

货币政策对房地产市场的影响分析

——基于Z市的实证

李亭玉,付雨豪,文春晖

(湖南农业大学 经济学院,长沙 410128)

摘要: 量化宽松的货币政策是指通过中央银行实行零利率或近似零利率政策后,增加基础货币的供给,向市场注入大量流动性资金的干预方式,使金融市场的的环境更宽松,在经济衰退萎靡时期,是各国复苏经济与重振产业的主要手段。2007年开始的次贷危机给世界经济蒙上了萧条的阴影,许多大国为化解萧条的局面纷纷采取了量化宽松的货币政策。面对经济下行压力,经济增加速度放缓,中国为应对外部需求疲软、内部消费萎靡和产能过剩等危机,从2014年11月中国人民银行发出了降息的信号后开始加入量化货币政策。这种量化宽松的货币政策对中国经济规模最大,GDP增长贡献最多的房地产市场是否效果明显一直饱受争议。本文基于Z市1998年-2012年的相关数据构建了实证模型进行检验,采用逐步回归法对具体影响因素进行筛选分析,结果显示,城市房价受利率等金融货币政策的影响并不显著,相反住宅投资额与第二产业的发展推动了房价的上涨,具体表现为房地产规模的扩大及实体经济的强化。因此,单纯依靠金融政策救市的思路需要转变,通过发展实体经济、加速产业结构优化与升级、提振产业层次、实施稳健的货币政策等手段来挽救房地产市场更有效。

关键词: 货币政策;住宅投资额;房地产市场;实体经济

中图分类号: F293.35 **文献标志码:** A **文章编号:** 1672-8580(2015)02-0079-09

一、引言

1994年7月,国务院下发了《关于深化城镇住房制度改革的决定》,要求建立新的城镇住房制度来实现住房商品化和社会化;1998年起国家推行住房货币化改革,取消福利分房制度,提出要将房地产业培育成新的经济增长点。经过十多年的发展,房地产业已成为推动城市经

基金项目: 湖南省大学生创新实验项目(SCX1402);国家社会科学基金资助项目(13CJY008)

作者简介: 李亭玉(E-mail:395915773@qq.com)

经济增长的重要力量。在全国 35 个大中城市中, 房地产投资额占全国固定资产投资额保持在 25% 以上, 全国城市房地产均价从 2003 年的 2318 元上涨至 2012 年的 5791 元^①; 一二线城市(如上海、杭州、厦门等)房价收入比达到 10 以上, 中西部城市(武汉、重庆、长沙)房价收入比也高达 6 以上, 大大高于 4-6 的国际标准线^②。房地产业的快速发展为中国创造经济增长奇迹、改善人居环境、增加财政收入与提高就业等方面做出了巨大贡献。房地产业的先导性, 通过较高的产业关联度和较强的带动效应, 带动了建材、冶金、化工、机械、机电等几十个物质生产部门以及金融、服务、旅游等产业的发展, 对于调整中国经济结构、改善城乡面貌、加快推进城市化进程等都有着十分重要的作用。但是房价的过快上涨却导致房地产市场出现棘轮效应: 一方面, 产业发展对房地产市场带动的依赖性越来越强; 另一方面, 房价的过快上涨在一定程度上超过了城镇居民的承受能力, 房地产业过度繁荣侵蚀着中国转型的升级空间, 特别是高房价诱发出了一系列社会问题^③。2007 年开始的美国次贷危机给世界经济蒙上了萧条的阴影, 过度的房地产泡沫对经济的危害也逐渐显现。大家清楚认识到, 一旦中国房地产泡沫破灭, 将会给世界第二大经济体带来灾难性的后果, 在继续维持房价高位运行无望的前提下, 近来的经济萧条再次给中央的决策高层出了新的难题, 中央的宏观调控政策的重心从如何控制房价增长逐步转向为如何控制房价下跌。2014 年 11 月中国人民银行发出了降息的信号, 随后加入了量化的货币政策行列, 政策效果如何亟待需要检验。

Z 市作为两型社会试验区和长株潭城市群中的核心, 其房地产业快速发展在全省实现“弯道超车”、四化两型以及国家中部崛起计划中起着十分重要的战略引领作用。Z 市从 2006 年开始认真贯彻国家的“十一五”、“十二五”规划, 大力推进新型工业化、城镇化。工业化、城镇化建设使 Z 市经济进入良性发展轨道。相比中部周围武汉、南昌等其他城市房价增速较大, 在房价收入比较高的情况下, Z 市的 GDP 增长稳健, 房价依然保持平稳增长的可控范围。因此, 文章选取 Z 市 1998 年-2012 年的数据检验地区量化宽松货币政策对房地产市场影响是否显著具有十分重要的意义。

二、研究假设

从当前已有的研究来看, 影响房地产市场价格的因素既包括市场因素, 也包括政府因素, 既是实体经济发展的原因, 也是金融驱动的结果^④。从宏观金融视角来看, 货币供应量、利率、房地产投资额、人均收入等都是影响房地产市场价格波动的主要因素。因此, 本文根据国内外知名学者的研究综述, 构建了以下研究假设:

假设 1: 贷款利率与房地产价格负相关

MatteoIacoviello(2005)研究发现, 个人和企业因房价上升更容易取得信贷, 促进社会需求的效果是显著地, 同时提升了社会总产出水平^⑤。Claus Greiber 和 Ralph Setzer(2007)认为, 公司和个人的借贷能力会随着房价上涨而相应增强, 违约风险水平也会下降, 这是因为房地产是优质抵押品, 所以银行会提高它的借贷意愿, 最终导致更多的资金流向房地产市场, 进而提升了房地产市场的价格水平^⑥。在 JohnB.Taylor(2007)的文章中也有类似的结论^⑦。国内方面, 冯鑫(2008)认为房价预期涨幅限制了利率对投资性需求的影响, 利率上升会抑制部分需求^⑧。况伟

大(2010)则是通过利率方程回归分析,结果表明利率增长率对房价增长率变动具有影响^[7]。因此,贷款利率成为房地产价格波动的主要因素。

假设 2:投资规模与房地产价格正相关

投资规模是影响房地产价格的主要因素之一。Dolde 和 Tirtiroglu(2002)运用美国 1975 年-1993 年数据考察了房价上下波动次数及其原因。研究表明,当投资规模增幅较低时,房价波动较稳定,当投资规模增速较高时,房价波动较大^[8]。费磊(2012)研究指出,房地产价格波动与房地产信贷规模间存在长期稳定均衡关系,银行信贷对推动房地产价格波动的影响十分明显^[9]。作出类似研究的还有张涛(2006)、巴曙松(2010)等,这些研究在消费者效用最大化基础上考察了资产回报、房地产投资和房地产均衡价格之间的关系,因而,房地产价格受房地产投资额直接影响^[10]。

假设 3:货币供应量与房地产价格正相关

货币供应量 M2 是影响房地产价格的重要因素。Iacoviello(2005)考察了经济波动与金融部门之间的互动问题。他在经济周期基础上建立了一个产品市场、借贷市场、房地产市场和货币政策的一般动态均衡模型。VAR 脉冲反应结果显示,从紧的货币政策对住房价格产生负的影响^[11]。Deokho 和 Ma(2006)运用韩国 1991 年-2002 年月度数据,采用协整检验和光谱分析考察了房价与利率之间的长期关系。结果显示,房价与利率在长期是负相关关系,短期利率是房价的 Granger 原因。资金密集型产业,房地产的投资在很大程度上需要银行信贷的支持,市场上货币的流通量决定了银行的贷款能力,进而在供给方面影响房地产的投资规模,在需求方面影响居民购买能力。十多年里,我国货币供应量不断增大,造成了市场的流动性过剩,在一定程度上推动了房价变化^[12]。

假设 4:第二产业增加值与房地产价格正相关

“十二五”以来,Z 市产业结构向“三二一”转变,第二产业仍然占较大比重,产业之间相互联系,相互促进,而房地产的开发将会加大对钢材、水泥、木材、玻璃、建材、化工和建筑机械等产品或者原材料的需求,使得第二产业比重一直稳步上升,如供应业、制造业、建筑业等产业产值增加,必然也加大了对同等原材料的需求,从而导致其供不应求,房价上涨^[13]。

假设 5:城镇居民人均可支配收入与房地产价格正相关

考虑到商品房销售主要集中在城镇地区,所以用城镇居民人均可支配收入来反映其实际购买能力。人均收入的增加是经济增长的直观反映^[14]。从需求方面考虑,徐航涛(2011)提出,由于支付能力不足,大部分城市中低收入者的“刚性需求”难以支撑该城市的高房价,这些城市的高房价更多是由高收入人群的需求来支撑^[15]。城镇居民人均可支配收入增加使得购房资金增加,同时人们提高了住房标准,刺激了对房地产的需求,从而在一定程度上推动了房价的上涨。因此,房价水平与城镇居民可支配收入应该呈现出正向关系。

三、实证分析

(一)数据与模型设定

本文从国家统计局、Z 市统计信息网等众多权威机构收集了 1998 年-2012 年间 Z 市房地

产投资额 X_1 、全国货币和准货币 (M_2) 供应量 X_2 、央行人民币贷款年利率 (五年以上) X_3 、Z 市第二产业增加值 X_4 、全年城镇居民人均可支配收入 X_5 等相关数据, 上述变量的描述性统计分析见表 1, 构建的一个多元线性回归模型如下:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_i + \mu$$

其中 Y 为 Z 市商品房平均销售价格, X_i 为影响 Z 市商品房平均销售价格的因素, K 为解释变量的个数, β 为回归系数, μ 为随机干扰项。

表 1 变量的描述性统计

变量	均值	中值	最大值	最小值	标准差	观测值
Y	2993.26	2313.73	6100.87	1782.82	1451.9	15
X1	3372858	2563500	10320003	174078	3238377	15
X2	390562.7	298755.7	974159.5	104498.5	279531.9	15
X3	6.58	6.27	8.64	5.76	0.74	15
X4	1155.51	655.27	3592.52	234.84	1120.67	15
X5	14679.87	12434	30288	6650	7387.03	15

(二) 数据处理

本文通过观察解释变量与被解释变量的散点图采用直线形式拟合, 利用 OLS 回归模型进行分析, 结果显示: 虽然模型可决系数 R_2 (回归平方和占总离差平方和的比重) 较大且接近于 1, 同时回归模型中 Z 市商品房平均销售价格与上述解释变量总体线性关系显著 (p 值 = 0.00 < α = 0.05), 但解释变量前参数在回归系数检验时有四个未通过 t 检验 (假定值 = 0.7689、0.7340、0.1845 > α = 0.05), 并且, Z 市全年城镇居民人均可支配收入回归系数为负号 (-0.197675), 这与定性分析得到的预期不符, 同时模型的经济意义不合理, 故认为解释变量之间存在多重共线性。

因此, 为保证有效性, 解决初次选定的五个自变量间存在的多重共线性问题, 必须从模型中剔除部分相关的自变量^[6]。各自变量之间相关系数矩阵的计算结果如表 2 所示。

表 2 自变量相关矩阵表

	Y	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
Y	1					
X_1	0.989375	1				
X_2	0.98465	0.99418	1			
X_3	0.155019	0.125894	0.094278	1		
X_4	0.989772	0.9864	0.99168	0.12327	1	
X_5	0.982543	0.996207	0.998221	0.09984	0.987838	1

由表中数据发现 Y 与 X_1 、 X_2 、 X_4 、 X_5 之间存在高度相关性。

找出简单的回归形式 (分别作 Y 与 X_1 、 X_2 、 X_4 、 X_5 间的回归)

$$1. Y = 1497.131 + 0.000444X_1$$

$$(18.00) \quad (24.54)$$

$$R_2 = 0.9789 \quad D.W. = 1.1478$$

$$2. Y = 995.7983 + 0.005114X_2$$

$$(8.34) \quad (20.34)$$

$$R_2 = 0.969535 \quad D.W. = 1.402119$$

$$3. Y = 1511.536 + 1.2823136X_4$$

$$(18.62) \quad (25.02)$$

$$R_2 = 0.979649 \quad D.W. = 1.973171$$

$$4. Y = 158.3426 + 0.193116X_5$$

$$(0.96) \quad (19.04)$$

$$R_2 = 0.965390 \quad D.W. = 1.222175$$

可见,Z市商品房平均销售价格受Z市第二产业增加值影响最大,因此,选(4)为初始的回归模型。

将其他解释变量分别与上述内容构建模型进行检测,寻找最佳回归方程,结果如表3。

表3 逐步回归

	C	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	Adjusted R ²	D.W.
Y=f(X ₄)	1511.536				1.282		0.978	1.973
t 值	18.622				25.016			
Y=f(X ₁ , X ₄)	1494.359	0.001			0.664		0.984	2.028
t 值	21.183	2.324			2.465			
Y=f(X ₂ , X ₄)	1409.358	0.001			1.041		0.977	1.967
t 值	7.392	0.596			2.549			
Y=f(X ₃ , X ₄)	1083.374			66.017	1.277		0.978	1.87
t 值	8.989			0.417	1.055			
Y=f(X ₄ , X ₅)	1231.81				1.028	0.039	0.977	2.008
t 值	3.303				3.068	0.769		
Y=f(X ₁ , X ₂ , X ₄)	1834.064	0.0004	-0.003		1.008		0.986	2.654
t 值	8.859	2.95	-1.729		3.159			
Y=f(X ₁ , X ₃ , X ₄)	1093.071	0.0002		61.901	0.666		0.983	1.951
t 值	10.879	2.828		-1.514	2.309			
Y=f(X ₁ , X ₄ , X ₅)	2695.445	0.001			0.881	-0.171	0.989	2.718
t 值	5.497	3.552			3.635	-2.467		
Y=f(X ₁ , X ₂ , X ₃ , X ₄)	1638.548	0.0003	-0.003	25.651	0.979		0.989	2.532
t 值	8.337	2.8177	-0.775	-0.266	1.276			
Y=f(X ₁ , X ₂ , X ₄ , X ₅)	2803.498	0.0001	0.001		0.83	-0.199	0.987	2.644
t 值	4.185	3.381	0.251		2.565	-1.513		
Y=f(X ₁ , X ₃ , X ₄ , X ₅)	2516.09	0.001		19.529	0.872	-0.164	0.987	2.629
t 值	4.150858	3.39		0.55	0.316	-1.801		

首先,在初始模型中引入 X₁,发现参数符号合理但模型拟合度上升,变量在 5%的显著性水平下都通过 t 检验,且根据 D.W.值表明不存在一阶正自相关,所以用 X₁ 和 X₄ 为解释变量符合要求,为保证严谨,再继续用 X₂、X₃、X₅ 代替 X₁ 与 X₄ 分别回归,从拟合优度、变量显著性方面观察,其 OLS 回归的效果均不理想,因此选取符合要求的变量 X₁、X₄,再进一步考虑引入第三个变量看是否模型效果更好。

其次,初始模型引入 X₁ 后,再继续引入变量 X₂ 发现拟合度提高,变量 X₂ 在 5%的显著性水平下没有通过显著性检验,并且变量参数符号不合理;剔除 X₂ 引入 X₃ 发现模型拟合度提高,但 X₃ 存在与上述 X₁ 同样问题;剔除 X₃ 引入 X₅ 发现模型拟合度提高,变量参数符号不合理。根据以上分析用三个解释变量做回归均不是理想模型,存在多重共线性。进而考虑用四个

变量来对被解释变量做出解释。

通过上述步骤,在第一步已经确定引入 X_4 的情况下分别对 $X_1, X_2, X_3, X_4; X_1, X_3, X_4, X_5; X_1, X_3, X_4, X_5$ 进行回归,从结果来看,均不是理想模型。综上所述,最终选择 X_1, X_4 两个解释变量与被解释变量 Y 建立模型。

(三)回归方程的建立及结果的解释

建立 Z 市商品房平均销售价格, Z 市住宅投资额 X_1 , Z 市第二产业增加值 X_4 的线性回归方程,回归结果如表 4 所示。

表 4 多元线性回归拟合图

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1494.359	70.54493	21.18308	0
X_1	0.000217	9.33E-05	2.32409	0.0385
X_4	0.664355	0.269559	2.464602	0.0298
可决系数	0.985966	因变量标准差		2993.255
调整可决系数	0.983627	因变量均值		1451.898
回归标准差	185.7813	AIC		13.46387
残差平方和	414176.3	SC		13.60548
对数似然比	-97.97905	HQC		13.46237
F 统计量	421.5297	DW		2.028483
P 值 (F 统计量)	0			

多元线性回归方程结果如下:

$$Y=1494.359+0.000217X_1+0.664355X_4$$

一是拟合优度的分析。本模型中系数 $R^2=0.985966$,在用样本容量为 15,自变量个数为 2 的数据进行调整后,得到修正的系数 $R^2=0.983627$,它表示 Z 市商品房销售价格,能被 Z 市住宅投资额 X_1 和 Z 市第二产业增加值 X_4 的多元回归方程解释的比例为 98.3627%。估计标准误差为 185.7813,它反映的是用住宅投资额 X_1 和第二产业增加值 X_4 来预测 Z 市商品房平均销售价格时,平均预测误差达到 185.7813 个百分点。

二是显著性分析。回归方差分析表见表 3, β_1, β_2 对应 P 值均小于 0.05,拒绝原假设,通过检验。因为之前各相关变量间存在多重共线性问题,剔除货币供应量、 Z 市 GDP、全年城镇居民人均可支配收入这三个变量后,就能保证 Z 市商品房销售价格与 Z 市住宅投资额 X_1 , Z 市第二产业增加值 X_4 的关系显著。在得到的一元线性回归方程中,参数估计值 $\beta_1=0.000217, \beta_2=0.664355$ 。由回归分析结果给出 β_1 在 90%的置信水平下的置信区间为(-21.489453,21.489453),这表明在 Z 市第二产业增加值不变的条件下, Z 市住宅投资额 X_1 每增加 1 万元, Z 市商品房平均销售价格增加 0.000217 元。 β_2 在 90%的置信水平下的置信区间为(0.076980939,1.251724061),表示在 Z 市住宅投资额不变的条件下, Z 市第二产业增加值 X_4 每增加一亿元, Z 市商品房平均销售价格增加 0.664355 元。由回归结果分析表 4 可知 D.W.值为 2.028483,小于显著性水平为 5%以下,样本容量为 15 的 D.W.的值在 2 的附近。因此,可判定模型不存在序列相关性。对原模型进行 OLS 估计的结果进行怀特检验。 $nR^2=6.354378$,在 5%的显著性水平下不显著,拒绝同方差性这一假设,表明原模型确实存在异方差性。采用加权最小二乘法进行估计,得到加权

后的结果。回归表达式为：

$$Y=1527.844+0.000157X_1+0.822815X_4$$

通过上述方程显示,第二产业增加值对房价的影响最大,其次为投资规模指标。以上检验和分析表明,第二产业增加值与房地产价格呈正相关。第二产业增加值每提高1个单位,房价对应增加0.8228个单位。可见,在产业转型与产业集聚发展过程中,第二产业增加值对房价有积极影响,对拉动房价有显著作用。此外,房地产投资额对房价具有相同影响,一旦房地产投资规模增幅出现较大波动,将导致房价出现较大波动。但是模型结果显示:贷款利率,货币供应量及城镇居民可支配收入对房价影响不明显,这表明我国房地产需求中真正的刚性需求并不多,大多均为投资引起的投机需求,房价的波动受羊群效应明显,防范泡沫经济的危害要预防羊群效应导致经济系统崩溃带来的风险。

四、结论与启示

综上所述,房地产投资额的变动和实体经济的发展对房价的影响最大,具体从Z市经济发展现状分析,可以得到两方面的结论:首先是实体经济对Z市房地产价格的支撑作用。Z市相比其他城市的发展状况,第二产业发展对房价起支撑作用,这也是Z市开展四化两型建设,依靠工业化带动城市经济,通过工业结构调整和城市内涵建设发展Z市经济的前提,进而通过内生需求扩张使Z市房价在合理空间运行。其次是房地产投资额直接决定了供给能力及供给水平,房地产投资额的变化直接影响着房价的变化。大量资本流入到房地产开发领域(其中不乏实力雄厚的特大财团)。在土地价格有限的情况下,各开发商竞争哄抬价格,导致不断出现新的“地王”,进一步推高开发成本,抬高房价。而央行抑制房价的利率政策在很大程度上是无效的,利率预期对房价影响不显著。收入对房价影响要大于开发成本。因此,房价并非由成本推动,而是由收入拉动的。尽管房价增长率变动对利率增长率变动不显著,但经济增长率变动对利率增长率变动影响显著。通过以上分析可以看出,转变宏观调控思路,谨慎使用量化货币政策成为合理控制房价的关键。

基于上述研究,本文认为要稳定房地产价格需要从以下几个方面着手:首先,要大力扶持实体经济,加速产业结构优化与升级。城镇化建设是基于实体经济发展上的,住房建设要产生有效需求,则需要借助产业发展和产业结构优化,通过产业空心化和哄抬价格导致房地产泡沫而引致需求是缺乏稳定性和持续性的,因而打造一流的实体经济,培育经济增长的新亮点和优化产业结构是化解泡沫经济的最佳路径。其次,实施稳健的货币政策,根据实际情况的不同,执行有区别的信贷政策,政策倾向于以下几点:一是刺激居民对于住房的刚性需求,通过适时、合理地对个人住房贷款的投放数量松绑;二是要避免银行信贷对房地产业资金的严重桎梏,根据经济增长情况,适当地扩大对房地产开发贷款的投放,另外,逐步降低融资门槛,鼓励开发商进行多元化的资金开发,如房地产信托、海外融资等渠道;三是要抬升房地产市场的投机成本,抑制投机需求。针对二套及以上的新购房行为,适当地提高贷款利率,引导购房者理性消费,进而稳定市场预期。对于住宅投资属性过重的问题,从长期上考虑可终止以限制购买、限制价格、限制贷款三方面为主的短期调控政策,可以借鉴“上海模式”房产税等方式进行

转变来解决实际问题。同时,从财政、金融、房地产税制等方面进行系统化改革,加速住宅配套体制改革,在地方政府过度依赖房地产业的问题上进行有层次的处理,促进房地产价格回归到理性状态,营造稳定、健康和具有竞争力的房地产市场氛围。最后,合理引导国内外闲散资金的去向,避免大规模资金集体流向房地产领域,同时,政府应积极主动控制房地产贷款,抑制各种投机炒房行为,保持房价稳定,巩固调控成果;四是大力推进我国房地产业改革,优化发展结构和增长模式。伴随着改革步伐的整体推进,逐步、温和地削减房地产业投资超额利润,从而合理控制各类闲散资金的流向,促进房价合理回归。

注释:

- ①数据来源:中国城市动态地价监测。
- ②数据来源:中国经济景气月报。

参考文献:

- [1] 赵昕东.中国房地产价格波动与宏观经济——基于SVAR模型的研究[J].经济评论,2010,(1):65-71.
- [2] 熊艳.我国房地产价格影响因素研究[J].金融经济:理论版,2009,(1):35-37.
- [3] MatteoIacoviello.House prices, borrowing constraints and monetary policy in the Business Cycle[J].American economic review,2005,(3):739-764.
- [4] Claus Greiber and Ralph Setzer.Money and housing - evidence for the euro area and the US[J].Deutsche Bundesbank Discussion paper,2007,(4):293-302.
- [5] 冯鑫.利率的房地产需求效应分析[J].经济研究导刊,2008,(14):79-80.
- [6] John B.Taylor.Housing and monetary policy[J].NBER Working Paper,2007,(4):115-134.
- [7] 况伟大.利率对房价的影响[J].世界经济,2010,(4):134-136.
- [8] Joseph T.L.Oo,SzeTeck,Lee [J].Price Discovery Between Residential Land &Housing Markets.American Real Estate society's Meeting,2006,(5):292-231.
- [9] 费磊.银行信贷、利率调整对房地产价格的影响分析[J].西部金融,2012,(3):44-47.
- [10] 巴曙松.房地产需求从投资主导向消费主导的转换是否启动[J].经济,2010,(8):15-17.
- [11] Stephen Malpezzi and Susan M. Wachter.The Role of Speculation in Real Estate Cycles [J].Journal of Real Estate Literature,2005,(2):141-164.
- [12] 周京奎.房地产价格波动与投机行动——对中国14城市的实证研究[J].当代经济科学,2005,(4):19-24.
- [13] 况伟大.房地产相关产业与中国经济增长[J].经济学动态,2012,(2):69-73.
- [14] 刘央央,杨红伟.劳动力回流的经济影响实证研究[J].四川理工学院学报(社会科学版),2013,(3):23-27.
- [15] 徐航涛.我国城市住房刚性需求影响因素实证分析[J].当代经济,2011,(8):158-160.
- [16] 张婉.商品住宅房价影响因素的计量分析[J].技术与市场,2009,(7):83-83.

责任编辑:梁雁

The Impact Analysis of Monetary Policy on the Real Estate Market

——Based on the empirical study in Z city

LI Tingyu, FU Yuhao, WEN Chunhui

(School of Economics, Hunan Agricultural University ,Changsha 410128, China)

Abstract: Quantitative easing monetary policy refers to the central bank implements zero or near zero interest rate policy to increase the supply of base money and injects massive liquidity into the market so that the financial market environment is more relaxed. In the period of economic recession, it is a major means of national economic recovery and reviving the industry. The Subprime Crisis started in 2007 puts a depression shadow to the world economy. Many powerful countries in the world have adopted the quantitative easing monetary policy to defuse the depression situation. In the face of economic downward pressure and economic growth speed slowing down, China began to implement this policy starting from Nov. 2014 when interest rate was decreased to respond to weak external consumption, internal consumption malaise and overcapacity crisis. Whether the quantitative easing monetary policy has an obvious effect on the real estate industry that has the largest contribution to GDP growth in Chinese economy is controversial. Based on the relative data of Z city during 1998–2012, this paper builds an empirical model to test and adopts stepwise regression method to filter and analyze the concrete influence factor. The results show that the interest rate and other monetary policies' effects on urban housing prices are not significant; instead, the residential investment and the development of the second industry promote the rising of housing price, which is reflected in the expansion of real estate scale and the strengthening of the real economy. Therefore, the financial policy rescuing idea needs to be changed. The way of developing the real economy, speeding up the industrial structure optimization and upgrading, and boosting the level of industry, and implementing the prudent monetary policy is more effective for rescuing the real estate industry.

Key words: monetary policy; residential investment; real estate market; real economy