限效应检验结果 (门限变量:房价增长率)

H_0 (原假设)	H_1 (备择假设)	Threshold	LM 检验统计量	结论
无门限效应	1 个门限	12.14%	16.69* (0.06)	拒绝原假设
1 个门限	2 个门限	17.64%	10.76 (0.37)	接受原假设

注:1.括号内的数字是自助法(Bootstrap)得到的 P 值。2.* 表示 10% 的显著性水平。

表 4 门限模型估计结果 (门限变量:收入增长率)

被解释变量	门限模型(y_{it})	
	机制 1: $ry_{it} > 12.41\%$	机制 2: $ry_{it} \leq 12.41\%$
截距项	0.973*** (7.20)	1.15** (13.63)
r_{it}	0.013 (3.91)	-0.000 (-0.14)
y_{it}	0.905*** (49.01)	0.885*** (55.20)
hp_{it}	-0.077* (-1.90)	-0.072** (-2.31)
样本容量	74	416
AR(1)	0.781 (27.36)	
R^2	0.987	
DW	2.18	

注:1.括号内数字为 t 检验统计量。2.***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。3.AR(1) 表示基于 Cochrane-Orcutt 法的一阶自相关修正模型。

效果略强,而低收入机制中房价对消费的影响显著性水平稍高。

可能的解释是,在收入高增长阶段,家庭有较高的能力和意愿购买房产用于投资和自住,这会对家庭消费产生较强的替代效应和储蓄效应;在收入低增长时期,家庭购买能力下降导致购房欲望下

表 2 门限模型估计结果 (门限变量:房价增长率)

被解释变量	门限模型(c_{it})	
	机制 1: $rh_{pit} > 2.08\%$	机制 2: $rh_{pit} \leq 2.08\%$
截距项	1.181*** (11.92)	1.095** (13.27)
r_{it}	-0.001 (-0.38)	0.001 (0.58)
y_{it}	0.874*** (52.19)	0.903*** (57.56)
hp_{it}	-0.055* (-1.73)	-0.095*** (-2.96)
样本容量	232	258
AR(1)	0.780 (27.15)	
R^2	0.987	
DW	2.17	

注:1.括号内数字为 t 检验统计量。2.***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。3.AR(1) 表示基于 Cochrane-Orcutt 法的一阶自相关修正模型。

接下来,以实际收入增长率 12.41% 作为门限值,对门限模型(37)进行 OLS 估计。估计结果见表 4。结果发现,在以收入实际增长率 12.41% 为门限值的门限模型中,房价与收入对家庭消费的影响存在差异性。其中,在收入门限值两侧,房价对消费均产生较弱的抑制作用,这种负面作用在收入增长的两种机制中变化不大,高:在低收入增长机制中,房价对消费的影响系数为 -0.072,显著性水平为 10%;在高收入增长机制中,房价对消费的影响系数为 -0.077,显著性水平是 5%。可见,高收入机制下房价对消费的挤出

降,这会缓解房价波动对消费的抑制作用。可以注意到,在两种机制中,可支配收入都仍然是消费的决定性影响因素,并且,收入高增长机制下收入对消费的正向影响较收入低增长阶段下的这种影响更大。至此,本文检验了假设 2。

(三)不同房价与收入增长机制中的城市数量变动特征

为得到各城市在不同年份的房价和收入增长状态,分别以房价门限值 2.08%和收入门限值 12.41%对 35 个大中城市进行划分。结果发现,处于房价高增长机制的城市在 2005 年和 2010 年分别达到最高值 28 个,说明这两个年份大多数城市房价出现较大幅度上涨;2011 年处于房价高增长机制的城市有 3 个,说明 2011 年绝大多数城市房价出现低增长或负增长。另外,1998 年之后处于 12.41%收入高增长阶段的城市数量大幅度减少,并且一直维持在较低水平。

对房价与收入增长率的门限区域进行组合,并根据各城市房价与收入实际状况将其归入门限区域之一。结果发现,当经济处于区域 1:即房价增长率 $\leq 2.08\%$,收入增长率 $\leq 12.41\%$ 时,城市总量达到 226 次,房价对消费的负面影响较大且比较显著。当经济处于区域 2:即房价增长率 $> 2.08\%$,收入增长率 $\leq 12.41\%$ 时,城市总次数 190 次,房价对消费的挤出效应略有减弱且比较显著。处于其他两区域的城市次数较少,处于区域 3(房价增长率 $\leq 2.08\%$ 与收入增长率 $> 12.41\%$)的城市次数为 29 次,处于区域 4(房价 $> 2.08\%$ 与收入 $> 12.41\%$)的城市次数是 45 次。

六、结论与政策启示

本文以家庭收入为依据区分了不受信用约束的有房家庭、受信用约束有房家庭和受信用约束租房家庭。通过求解不同家庭效用模型的最优化一阶条件,考察了房价对家庭消费的非对称影响,进而研究了房价对家庭总消费的影响。主要结论有以下几点:

1.房价不影响高收入有房家庭的消费。收入高且拥有住房使得这类家庭能够通过借款有效平滑生命周期消费,并实现效用最大化下的消费水平。当期收入不影响其当期消费,无信用约束家庭的消费遵循持久收入—生命周期理论。

2.受信用约束家庭的消费水平受房价变动的影 响。对于受约束有房家庭,房价上涨缓解其信用约束进而促进当期消费,并且,随着住房首付比的降低,房价上涨对消费的促进作用越显著;对于受信用约束租房家庭,房价上涨将导致压缩当期消费并增加储蓄,并且,随着购房首付比和住房租售比提高,以及租房家庭生命周期缩短,房价上涨对消费的抑制效应越大。另外,这类家庭的消费对当期收入具有过度敏感性。

3.房价变动对总消费的影响可能存在非线性特性,即在不同的房价与总收入增长机制中,房价对消费的影响发生改变。住房市场基本状况如租房家庭占比、购房首付比、住房租售比等将导致房价对总消费的非线性影响出现结构变迁。

最后,本文利用 1998~2011 年间中国 35 个大中城市年度数据,运用门限模型进一步刻画房价与消费的非线性关系特征。结果表明:第一,在 2.08%的房价增长率与 12.41%的收入增长率门限值两侧,房价均对消费产生微弱的挤出作用;并且,房价低增长机制中房价对消费的挤出效应更为显著;第二,可支配收入是居民消费的决定性影响因素。以上结论说明,我国住房市场状况更多体现了房价对消费的替代效应、储蓄效应和负收入效应,这可能意味着在我国依然存在高房价、租房和打算购房的家庭占比较高、购房首付比和住房租售比较高等特征。

本文的政策启示是:第一,为了释放被高房价挤占的消费需求,必须抑制大中城市房价水平的高涨;第二,改善住房市场基本状况,如采用差异化的购房首付比、提高有房家庭占比、降低租售比等,有助于实现住房财富效应;第三,深化收入分配制度改革,通过税收等手段切实提高普通家庭的实际可支配收入,是促进居民消费的根本途径。

注释:

①陈健、高波(2010)采用了省级面板数据,而城市级数据能更加准确反映大中城市房价与消费的关系^[22]。

②35个大中城市包括:北京、天津、石家庄、太原、呼和浩特、沈阳、大连、长春、哈尔滨、上海、南京、杭州、宁波、合肥、福州、厦门、南昌、济南、青岛、郑州、武汉、长沙、广州、深圳、南宁、海口、成都、重庆、贵阳、昆明、西安、兰州、西宁、银川、乌鲁木齐。

③本文采用 Eviews6.0 程序对文中的自助法过程进行编程,自助法的模拟重复次数为 1 000 次。

参考文献:

- [1] Muellbauer, J., R. Lattimore. The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview[M]. Oxford: Handbook of Applied Econometrics, 1995.
- [2] Ludwig, A., T. Slok. The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries[Z]. International Monetary Fund Working Paper 02/1, 2002.
- [3] King, M. Discussion[J]. Economic Policy, 1990, (11): 383—387.
- [4] Buiter, W. H. Housing Wealth Isn't Wealth[J]. Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal, 2010, (4): 2010—2022.
- [5] Iacoviello, M. Consumption, House Prices and Collateral Constraints. Journal of Housing Economics [J]. Journal of Housing Economics, 2004, 13(4): 304—320.
- [6] Aoki, Kosouke, James Proudman, Gertjan Vlieghe. House Price, Consumption and Monetary Policy: A Financial Accelerator Approach[Z]. Bank of England Working Paper No169, 2002.
- [7] Aron, J., et al. Credit, Housing Collateral, and Consumption: Evidence from Japan, the U.K., and the U.S[J]. Review of Income and Wealth, 2012, 58(3): 397—423.
- [8] Lettau, M., S. Ludvigson, C. Steindel. Monetary Policy Transmission Through the Consumption-Wealth Channel[J]. FRBNY Economic Policy Review, 2002, (5): 117—133.
- [9] Aron, J., J. Muellbauer. Housing Wealth, Credit Conditions and Consumption[EB/OL]. <http://www.csae.ox.ac.uk/workingpapers/pdfs/2006-08text.pdf>, 2006.
- [10] Skinner, J. S. Is Housing Wealth a Sideshow? In Advances in the Economics of Aging[Z]. NBER Report, Chicago, IL: University of Chicago Press, 1996.
- [11] Campbell, J., J. Cooco. How do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data[Z]. NBER Working Paper No. 11534, 2005.
- [12] Gan, J. Housing Wealth and Consumption Growth Evidence from a Large Panel of Household[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(6): 2229—2267.
- [13] Guo S., W. Hardin. Wealth, Composition, Housing, Income, and Consumption[J]. Journal of Real Estate Finance & Economics, 2014, 48(2): 221—243.
- [14] Apergis, Nicholas. Miller, Stephen. Consumption Asymmetry and the Stock Market: Empirical Evidence. Economics Letters, 2006, (93): 337—342.
- [15] Chen, N., S. Chen, Y. Chou. House Prices, Collateral Constraint, and the Asymmetric Effect on Consumption[J]. Journal of Housing Economics, 2010, 19(1): 26—37.
- [16] 洪涛. 房地产价格波动与消费增长[J]. 南京社会科学, 2006, (5): 54—58.
- [17] 段忠东. 房地产价格与货币政策——理论与实证研究[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2011.
- [18] 严金海, 丰雷. 中国住房价格变化对居民消费的影响研究[J]. 厦门大学学报(哲学社科版), 2012, (2): 71—78.
- [19] 黄静, 屠梅曾. 房地产财富与消费: 来自于家庭微观调查数据的证据[J]. 管理世界, 2009, (7): 35—45.
- [20] 谢洁玉, 吴斌珍, 李宏彬, 郑思齐. 中国城市房价与居民消费[J]. 金融研究, 2012, (6): 13—27.
- [21] 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.
- [22] 陈健, 高波. 非线性视角下的中国房地产财富效应的测度研究——基于 1996—2008 年省际面板数据的分析[J]. 广东金融学院学报, 2010, (9): 99—111.
- [23] Deaton, Angus. Saving and Liquidity Constraints[J]. Econometrica, 1991, 59(5): 1121—1248.
- [24] Kajuth, F. The Role of Liquidity Constraints in the Response of Monetary Policy to House Prices[J]. Journal of Financial Stability, 2010, 6(4): 230—242.

(责任编辑:李效梅)