

货币政策、房价波动对居民消费影响的路径研究

龙少波 陈 璋 胡国良

(重庆大学公共管理学院/公共经济与公共政策研究中心, 重庆 400044;
中国人民大学经济学院, 北京 100872)

摘 要: 本文研究货币政策、房价波动对消费的直接与间接影响, 并确定货币政策与房价对消费影响的两条具体路径。研究表明, 我国存在货币政策对消费影响的直接路径, 也存在房价通过货币政策影响消费的间接路径。而且, 这两种路径对消费的影响具有非线性的时变特征。但是, 房价对消费影响的直接效应不存在, 货币政策通过房价影响消费的间接效应也不存在。

关键词: 货币政策; 房价; 居民消费

JEL 分类号: E21, E52, R21 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002 - 7246(2016) 06 - 0052 - 15

一、引 言

1998 年商品房改革以来, 房地产成为拉动我国经济增长的重要行业, 而房价也处于持续上涨中。房屋是居民财富的重要组成部分, 甚至是其最有价值的资产, 房价上涨将增加有房者的总财富进而促进消费。但房价上涨也可能增加无房者的购买和居住成本, 加强居民储蓄倾向从而抑制消费, 这得到了陈健等(2012) 众多研究的支持。那么, 我国房价上涨对居民消费的总体影响到底是刺激还是抑制作用呢?

作为宏观调控的主要手段之一, 货币政策通过作用于总体物价水平而直接影响居民消费(货币政策→消费)。一般而言, 扩张性的货币政策可以刺激消费。货币宽松使得商品市场的流动性增加和物价上涨, 居民增加对商品消费。而增加的货币供给也可能流向

收稿日期: 2015 - 02 - 22

作者简介: 龙少波, 经济学博士, 讲师, 重庆大学公共管理学院, 重庆大学公共经济与公共政策研究中心,
Email: longshaobo@ruc.edu.cn.

陈 璋, 教授, 中国人民大学经济学院。

胡国良, 经济学博士生, 中国人民大学经济学院。

* 本文得到中央高校基本科研业务费科研专项项目(106112016CDJSK01JD05、0903005203306) 的资助。感谢匿名审稿人的宝贵建议与意见。文责自负。

房地产市场并引起房价的上涨,房价上涨又可能通过财富效应和抵押品效应影响到消费。可见,货币政策对消费可能存在间接作用路径(货币政策→房价→消费)。然而,房价持续性上涨也可能会触发国家宏观调控。一般来说,央行会采取房贷控制的政策(包括对消费者与房地产商)并配套其他部门的限购政策以减少流向房地产市场的货币量。房贷限制可能导致流向房地产市场的资金量减少,从而使得一般商品市场的货币量增加,并刺激居民的需求和消费。也就是说,房价对消费的影响也可能存在间接路径(房价→货币供给→消费)。

以上分析表明,货币政策与房价都是影响居民消费的重要变量。而货币政策与房价之间可能存在相互作用的关系,并且可能成为彼此影响消费的中介。在理论上,货币政策与房价对居民消费的影响具体分为以下四条路径:货币政策对消费影响的直接路径与间接路径,以及房价对居民消费影响的直接路径与间接路径。在实际中,货币政策与房价对消费影响的具体路径到底是哪几条?研究和区分上述路径对消费的影响,对于提升我国消费需求以及有效调控房价有重要意义。

二、文献回顾

(一) 房价波动对居民消费的影响

房价通过财富效应和抵押品效应影响居民消费。Lacoviello(2004)研究发现,当存在房地产的抵押作用与借贷约束时,美国房地产对消费有明显财富效应。Benjamin et al. (2004)认为,相对于其他金融资产,房地产对于消费的影响更显著。Case et al. (2005)利用14个欧洲国家数据检验发现,房价每上升10%将增加1%的消费。Carroll et al. (2011)发现在美国1美元房地产财富的增加会使得最终的边际消费倾向增加9美分,明显大于其他金融资产的财富效应。但也有研究表明,房价上升不一定刺激消费。Phang (2004)利用新加坡数据没有发现房价对消费的财富效应或者抵押品效应。Campbell and Cocco(2005)利用英国微观数据研究发现,房价的财富效应对消费的影响效应有群体性差异,房价的财富效应对老龄房主较大而对年轻房主较小。Blow et al. (2005)认为,英国的房价与消费的相同变化趋势既不是房屋财富效应也不是抵押品效应造成的,而是受其他共同因素作用的结果。Chen and Chou(2010)考虑房屋的居住与信贷抵押双重作用,发现财富效应和抵押效应只在非约束区制起作用。

关于中国房价变化对消费的影响也尚未达成一致意见。黄静和屠梅曾(2009)发现房地产财富对居民消费有显著促进作用但在减弱,且与住房来源、年龄、收入等相关。况伟大(2011)发现房价对非住房居民消费影响为负。杜莉等(2013)研究表明,财富效应使得自有住房家庭平均消费倾向提高,无房家庭放弃购房转而扩大消费。但是,陈健等(2012)发现,我国房价上涨总体上抑制消费,认为与广大居民仍面临着较多信贷约束有直接关系。谢洁玉等(2012)使用城镇住户调查数据研究发现,房价上涨抑制了消费,且在不同群体中抑制效果不同。颜色和朱国钟(2013)基于生命周期动态模型发现,如果房

价永久增长则存在“财富效应”,但若上涨无法永久持续,家庭为了购房和偿还贷款而压缩消费造成“房奴效应”。

(二) 货币政策对居民消费的影响

货币政策可以直接影响居民消费,也可能通过房价的中介作用间接影响消费。货币政策通过影响房地产市场资金使用成本、房价的预期以及供给而影响到房价,而房价的财富效应和抵押品效应又可能影响到消费。Giuliodori(2005)发现在房地产与抵押信贷市场相对发达的国家,房价能够加强货币政策对消费的影响。Elbourne(2008)估计发现,英国利率冲击导致消费下降,其中 15% 可以用房价变化所导致的财富效应和信贷效应加以解释。Koivu(2012)发现宽松的货币政策确实导致了较高的资产价格,正向的住宅价格冲击导致居民消费增加。但是,扩张的货币政策还可能使得居民增加资产持有量(Mishkin,1996),甚至可能使得原来计划消费的资金用于房地产投资,从而减少消费。在货币政策过度宽松导致 CPI 与房价同时上涨的情况下,如果居民对房价有更强的上涨预期,会增加房地产投资而减少消费。Liang and Cao(2007)发现,在长期,银行信贷对资产价格的影响并不显著。Yao et al.(2013)发现货币政策对资产价格没有立即产生作用。如果货币政策不能引起房价的变动,那么房价作为货币政策传导的中介作用也不存在。因此,货币政策通过房价对消费影响的方向和效果并不确定。

可见,有关房价与货币政策对消费影响的研究主要集中在房价通过财富效应和抵押效应对消费的影响,以及房价作为货币政策的中介对消费产生影响两方面。而对于房价波动通过引起货币政策变动而作用于消费的研究较少。事实上,房价波动过度会引起货币政策调控变动,而货币政策的变动有可能改变商品领域的货币量而影响到消费。此时,货币政策变量成为房价影响消费的中介变量。

本研究特点主要包括:首先,在理论上分析了货币政策、房价波动以及两者相互作用对消费影响的四条路径与机理。考虑了货币政策对房价波动的反馈,也就是货币政策变量可能成为房价对消费影响的中介变量。其次,与以往研究不同,本文严格按照中介效应方法筛选与确定具体的影响路径,防止出现中介效应解释反向紊乱问题。再次,利用 STR 模型进一步研究了所确定的路径对消费的非线性影响关系。

三、货币政策、房价波动对居民消费影响路径理论分析

(一) 货币政策对居民消费影响的可能路径分析

理论上,货币政策的变动对居民消费的影响包括直接和间接两条路径¹。

直接路径:货币宽松使得流动性增加,推升物价上升而促进消费。一般而言,居民持有的货币增加会使得其对一般商品的购买力增加。扩张性的货币政策会使得居民减少货币余额而增加消费(Mishkin,1996)。

1 Maclellan et al.(2000)认为货币政策对消费的影响分为直接效应和房地产市场传导的间接效应两种。

间接路径: 货币政策可能通过影响房价再作用于消费, 房价成为货币政策传导的中介变量。房地产等资产价格可能成为货币政策冲击的重要传导途径(Bernanke and Kuttner, 2005)。货币政策的松紧通过影响房地产资金供求而影响房价, 而房价变化的财富效应与抵押品效应又影响到消费(Elbourne, 2008), 也就是房价起中介作用。

(二) 房价对消费影响的可能路径分析

房价对消费的影响也包括直接路径与间接路径。

直接路径: 房价通过上述的财富效应与抵押效应作用于消费。根据 Lacoviello(2004) 等诸多文献, 房价的上涨使得居民财富增加和抵押贷款能力增强, 从而促进消费。但是, 房价的上涨也可能使得无房者购房和租房成本上升而减少消费支出。

间接路径: 房价可能通过货币政策影响消费, 货币政策成为房价对消费影响的中介。房价波动引起货币政策变动, 改变流向商品领域资金量, 影响到一般商品消费需求。² 房价过度上涨会触发紧缩房贷政策以及限购等政策, 减少房地产领域资金。在货币供给 M2 持续较高速增长情况下, 货币可能流向一般商品领域从而刺激居民消费。房价波动会引发货币政策变动, 货币政策需要关注房价也得到相关文献支持。Bernanke(2005) 认为, 央行应该在资产价格影响通胀的范围内关注资产价格。当房价包含了有用的预期通胀与产出变化信息时, 货币政策应该对房价做出反应。

(三) 货币政策与房价波动对居民消费影响的关系

通过以上分析可知, 货币政策与房价波动之间可能存在着一定的关系。货币政策与房价之间通过直接渠道和间接渠道相互影响(谭政勋, 2015)。既可能是房价作为货币政策对消费影响的中介变量, 也可能货币政策是房价对消费影响的中介变量。概括起来, 货币政策与房价波动对消费的影响可能包括以下四条路径:

路径 1: 货币政策直接影响消费: 货币政策→消费;

路径 2: 货币政策通过房价影响消费: 货币政策→房价→消费;

路径 3: 房价波动直接影响消费: 房价→消费;

路径 4: 房价波动通过引起货币供应的变动影响消费: 房价→货币政策→消费。

四条路径之间存在如下关系: 一方面, 路径 1 是路径 4 的一个环节, 如果路径 1 不存在则路径 4 不存在; 另一方面, 路径 3 是路径 2 的一个环节, 如果路径 3 不存在则路径 2 也不存在。那么, 在现实中, 我国的货币政策与房价波动对居民消费影响路径究竟是哪几条? 下文利用中介效应方法对上述四条路径进行检验, 确定货币政策与房价波动对消费影响的路径。在此基础上, 利用非线性平滑转换机制模型(STR) 分析货币政策与房价波动对消费的非线性影响。

2 根据 Binswanger(1997) 的观点, 货币供给主要流向一般商品市场、房市及股市。在总货币供给持续增加, 房地产资金因信贷控制而减少的情况下, 资金更多地流向一般商品市场和股市, 催生股票价格上涨与 CPI 上升。当货币供给流向一般商品市场增加时, 居民对一般商品的需求增加。在股市资金也增多的情况下, 可根据全国商品零售额增速以及 CPI 变化来间接判断流入一般商品市场货币是否增多。

四、货币政策与房价波动对居民消费影响路径的确定

由以上理论分析可知,货币政策可能通过影响房价而作用于消费,此时房价作为货币政策对消费影响的中介变量。而房价也可能引发货币供给的改变而作用于消费,此时货币政策变量成为了房价对消费影响的中介变量。如果中介效应显著,那么就证明了间接路径的存在。中介效应是指,在考虑自变量 X 对因变量 Y 的影响时,如果 X 通过影响变量 M 来影响 Y ,则 M 为中介变量,中介变量对应的是中介效应(James and Brett, 1984; 温忠麟等, 2004)。中介效应的示意图与表达式如图 1 所示,检验中介效应步骤为以下三步(温忠麟等, 2004),对所有变量都需标准化,即(变量 - 均值) / 标准差:

第一步,检验系数 c 的显著性。若 c 显著则进行第二步,否则不存在中介效应。

第二步,检验系数 a 和 b 显著性。若 a 和 b 都显著说明存在明显的中介效应。在此基础上再检验系数 c' ,若 c' 显著则中介效应显著;若 c' 不显著则为完全中介效应。

第三步,若 a 和 b 至少有一个不显著则进行 Sobel 检验。若 Sobel 统计量显著则存在显著的中介效应,若 Sobel 统计量不显著则说明不存在中介效应。

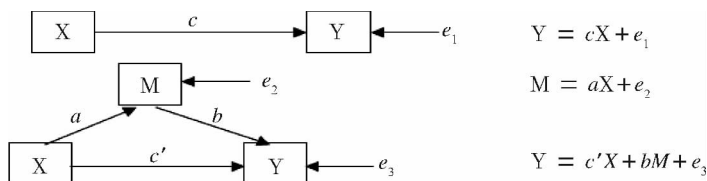


图 1 中介效应示意图与表达式

(一) 货币政策对居民消费影响的直接与间接路径检验

首先,检验货币政策对消费影响的直接路径(路径 1)和间接路径(路径 2)。此时,间接路径检验的是货币政策是否通过房价而影响消费,也就是房价是否作为货币政策对消费影响的中介变量。变量与数据选取处理如下:(1) 人均消费 CS : 用城镇居民人均消费支出表示。2002 年起,城镇住户调查对象由原来的城市市区和县城关镇的非农业居民家庭改为居住在城镇区域范围内的常住户,为保持口径的一致,采用 2002 年以来城镇居民人均消费数据。(2) 人均可支配收入 Y : 考虑到收入是影响居民消费的最主要因素,作为控制变量加入方程中,用城镇居民人均可支配收入表示。(3) 房价 HP : 采用国内外大多数文献的做法,以房价代替房地产财富变量,利用季度商品住宅销售额除以商品住宅销售面积得到。(4) 货币供给变量 M_2 : 按照 Koivu (2012) 的方法,选择广义货币供应量 M_2 作为中国货币政策的变量。也正是 M_2 的宽广口径³,可能包含和捕捉各种货币政策变化对经济的全面影响。所有数据均来源于国研网数据库和国家统计局,区间为 2002 年 1 季度至

3 货币供应量已包含住房公积金中心存款和非存款类金融机构在存款类金融机构的存款。

2015 年的 3 季度。

为去除季节性因素影响,所有数据进行 X-12 季节性调整;为了减小异方差性,对调整后数据取对数并标准化处理,分别得到 $SLNCS$ 、 $SLNY$ 、 $SLNHP$ 与 $SLNM2$ ⁴。

然后,检验房价是否为货币政策对消费影响的中介变量,也就是检验货币政策通过房价影响消费的路径 2 是否存在。结果如表 1 所示。 c 、 a 与 c' 显著,但 b 不显著,因此需进行 Sobel 检验。Sobel 统计值 $Z = \hat{a}\hat{b}/S_{ab}$ 为 0.6577,小于 5% 的临界值 0.97⁵。所以,房价在货币政策对消费影响中的中介作用并不显著。也就是说,我国货币政策通过房价中介对消费影响的路径(路径 2)不明显,货币政策对消费的影响主要是直接路径(路径 1)。

表 1 货币政策对消费影响直接路径和间接路径

步骤	检验方程			结论
第一步	$SLNCS = cSLNHP + d_1SLNY + \mu_1$			1. c 显著, a 显著, b 不显著, c' 显著; 2. $Z = \hat{a}\hat{b}/S_{ab} = 0.6577$, 其中, \hat{a} 和 \hat{b} 分别为 a 和 b 的估计值; s_a 和 s_b 是 \hat{a} 和 \hat{b} 的标准误。 $S_{ab} = \sqrt{\hat{a}S_b^2 + \hat{b}S_a^2}$
	0.8832***	0.1171***		
第二步	$SLNM2 = aSLNHP + d_2SLNY + \mu_2$			3. 货币政策对消费影响的直接路径显著,间接路径不明显。
	0.9704***	0.0209		
第三步	$SLNCS = c'SLNHP + bSLNM2 + d_3SLNY + \mu_3$			
	0.8440***	0.0404	0.1162***	
	(0.0727)	(0.0613)	(0.0418)	

注: 方程下第一行数字表示回归系数,第二行为标准误,***、**和* 分别表示在 1%、5% 与 10% 水平显著。ADF 检验表明各方程残差均平稳,排除伪回归。

(二) 房价对居民消费影响的直接路径和间接路径检验

检验房价波动对消费影响的直接(路径 3)和间接效应(路径 4)。此时,间接路径检验的是房价波动是否通过货币政策变动影响消费,也就是检验货币政策变量是否成为房价对消费影响的中介变量。如表 2 所示, c 、 a 和 b 显著,但 c' 不显著。按照三步检验法,此时为完全中介效应显著,直接效应不存在。也就是说,房价对消费影响的直接路径(路径 3)不明显,而房价波动通过引起货币政策变化再作用于消费的路径是显著的(路径 4)。

4 对 M2,房价 HP,人均可支配收入 Y,人均消费 CS 进行定基 CPI 指数平减后,各变量缩小的同样倍数对于回归系数结果没有影响,因此没有对各变量进行定基价格平减。各变量的描述性统计备索。

5 根据 Mackinnon 对该统计量的检验,样本较小时,则 5% 显著性水平对应的临界值为 0.97。

表 2 房价对消费影响的直接和间接路径检验

步骤	检验方程	结 论
第一步	$SLNCS = cSLNHP + d_1SLNY + \mu_1$ <p>0.6224*** 0.3778*** (0.0662) (0.0662)</p>	1. c 显著, a 显著, b 显著, c' 不显著;
第二步	$SLNM2 = aSLNHP + d_2SLNY + \mu_2$ <p>0.6996*** 0.3099*** (0.0666) (0.0666)</p>	
第三步	$SLNCS = c'SLNHP + bSLNM2 + d_3SLNY + \mu_3$ <p>0.0404 0.8440*** 0.196162*** (0.0613) (0.0727) (0.0418)</p>	2. 完全中介效应明显, 直接效应不显著。

综上, 货币政策与房价波动对消费影响显著的为路径 1(货币政策→消费) 和路径 4(房价→货币政策→消费), 而路径 2(货币政策→房价) 和路径 3(房价→消费) 不显著, 具体如图 2 所示。首先, 货币政策对消费直接影响的路径(路径 1) 显著的。货币政策扩张能够直接刺激消费。其次, 房价对消费的直接影响路径不存在(路径 3)。也就是说, 房价上涨通过财富效应或者抵押效应而使得消费增加的机制并不明显。一方面, 房价上涨使得无房者或者租房者的购房成本增加, 居民为了购房需要增加储蓄而减少消费; 另一方面, 虽然房价上涨使得有房者的财富增加, 抵押贷款能力增强, 但边际消费倾向较低。同时, 有房者可能是通过抵押进行房地产再投资而并未用于消费。再次, 房价作为货币政策传导中介的效果并不明显(路径 2)。最后, 房价对消费的影响主要是通过引起货币供应的变动再影响消费(路径 4), 即房价→货币政策→消费。事实上, 针对我国房价过快上涨的情况, 央行采取了一系列的房地产信贷紧缩的调控措施以控制房价, 使得房地产领域的资金分流减少。但在我国货币总供给持续扩张的背景下, 商品市场的货币量可能增加, 而引起商品需求的扩张和居民消费的增加。

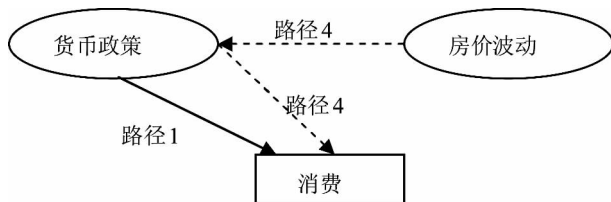


图 2 货币政策与房价对我国消费影响的实际路径

五、货币政策与房价对居民消费影响路径的非线性分析

(一) 研究方法

以往关于货币政策与房价对消费影响的研究主要采用线性的方法, 但房价与消费、信

贷间可能存在非线性关系(Balcilar et al., 2011)。Donihue and Avramenko(2006)的研究也表明,资产价格对消费的影响会发生区制转换,消费与资产价格间的关系是非线性的。因此,本文采用平滑转换机制模型(Smooth Transition Regression models,简称STR)分析货币政策与房价对消费非线性影响路径关系。STR模型的一般形式为:

$$y_t = \varphi'Z_t + \theta'Z_t G(\gamma, c, s_t) + u_t, u_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (1)$$

其中, $Z_t = (W_t', X_t')'$ 是由 $((m+1) \times 1)$ 维解释变量所组成的向量, $W_t' = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})'$, 而 $X_t' = (x_{1t}, \dots, x_{kt})'$ 。 φ 和 θ 分别是线性和非线性回归部分的参数向量。 $G(\gamma, c, s_t)$ 是值域在 $[0, 1]$ 有界的连续转移函数。 γ 为状态变化率,表示从一个状态到另一个状态的转换速度; s_t 为转移变量, s_t 既可以是 z_t 向量组成部分又可以是包括在 z_t 内的外生变量; c 为位置参数,用来确定状态转变时刻。

(二) 实证结果

首先,为了在STR模型中研究路径1和路径4对消费影响的作用机制:一方面,在方程中加入货币供给变量以测度货币政策变化对消费的直接影 响(路径1:货币政策→消费)。另一方面,在方程中加入房价与货币供给 M_2 交互项,表示房价通过影响货币供给后对消费的影响(路径4:房价→货币政策→消费)⁶。上节的 $LNCS$ 、 LNy 、 $LNHP$ 与 $LNM2$ 是一阶单整的,对其一阶差分并标准化得到 $dlncs$ 、 $dlny$ 、 $dlnhp$ 、 $dlnm2$ 。标准化后的各序列 $sdlncs$ 、 $sdlny$ 、 $sdlnhp$ 、 $sdlnm2$ 与 $sdlnhpm2$ 都是平稳的。建立包含居民消费变化率 $sdlncs$ 、居民收入变化率 $sdlny$ 、货币供给 $M2$ 变化率 $sdlnm2$ 、房价变化率 $sdlnhp$ 以及交互项 $sdlnhpm2$ 的STR回归方程:

$$\begin{aligned} sdlncs_t = & \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} sdlncs_{t-i} + \sum_{j=0}^q \rho_{1j} sdlny_{t-j} + \sum_{k=0}^r \delta_{1k} sdlnhp_{t-k} \\ & + \sum_{h=0}^m \omega_{1h} sdlnhpm2_{t-h} + \sum_{l=0}^n \tau_{1l} sdlnm2_{t-l} + [\alpha_2 + \sum_{i=0}^p \beta_{2i} sdlncs_{t-i} \\ & + \sum_{j=0}^q \rho_{2j} sdlny_{t-j} + \sum_{k=0}^r \delta_{2k} sdlnhp_{t-k} + \sum_{h=0}^m \omega_{2h} sdlnhpm2_{t-h} \\ & + \sum_{l=0}^n \tau_{2l} sdlnm2_{t-l}] \times G(s_t, \gamma_t, c_t) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

其中, $G(s_t, \gamma_t, c_t)$ 为转移函数,利用Schwarz准则确定方程(2)线性部分的最优滞后阶数为1阶。关于STR模型的非线性检验、转移变量和模型类型的选择,参考Teräsvirta(1994)提出的基于(1)式的检验框架。当转换变量 s_t 的选择范围在 z_t 内时,转换函数 G 在转移变量 $\gamma = 0$ 处作3阶泰勒展开,代入(1)式中,得到辅助方程:

$$y_t = \beta'_0 Z_t + \sum_{j=1}^3 \beta'_j Z_t s_t^j + u_t^* \quad (3)$$

⁶ 在方程 $Z = aX + bY + cXY$ 中,交互项 XY 代表的可能是 X 通过 Y 再作用于 Z ,也可能是 Y 通过 X 再作用于 Z ,需根据先前分析来判断,见温忠麟等(2004)研究。本文交互项 $sdlnhpm2$,只代表房价变动影响货币供给再作用于消费,因为货币供给通过影响房价再作用于消费的路径2已经在上节排除。

(3) 式线性检验的原假设为: $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ 。若拒绝原假设,则认为方程(1)存在非线性。在确定非线性后, Teräsvirta (1994) 对(3)式的系数 $\beta_j', j=1, 2, 3$, 按照如下

的次序进行贯序检验:

1. test $H_{04}: \beta_3 = 0$; 2. test $H_{03}: \beta_2 = 0 \mid \beta_3 = 0$; 3. test $H_{02}: \beta_1 = 0 \mid \beta_2 = \beta_3 = 0$

考虑到小样本时卡方分布精度不够的缺点, Teräsvirta (1994) 提出了用 F 统计量来代替卡方分布, 得到对应 P 值大小的方法。根据 Teräsvirta 的建议, 采用拒绝线性假设且具有最小 p 值的变量作为转移变量, 结果如表 3 所示⁷, 在 10% 的显著水平, $sdlncs(t-1)$ 拒绝不存在非线性关系的原假设。因此, (2) 式的非线性关系是存在的, 我们选择 $sdlncs(t-1)$ 作为转移变量 s_t 和 LSTR1 模型对(2)式估计。

表 3 模型(2)线性检验及 STR 模型设定检验结果

转移变量	F	F4	F3	F2	建议模型
$sdlncs(t)^*$	2.35E-02	5.98E-02	2.45E-01	6.60E-02	LSTR1
$sdlnc(t)$	1.73E-01	2.80E-01	9.88E-02	5.75E-01	Linear
$sdlncpm2(t)$	5.5E-01	7.75E-01	2.18E-01	4.08E-01	Linear
$sdlncm2(t-1)$	2.54E-01	6.62E-02	9.16E-01	5.00E-01	Linear
$sdlnc(t-1)$	1.84E-01	6.28E-01	3.39E-01	1.43E-02	Linear
$sdlncpm2(t-1)$	1.99E-01	3.14E-01	2.67E-01	2.09E-01	Linear
TREND	7.72E-01	9.26E-01	2.01E-01	4.16E-01	Linear

注: F、F4、F3 和 F2 分别表示 H_0 、 H_{04} 、 H_{03} 和 H_{02} 假设下的 F 统计量, 其对应的每一列数字为 F 统计量的 p 值。结果数字为科学计数法的表示方式, $2.19E-01 = 2.19 \times 10^{-1}$, 其他数字表示方式相同。

参考 Teräsvirta (1994)、张浩等 (2015) 的做法, 对 c 、 γ 的初始值构造二维网格搜寻区间, c 的初始值取搜寻区间 $[-2.92, 2.82]$, γ 初始值取搜寻区间 $[0.50, 10.00]$, 各自取步长为 0.0003, 构造 900 对 (c, γ) 组合, 分别计算相应的残差平方和 SSR。得出残差平方和最小的一个, 并得到对应的 (c, γ) 值作为 c 、 γ 的初始值。表 4 中位置参数 c 与平滑参数 γ 初始估计结果都位于各自的构造区间取值范围内, 因此可以进行下一步的估计。

表 4 位置参数 c 与平滑参数 γ 初始估计结果

位置参数 c 的初始值	平滑参数 γ 的初始值	最小残差平方和 SSR
2.8159	1.0304	22.4429

⁷ 由于 $sdlncp(t)$ 、 $sdlncm2(t)$ 与 $sdlncp(t-1)$ 等变量作为转移变量时, 不能矩阵求逆而无法计算其 F 值与 F4, 检验结果建议为线性, 表 3 中未列出。

将 $(c, \gamma) = (2.8159, 1.0304)$ 代入(2)式中,利用递归的 Newton - Raphson 方法估计,并优化,得到表 5 的估计结果。模型调整后的 R^2 为 0.775,模型的残差自相关检验,异方差 ARCH - LM 检验以及 J - B 正态分布检验表明,在 5% 显著水平,残差不存在自相关,不存在异方差,且服从正态分布的假定。参数稳定性检验表明,模型估计参数稳定可靠。而图 4 的原序列与拟合序列图也表明方程(2)的回归效果较好。

表 5 货币政策、房价对消费影响路径的 LSTR 模型估计结果

因变量 $dlnsc(t)$					
线性部分					
变量	初始值	估计值	标准差	T 统计值	P 值
CONST	-0.0072	0.01496	0.1245	0.1201	0.9050
$sdlnsc(t-1)$	-0.3656	-0.3380**	0.1616	-2.0911	0.0431
$sdlnhp(t)$	1.1255	0.8427	0.5777	1.4585	0.1527
$sdlnlny(t)$	0.0710	0.2552*	0.1445	1.7656	0.0853
$sdlnhpm2(t)$	-0.9759	-0.6732	0.5460	-1.2300	0.2250
$sdlnhp(t-1)$	0.3677	0.5074	0.5983	0.8481	0.4016
$sdlnm2(t-1)$	0.1363	0.1082	0.1710	0.6327	0.5306
$sdlny(t-1)$	0.0442	0.0405	0.1463	0.2767	0.7835
$sdlnhpm2(t-1)$	-0.5021	-0.4557	0.6329	-0.7199	0.4759
非线性部分					
变量	初始值	估计值	标准差	T 统计值	P 值
$sdlnm2(t)$	0.5143	2.2150**	0.9136	2.4245	0.0201
$sdlny(t)$	2.9211	1.3268**	0.5515	2.4058	0.0210
$sdlnhpm2(t-1)$	4.3290	2.8814***	0.9233	3.1207	0.0034
γ	1.0304	10.1911			
C	2.8159	1.3301			
模型诊断检验					
AIC = -0.0986; SC = -0.4218; HQ = -0.1015; adjusted R^2 =0.7751;					
残差自相关检验(lag8): F 值 =0.7140, p =0.6771;					
残差异方差 ARCH - LM 检验(lag8): 卡方值 =8.8118, p =0.3584; F 值 =1.4340, p =0.2247;					
残差 JARQUE - BERA 正态分布检验: 卡方值 =1.1078, p 值 =0.5747					
参数稳定性检验					
转移变量	F 值	df1	df2	P 值	结论
H1	1.3449	12	25	0.2559	方程估计的参数稳定
H2	1.1653	24	13	0.3980	
H3	0.2427	36	1	0.9502	

首先,考察货币政策对消费的直接影响(路径 1: 货币政策→消费)。虽然线性部分的货币供给增长率 $dlnm2(t)$ 系数不显著,但非线性部分的货币供给增长率对消费增长率的影响系数显著。这说明我国货币政策对消费的直接影响路径是存在的(路径 1),并且是时变和非线性的。这是因为在不同宏观环境下,货币政策目标会有所差异,货币政策实施也并不遵循完全一致的货币规则,完全预料的货币政策可能无效。因此,央行货币政策的实施具有突发性,从而使得居民消费对同额度的货币供给变化做出差异性和非线性反应。这也验证了 Balçilar et al. (2011) 的消费与信贷间非线性关系的结论。

非线性部分 $dlnm2(t)$ 的系数为正,说明货币供给增长使得消费增长率上升。1% 的货币增长率的上升,会带来最高 2.215% 的消费增长率的上升(当 $G=1$ 时)。但是,货币政策对消费的直接影响仅存在于非线性影响的区间,在其余期间则不明显。从转移函数时变关系(图 3)来看,货币对消费非线性作用主要集中在 2004 年、2007 年、2011 年、2015 年几个区间。而 2004 年、2007 年与 2011 年正是我国货币扩张速度较快,国家密集调控房价和 CPI 物价上涨速度加快的阶段。而 2015 年前后,虽然货币供给的增速没有出现新高,但在国家定向调控的货币政策下,货币向消费领域(主要是服务品和农产品)流向增强,对消费产生了较强的刺激作用。

其次,考察房价变动通过引起货币供给的变化再作用于消费的效应(路径 4: 房价变动→货币供给变动→消费)。非线性部分 $sdl nhpm2(t-1)$ 系数显著为正,验证了房价对消费影响的路径 4 的存在。且房价通过货币供给对消费间接影响具有非线性特征,说明货币政策对房价过度变动的调控具有不一致的特征。由于影响房价的因素很多,货币当局对于同等幅度房价上涨的调控力度可能不一致,导致货币政策对于房价变动的反应非线性。

路径 4 的存在可能是因为以下机制:一方面,房价过度上涨使得货币当局出台紧缩房地产投资的信贷政策,并提高房地产资金使用成本,减少流向房地产领域的资金。而另一方面,我国 M2 总供给量却保持着较高的增速,使得分流到消费领域的流动性增加,短期刺激消费的增长。从转移函数 G 的取值变动特征来看(图 3),这种非线性的作用机制主要体现在 2004 年、2007 年、2011 年以及 2015 年前后。在其他时间内,消费增长主要依靠收入增加(线性部分的 $sdl ny(t)$ 的系数显著)。从图 5 转移变量与转移函数的变动趋势来看,在消费增速(转移变量 $sdl ncs$) 出现波峰的时间段(2004 年、2007 年、2011 年)恰好对应着转移函数取值较大时刻,此时非线性部分的交互项 $sdl nhpm2(t-1)$ 对消费的影响非常明显。

2004 年区间:2003 年国务院 18 号文件将房地产作为支柱性行业,房地产迅速发展,出现房价较大幅度上涨的现象。为此,2004 年,国土资源部与监察部联合发文,以“8.31”为大限提高拿地门槛,以限制土地供给的方式抑制房地产过热。开发商可用土地减少对房地产业资金需求产生两方面的效果:一方面,房地产商用于房地产开发的资金量减少,2004 年房地产企业国内银行贷款增长率仅为 0.64%,而 2003 年该值为 41.34%;另一方面,购房的消费者用于房屋投资资金减少。这两面都使得流向房地产的货币增长相对

减少。而2004年M2增长率仍保持在14.6%,增加的资金将部分流向一般商品市场,引起消费需求增加和通胀。2004年居民消费价格指数CPI上涨3.9%,明显高于2003年1.2%。

2007年区间:2007年央行5次加息、1次上调准备金率。2007年9月央行出台新政,规定二套房首付比例不得低于50%,贷款利率上浮至1.1倍。上述措施减少了资金向房地产的流入。房地产银行贷款增速从2006年的36.72%降至2007年的30.96%。但是,2007年M2同比增速仍处于16.7%的较高位置,在房产行业资金流入减少的情况下,较快增长的货币供给除了部分流向股市,另外部分流向一般商品领域,引起对商品需求的增加并形成了通货膨胀,2007年CPI同比上涨了4.8%。

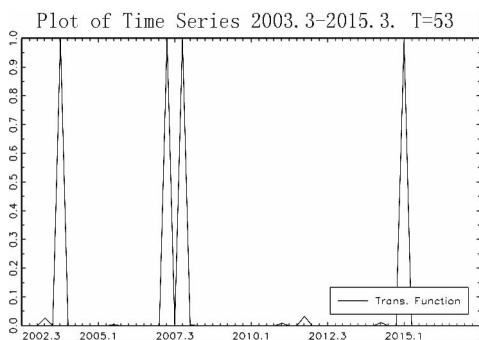


图3 G转换函数值的时变关系

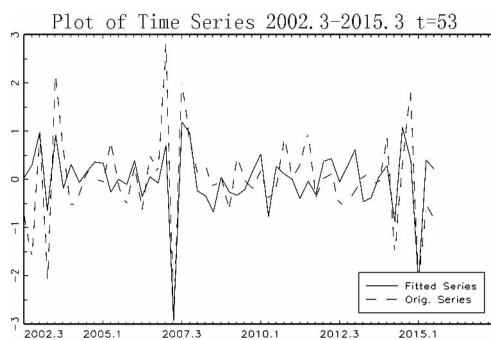


图4 原序列和拟合序列的关系

2011年区间:2010年以来,房价又出现了上涨的趋势,国家启动新一轮房价调控,公布了新“国八条”。首套房贷首付比定为30%,二套房贷首付比提升至60%,房贷利率提升至基准利率的1.1倍,而三套及以上住房不发放商业贷款。同时,房地产开发企业的银行贷款资金也被收紧,房地产开发企业的国内贷款资金同比增长率从2010年10.55%(2009年为45.89%)下降到了2011年的3.92%。在2011年股市熊市的情况下,增加的货币供给更多地流入了一般商品市场领域,引起对一般商品需求的增加与通货膨胀,2011年CPI同比增长5.4%。

而2015年前后,国家对房地产的宏观调控有一定程度的放松。2015年3月,央行对二套房最低首付款比例调整为40%,2015年商品房销售额同比增速达到了16.6%,超过了2010年的14.8%。而2015年M2同比增速为13%左右的水平,明显低于2010年的19.72%。因此,流向一般商品领域的货币增速降低,2015年商品零售消费总额同比增速为10.7%的较低水平,CPI同比增长率仅为1.4%。

再次,考察房价变动对消费影响的直接作用(路径3:房价→消费)。房价增长率 $dl_{nhp}(t-1)$ 系数不显著,说明房价通过所谓的财富效应和抵押品效应对消费影响的效应并不显著。对于部分有房者来说,房价上涨会带来财富增加和抵押贷款能力的增强可能增加消费;但对另部分有房者来说,增加的抵押贷款可能不是用来消费而是进一步投资房屋;而对于无房者来说,房价上涨可能使得其存钱买房的紧迫性增加,甚至减少消费。因此,几种效应的综合使得房价对消费的直接影响效应并不显著。最后,从转移函数值的变

化(图 3)来看,转移函数斜率很大,上升和下降变化剧烈。这说明货币政策与房价对消费的影响从非线性状态转移到线性状态的速度很快(包括路径 1 和路径 4),这也与表 5 中 γ 值较大(10.12)相一致。

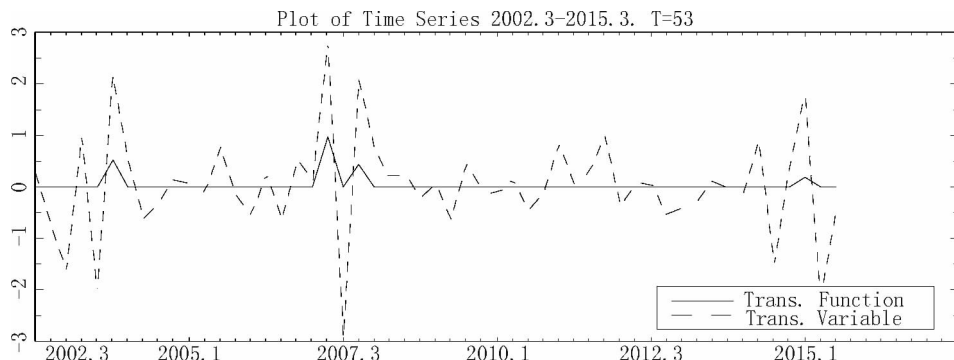


图 5 转移变量与转移函数时变关系

六、结论与启示

本文在理论上探讨了货币政策、房价波动对消费的直接与间接影响路径。利用中介效应检验方法实证发现:我国存在货币政策对消费影响的直接路径(货币政策→消费)以及房价波动通过货币政策变动而对消费影响的间接路径(房价→货币政策→消费)。但不存在房价对消费影响的直接路径(房价→消费),也不存在货币政策通过房价对消费影响的间接路径(货币政策→房价→消费)。也就是说,房价上涨对消费影响的财富效应和抵押效应并不显著,货币政策通过房价中介来影响消费的机制也不明显。然后利用 STR 模型进一步分析了货币政策对消费的非线性影响,以及房价波动通过货币政策对消费的非线性影响。

根据研究结果,得到如下启示:一方面,我国房价的持续上涨并没有提升居民消费。我国房价的上涨对消费影响的财富效应和抵押效应不存在,可能是因为无房者和租房者的“房奴效应”抵消了有房者的“财富效应”,使得房价上涨对总体消费需求影响不显著。另一方面,扩张的货币政策能够在一定程度上提升居民消费。STR 非线性回归结果表明,扩张的货币政策对居民消费有一定的提升的作用。

参考文献

- [1]陈健、陈杰和高波,2012《信贷约束、房价与居民消费率》,《金融研究》第4期,第45~57。
- [2]杜莉、沈建光和潘春阳,2013《房价上升对城镇居民平均消费倾向的影响》,《金融研究》第3期,第44~57页。
- [3]黄静和屠梅曾,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,第35~45页。
- [4]况伟大,2011《房价变动与中国城市居民消费》,《世界经济》第10期,第21~34。
- [5]谭政勋和王聪,2015《房价波动、货币政策立场识别及其反应研究》,《经济研究》第1期,第67~83页。

- [6] 温忠麟、张雷、侯杰泰和刘红云, 2004, 《中介效应检验程序及其应用》, 《心理学报》第5期, 第614~620页。
- [7] 谢洁玉、吴斌珍、李宏彬和郑思齐, 2012, 《中国城市房价与居民消费》, 《金融研究》第6期, 第13~27页。
- [8] 颜色和朱国钟, 2013, 《“房奴效应”还是“财富效应”》, 《管理世界》第3期, 第34~47。
- [9] 张浩、李仲飞和邓柏峻, 2015, 《政策不确定、宏观冲击与房价波动》, 《金融研究》第10期, 第32~47。
- [10] Balcilar M, Gupta R, and Shah Z B. 2011. “An In – sample and Out – of – sample Empirical Investigation of the Nonlinearity in House Prices of South Africa”, *Economic Modelling*, 28(3): 891~899.
- [11] Benjamin, J., Chinloy, P., and Jud, G. D. 2004. “Real Estate versus Financial Wealth in Consumption”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29(3): 341~354.
- [12] Bernanke, B. S., Kuttner, K. N. 2005. “What Explains the Stock Market’s Reaction to Federal Reserve Policy?” *The Journal of Finance*, 60(3): 1221~1257.
- [13] Binswanger Mathias. 1997. “The Finance Process or a Macroeconomic Level from a Flow Perspective: A New Interpretation of Hoarding”, *International Review of Financial Analysis*, 6(2): 107~131.
- [14] Blow L, Hamilton R, and Leicester A. 2005. “Consumption, House Prices and Expectations”, *Bank of England Working Paper*, no. 271.
- [15] Campbell J Y, Cocco J F. 2005. “How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data”, *Harvard Institute of Economic Research Working Papers*, 54(3): 591~621.
- [16] Carroll C D, Otsuka M, and Slacalek J. 2011. “How Large Are Housing and Financial Wealth Effects? A New Approach”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(1): 55~79.
- [17] Case, K. E., Quigley, J. M., and Shiller, R. J. 2005, “Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market”, *Cowles Foundation Discussion Papers*, 5(1): 1235~1235.
- [18] Chen S S, Chou Y H. 2010. “House prices, Collateral Constraint, and the Asymmetric Effect on Consumption”, *Journal of Housing Economics*, 19(1): 26~37.
- [19] Donihue M R, Avramenko A. 2006. “Decomposing Consumer Wealth Effects: Evidence on the Role of Real Estate Assets Following the Wealth Cycle of 1990–2002”, *Topics in Macroeconomics*, 7(7): 1472~1472.
- [20] Elbourne A. 2008. “The UK Housing Market and The Monetary Policy Transmission Mechanism: An SVAR Approach”, *Journal of Housing Economics*, 17(1): 65~87.
- [21] Giuliadori, M. 2005. “The Role of House Prices in The Monetary Transmission Mechanism Across European Countries”, *Scottish Journal of Political Economy*, 52(4): 5195~43.
- [22] James L R, Brett J M. 1984. “Mediators, Moderators, and Tests for Mediation”, *Journal of Applied Psychology*, 69(2): 307~321.
- [23] Koivu T. 2012. “Monetary Policy, Asset Prices and Consumption in China”, *Economic Systems*, 36(2): 307~325.
- [24] Lacoviello M. 2004. “Consumption, House Prices, and Collateral Constraints: a Structural Econometric Analysis”, *Journal of Housing Economics*, 13(4): 304~320.
- [25] Mishkin, F. S. 1996. “The Channels of Monetary Transmission: Lessons For Monetary Policy”, *National Bureau of Economic Research*, No. w5464.
- [26] Phang S Y. 2004. “House Prices and Aggregate Consumption: Do They Move Together? Evidence from Singapore”, *Journal of Housing Economics*, 13(2): 101~119.
- [27] Teräsvirta, T., 1994, “Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of the American Statistical Association*, 89(425): 208~218.

Effects of Monetary Policy and House Prices Fluctuations on Residents' Consumption

LONG Shaobo CHEN Zhang HU Guoliang

(School of Public Affairs/Research Center of Public Economics and Public Policy ,
Chongqing University; School of Economics, Renmin University of China)

Abstract: This paper studies the direct and indirect effects of monetary policy, house prices fluctuation on consumption. Then, two specific impact paths of monetary policy and house prices on consumption are identified. Research shows that there is a direct path of China's monetary policy's influence on consumption, and there is also indirect influence path of house prices on consumption through monetary policy. Moreover, the influences of these two paths on consumption are nonlinear and time-varying characteristics. However, the direct effect of house prices on consumption does not exist, and the indirect effect of monetary policy affect the consumer by housing prices does not exist. Therefore, in the short term, the Central Bank can adopt structural monetary policy to enhance consumer demand. But in the long term, regulation of house prices are needed to expand consumption.

Key words: Monetary Policy, House Price, Consumption

(责任编辑: 李景农) (校对: LN)