

# 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

肖卫国 袁建港 袁威\*

**摘要:** 在考虑异质性家庭流动性约束的基础上,本文使用MS-VAR模型和Probit模型考察了1999-2012年中国房价对消费的非线性影响特征,结果表明:房价对消费存在正向影响和负向影响两种区制,并且这两种区制在样本期间多次发生转换。当受流动性约束家庭占比增加时,房价上涨加剧了家庭流动性约束状况而抑制消费增长;当无流动性约束家庭占比增加时,在中长期房价上涨能够促进消费增长。上述结果得到了C-M模型比较检验的支撑。由此得到的政策建议是:房地产调控政策的制定应密切关注家庭流动性约束的变化;当前多数中国家庭面临较强的流动性约束,房价上涨会抑制居民消费的增长,因此必须控制房价的过快上涨。

**关键词:** 房价 消费 非线性特征 流动性约束

## 一、引言

在中国居民的财富构成中,住房一直占有重要地位。随着中国房地产市场的快速发展和金融体系的不断完善,房价波动对实体经济的影响日益加深(伍戈,2007;陈继勇等,2013)。当前,在中国亟需提高消费<sup>①</sup>对产出贡献度的现实背景下,房价与消费的关系问题受到学界越来越多的关注。发达国家的经验显示房地产市场的繁荣往往伴随着消费的高速增长(Duca, et al., 2012),但中国房价与消费的关系却表现出相反的特征。从1999年到2012年,中国商品房平均销售价格增长了182%,居民消费支出对产出的贡献度却从57.8%跌至40%<sup>②</sup>,显著低

\*肖卫国,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:wgxiao@whu.edu.cn;袁建港,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:jgyuan@foxmail.com;袁威,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:yuanwei-10@163.com。

本研究得到了国家社科基金项目“我国流动性结构失衡的宏观经济影响与货币政策选择研究”(编号:14BJY187)、教育部人文社会科学研究规划基金项目“住房价格波动、消费与中国最优货币政策选择:基于异质性预期视角”(编号:11YJA790169)、教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“欧美国债务危机对我国的影响及对策研究”(编号:12JZD029)、中国博士后科学基金资助项目“流动性、资产价格、家庭决策与中国货币政策选择”(编号:2012M521446)的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵建议,作者文责自负。

<sup>①</sup>需要指出的是,根据国家统计局的划分,购房行为属于投资而不属于消费,但是租房行为则包含在居民消费支出的范畴内。具体研究中,消费是否包括房租要根据所选取的代理变量判断。本文使用消费品零售总额作为消费的代理变量,因此并不包括房租支出。

<sup>②</sup>数据来源于中经网统计数据库。

于同等收入国家的平均水平。既有研究对房价与消费的关系问题做了大量的实证检验,但对于房价影响消费的方向和程度,学界尚未达成共识。例如,宋勃(2007)、黄静和屠梅曾(2009)认为房价上涨能促进消费增长,而况伟大(2011)、谢洁玉等(2012)的研究则显示房价上涨对消费具有抑制作用。既有研究大多采用线性模型并假定房价与消费的关系固定不变,但现实中房价与消费的关系可能是一个不断变化的动态过程(肖卫国等,2012;Lindner,2013)。那么,有没有可能中国房价与消费的关系本身在近十几年间发生过显著的转变,导致基于不同样本的研究结论出现分歧?无疑,围绕该问题的研究有助于揭示中国房价与消费的真实关系,这对于当前房地产调控政策的制定和扩大国内消费需求都具有重要意义。

对房价与消费的关系进行解释的理论主要包括财富效应、资产抵押效应和共同因素(Common Drivers)三种。财富效应理论基于生命周期-持久收入假说,未预料到的房价上涨会提高拥有住房家庭的财富水平,促使他们增加消费支出;资产抵押效应理论认为,现实中的部分消费者(通常是年轻家庭)可能会面临流动性约束问题,住房抵押价值的提高有利于缓解有房家庭的流动性约束(Iacoviello,2004),从而促进消费增长;共同因素则是指同时影响房价和消费的其他变量,如未来收入预期、利率水平、信贷供给条件等。忽视共同因素可能造成计量模型的自相关问题,从而高估房价对消费的促进作用(Calomiris, et al., 2009)。

财富效应和资产抵押效应分别强调住房作为财富和抵押品的作用,都以居民拥有住房为前提,因此这些理论难以刻画租房家庭或拟购房家庭的行为。更进一步地,考虑到家庭异质性,并将家庭分为租房家庭、受流动性约束的有房家庭和无流动性约束的有房家庭,房价波动对于这三类家庭消费的影响是不同的。对租房家庭而言,房价上涨提高了首付款门槛,他们不得不减少更多日常消费以增加用于未来购房的储蓄,房价上涨对这类家庭的消费产生挤出作用(Sheiner, 1995);受流动性约束的有房家庭能够在房价上涨时通过资产抵押效应获得更多更优惠的贷款以平滑消费,房价上涨会促进这类家庭增加消费支出;对无流动性约束的有房家庭,由于住房财富的变化已隐含在收入预期之中(Duca, et al., 2010),房价波动对他们的消费行为没有显著影响。因此,房价上涨对消费的影响取决于其对租房家庭消费的挤出作用和对受流动性约束有房家庭消费的促进作用的相对大小,这包含两方面内容:社会中三类家庭的相对比例、房价波动对各类家庭消费支出的影响程度。

在现实中,三类家庭的比例可能受到人口结构、住房首付款比例等因素的影响,房价上涨对租房家庭和受流动性约束有房家庭的影响程度也取决于收入预期、信贷条件、金融发展水平等因素。受政策因素和经济环境的影响,这些因素可能发生显著变化,从而导致房价对消费的影响在不同时期具有不同的特点。这一点已得到大量实证研究的支持,例如,Aron等(2012)、Case等(2013)的研究都表明房价对消费的影响存在明显的时变性。

基于以上分析,一些学者开始使用非线性模型分析房价与消费的关系。Chen等(2010)使用门槛模型研究了存在和不存在流动性约束情形下房价对耐用品和非耐用品消费的影响,结果表明:当存在流动性约束时,房价波动对耐用品消费的影响存在显著的非对称性。Peretti等(2012)采用时变参数VAR模型检验了1966-2011年南非房价对消费的影响,结果表明1985年金融自由化后房价对消费的促进作用明显增强。董秀良和曹凤岐(2009)使用马尔科夫区制转换模型研究了我国居民的消费行为,发现中国住房财富效应尚不显著,消费支出主要取决于可支配收入水平。陈健等(2012)采用Hansen门槛模型研究了不同信贷约束程度下房价对

消费影响程度的差异,发现当信贷约束较强时,房价上涨会抑制消费,而当信贷约束程度较弱时,这种抑制作用减弱。郑华和谢启超(2012)使用一个包含居民消费、可支配收入和资产价格的状态空间模型研究了房地产财富边际消费倾向的时变特征,发现短期内住房的财富效应明显,在长期有减弱趋势。

总体而言,既有研究基于宏观总量数据和微观调查数据,对房价与消费的关系进行了不同层次和视角的分析,并得到了一些有益的启示。本文的贡献主要体现在:(1)相比使用线性模型的研究,本文使用 MS - VAR (Markov - Switching Vector Autoregression) 模型分析了房价对消费影响的非线性特征;(2)相比其他使用非线性模型的研究,本文基于异质性家庭流动性约束的视角,结合 Probit 模型的使用,能够对房价与消费非线性关系的形成原因进行切合现实的、深入的分析 and 检验。本文剩余部分安排如下:第二部分是模型简介和变量选取;第三部分给出实证结果并对其进行分析;第四部分是结论和政策建议。

## 二、MS - VAR 模型简介和变量选取

### (一) MS - VAR 模型

相比其他非线性模型,本文使用 MS - VAR 模型主要基于两点考虑。首先,房价对消费的影响应该是一个动态过程,使用非线性 VAR 模型有助于描述不同条件下房价对消费的动态影响过程;其次,MS 模型能依据经济系统本身的非线性特征对样本区间进行直观的区制 (regime) 划分,这方便了后文对非线性产生原因进行分析和检验。马尔科夫区制转移模型的一般思想是,在  $K \times 1$  维可观测时间序列向量  $y_t$  的生成过程中,相关参数依赖于不可观测的区制变量  $s_t$  发生变化。令  $M$  表示所有可能的状态数,则表示模型所处不同状态的变量  $s_t \in \{1, \dots, M\}$ , 服从一个离散的马尔科夫随机过程,即:

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\} \quad (1)$$

假定该马尔科夫随机过程遍历不可约,转移矩阵可以写成如下形式:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (2)$$

与一般 VAR 模型类似,马尔科夫区制转换向量自回归模型 (MS - VAR 模型) 也有均值调整型和截距项状态依赖型两种形式:

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \cdots + A_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t \quad (3)$$

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \cdots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (4)$$

其中  $u_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$ ,  $\mu_t(s_t)$ ,  $A_1(s_t)$ ,  $\dots$ ,  $A_p(s_t)$ ,  $v(s_t)$  都是关于已实现区制  $s_t$  的状态依赖函数。原则上,可以将模型的所有参数都设置为状态依赖型,但是过多的待估计参数和状态变量会降低估计结果的可靠性。在实际中,基于不同的研究目的,通常只将部分参数设置为状态依赖型。如果令  $I$  表示截距项状态依赖、 $M$  表示均值状态依赖、 $H$  表示误差项异方差、 $A$  表示自回归参数状态依赖,则不同状态约束下 MS - VAR 模型的设定形式如表 1 所示:

表1 MS-VAR模型的设定形式<sup>①</sup>

		MSM		MSI	
		$\mu$ 可变	$\mu$ 不变	$v$ 可变	$v$ 不变
$A_j$ 不变	$\sum$ 不变	MSM-VAR	线性 MVAR	MSI-VAR	线性 VAR
	$\sum$ 可变	MSMH-VAR	MSH-MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
$A_j$ 可变	$\sum$ 不变	MSMA-VAR	MSA-MVAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	$\sum$ 可变	MSMAH-VAR	MSAH-MVAR	MSIAH-VAR	MSAH-VAR

对 MS 模型可以使用 EM (Expectation Maximization) 算法进行极大似然估计, 具体过程见 Hamilton (1994)。

### (二) 变量选取和数据处理

由于 1998 年开始实行住房市场化改革, 本文以 1999 年 1 月至 2012 年 12 月的宏观数据为样本, 变量包括居民消费 (CONS)、居民收入 (Y)、住房价格 (HP) 和利率 (R)。考虑到房价波动主要影响城镇居民消费行为, 我们选取城镇居民人均消费品零售额作为消费的代理变量<sup>②</sup>。在一般研究中, 居民可支配收入可以作为居民收入较好的代理变量, 但在检验财富效应时, 由于可支配收入中隐含有财产性收入, 会导致估计出现偏差 (胡永刚、郭长林, 2012)。因此, 本文选取城镇居民人均工资作为收入的代理变量。由于城镇居民人均工资只有季度数据, 本文使用月度工业增加值占当季工业增加值的比例作为权重, 乘以城镇居民人均工资季度值后近似月度数据。房价由商品房销售额除以销售面积得到。利率使用银行间同业拆借加权平均利率月度值作为代理变量。以上变量均经过 CPI (1998 年 12 月 = 100) 调整以剔除价格因素的影响。消费、收入、房价变量均使用 X-12 加法进行季节调整。出于平稳性要求和分析目的, 对以上变量进行差分得到消费增长额 (DCONS)、收入增长额 (DY)、房价增长额 (DHP)。单位根检验的结果表明以上三个变量和利率 R 均满足 5% 显著性水平下的平稳性要求。本文使用的数据中, 商品房销售额、销售面积和工业增加值来源于同花顺数据库, 其他都来源于中经网统计数据库。

## 三、实证结果及其分析

### (一) 房价波动影响消费的两区制

在样本范围内, 出于分析目的和待估参数数量的考虑, 本文使用两状态马尔科夫转换模型。在设定马尔科夫区制转换模型的形式时, 参考潘敏等 (2011) 的思路, 按照对数似然值  $\text{LogL}$  尽可能大, AIC 准则、HQ 准则和 SIC 准则尽可能小的原则, 综合比较不同的模型设定形式, 最终确定模型的形式为 MSIH(2)-VAR(1)<sup>③</sup>, 即 VAR 模型的截距项和方差具有状态依赖性。

<sup>①</sup>该分类表引用自 Krolzig (1997) 中的表 9.1。

<sup>②</sup>由于城镇化的推行和农村居民的流入, 城镇居民人口从 1999 年的 4.4 亿增加到 2012 年的 7.1 亿, 因此本文使用人均消费额以避免人口因素的干扰。

<sup>③</sup>其中 2 表示模型的状态数, 1 表示滞后阶数。

确定模型的形式后,为了判断经济关系非线性特征的显著性,需要比较 MS - VAR 模型和相同滞后阶数 VAR 模型的极大似然值、AIC 准则、HQ 准则、SC 准则等统计量。计算表明,MSIH(2) - VAR(1)模型的以上统计量均优于相应的 VAR(1)模型,这说明相比于线性模型,使用 MS - VAR 模型确实能够更好地拟合样本期间的经济现实。

由于本文考虑的是两状态马尔科夫转换模型,样本区间被划分成两种区制(区制 1 和区制 2<sup>①</sup>)。通过 EM 算法估计出的概率转移矩阵为  $P = \begin{bmatrix} 0.8698 & 0.1302 \\ 0.1165 & 0.8835 \end{bmatrix}$ ,区制 1 和区制 2 的期望持续期分别为 7.68 个月和 8.58 个月,具体区制划分情况如图 1 所示。

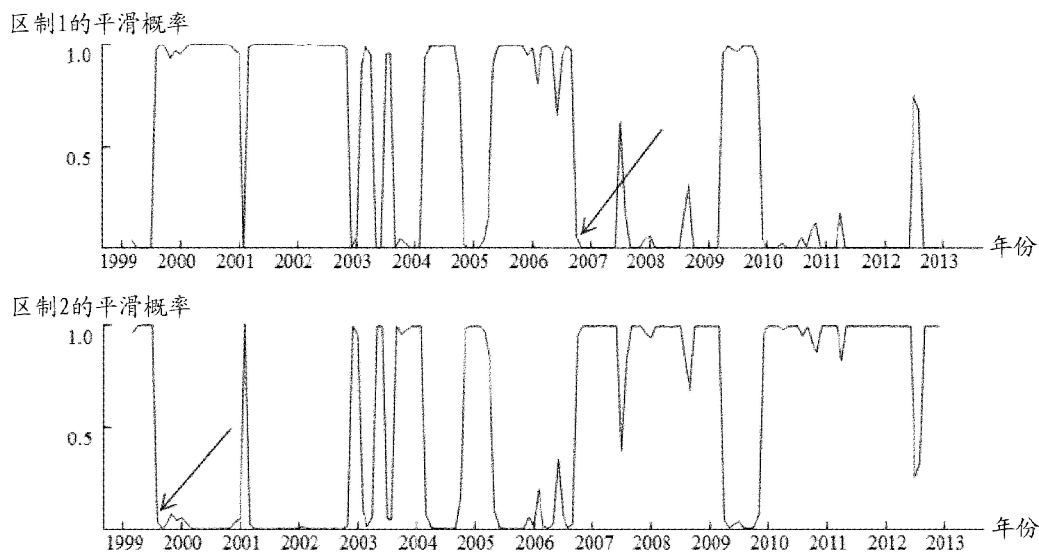


图 1 平滑概率分布

总体来看,1999 年中期和 2006 年中期是两个比较明显的转折点(见图 1 标注)。实际上,它们正好也是我国个人首套住房按揭贷款首付款比例由 30% 降为 20% 和重新提高至 30% 的时间点<sup>②</sup>。从 1999 年中期到 2006 年中期,区制 1 占主导地位。2006 年中期以后,除 2009 年外,区制 2 占主导地位。需要指出的是,2003 年至 2005 年区制的估计结果比较模糊,可能是由这段时期房地产调控政策的混乱造成的。2003 年中央政府开始意识到房地产过热,但决策层对当时房地产市场的认识却未统一:6 月中国人民银行发布《关于进一步加强房地产信贷业务管理的通知》(121 号文件),意在控制房地产过热的现象,同年 8 月国务院又出台了《关于促进房地产市场持续健康发展的通知》(18 号文件),进一步强调房地产业发展的重要性。而 2004 年到 2005 年政府试图抑制房价上涨,但因为土地供给量减少以及政策实际执行力低下,房价仍然快速上涨。受政策因素的影响,房地产市场经济关系的复杂化可能是造成这段时期区制划分不明确的主要原因。

<sup>①</sup>这里及后文所使用的“区制 1”和“区制 2”仅是出于表述方便的目的,它们分别对应房价对消费不同的影响效果,可结合下文的脉冲图进行具体区分。

<sup>②</sup>1999 年 7 月,中国人民银行下发《关于鼓励消费贷款的若干意见》,将该比例由 30% 降为 20%;2006 年 5 月,中国人民银行下发《关于调整住房信贷政策有关事宜的通知》,从当年 6 月起将该比例重新提高到 30%。

(二) 不同区制下房价波动对居民消费的动态影响

为便于分析和比较,本文采用脉冲响应分析方法来探究不同区制下房价波动对消费的动态影响。图2和图3分别给出了消费增长对房价波动冲击的脉冲响应过程和累积响应过程。

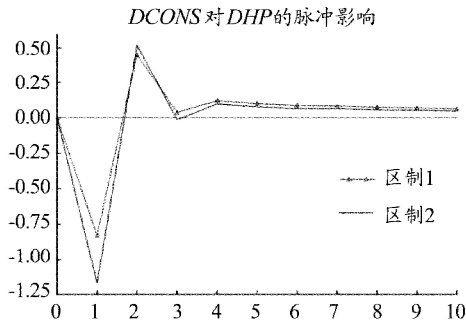


图2 消费增长对房价冲击的脉冲响应

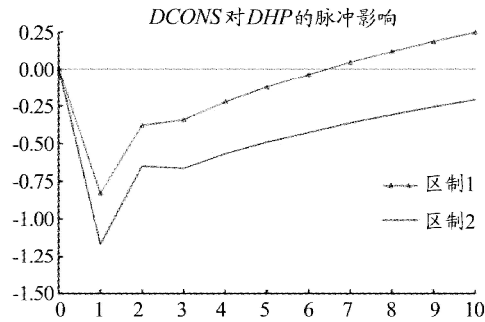


图3 消费增长对房价冲击的累积响应

从图2来看,给房价一单位正向冲击后,消费增长率在两种区制下表现出相似的波动特点,但波动幅度存在差异<sup>①</sup>:消费增长率在第1期均经历了大幅下降,相比区制1,处于区制2时,消费增长率的下降幅度更大。从第2期开始,消费增长率均转变为正值,此后再次发生小幅震荡,于第4期后逐渐趋于平稳。在消费增长率波动的整个过程中,其处于区制1时的水平一直略高于其处于区制2时的水平。从脉冲响应的整个过程来看,消费增长率在房价冲击后表现出先下降后上升的特点,这可以从异质性家庭流动性约束的角度进行说明。房价冲击对消费增长的抑制作用来源于租房家庭的首付款约束,而促进作用则来源于受流动性约束有房家庭的资产抵押效应。理论上讲,面临房价冲击,租房家庭只需要很少时间(仅存在认识时滞)来调整其消费行为,而进行住房抵押再贷款所需要的时间显然更多。因此,短时间内房价冲击对消费增长率的影响可能主要反映租房家庭的行为,即产生抑制作用,而在较长时期房产增值的资产抵押效应得以体现,房价对消费增长率产生持续(尽管微弱)的正向影响。

图3给出了两种区制下消费增长率对房价冲击的累积响应。在两种区制下,房价冲击首先会大幅降低消费增长率,随着时间的推移,累积的负向影响逐渐减弱。相比区制2下房价冲击对消费增长的累积影响一直表现为抑制作用,当处于区制1时,前期消费增长率受到的负面影响明显更弱,并且从第7期开始,房价冲击对消费增长率转变为正向的累积影响。

动态分析的结果表明,房价波动对消费增长的影响在短期和长期是不一样的,这与Carroll等(2011)的观点一致。由于区制2的期望持续期比区制1的更长,因此在样本期间的大部分时间里,房价上涨会抑制消费增长。我们认为,主要原因有两点。首先,目前中国城镇中租房家庭仍占有比较大的比重<sup>②</sup>。房价上涨迫使这类居民压缩日常消费以增加未来购房储蓄。其次,目前中国金融市场发展水平仍然较低。发达国家的经验研究表明,房价上涨对居民消费的促进作用会随着金融体系的完善而提高(Aron, et al., 2012)。具体来说,房价上涨促进消费增长主要依赖的两条渠道即财富效应和资产抵押效应,分别要求金融系统提供完善的资产增值

<sup>①</sup>这些特点与MSIH-VAR模型假定不同区制下系数矩阵相同、截距和残差方差不同有关。

<sup>②</sup>虽然调查数据显示中国城镇自有住房率在85%以上,但比较多的住房实际由比较少的一部分居民拥有,住房空置率较高,这种情况在一线城市中表现更为明显。

收益提取(HEW)服务和住房抵押再贷款服务。目前中国居民提取资产增值收益受到限制,同时住房抵押再贷款的发展也受到居民消费文化保守、征信制度不完善、贷款利率过高等因素的限制,导致房价上涨尚不能有效拉动居民消费的增长。

### (三) 异质性家庭流动性约束视角下 Probit 模型对区制决定因素的分析

#### 1. 变量选取及说明

基于异质性家庭流动性约束视角,房价对消费的非线性影响源于样本期间社会中三类家庭的相对比例、房价上涨对各类家庭消费的作用程度这两方面因素的显著变化。为了对此加以检验,我们选取合适的变量对这两方面因素加以刻画,并结合房地产调控政策的变化,进一步与已划分出的区制进行拟合。Kajuth(2010)在一个新凯恩斯框架下定性分析了住房首付比、利率、通胀预期等因素对家庭异质性的影响。参考 Kajuth(2010)的思路后,基于本文的分析框架,我们考虑如下变量:

(1)描述三类家庭相对比例变化情况的变量:个人首套住房按揭贷款首付款比例( $SFB$ )。由于本文使用的是宏观总量数据,难以对家庭类型进行直接划分,因此使用个人首套住房按揭贷款首付款比例描述租房家庭和受流动性约束有房家庭相对比例的变化。如果假定社会中大多数按揭购房的家庭以比较稳定的速率还款,则受流动性约束有房家庭转变为无流动性约束有房家庭(即刚好还清住房贷款)的速率也应当比较稳定,因此本文并未将此因素纳入考察范围。房价上涨对租房家庭的消费产生挤出作用,对受流动性约束有房家庭的消费则产生促进作用。如果首付款比例提高,租房家庭面临更高的首付款约束,转变为受流动性约束的有房家庭更加困难,因此房价波动对消费的抑制作用应当增大。这一点得到图1的证实:总体来看, $SFB$ 处于30%时,区制2占主导;该比例处于20%时,区制1占主导。下文的模型1给出了定量拟合结果。

(2)描述房价上涨对各类家庭消费作用程度的变量:利率( $RD$ 、 $RT$ )。由于房价上涨对无流动性约束有房家庭的消费不产生显著影响,进一步假定房价对租房家庭消费的影响程度相对稳定,因此本文只考虑房价对受流动性约束有房家庭消费作用程度的变化。对受流动性约束的有房家庭而言,分期付款额及抵押贷款成本都会受到当期利率的影响,利率可以衡量这类家庭在房价上涨时通过抵押贷款渠道增加消费的能力。理论上,利率升高意味着这类家庭通过抵押贷款渠道增加消费支出的能力受到更多限制,从而减弱房价上涨对受流动性约束有房家庭消费的促进作用。本文同时将一年期存款基准利率( $RD$ )和同业拆借加权利率( $RT$ )纳入考察范围。

(3)描述房地产调控方向的虚拟变量( $TK$ )。实际上,首付款比例和利率已能较好拟合区制的变化(见下文模型2和模型3),但考虑到近年来政府频繁进行的宏观调控对房地产市场会产生显著的干预和引导作用,我们在模型中加入第三个解释变量( $TK$ )以反映1999-2012年房地产调控政策的方向。该变量设定规则<sup>①</sup>如下:当政府调控政策基调偏松时取值为0,反之则取值为1。具体划分如表2所示。

<sup>①</sup>该判定过程以1999年以来政府相关部门发布的各类公开文件为依据,以半年为单位。如果精细到月份,容易导致判定过于随意和偏差过大等问题。实际上,判定结果与理论界、实务界的认识基本一致。

表2 1999年-2012年房地产宏观调控方向

时期	调控政策基调	TK取值
1999-2002年	扩张性政策阶段	0
2003-2008年上半年	紧缩性政策阶段	1
2008年下半年-2009年上半年	促进发展阶段	0
2009年下半年-2012年	重回遏制阶段	1

2. Probit模型的结果和分析

基于以上分析,本文以MS-VAR模型估计出的区制类型为被解释变量(当经济系统处于区制2时该变量取值为1,处于区制1时为0),使用Probit模型进行拟合。为了检验模型估计结果的稳健性和可靠性,依据选取解释变量的不同,本文设定了5种形式的Probit模型。具体的设定形式和估计结果如表3所示。

表3 Probit模型估计结果

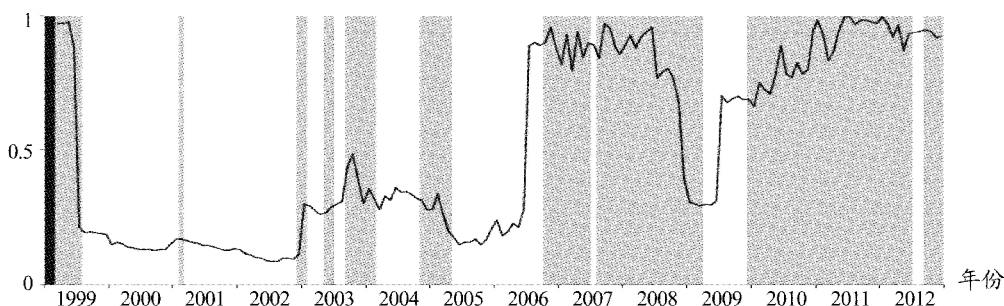
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
C	-4.277471*** (-7.568968)	-5.862513*** (-7.175671)	-4.99214*** (-7.426846)	-5.990203*** (-7.364391)	-5.122854*** (-7.475952)
SFB	17.42916*** (-7.764842)	17.93282*** (-7.454014)	11.5599*** (3.963674)	16.26492*** (6.574052)	10.14304*** (3.406745)
RT		0.662205*** (3.179328)		0.683298*** (3.318469)	
RD			0.881219*** (2.745434)		0.883594*** (2.816915)
TK				0.745462*** (2.878183)	0.702123*** (2.726432)
LR统计量	67.66323***	79.96521***	77.24748***	88.39469***	84.81674***
AIC准则	1.001474	0.939414	0.955786	0.900682	0.922236
SC准则	1.038968	0.995655	1.012027	0.97567	0.997224

注:\*\*\*, \*\*, \*分别表示在1%,5%,10%的水平下显著,括号内为所估计参数的z统计量。

从Probit模型的估计结果来看,各模型内生变量的系数均为正值且在1%水平下显著,这说明住房首付款比例越大、利率水平越高、政府调控政策越紧,则经济系统处于区制2的可能性越大。该结果与本文的分析是一致的,即当各种外部条件变化导致家庭总体流动性约束趋紧时,房价上涨对消费增长的抑制作用增强,这里的流动性约束既包括租房家庭面临的首付款约束,也包括受流动性约束的有房家庭在信贷条件恶化时通过抵押贷款平滑消费的能力受到限制。基于LR统计量、AIC准则和SC准则的比较,模型4的拟合效果最好,因此本文给出模型4的区制拟合情况如图4所示。

图4阴影部分表示MS-VAR模型划分出的区制2,白色部分表示区制1,曲线表示Probit模型对区制2的拟合概率值。总体来看,Probit模型的拟合效果较好。由于诸如人口特征、金融发展水平等其他因素并未纳入本文考察范围,拟合结果与实际可能存在一定偏差。另外,观察2006年到2010年拟合值与区制划分的对应情况,实际的区制变化似乎对拟合区制的变化存在2~3个月的滞后,如果进一步考虑经济条件和政策变化发挥效力存在的时滞,模型的拟合效果应当会更好。





说明:由于差分处理和MS-VAR模型的一阶滞后设定,区制划分结果实际上是从1999年3月开始的,因此用黑色将1999年1月和2月覆盖以示区分。

图4 Probit模型对马尔科夫区制变化的拟合图

#### (四) C-M模型对不同区制下居民流动性约束程度的判定

根据前文分析,房价对消费的影响与家庭总体流动性约束状况息息相关,在区制2下房价上涨对消费产生较强的抑制作用主要是因为居民总体流动性约束更为严重(租房家庭占比增加、受流动性约束的有房家庭通过抵押贷款增加消费能力受限)。实际上,在本文建立的MS-VAR系统中,我们可以利用Campbell和Mankiw(1989)提出的C-M模型比较两种区制下居民流动性约束的程度差异,以验证是否区制1对应的居民流动性约束较弱而区制2对应的居民流动性约束更强。C-M模型假定社会中的消费者分为两类,第一类消费者受到流动性约束,在全体消费者中所占比重为 $\lambda$ ,他们完全按照当期收入进行消费,则这类消费者的消费变动额等于收入变动额,即有 $\Delta C_{1t} = \Delta Y_{1t} = \lambda \Delta Y_t$ ,第二类消费者按照持久收入进行消费,其消费变动 $\Delta C_{2t}$ 服从随机游走。经过推导,社会总消费变动可以表示为:

$$\Delta C_t = \Delta C_{1t} + \Delta C_{2t} = \lambda \Delta Y_t + \xi_t \quad (5)$$

其中 $\xi_t$ 为服从怀特噪音分布的随机误差项, $\Delta C_t$ 和 $\Delta Y_t$ 分别表示社会总消费变动和总收入变动。在实证研究中可以对收入敏感性系数 $\lambda$ 进行估计,以衡量全社会消费者受到流动性约束的程度。在我们的分析中,不同区制对应的消费者流动性约束程度实际上可以通过消费变动对收入变动冲击的响应反映出来:如果消费变动对收入变动冲击的响应幅度越大,即说明 $\lambda$ 越大,家庭流动性约束程度更严重。两种区制下消费增长对房价上涨冲击的脉冲响应和累积响应过程如图5和图6所示。

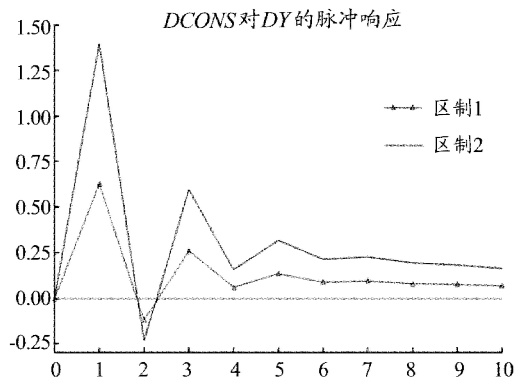


图5 消费增长对收入冲击的脉冲响应

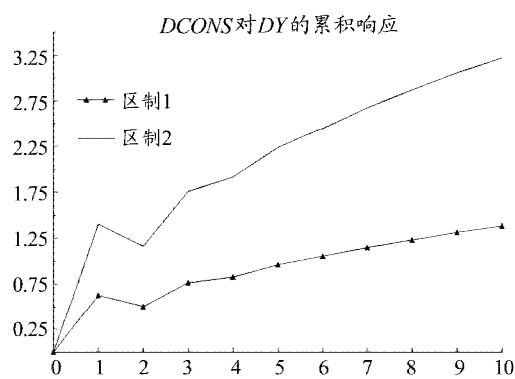


图6 消费增长对收入冲击的累积响应

从图6来看,相比区制1,消费的收入敏感性在区制2时更大。根据C-M模型的思想,消费者在区制2下受到的流动性约束比在区制1下更紧,导致他们平滑消费的能力受到更严重的限制,这与前文的观点一致。随着居民受到的流动性约束增强,房价波动引起居民消费更大幅度的震荡,这也在一定程度上解释了近年来中国居民消费波动幅度增大的事实。

#### 四、结论和政策建议

房价与消费的关系近年来成为学界关注的焦点,已有研究大多假定房价与消费之间存在稳定的线性关系,这不利于刻画现实中家庭的消费行为。为了检验1999-2012年中国房价对消费的影响是否具有非线性特征,本文使用MS-VAR模型对样本区间进行了内生性的区制划分以及不同区制下的脉冲响应分析。基于异质性家庭流动性约束视角,进一步使用Probit模型对区制的决定因素进行了定量分析。最后利用C-M模型对结论进行了比较检验。本文得出的主要结论有以下三点:(1)MS模型内生性区制划分的结果显示,在样本期间,中国房价与消费的关系表现出明显的非线性特点,房价冲击对消费增长率存在正向影响和负向影响两种区制,并且相互间多次发生转换。(2)脉冲响应的结果表明,房价对消费的影响是一个动态过程,消费增长率在经历房价冲击后表现出先下降后上升的特点。当前条件下,房价上涨尚难有效拉动我国消费增长,挤出作用总体上要大于促进作用。(3)Probit模型和C-M模型的结果均表明:当家庭流动性约束趋紧时,居民平滑消费的能力受到限制,消费波动加剧,房价上涨抑制消费增长;当流动性约束得到缓解时,居民平滑消费的能力得到提高,消费波动趋缓,房价上涨在中长期促进消费增长。

基于以上结论,本文提出以下两点政策建议:(1)近年来中国家庭流动性约束状况恶化,房地产调控政策的制定必须关注房价上涨对消费的不利影响,当前应控制房价的过快上涨,同时致力于改善家庭的流动性约束状况,比如可以坚持差异化的信贷政策,满足租房家庭的自住型需求并最终改善该群体的消费;(2)由于财富效应渠道和资产抵押效应渠道发挥作用都以金融市场完备高效为前提,为了实现住房财富增加对消费的促进作用,应当进一步完善相关法律法规,健全金融机构风险防范机制,促进金融市场健康发展。

#### 参考文献:

1. 陈健、陈杰、高波,2012:《信贷约束、房价与居民消费率——基于面板门槛模型的研究》,《金融研究》第4期。
2. 陈继勇、袁威、肖卫国,2013:《流动性、资产价格波动的隐含信息和货币政策选择——基于中国股票市场与房地产市场的实证分析》,《经济研究》第11期。
3. 董秀良、曹凤岐,2009:《基于马尔科夫转换模型的城镇居民消费行为研究》,《经济管理》第12期。
4. 胡永刚、郭长林,2012:《股票财富、信号传递与中国城镇居民消费》,《经济研究》第3期。
5. 黄静、屠梅曾,2009:《房地产财富与消费:来自于家庭微观调查数据的证据》,《管理世界》第7期。
6. 况伟大,2011:《房价变动与中国城市居民消费》,《世界经济》第10期。
7. 潘敏、夏庆、刘小燕、张华华,2011:《汇率制度改革、货币政策与国债利率期限结构》,《金融研究》第11期。
8. 宋勃,2007:《房地产市场财富效应的理论分析和中国经验的实证检验:1998-2006》,《经济科学》第5期。
9. 伍戈,2007:《货币政策与资产价格:经典理论、美联储实践及现实思考》,《南开经济研究》第4期。
10. 肖卫国、郑开元、袁威,2012:《住房价格、消费与中国货币政策最优选择:基于异质性房价预期的视角》,《经济评论》第2期。
11. 谢洁玉、吴斌珍、李宏彬、郑思齐,2012:《中国城市房价与居民消费》,《金融研究》第6期。
12. 郑华、谢启超,2012:《通胀预期视角下资产价格财富效应的非对称性》,《广东金融学院学报》第1期。

13. Aron, J. ,J. V. Duca, K. Murata, and A. Murphy. 2012. "Credit, Housing Collateral, and Consumption: Evidence from Japan, the U. K. and the U. S. " *Review of Income and Wealth*, 58(3) : 397 – 423.
14. Calomiris, C. , S. Longhofer, and W. Miles. 2009. "The ( Mythical?) Housing Wealth Effect. " NBER Working Paper 15075.
15. Campbell, J. , and N. Mankiw. 1989. "Consumption, Income and Interest Rates; Reinterpreting the Time Series Evidence. " *NBER Macroeconomics Annual* 1989. Cambridge, Mass; MIT Press.
16. Carroll, Christopher D. , Misuzu Otsuka, and Jirka Slacalek. 2011. "How Large is the Housing Wealth Effect? A New Approach. " *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(1) :55 – 79.
17. Case, K. ,J. Quigley, and R. Shiller. 2013. "Wealth Effects Revisited 1975 – 2012. " NBER Working Paper 18667.
18. Chen, N. K. , S. S. Chen, and Y. H. Chou. 2010. "House Prices, Collateral Constraint, and the Asymmetric Effect on Consumption. " *Journal of Housing Economics* , 19(1) :26 – 37.
19. Duca, J. , J. Muellbauer, and A. Murphy. 2012. "How Financial Innovations and Accelerators Drive Booms and Busts in U. S. Consumption. " Mimeo, Federal Reserve Bank of Dallas.
20. Duca, John V. , John Muellbauer, and Anthony Murphy. 2010. "Housing Markets and the Financial Crisis of 2007 – 2009: Lessons for the Future. " *Journal of Financial Stability* , 6(4) : 203 – 217.
21. Hamilton, J. D. 1994. *Time Series Analysis*, 677 – 703. Princeton NJ: Princeton University Press.
22. Iacoviello, Matteo. 2004. "Consumption, House Prices, and Collateral Constraints: A Structural Econometric Analysis. " *Journal of Housing Economics* , 13(4) : 304 – 320.
23. Kajuth, F. 2010. "The Role of Liquidity Constraints in the Response of Monetary Policy to House Prices. " *Journal of Financial Stability* , 6(4) , 230 – 242.
24. Krolzig, H. M. 1997. *Markov – Switching Vector Autoregressions*. New York: Springer.
25. Levin, Laurence. 1998. "Are Assets Fungible? Testing the Behavioral Theory of Life – Cycle Savings. " *Journal of Economic Organization and Behavior* , (36) : 59 – 83.
26. Lindner, F. 2013. "The Housing Wealth Effect on Consumption Reconsidered. " IMK Working Paper, No. 115, June.
27. Peretti, V. , R. Gupta, and R. Inglesi – Lotz. 2012. "Do House Prices Impact Consumption and Interest Rate in South Africa? Evidence from a Time Varying Vector Autoregressive Model. " *Economics, Financial Markets and Management* , 4:101 – 120.
28. Sheiner, I. 1995. "Housing Prices and the Savings of Renters. " *Journal of Urban Economics* , 38 (1) :94 – 125.

## **Nonlinear Influence of House Price on Consumption in China: An Empirical Analysis Based on Data of 1999 – 2012**

Xiao Weiguo, Yuan Jiangang and Yuan Wei

(Economics and Management School of Wuhan University)

**Abstract:** Explicitly considering the liquidity constraints of heterogeneous families, this paper investigates the nonlinear characteristics of the influence that house price exerted on consumption in China from 1999 to 2012 by combining Markov – Switching Vector Auto Regression model and the Probit model. The results show that nonlinearity exactly exists within the sample period. Rising house price will suppress the increase of consumption when the liquidity constraints are serious, while boosting consumption in the mid – long term once the liquidity situation is improved. This conclusion is consistent with the results of C – M model. The policy suggestion is that the authority should pay attention to the liquidity situation of families during real estate controlling. Too fast rising of house price should be controlled to avoid negative influence on consumption as the liquidity constraints have become more serious in recent years.

**Key Words:** House Price; Consumption; Nonlinear Characteristics; Liquidity Constraints

**JEL Classification:** D12, E21, R21

(责任编辑:彭爽)