

doi:12.3969/j.issn.1672-0598.2012.01.007

我国住宅销量和价格的主要影响因素^{*①}

——住宅市场宏观调控政策效果分析

赖纯见,陈迅

(重庆大学经济与工商管理学院,重庆400044)

摘要:结合10年来国家住宅市场宏观调控政策,采用单位根检验、联立方程模型和三阶段最小二乘法(3SLS),对我国2001年1季度至2010年4季度的宏观经济、住宅市场、土地市场数据进行了分析。结果发现,住宅销量的主要影响因素依次是住宅价格、广义货币供应量、土地供应量、城镇居民人均可支配收入、住宅竣工面积;住宅价格的主要影响因素依次是GDP、住宅土地价格、二手房价格;CPI不是推高房价的主要因素;行政手段和财政政策对住宅价格的调控是有效的,但效果不强(弹性-0.011),而货币政策对住宅销量的调控效果很强(弹性2.965)。建议住宅市场调控政策以货币政策为主,目标定位为区域住宅价格和销量增长率与区域GDP增长率相适应。

关键词:住宅销量;住宅价格;宏观经济;调控政策

中图分类号:F293.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-0598(2012)01-0037-07

一、引言及文献综述

为了调控我国住宅市场,2010年国务院先后发布了“国十条”、“新国五条”等一系列行政、财政政策调控措施,并以年内六次上调存款准备金率和二次加息的货币政策配合,2010年可谓是房价调控政策年。2011年初重庆、上海两地开征房产税,短时间内连续四次上调存款准备金率和二次加息,住宅限购等调控措施的出台愈发密集、愈发严厉。而据国家统计局数据,2011年一季度全国100个城市中82个城市房价环比上涨;4月,

70个大中城市中有61个城市房价环比上涨,67个城市同比上涨。

这引发我们对住宅市场的主要影响因素和国家宏观调控政策收效等问题的思考。城市住宅市场特别是住宅价格是社会各界广泛关注的热点问题,其影响因素、宏观调控政策效果研究也一直是房地产经济与金融学界关注的热点问题。国内外现有研究,对住宅价格影响因素的研究主要有宏观经济的、住宅市场和土地市场方面的;对住宅市场宏观调控政策效果的研究主要是货币政策或财

* [收稿日期]2011-12-01

[作者简介]赖纯见(1973—),男,重庆开县人;重庆大学经济与工商管理学院博士研究生,主要从事数量经济学、计量经济学研究。

陈迅(1950—),男,河南巩义人;重庆大学经济与工商管理学院教授,博士生导师,主要从事数量经济学、产业经济学及区域经济学研究。

① 本文截稿时,住宅保有环节税种——房产税刚在重庆和上海开征,鉴于相关数据量的局限,笔者未对房产税试行的政策效应数据进行分析。笔者认为,房产税作为财政政策对住宅市场的调控力度将是很有有限的。

税政策方面的。

宏观经济影响因素主要是住宅价格与宏观经济、金融市场、银行贷款、财富等之间的互动关系。沈悦等(2004)^[1]采用1995—2002年我国14个城市的数据研究表明,经济基本面的当前或历史信息都可以部分解释住宅价格水平和变动。皮舜(2004)^[2]采用1997—2003年间房地产市场与金融市场的月度数据,分析发现我国房地产市场和金融市场在长期和短期都存在着双向线性因果关系。周京奎(2005)^[3]对四个直辖市的数据研究表明,住宅价格的上涨与宽松的货币政策密切相关。李亚明(2007)^[4]研究了我国房地产价格与居民消费的关系,得出了房地产财富效果在长期为正向而在短期不确定的结论。这些研究表明,住宅价格与宏观经济面变量有很强的相关关系。

从住宅市场方面看,主要是租金、住宅供给、需求、投机等因素的影响。Brown(1997)^[5]及Holly(1997)^[6]认为,在市场出清条件下,租金水平与住宅的使用成本相等。Malpezzi(2005)^[7]在住宅供给缺乏弹性的条件下,住宅的投资和投机需求是房地市场繁荣和衰退的重要原因之一,这反映了住宅二级市场在调节新房市场中有重要作用。

从土地市场方面看,Potepan(1996)^[8]研究发现,土地价格上升将导致房价的均衡价格上升。Ahmed(1998)^[9]、Ooi(2007)^[10]和严金海(2006)^[11]分别对英国、新加坡和中国的房价和地价的关系进行研究,发现房价和地价在长期是协整的,短期内各有差异。Bostic(2007)^[12]认为土地价格已经反映了住宅的位置、区位等因素价值,土地价格占住宅价格的比例是解释住宅价格变动的最主要因素。Zhang(2008)^[13]的研究表明,土地供给、土地价格和土地政策是影响房价的重要因素。因此,土地市场变量是影响住宅价格的重要变量。

在住宅价格的宏观调控政策方面,现有研究主要是针对货币政策或财政政策。Modigliani(1975)^[14]研究指出,信用额度在抵押市场上对房地产业有间接的作用。Kling(1991)^[15]研究发现名义利率和货币供给的冲击对办公建筑有很

强的影响。Kosuke Aoki(2004)^[16]的研究表明,房屋在对消费者提供住房服务的同时也起到了间接降低借款成本的作用,这放大了货币政策对住房投资、房屋价格的影响作用。Matteo(2000)^[17]研究发现,货币政策通过对住宅需求的冲击而导致住宅价格短期波动效果明显。Glenn(2005)^[18]研究表明,早期实行一些反泡沫的货币政策能够避免住宅价格的过度膨胀。陈多长等(2004)^[19]研究了各类税收对房地产价格的影响,发现税收对住宅价格有双重的影响作用。杨绍媛等(2007)^[20]从分析住房成本和资产收益角度,证明税收在短期内会提高住宅价格。Oates(1969)^[21]对美国新泽西州的调研发现,财产税和公共支出对房地产价值的有较大影响。高凌江(2008)^[22]研究发现我国35个大中城市公共支出对房地产价格的有较大影响。

与现有研究相比,本文的不同之处在于:(1)综合考虑影响住宅市场销量和价格的宏观经济、住宅市场和土地市场状态变量建模。(2)将宏观调控行政、财政政策变量(虚拟变量)引入模型,并结合宏观经济变量、货币政策变量讨论政策效果。(3)综合考虑城镇住宅销量和价格的均衡性,以联立方程建立住宅市场变量(销量和价格)小系统,采用三阶段最小二乘法(3SLS)分析。

二、住宅销量和价格的影响因素

参考前述研究结论,综合住宅市场的种种影响因素,分类定义如下:

(一)宏观经济状态变量

主要是 gdp (国内生产总值), cpi (消费者价格指数), $dincome$ (城镇人均可支配收入)。

(二)宏观调控政策变量

1. 货币政策调控变量: $m2$ (广义货币供应量), $loan$ (金融机构房地产企业贷款余额), $loan-rate$ (金融机构人民币贷款基准利率)。

2. 行政手段和财政政策调控变量: $policy$ (虚拟变量,按季度统计,国家出台相关行政调控手段或财政政策取值1,否则取值0)。

(三)住宅市场状态变量

pt (住宅成交价格,新房), qt (住宅成交量,新房), $psecond$ (二手住宅价格), $invest$ (房地产开发

投资总额,余额), $qnew$ (住宅新开工面积), $qcompl$ (住宅竣工面积), $quncompl$ (住宅施工面积)。

(四) 土地市场状态变量

$pland$ (住宅用地价格), $qland$ (土地出让面积)。

(五) 其他变量

国际经济形势、国家重大国际活动或自然灾害等未知变量的影响(模型以误差自回归 AR(P) 修正变量替代)。

三、样本数据与研究方法

本文所有的时间序列均为全国 2001 年 1 季度至 2010 年 4 季度的季度数据,共 40 组样本值,数据来源于中国产业数据网(原数据采集于建设部、国土资源部、中国人民银行、中国房地产协会、房地产交易中心、《中国统计年鉴》、《中国房地产业年鉴》)。将住宅市场状态变量 qt (销量)、 pt (价格) 设为依赖变量,而其余各序列为可能的解释变量。模型对解释变量的选择,按对依赖变量的拟合有利原则取舍(不减弱显著性的前提下)。其中 gdp 、 cpi 、 $psecond$ 和 $pland$ 是以相应的指数数据作为价格的代理变量,同时对其余序列数据进行平滑处理,以消除季节效果。各变量取值均

为统计数据的自然对数值,这样既能降低异方差的可能性,又便于将回归系数理解为经济变量“弹性”。

在对数据进行单位根检验后,本文采用 E-G 两步法进行协整检验。考虑纳入模型的变量很多,为避免在第一阶段 OLS 估计过程中出现多重共线性使得估计值无效,采用逐步回归法进行解释变量的选择,即从拟合度高的单变量回归开始,在有利于依赖变量拟合度提高而解释变量系数 t 检验显著下增列解释变量。再检验单个方程(除依赖变量外不含其余内生变量)的残差的平稳性和同方差性、序列相关性,根据检验结果确定残差自回归 AR(p) 误差修正项。

建立联立方程模型系统,检验可识别性。采用三阶段最小二乘法估计系统各参数,并检验其显著性。结合宏观调控政策解释、分析回归结果,提出住宅市场调控政策设定建议。

四、研究结果与分析

(一) 时间序列平稳性检验

本文运用 ADF 方法对各个变量的平稳性进行了单位根检验,其检验结果如表 1 所示。

表 1 各变量的单位根检验结果

变量	ADF	临界值	形式	结论	变量	ADF	临界值	形式	结论
cpi	-5.26	-4.27**	c t 7	平稳	$qcompl$	-4.01	-3.53*	c t 0	平稳
$dincome$	-5.58	-3.61**	c t 0	平稳	$qland$	-4.46	-4.23**	c t 3	平稳
gdp	-3.53	-1.72**	c t 0	平稳	$qnew$	-2.21	-2.95*	c 0 4	不平稳
$invest$	-4.91	-4.21**	c t 0	平稳	qt	-3.15	-2.94*	c 0 0	平稳
$loan$	-4.61	-3.62**	c 0 2	平稳	$quncompl$	-2.94	-2.95*	c 0 0	不平稳
$loanrate$	-1.60	-2.9*	c 0 0	不平稳	pt	-5.27	-4.23**	c t 2	平稳
$m2$	-3.54	-1.23**	c t 4	平稳	$\Delta loanrate$	-5.29	-4.22**	c t 0	平稳
$pland$	-4.30	-4.24**	c t 4	平稳	$\Delta qnew$	-6.77	-4.2**	c t 3	平稳
$psecondh$	-3.04	-2.94*	c t 0	平稳	$\Delta quncompl$	-7.19	-3.62**	c 0 0	平稳

说明:其中 $\Delta loanrate$ 、 $\Delta qnew$ 、 $\Delta quncompl$ 表示原序列一阶差分序列;(c t n) 分别表示单位根检验模型中的截距项、时间趋势项和滞后阶数;*、** 分别表示 5%、1% 的显著水平;所有数据分析均运用 Eviews5.0 软件进行。

如表 1 所示,绝大部分变量在 5% 的显著水平是平稳的,非平稳变量的一阶差分序列在 1% 的显著水平上是平稳的。因此,各非平稳的变量都是一阶单整序列,即 $I(1)$ 。

(二) 联立方程模型建立

以 pt (销量)、 qt (价格)为内生变量,其余变量为外生变量,设定住宅市场均衡状态模型:

$$\begin{cases} \ln qt = c_{11} + c_{12} \ln pt + \sum_{i=3}^k c_{1i} \ln v_i + c_{1,(k+1)} policy + u_t \\ \ln pt = c_{21} + c_{22} \ln qt + \sum_{j=3}^p c_{2j} \ln v_j + c_{2,(p+1)} policy + w_t \end{cases} \quad (1)$$

其中 v_i, v_j 是外生变量(不含虚拟变量 $policy$), p, k 是可能纳入方程的外生变量个数(不含设定的虚拟变量 $policy$)。

为避免三阶段最小二乘法在一阶段 OLS 估计中出现多重共线性,对单方程采用逐步回归法(去掉单个方程中内生变量,以拟合度和显著性优先用 Eviews 5.0 进行选择试验)选择纳入模型的外生变量。选择结果是:

应纳入销量 qt 方程的外生变量有 $m2$ (广义货币供应量)、 $qland$ (土地出让面积)、 $qcompl$ (住宅竣工面积)、 $dincome$ (城镇居民可支配收入);应纳入价格方程的外生变量有 $psecondh$ (二手住宅价格)、 gdp (国内生产总值)、 cpi (消费者价格指数)、 $pland$ (土地出让价格),在加入虚拟变量 $policy$ (行政或财政政策调控变量)后(1)式调整为:

$$\begin{cases} \ln qt = c_{11} + c_{12} \ln pt + c_{13} \ln m2 + c_{14} \ln qland + c_{15} \ln qcompl + c_{16} \ln dincome + c_{17} policy + u_t \\ \ln pt = c_{21} + c_{22} \ln qt + c_{23} \ln gdp + c_{24} \ln cpi + c_{25} \ln psecondh + c_{26} \ln pland + c_{27} policy + w_t \end{cases} \quad (2)$$

由于在防止多重共线性的逐步回归过程中,已剔除掉一阶单整的变量,且内生变量均是平稳序列,故没有协整检验问题。

对模型(2)的每个方程用 OLS 进行初步回归,得到:

$$\ln qt = -3.552 - 2.482 \ln pt + 3.684 \ln m2 + (-0.43) \quad (-2.00) \quad (2.19)$$

$$0.594 \ln qland + 0.042 \ln qcompl + (-3.56)$$

$$1.071 \ln dincome + 0.176 policy + u_t \quad (1.45) \quad (1.56) \quad (3)$$

$$\ln pt = -4.123 - 0.037 \ln qt + 1.243 \ln gdp + (-3.12) \quad (-1.31) \quad (3.18)$$

$$0.340 \ln cpi + 0.159 \ln psecondh + (1.64) \quad (2.26)$$

$$0.174 \ln pland - 0.015 policy + w_t \quad (2.07) \quad (-1.58) \quad (4)$$

回归方程(3):调整后 $R^2 = 0.48$, $D.W = 1.06$, $S.E. = 0.1301$, $LM(2) = 0.046$, $LM(3) = 0.054$, $W = 0.1579$;回归方程(4):调整后 $R^2 = 0.73$, $D.W = 1.28$, $S.E. = 0.0140$, $LM(2) = 0.031$, $LM(3) = 0.097$, $W = 0.2826$ 。其中 $LM(i)$ 是 $G-B$ 检验的扫尾概率, W 是 White 异方差检验扫尾概率。

从初步回归看,在 5% 的检验显著水平下,两个方程均无异方差现象,而均为至 3 阶滞后后无自相关,即 2 阶滞后自相关。所以考虑运用 Cochrane-Orcutt 迭代法修正自相关,模型调整为:

$$\begin{cases} \ln qt = c_{11} + c_{12} \ln pt + c_{13} \ln m2 + c_{14} \ln qland + c_{15} \ln qcompl + c_{16} \ln dincome + c_{17} policy + c_{18} u_{t-1} + c_{19} u_{t-2} + \varepsilon_{1t} \\ \ln pt = c_{21} + c_{22} \ln qt + c_{23} \ln gdp + c_{24} \ln cpi + c_{25} \ln psecondh + c_{26} \ln pland + c_{27} policy + c_{18} w_{t-1} + c_{19} w_{t-2} + \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad (5)$$

其中 u_{t-i}, w_{t-i} 是滞后 i 期系统误差, ε_{it} 为模型估计残差。 u_{t-i}, w_{t-i} 反映了国际经济形势、国家重大国际活动、自然条件变化、战争等未知变量对系统的影响

模型(3)有两个内生变量,两个独立方程,且显然满足联立方程组的可识别性的阶条件和秩条件,所以该模型是可识别的。

(三) 3SLS 回归结果及分析

联立方程间可能涉及误差相关和解释变量与误差相关等情况,所以选择 3SLS(三阶段最小二乘法)对系统(5)采用 Eviews 5.0 回归分析,结果为:

$$\ln qt = 7.639 - 3.935 \ln pt + 2.965 \ln m2 + 0.815 \ln qland + 0.417 \ln qcompl +$$

(2.21) (-9.67) (4.48) (-14.76) (2.39)

$$0.724 \ln dincome + 0.008 policy - 0.791 u_{t-1} - 0.654 u_{t-2} + \varepsilon_{1t}$$

(2.99) (0.42) (-4.82) (-3.88)

$$\ln pt = -4.43 - 0.027 \ln qt + 1.318 \ln gdp + 0.177 \ln cpi + 0.206 \ln psecondh +$$

(-4.05) (-1.61) (3.95) (0.84) (4.26)

$$0.267 \ln pland - 0.011 policy + 0.652 w_{t-1} - 0.439 w_{t-2} + \varepsilon_{2t}$$

(3.06) (-2.44) (3.58) (-2.44)

qt 回归方程:调整后 $R^2 = 0.73$, $D.W = 2.42$, $S.E. = 0.0820$ 。

pt 回归方程:调整后 $R^2 = 0.77$, $D.W = 1.97$, $S.E. = 0.0119$ 。

从回归结果可看出,对系统方程自相关调整后,解释变量对依赖变量的拟合度提高了,变量参数估计值的显著性增加了,而且两个方程都已消除了序列相关(样本容量 $n = 40$ 、非常数项解释变量个数为 6 时, $D.W$ 的临界值 $d_L = 1.175$, $d_U = 1.854$)。

回归所得解释变量参数估计值即为回归元对相应变量的弹性。将回归参数估计值按 t 检验显著性及其绝对值大小列序,见表 2:

表 2 解释变量参数估计值(弹性)结果排序

住宅销量(<i>qt</i>)			住宅价格(<i>pt</i>)		
解释变量	弹性	显著性	解释变量	弹性	显著性
<i>pt</i>	-3.935	显著	<i>gdp</i>	1.318	显著
<i>m2</i>	2.965	显著	<i>pland</i>	0.267	显著
<i>qland</i>	0.815	显著	<i>psecondh</i>	0.206	显著
<i>dincome</i>	0.724	显著	<i>policy</i>	-0.011	显著
<i>qcompl</i>	0.417	显著	<i>cpi</i>	0.177	不显著
<i>policy</i>	0.008	不显著	<i>qt</i>	-0.027	不显著

说明:表 2 的显著性水平为 5%。

从表 2 可以看出,解释住宅销量 *qt* 的最重要因素是价格 *pt*,其弹性达到 -3.935,反映出居民对住宅消费的层次,说明住宅商品对绝大部分居民来说属于奢侈品、高消费品。那种期望通过价格调整达到人人都买得起房的愿望和做法是不现实的。房地产商所炒作的购房“刚性需求”只不过是中国人传统观念上渴求有形固定资产安全感(“安居”)而盲目、被动、超前高消费的一种曲解。我们会看到中国老人被迫拿出自己一辈子省吃俭

用攒下来以备养老的钱,给孩子撑“脸面”——购房成家;刚毕业的大学生夫妻向亲友借钱付齐首付付款银行按揭购房,从此过上“房奴”的苦日子。住房在发达国家也不是必需消费品,否则就不会出现 2008 年美国的“次贷”危机。所以,政府连续出台如此严厉的住房调控政策,除了从民生角度考虑外,避免这种危机更是其深层次原因。

其次是广义货币供应量 *m2*,其弹性系数也接近 3,这反映了我国近十年流动性支撑的房产销售量(本文研究结果没有得出 *m2* 支撑房价的结论),货币供应的增加会带来住房消费的大幅倍增。反而,表征实际消费能力的城镇居民可支配收入(变量 *dincome*)对销量的弹性小于 1,说明流动性对住宅市场的支撑作用远超过居民可支配收入。从 2001 年末到 2010 年末 10 年中,城镇居民人均可支配收入增长 2.8 倍,而住宅销量和广义货币供应量则分别上涨了 5 倍和 4.7 倍。从这种意义上说,流动性创生了“刚性需求”,因此,货币政策对住宅市场调控的作用不容小觑,它与直接行政手段(限购、限价等)等相比,不仅奏效而且可减少效率和社会福利损失。

解释住宅价格 *pt* 的重要因素依次是国内生产总值 *gdp*、住宅用土地交易价格 *pland* 和二手住宅价格 *psecondh*。由于这三个变量采用的时间序列是指数的,所以弹性反映了它们与住宅价格 *pt* 之间增长率的配比关系。*gdp* 的弹性系数最高,表明十年来我国 GDP 的增长率的变化与住宅价格的增长率的变化有互动性和共生性。住宅价格加速上涨,带动 GDP 加速上涨,反过来又拉动住宅价格更快上涨。从这种意义上说,我国的高房价与 GDP 的持续高增长紧密相关,我们应该像适应 GDP 增长那样去适应住宅价格的增长,像计划、管理 GDP 增长率那样去监督、调控住宅价格增长率。就住宅价格调控政策制定而言,从土地交易价格 *pland* 和二手住宅价格 *psecondh* 着手

(两项弹性之和接近50%)应该是有效果的。

从2001至2010年的数据来看,虚拟变量policy的弹性系数仅为-0.011(显著),表明这十年国家行政手段和财政政策(税收是重点)对住宅价格 pt 调控有降低住宅价格的效果,但效果不佳。而这些货币政策以外的调控措施,对住宅销量 qt 的影响从较长期的统计数据看并不显著。事实上,行政手段和财政政策的打压会呈现短期成交量下滑,但这期间积蓄起来的购买意愿往往促成了未来购买量的井喷。这种井喷调整了购房者的预期,带来房价的加速上扬。这产生了住宅市场调控下扭曲的规律,越控越涨,越涨越控,恶性循环。

开发商的行为变量,即住宅竣工面积 $qcompl$ 和土地出让面积(开发商购买土地面积) $qpland$ 均对房产销量有正向的影响,这是住宅市场交易量增长的先决条件。本文分析没有得出开发商这些行为会影响住宅价格的结论。

10年的数据表明,消费者价格指数CPI推动住宅价格上涨不显著。这说明购房者以住房置业作为通货膨胀的天然避风港的观点,至少在近10年是缺乏数据支撑的。

五、结论与政策建议

本文对我国2001年1季度至2010年4季度的宏观经济、住宅市场、土地市场数据,结合10年来国家住宅市场宏观调控政策进行了分析,为了避免虚假回归问题,我们采用了单位根检验、逐步回归法。考虑到住宅市场状态变量销量(qt)和价格(pt)之间以及二者的影响因素之间存在的系统性,我们采用联立方程模型来尽可能完整地提取各个变量样本数据中的信息。为避免序列相关和方程间误差相关、解释变量与误差相关,我们采用了Cochrane-Orcutt迭代法修正自相关,并用三阶段最小二乘法(3SLS)求解联立方程模型。

研究结果发现,影响住宅销量的最主要因素是住宅价格、广义货币供应量,其弹性分别为-3.935和2.965。这表明我国住宅消费属于奢侈品消费,期望通过价格调整达到人人都买得起房的愿望和做法是不现实的。土地供应量、城镇居民可支配收入、住宅竣工面积也都是影响住宅销量的因素。影响住宅价格的最主要因素是GDP,而且弹性达到1.318。住宅价格与宏观经济

变量的这种匹配性,诠释了宏观调控政策的要旨,即住宅价格调控政策是寻求与GDP平衡的住宅价格增长速度(不要涨得太快或跌得太快),而不是简单地理解为降低交易价格。住宅用土地价格、二手房价格也是住宅价格的重要解释变量,这为调控住宅价格的行政手段和财政政策的制定提供了思路。我们还发现,10年来住宅市场宏观调控政策对住宅价格的控制是有效果的,但效果不强(弹性-0.011);而对住宅销量的影响很大(货币政策 m_2 ,弹性2.965)。数据没有证明CPI推高房价,所以,从统计意义上说,城镇居民没有把住宅作为抵御通货膨胀的工具。而销量对价格的解释力不显著,恰恰诠释了当前限购政策的局限性。

就住宅市场的宏观调控政策,建议:(1)理清思想认识,不能一提到调控住宅市场就剑指降低房价。把住宅市场调控的目标统一到寻求与GDP增长速度相适应的住宅价格增长率(调高调低看区域GDP增长情况)以及寻求与城市化进程和居民可支配收入相匹配的住宅建设销售总量上来。这不仅可以引导居民从住宅资产价格只涨不跌的神话中回归理性,而且可以把地方政府从“完成房价调控任务”还是“完成GDP增长任务”两难境地的彷徨中解脱出来。(2)住宅市场宏观调控的政策选取上,应以货币政策为主,以行政手段和财政政策为辅。近十年的宏观调控政策效果,统计上看货币政策很显著(特别是流动性的控制),而非货币政策收效不佳。而且货币政策是间接的,调控引发的该行业效率损失和社会福利损失更小。(3)土地市场和二手住宅市场的宏观调控政策,是住宅市场(新房)宏观调控政策一前一后的两个支点。经济增长的每一阶段,都不能孤立的出台住宅市场调控政策,否则治标不治本,政策效果受到局限。

[参考文献]

- [1] 沈悦,刘洪玉.住宅价格与经济基本面:1955—2002年中国14城市的实证研究[J].经济研究,2004(6):78-86.
- [2] 皮舜.中国房地产市场与金融市场的Granger因果关系分析[J].系统工程理论与实践,2004(12):29-33.
- [3] 周京奎.货币政策、银行贷款与住宅价格—对中国四个直辖市的实证研究[J].财贸经济,2005(5):22-27.

- [4] 李亚明,佟仁城. 中国房地产财富效果的协整分析和误差修正模型[J]. 系统工程理论与实践,2007(11): 1-6.
- [5] Brown J P, Song H, McGillivray A. Forecasting UK house prices: A time varying coefficient approach[J]. Economic Modelling, 1997, 14: 529-548.
- [6] Holly S, Jone N. House prices since the 1940s: Cointegration, demography and asymmetries [J]. Economic Modelling, 1997, 14: 549-565.
- [7] Malpezzi S, Wachter S M. The role of speculation in real estate cycles [J]. Journal of Real Estate Literature, 2005, 13: 143-164.
- [8] Potepan M. Explaining in' metropolitan variation in housing prices, rents and land prices [J]. Real Estate Economics, 1996, 24: 219-245.
- [9] Ahmed A, Tsoukis C. Ricardian causal ordering and the relation between house and land prices: Evidence from England [Z]. Applied Economic Letter, 1998, 5: 325-328.
- [10] Ooi J, Lee S. Price discovery between residential land and housing markets [J]. Journal of Housing Research, 2007, 15: 95-112.
- [11] 严金海. 中国的房价与地价: 理论、实证和政策分析 [J]. 数量经济与技术经济研究, 2006, 18: 17-26.
- [12] Bostic R W, Longhofer S D, Redfearn C L. Land leverage: Decomposing home price dynamics [J]. Real Estate Economics, 2007, 35: 183-208.
- [13] Zhang H. Effects of urban land supply policy on real estate in China: An econometric analysis [J]. Journal of Real Estate Literature, 2008, 16: 55-72.
- [14] Modigliani F. The Channels of Monetary Policy in the Federal Reserve-MIT University of Pennsylvania Econometric model of the United States [J]. Modelling the Economy, 1975, 16: 240-267.
- [15] Kling J L and T E McCue. Stylized Facts About Industrial Property Construction [J]. Journal of Real Estate Research, 1991, 6: 293-304.
- [16] Kosuke Aoki James Proudman, Gertjan Vlieghe. House Prices, Consumption, and Monetary Policy: a Financial Accelerator Approach [J]. Journal of Financial Intermediation, 2004, 13: 414-435.
- [17] Matteo Iacoviello. House Prices and The Macroeconomy in Europe: Results from a Structural Var Analysis [R]. European central bank working paper, 2000, 18.
- [18] Glenn D Rudebusch. Monetary Policy and Asset Price Bubbles [Z]. FRBSF Economic Letter, 2005, 18: August 5.
- [19] 陈多长, 踪家峰. 房地产税收与住宅资产价格: 理论分析与政策评价 [J]. 财贸经济, 2004(1): 57-60.
- [20] 杨绍媛, 徐晓波. 我国房地产税对房价的影响及改革探索 [J]. 经济体制改革, 2007(2): 136-139.
- [21] Oates Wallace E. The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property values [J]. Journal of Political Economy, 1969, 77: 957-971.
- [22] 高凌江. 地方财政支出对房地产价值的影响—基于我国 35 个大中城市的实证研究 [J]. 财经理论与实践, 2008(1): 85-89.

(责任编辑:夏东,朱德东)

The Main Determinants of Chinese House Turnover and Price: An Analysis of Effects of the Policies on Housing Market

LAI Chun-jian, CHEN Xun

(School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China)

Abstract: This paper analyzed the quarterly data of Chinese macro economy, housing market and land market from the first quarter of 2001 to the fourth quarter of 2010 through unit root test, simultaneous equations model and three stage least squares (3SLS) based on macro-policy for regulating housing market in the last ten years. The results show that the main determinants which affect Chinese house turnover in turn are house price, money supply (M2), land supply quantity, per capita disposable income of urban residents and completed residential areas, that the main determinants which affect Chinese house price in turn are GDP, land price and secondhand house price, but CPI is not one of the main factors that push up the house price, and that administrative means and fiscal policies on controlling house price are effective but their effect is not strong (elasticity-0.011), however, monetary policies on controlling house turnover are strongly effective (elasticity 2.965). Thus we suggest that the regulation for housing prices should mainly consider monetary policies and that regional housing prices and housing turnover growth rate should coincide with regional GDP growth rate.

Key words: house turnover; house price; macro economy; regulatory policy