

货币政策、银行贷款与住宅价格

——对中国 4 直辖市的实证研究

周京奎

(南开大学经济研究所, 天津 300071)

摘要：本文利用中国 4 个直辖市房地产价格数据和宏观经济数据，运用单整与协整检验方法及误差修正模型，对住宅价格与货币政策之间的互动关系进行实证研究。研究结果表明各城市住宅价格水平与投资额、销售额和价格的滞后期存在协整关系。由于投资额和销售额中的大部分是银行贷款，说明住宅价格上涨与宽松的货币政策有紧密的联系。通过构建误差修正模型，发现误差修正系数非常高，住宅价格极大的偏离长期均衡值，市场出现了非理性繁荣，必须引起政府和产业部门的足够重视。

关键词：货币政策；住宅价格；协整检验；误差修正模型

中图分类号：F **文献标识码：**A

一、前言

房地产业是资金密集型产业，其供给和需求都离不开银行贷款，具有第二金融的“美称”。然而，房地产具有保值、增值的特性，在对房地产业实行宽松的货币政策的同时，常常出现金融支持过度现象，导致房地产价格剧烈波动，甚至出现金融危机。这些现象从 20 世纪 80 年代末以来发生了多次，其中以日本泡沫经济、美国经济萧条和东南亚金融危机最为典型。

在 20 世纪 70 年代日本为了推进金融改革和摆脱 1973 年第一次石油危机造成的影响，开始实行金融自由化政策。在金融自由化过程中金融市场的竞争越来越激烈，大银行为了占据更多的市场份额，向土地开发投入了大量的贷款。银行发放大量的抵押贷款，激发了土地持有者和其它投机者的土地投机热情，他们将拥有的或购买的土地作为抵押物向银行贷款，然后再去购买土地。这样反复投机反复贷款，使得银行的土地抵押贷款额急剧膨胀。广场协议导致市场利率急剧下降，在超低利率刺激下，日本国内泡沫空前膨胀。自 1985 年起，日本六大城市土地价格每年以两位数上升，1987 年住宅用地价格竟上升了 30.7%，商业用地则跳升了 46.8%。土地价格的急剧上升造成土地担保价值上升，土地所有者能借此从金融机构借到更多的钱，并以此为本金再去购买别的土地，出现了金融支持过度现象。

从 1981 年开始美国房地产业进入了新的发展周期。由于在 20 世纪 80 年代初美国实行了金融自由化政策，加之房地产周期性繁荣阶段的来临，使得银行向房地产贷款量不断上升。1980 年美国商业银行发放的房地产抵押贷款额为其总资产的 31.3%，1985 年为 30.3%，到 1989 年为其总资产的 40%，达到 7270 亿美元。过多的贷款极大的促进了房地产升温，房地产价格在此期间也大幅上涨，其涨幅甚至超过了通货膨胀的速度，房地产泡沫开始出现，房地产呈现出非理性繁荣，而后房地产泡沫的迅速破灭加剧了银行危机。

东南亚各国受日本和美国等国家房地产繁荣的影响，在 20 世纪 90 年代前半期向房地产业注入

了大量的投机资金，直接推动了房地产业繁荣，并形成了巨大的房地产泡沫。从东南亚各国房地产泡沫形成与破灭的过程可以看出，它们过早的开放了资本市场，使大量国际和国内投机资本进入股市和房地产市场，这些资金在带动市场繁荣的同时也激发了民众的投机狂潮。当泡沫达到顶峰投机资本难以获得更高的收益时，资本外流和银行稀贷就不可避免，投机泡沫开始破灭，成为金融危机形成的主要原因。

从各个国家经济发展的经验来看，货币政策对房地产业有着非常重要的影响，在中国也不例外。自 1998 年实行住房制度改革以来中国房地产金融得到了飞速发展，目前银行住房贷款已达到 2.5 万亿元。由于中国房地产开发和住房融资渠道单一，主要以银行为主，银行要为房贷承担全部风险。当前中国房地产价格持续高涨，据统计，2004 年第一、第二季度，全国商品房销售价格指数与去年同期相比，分别 7.7%、10.4%，其中上海增幅最大，分别达到 28.3%、21.4%。为降低房地产金融风险，中国人民银行决定，从 2004 年 10 月 29 日起上调存贷款基准利率。一年期存款利率上调 0.27%，由 1.98% 提高到 2.25%，一年期贷款利率上调 0.27%，由 5.31% 提高到 5.58%。然而，现阶段中国房地产价格高涨是否与货币政策有直接关系呢？本文将利用中国 4 个直辖市住宅价格数据和宏观经济数据，研究不同城市住宅价格与货币政策之间的互动关系。

二、理论模型

有关住宅价格理论与经验研究的文献非常丰富，其中以存量—流量模型和住宅服务流量模型为主。存量—流量模型是传统的住宅价格模型，是以新古典经济理论为框架，假设市场完全出清，住宅价格是供给和需求的函数，通过价格调整住宅需求将等于住宅存量。然而，在该框架下构建的住宅价格模型缺少微观基础，人们更关注住宅服务流量模型。该模型是Breedon和Joyce (1993)、Holly和Jones (1997)、Brown (1997)分别提出来的。他们认为，住宅可以为使用者提供服务流，住宅基础价格可以看作是未来各期服务流的折现值。假设消费者仅购买两种商品：住宅和其它复合商品。消费者在预算约束内决定购买决策，以获得最大效用。这样，购买这两种商品的边际替代率(u_h/u_c)等于住宅的使用成本：

$$\frac{U_h}{U_c} = [(1-t)i - \pi_h + \delta]P_h \quad (1)$$

其中， i 代表利率， t 代表收入税， π 代表住宅的资本收益， δ 代表折旧率， P 代表住宅价格。 C 代表住宅使用成本 $[(1-t)i - \pi_h + \delta]P_h$ 。

由于在资本市场均衡条件下，市场出清的结果是租金 (R) 必须等于住宅使用成本。因此，(1) 式可以表示为

$$\frac{U_h}{U_c} = [(1-t)i - \pi_h + \delta]P_h = R_t \quad (2)$$

在一般情况下租金与住宅需求成正比，与住宅供给成反比。租金可以看作是收入 (Y)、住宅存量 (H) 和人口 (D) 的函数。因此，住宅价格可以用如下变量表示：

$$P = f(Y, H, D, C) \quad (3)$$

在凯恩斯主义理论中货币创造有着非常重要的作用，它不仅是银行运行的基础，也是融资的主要来源。从目前金融制度来看，银行具有通过信贷扩张使金融支持力度提高的能力，从而增加信贷货币供给。凯恩斯主义者认为，如果没有金融部门信贷扩张所产生的货币创造，投资和经济增长是不可能的。然而，在金融支持力度提高时，又会对整体经济造成冲击，促使形成资产泡沫，房地产泡沫的产生就与金融支持过度有密切的关系。

上述住宅价格模型中还没包括住宅贷款变量，然而消费者购买住宅资金大部分来自银行，每个借款者的境况各不相同，银行面临着信息不对称问题。银行为避免风险，在贷款之前要借款人以住房作为抵押，如果借款人不能按时偿还贷款，银行有权拍卖住宅，并将拍卖所得作为偿还贷款的资金。消费者的借款能力如何，与利率有直接的关系。如果利率上升，住宅价格（包括抵押品）下降，实际负债上升，银行将降低住宅抵押贷款。相反，如果利率下降，消费者将更容易获得住宅抵押贷款。随着银行业竞争程度的增加，银行常把扩大市场份额作为首要目标，把利润最大化作为次要目标。其结果不仅增加了银行风险，而且导致房地产业金融支持过度，使住宅价格上涨和住宅投机同时出现。因此，货币政策（L）作为外生变量，可以通过控制住宅贷款额来影响住宅价格，是影响住宅价格波动的主要原因之一，在住宅价格模型中应包含该变量。

Hendry (1984)、Hakfoort 和 Matysiak (1997)在研究中将住宅抵押贷款存量作为贷款变量，Muellbauer 和 Murphy (1997) 将住宅抵押贷款存量变化率作为贷款变量，其他学者如 Dicks (1990)、Pain 和 Westaway (1997) 将贷款与抵押品价值之比作为贷款变量。因此，住宅价格可以用如下公式表示：

$$P = f(Y, H, D, C, L) \quad (4)$$

由于住宅供给在短期缺乏弹性，而在长期供给可以有较大变化，使得上述各变量在不同时期对住宅价格的影响有很大差异。为反映短期和长期各变量对价格的影响，我们首先根据（4）式建立一个线形方程：

$$\ln P_t = a_1 \ln Y_t + a_2 \ln H_t + a_3 \ln D_t + a_4 \ln C_t + a_5 \ln L_t + a + \varepsilon_t \quad (5)$$

为消除异方差，上式中变量都取对数。然后根据（5）式构建误差修正模型（ECM），确定住宅价格与各变量之间的长期关系。

三、房地产贷款与住宅价格长期关系的协整检验

1. 数据

在以往的研究中学者们经常用年度数据分析房地产业运行状况，殊不知房地产作为一种投资品，价格在一年内将发生显著变化，仅用年度数据难以反映这种变化，应尽量使用季度或者月度数据。同时，在研究房地产价格波动状况时用全国整体的数据并不能反映局部的差异，使用城市级数据是最佳选择。因此，本文在研究中以月度数据为基础，对 2001.6-2004.8 期间北京、天津、上海、重庆 4 直辖市房地产价格与货币政策及其它宏观经济变量 之间的关系进行研究，相关的价格和收入数据均进行了消除通货膨胀处理。

目前，房地产价格指数较多，如国房景气指数、中房指数，这些指数都具样本选择广泛，跟踪调查时间长等特点。然而，房地产属性各不相同，这些价格指数仍难以反映不同房地产属性上的差异，而用不同时段的商品房销售额除以销售面积，得到的房地产价格仍能够反映房地产价格的走势。

因此，本文将用该方法确定房地产价格 P。

从目前我国房地产投资的资金来源来看，主要包括国内贷款、利用外资、自筹资金和其他资金。国内贷款主要是银行提供，利用外资也是金融支持的一部分，而其他资金实质上是通过非银行金融机构转化而来的银行资金。另外，目前房地产市场化程度不断加深，商品房基本上是由个人购买，这些购房资金 80% 来自于银行。因此，本文将房地产开发非自筹资金 T 和住宅销售额 X 代表货币政策变量 L。

由于房地产市场中新建商品房价格上涨较快，新建商品房投放量对价格有积极的影响，因此本文以竣工面积累计额与销售面积累计额之比作为房地产存量变量 H。在商品房成本中建材成本是主体，本文将以原材料价格指数作为该成本变化指标 C。为反映真实需求能力，在模型中还包括人均可支配收入变量 Y。由于人口变量没有月度统计，在研究中将不包含此变量。

2．单整及协整检验

协整的概念是 20 世纪 80 年代由恩格尔-格兰杰 (Engle-Granger)提出的。协整理论为在两个或多个非平衡变量间寻找均衡关系，以及用存在协整关系的变量建立误差修正模型提供了理论基础。在实际中，多数经济时间序列都是非平稳的，然而某些非平稳时间序列的某种线性组合有可能是平稳的。协整检验的思想在于：如果某两个或多个同阶时间序列向量的某种线性组合可以得到一个平稳的误差序列，则这些非平稳的时间序列存在长期均衡关系，或者说这些序列具有协整性。由于只有具有相同单整阶数的两个变量才有可能存在协整关系。因此，在协整分析之前首先要对变量的单整阶数进行检验。检验结果见表 1、表 2。

表 1 单位根检验结果（一阶非平稳 ADF 检验）

城市及	变量	LnP	LnY	LnT	LnX	LnC	LnH
北京	ADF 统计量	0.03	0.58	3.07	2.23	1.85	-0.21
	5%临界值	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95
天津	ADF 统计量	1.56	0.18	3.20	2.97	0.99	-0.85
	5%临界值	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95
上海	ADF 统计量	1.54	0.21	2.21	2.61	1.96	-3.19*
	5%临界值	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95	-1.95	-3.53
重庆	ADF 统计量	0.62	-2.4**	-3.08*	2.41	1.87	-1.59
	5%临界值	-1.95	-2.94	-3.53	-1.95	-1.95	-1.95

注：以上如不做出说明，表示均无截距项或趋势项；*包括截距项和趋势项；**包括截距项，滞后两期

表 2 单位根检验结果（二阶非平稳 ADF 检验）

变量	变量	LnP	LnY	LnT	LnX	LnC	LnH
北京	ADF 统计量	-5.69	-6.53	-3.71**	-2.92	-3.63	-3.60
	5%临界值	1.95	-1.95	-2.94	-1.95	-1.95	-1.95
天津	ADF 统计量	-6.11	-4.60	-2.99	-3.92**	-2.86	-8.27
	5%临界值	-1.95	-1.95	-1.95	-2.94	-1.95	-1.95
上海	ADF 统计量	-5.18	-7.61	-4.01	-2.68	-2.58	-4.92
	5%临界值	-1.95	-1.95	-3.54*	-1.95	-1.95	-3.54*
重庆	ADF 统计量	-4.15	-6.13	-4.60*	-2.82	-3.15	-3.93
	5%临界值	-1.95	-1.95	-3.53	-1.95	-1.95	-1.95

注：以上如不做出说明，表示均无截距项或趋势项；*包括截距项和趋势项；**包括截距项，滞后两期。

检验结果表明各时间序列均为一阶单整过程，我们可以用它做长期协整分析。Engle 和 Granger 提出两步法估计协整向量，即首先用最小二乘法对向量进行协整回归，然后再把协整回归所得残差进行单位根检验。协整回归结果见表 3。

表 3 住宅价格与其它变量协整回归结果

变量	北京	天津	上海	重庆
LnY	0.29 (3.24)	-0.09 (-1.88)	-	-
LnY(-1)	-	-	-	0.07 (1.89)
LnT	-0.31 (-3.45)	-0.21 (-1.98)	-	-
LnT(-1)	-	-	0.19(2.01)	-
LnX	0.22 (2.84)	0.25 (2.13)	-	0.07 (2.60)
LnX(-1)	-	-	-0.15 (-1.82)	-
LnC	-	0.29 (1.88)	0.60 (2.65)	-0.61 (-2.35)
LnH	-	-	-	-0.35 (-2.87)
LnP(-1)	0.29 (2.28)	0.54 (3.86)	0.63 (4.83)	0.77 (7.96)
截距项	4.82 (4.00)	2.63 (2.38)	-	3.64 (2.64)
DW	1.76	2.16	1.84	1.88
R ²	0.65	0.78	0.94	0.92

注：括号中的值为 t 检验值

对协整回归所得残差进行单位根检验，结果如表 4。

表 4 协整回归所得残差 $\hat{e}_t$ 的单位根检验结果

变量	北京	天津	上海	重庆
$\hat{e}_{t-1}$	-0.97 (-3.98)	-1.09 (-6.39)	-1.21 (-5.18)	-1.02 (-4.24)
$\Delta\hat{e}_{t-1}$	0.06 (0.75)	-	0.30 (1.70)	0.10 (0.55)
截距项	0.01 (0.73)	-0.001 (-0.09)	0.01 (0.49)	0.002 (0.16)
趋势项	-0.0002 (-0.76)	0.00008 (0.14)	-0.0003 (-0.46)	-0.00008 (-0.17)
5%临界值 (EG)	-	-4.76	-	-
5%临界值 (AEG)	-3.98	-	-4.15	-4.15
回归函数标准误差	0.06	0.04	0.04	0.03
DW	1.96	1.94	1.94	1.98
R ²	0.45	0.55	0.51	0.48

注：括号中的值为 t 检验值

表 4 中 DW 值较高，说明该残差序列不含有自相关。4 个残差序列的 EG 或 AEG 值都小于临界值。因此，可以认为北京市住宅价格 LnP 与变量 LnY、LnT、LnX、LnP(-1)存在协整关系，天津市住宅价格 LnP 与变量 LnY、LnC、LnT、LnX、LnP(-1)存在协整关系，上海市住宅价格 LnP 与变量 LnC、LnX(-1)、LnT(-1)、LnP(-1) 存在协整关系，重庆市住宅价格 LnP 与变量 LnH、LnC、LnY(-1)、LnX、LnP(-1)。住宅价格与各变量的长期关系如表 3 所示。

从住宅价格与各变量的长期关系来看，变量 LnY、LnT、LnX、LnP(-1)对北京住宅价格走势影响较大，其中 LnY、LnX 是从需求角度影响价格，LnT 是从供给角度反向影响价格，LnP(-1)说明过去的价格对当期价格有很大影响，它们的影响弹性分别为 0.29、0.22、0.31、0.29。由于投资额和消费额的大部分是银行提供的资金，它们对住宅影响弹性都很高。因此，北京市住宅价格变化与货币政策有紧密的关系。

从模型中可以看出天津市住宅价格与变量 LnY、LnC、LnT、LnX、LnP(-1)存在较大的关联性，其中变量 LnC、LnT、LnX、LnP(-1)的影响弹性更高一些，达到 0.29、0.21、0.25、0.54。变量 LnC、LnT 主要是从供给角度影响价格，LnY、LnX 是从需求角度影响价格，LnP(-1)是从预期角度影响价

格。因此，可以认为天津市住宅价格上涨迅速是综合因素作用的结果，但预期未来价格上涨的投机心理和货币政策的变化是导致住宅价格迅速上涨的主要因素。

上海住宅价格受变量 $\ln C$ 、 $\ln X(-1)$ 、 $\ln T(-1)$ 、 $\ln P(-1)$ 的影响较大，其中成本和投资额是从供给角度正向影响价格，影响弹性分别为 0.60、0.19；销售额是从需求角度反向影响价格，影响弹性为 0.15，滞后 1 期的价格是从预期角度影响价格，影响弹性为 0.63。由于销售额和投资额大部分由银行提供，因此货币政策对住宅价格影响较大。上海住宅价格变化的重要特点是成本推动明显，预期是导致住宅价格上涨的主要原因之一。

重庆住宅价格与变量 $\ln H$ 、 $\ln C$ 、 $\ln Y(-1)$ 、 $\ln X$ 、 $\ln P(-1)$ 由紧密关系，其中 $\ln H$ 、 $\ln C$ 是从供给角度影响价格，影响弹性分别为 0.35、0.61； $\ln Y(-1)$ 、 $\ln X$ 是从需求角度影响价格，影响弹性分别为 0.07、0.07； $\ln P(-1)$ 是从预期角度影响价格，影响弹性为 0.77。分析结果显示，成本和预期是导致重庆住宅价格上涨的主要因素。

四、误差修正模型

根据格兰杰 (Granger) 定理，一组具有协整关系的变量一定具有误差修正模型的表达形式存在。下面，我们通过建立误差修正模型进一步揭示住宅价格变化原因。用 E_t 表示协整回归所得残差，建立误差修正模型如表 5 所示。

表 5 误差修正模型

变量	北京	天津	上海	重庆
$\Delta \ln Y$	0.30 (3.81)	-0.13 (-2.85)	-	-
$\Delta \ln T$	-	-0.25 (-2.24)	-	-
$\Delta \ln T_{t-1}$	-0.35 (-1.95)	-	-	-
$\Delta \ln X$	0.31 (2.60)	0.46 (3.03)	-	-
$\Delta \ln C$	-	-	0.85 (1.67)	-
$\Delta \ln H$	-	-	-	-0.30 (-3.48)
$\Delta \ln P_{t-1}$	-	-	0.83 (3.01)	0.69 (2.95)
E_{t-1}	-0.53 (-3.10)	-0.47 (-2.43)	-1.20 (3.70)	-0.84 (-2.91)
LM_1	0.008	1.30	0.11	0.18
LM_2	0.19	1.57	0.91	0.15
ARCH	0.57	1.37	0.01	0.0001
回归函数标准误差	0.04	0.04	0.04	0.028
DW	1.94	2.25	2.04	1.92

R^2	0.60	0.37	0.27	0.35
-------	------	------	------	------

注：括号中的值为 t 检验值

表 5 中回归系数通过了显著性检验，误差修正系数为负，符合反向修正机制。由于上述误差修正模型中都有 $LM_1 < \lambda_{0.05(1)}^2 = 3.84$, $LM_2 < \lambda_{0.05(2)}^2 = 5.99$ ，所以这些模型都不存在自相关。在模型中 $ARCH < \lambda_{0.05(1)}^2 = 3.84$ ，所以两个模型都不存在异方差。

由于对数的差分本身是一个增长率的概念，表 5 中的误差修正模型显示了影响住宅价格增长率变化的若干因素。北京市住宅价格增长率受收入、投资额滞后 1 期、销售额滞后 1 期的影响较大，单位影响率都超过了 30%，而投资额和销售额大部分都来自于银行，因此住宅价格还间接地受货币政策影响。在模型中还显示出，上一年住宅价格与各变量的非均衡误差以 0.53 的比率对本年度价格的增长做出修正。

天津住宅价格增长率受投资额、销售额、收入影响较大，其中销售额地影响率达到了 0.46，其次市投资额，为 0.25，这说明受货币政策影响的投资和住房贷款与住宅价格有紧密的关系。而且上一年住宅价格与各变量的非均衡误差以 0.47 的比率对本年度价格的增长做出修正。

上海住宅价格增长率与建筑成本、价格预期有紧密的关系，影响率分别达到 0.85 和 0.83，而上一年住宅价格与各变量的非均衡误差以 1.2 的比率对本年度价格的增长做出修正。由于预期中包括了人们对获取住房贷款、开发贷款的良好预期，因此货币政策对住宅价格的影响将是间接的。

重庆市住宅价格增长率的变化主要受住宅存量和预期心理的影响，影响率分别达到 0.30 和 0.69。而上一年住宅价格与各变量的非均衡误差以 0.84 的比率对本年度价格的增长做出修正。由于预期中包括了人们对获取住房贷款、开发贷款的良好预期，因此货币政策对重庆市住宅价格的影响也是间接的，而且非常显著。

五、结论

货币政策对住宅价格的影响主要通过开发投资、住宅抵押贷款和消费者预期来实现。当开发投资和住宅抵押贷款源源不断涌向房地产业时，消费者会产生价格持续上涨的预期，从而推动住宅价格脱离正常轨道，打破住宅价格与经济基础的均衡关系，造成市场虚假繁荣，使社会财富进一步向少数人转移，严重影响社会经济发展。

对我国 4 直辖市的实证研究结果表明，各城市住宅价格都是非平稳变量，这与近期住宅价格不断上涨相吻合。通过协整分析表明，各城市住宅价格水平与投资额、销售额和价格的滞后期存在协整关系，说明这些变量是住宅价格变化的主要影响因素，住宅市场不符合有效市场假说。由于除北京外，其它各城市居民可支配收入与住宅价格上涨没有正向的协整关系或协整关系，而投资额和销售额中的大部分是银行贷款，证明住宅价格上涨与宽松的货币政策有紧密的关系。另外，住宅价格的滞后期对当期价格影响弹性最高为 0.77，最低为 0.29，说明消费者基本上是以外推预期判断价格走势，即价格预期的形成不仅与过去价格有关，而且受过去价格变动趋势的影响很大。这是一种非理性预期，表明近期强有力的房地产金融支持，极大的助涨了消费者的投机行为，是导致住宅价格上升的一个不可忽视的因素。

通过构建误差修正模型,我们发现误差修正系数非常大,最高为上海,达到 1.2,最低为天津,达到 0.47,说明近几年这 4 个城市住宅价格极大的偏离了长期均衡值,或者可以认为价格上涨已经打破了经济基础与住宅价格之间原有的均衡关系。由于居民可支配收入对价格变动的影响率较低,说明住宅价格的非正常偏离没有市场真实需求做支撑,是非理性繁荣的表现,必须引起政府和产业部门的足够重视。

房地产业是资金密集型产业,其供给和需求都离不开金融支持。然而,在金融制度变迁、不确定性和信息不对称性的背景下,由于金融机构的短视行为,导致贷款大量的投向了房地产业,投资者和消费者由此产生严重的投机行为和风险转嫁行为,将直接导致住宅价格产生剧烈波动。因此,我们认为降低房地产业的金融支持力度,实行有限度的偏紧的货币政策,对保持住宅价格稳定将起到积极的作用。

注释：

具体数据根据中经网数据库、中宏数据库以及中国资讯行数据库资料整理得到。

参考文献

- [1] 沈悦,刘洪玉.住宅价格与经济基础面:1995-2002 年中国 14 城市的实证研究[J].经济研究,2004,(6).
- [2] Breedon, F.J., M.A.S. Joyce, House prices, arrears and possessions: A three equation model for the UK, Bank of England Working Paper, No. 14, 1993.
- [3] Brown, J.P., H. Song and A. McGillivray, Forecasting UK house prices: a time varying coefficient approach, Economic Modelling, 14, pp. 529-548, 1997.
- [4] Dicks, M.J., A simple model of the housing market, Bank of England Discussion Paper No. 49, 1990.
- [5] Hakfoort, J., G. Matysiak, Housing Investment in the Netherlands, Economic Modelling, 14, pp. 501-516, 1997.
- [6] Hendry, D.F., Econometric Modelling of House Prices in the United Kingdom, In: D.F.Hendry and F. Wallis (eds.), Econometrics and Quantitative Economics, Basil Blackwell, Oxford, pp. 211-252, 1984.
- [7] Holly, S., N. Jones, House prices since the 1940s: cointegration, demography and asymmetries, Economic Modelling, 14, pp. 549-565, 1997.
- [8] Muellbauer, J., A. Murphy, Booms and Busts in the UK Housing Market, The Economic Journal, 107, pp. 1701-1727, 1997.
- [9] Pain, N., P. Westaway, Modelling structural change in the UK housing market: a comparison of alternative house price models, Economic Modelling, 14, pp. 587-610, 1997.

Monetary Policy, Bank Lending and Housing Price ——An Empirical Analysis Based on 4 City of China

ZHOU Jing-kui

(Nankai Institute of Economics, Nankai University, 300071)

Abstract: Using the data of housing prices and economics fundamentals of 4 cities, with cointegration test and error correction model, the paper investigates the mutual relation between housing price and monetary policy. It reveals that there are cointegrating relations among housing price level, investment, sale and past information of housing price in these cities. Because the main part of investment and sale are bank lending, this implies the rising housing prices relative to the loose monetary policy. Thus, constructing error correction model, we discover error correction coefficients are high, housing prices deviate from the long-term equilibrium value and housing market appears irrational exuberance and the policy makers and real estate industry must pay enough attention to.

Key Words: monetary policy; housing price; Cointegration test; error correction model

收稿日期：2004-12-20