

1998—2005 年我国资产价格波动机制研究

——以房地产价格与股票价格互动关系为例*

周京奎*

(南开大学经济研究所, 天津 300071)

摘要: 本文利用 1998—2005 年间的数据对我国资产价格波动状况进行了实证研究。研究结果表明房地产价格的变动将导致股票价格产生波动。随后对资产价格传导机制进行了研究, 认为银行拆借利率和贷款额在资产价格波动中扮演着重要角色。由于货币供应量对银行拆借利率和贷款额都有显著影响, 因此我们认为它是引起资产价格波动的发动机。本文的研究结论进一步印证了资产价格波动理论的正确性, 并认为当前我国实行稳健的货币政策对资产价格稳定将起到积极的作用。

关键词: 房地产业; 股票市场; 资产价格; 波动机制

中图分类号: F **文献标识码:** A

一、引言

1998 年以来我国房地产业和股票市场得到了长足发展, 但也出现了相当大的波动。1998 年 1 月到 2004 年 10 月我国房地产销售价格指数经历了三次高峰、两次低谷, 最大的一次波动是在 22 个月内上涨 17.47 个百分点, 波动速度最快的一次是在 3 个月内下降 15.78 个百分点。股票价格指数波动更加频繁, 其中上涨速度最快的一次是在 8 个月内涨幅达 656.92 个点, 下降速度最快的一次是在 8 个月内下降 726.3 个点。我国资产价格在短期内的大幅波动, 对国民经济健康稳定发展构成了威胁。

近几十年许多国家都经历了或正在经历资产价格波动所带来的消极影响。这些国家资产价格出现波动的一个共同的背景是都实行了金融自由化政策和扩张性货币政策。信贷的扩张导致了房地产和股票等主要资产价格迅速上涨。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。1985 年广场协议导致市场利率急剧下降的背景下, 日本东京证券交易所指数上升极为迅速, 从 1985 年的 10000 点一直上升到 1989 年的 38916 点。在超低利率刺激下, 1985—1989 年间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。1990 年初由于日本中央银行实行紧缩的货币政策, 提高了贷款利率, 导致东京证券交易所指数在 1990 年 10 月迅速下降到 20222 点, 房地产价格下降 70% 以上。至此, 日本泡沫经济彻底破灭。

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。

东南亚各国受金融自由化的影响, 于 20 世纪 90 年代前半期开放了资本市场, 使大量国际和国内投机资本进入股市和房地产市场, 直接推动了房地产业和股市繁荣, 并形成了巨大的经济泡沫。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

* 本文是国家自然科学基金项目(70341022)后期研究成果。

* 周京奎(1974-), 男, 黑龙江省牡丹江市人, 经济学博士, 南开大学经济研究所讲师, 主要从事产业经济、城市房地产研究。

的收益时，资本外流和银行惜贷就不可避免，投机泡沫开始破灭，成为金融危机形成的主要原因。

我国近期资产价格波动的背景与这些国家有非常相似的共同点。我们虽然没有实行金融自由化政策，但是为了摆脱东南亚金融危机对国民经济的影响，自 1998 年以来我国一直实行扩张性货币政策，狭义货币供应量在不到 7 年的时间里增长了 2.6 倍，央行连续九次降息。这些政策对房地产市场和股市有极大的影响，是影响资产价格波动的主要外生变量。本文的主要目的是通过理论框架的分析，揭示我国资产价格波动的主要路径。下面将在第二部分探讨资产价格波动的动态机制，并对房地产销售价格指数与股票价格指数的关系进行实证分析；第三部分将通过一个多元 VAR 模型揭示导致资产价格波动的主要途径；在第四部分得出结论。

二、资产价格波动：文献回顾与理论分析

众多经济学者为揭示资产价格波动的机制，尤其是房地产价格与股票价格的互动机制，展开了大量研究。部分学者利用面板数据对房地产价格与股票价格的关系进行了实证分析。如，Quan 和 Sheridan Titman(1996)利用美国、英国、法国、德国等 17 个国家主要城市年度数据，对股票收益、房地产价值、租金的关系进行截面数据回归分析，实证结果显示各个国家股票收益、房地产价值和租金之间存在紧密的联系。Case、Quigley and Shiller (2001) 利用美国、法国、比利时、芬兰等 14 各发达国家年度数据对消费支出、收入、股票财富、住宅财富之间的关系进行计量经济分析时，发现股票市场的财富效应较弱，而住宅市场具有较强的财富效应；在发达国家影响消费支出的因素中住宅市场比股票市场更重要。

更多的学者是利用时间序列数据对房地产价格与股票价格的关系进行实证分析。如，Summers(1981) 利用美国季度数据对通货膨胀率、可支配收入、住宅需求与股票价格、住宅价格关系进行了研究，结果发现通货膨胀将增加自住房地产价值，降低股票市场价值，进而对投资决策产生影响。Stone 和 Ziemba(1990, 1992, 1993)利用日本年度数据对土地价格、土地收益率与股票价格指数、股票市场收益率的关系进行实证分析时发现，土地价格与股票价格之间存在正向变动趋势；股票市场与商业用地价格关系更紧密；1955—1971 年间土地价格上涨速度快于股票价格，1971—1989 年间股票价格上涨速度快于土地价格。Okunev 和 Wilson(1997)对美国月度数据进行单位根与协整检验及非线性回归分析时发现，房地产市场与股票市场之间存在非线性关系，但不显著。Ling and Naranjo(1999)利用美国季度数据进行非线性回归分析时，发现商业房地产与股票市场相互融合，在 20 世纪 90 年代两者相互影响的程度更加明显。Chen(2001)利用中国台湾季度数据对股票价格与住宅价格进行了实证分析，结果发现资产价格上升的初始冲击，最终导致了房地产价格和股票价格相互作用，形成螺旋上升的趋势。

房地产和股票是私人机构和机构持有的主要资产，它们价格的变化代表了资产价格变动的主要趋势。部分学者对这两种资产价格的理论关系作了更深入分析。Kiyotaki 和 Moore(1997)提出了一个有关房地产价格与股票价格关系的分析框架。在他们的理论分析中将商品分为消费品和耐用品两种，并且都可以作为贷款的抵押品。借款者持有的这些抵押品的预期价值成为其借贷能力的象征，也就是说资产价格在信贷周期中扮演者重要角色。

Chen(2001)认为除了上述可以作为抵押品的商品之外还应包括代表企业净资产的股票。他指出企业一般都拥有一定量的房地产或土地，如果房地产价格上涨，企业拥有的资产价值将上升，使其能获得更多的贷款和进行更多的投资。由于企业必须真实的披露未来获利和偿债能力，股民根据这些信息会对企业经营状况做出判断。房地产价格上涨和企业资产价值的上升本身就是一个利好消息，在股民的推动下企业股票将不断上升，这又进一步增强了企业的借贷能力。随着企业借款能力的增加，对土地和房地产的需求也大幅上升，这种反馈效应将导致土地或者房地产市场走向进一步繁荣。资产价格上升的初始冲击，最终导致了房地产价格和股票价格相互作用，形成螺旋上升的趋势。

根据马克维茨的资产投资理论，投资者的一个最优资产组合是在既定的方差水平上有最大的收

益率或在既定的收益水平上有最小的方差。这时理性投资者不会将资金投向某一类资产，而是要根据收益率与风险状况确定投资组合，当房地产投资收益率高于股票市场时，将有部分资金转向房地产业，使房地产价格迅速上升。反之，股票价格将迅速上升。因此，我们认为在分析房地产业与股票市场关系时，还应将资产投资理论考虑在内。这样，房地产价格上升等外在冲击对股票价格波动既有正面影响，又有负面影响，最终股票价格走势还应根据实际情况来定，使得房地产业与股市之间呈现出复杂的关系。下面将对我国房地产价格与股票价格的关系做实证分析。

三、房地产价格与股票价格关系实证分析

1. 数据选取及说明

房地产是个人和机构持有的主要资产，该资产价格的变化带来的财富效应和对股市的影响都是非常深远的。1998 年我国结束了福利分房制，开始实行货币化分房，成为房地产业走向市场化的分水岭。与此同时，直到 1998 年 12 月我国《证券法》才开始执行，标志着我国股票市场踏上了正规化发展道路。因此，在本文研究中将以 1998:1——2005:9 间房地产销售价格指数FP和股票价格指数（上证综合指数SHZ和深证综合指数SZ）的月度数据为样本^①，分析房地产业与股票市场的关系。

图 1 描述了房地产销售价格指数的变化趋势。在样本选定的期间内房地产销售价格指数出现了三次高峰，最高峰发生在 2005 年 2 月，达到 111.2。在我们选定的样本区间内还出现了两次低谷，最低谷出现在 1999 年 4 月，销售价格指数达到 86.15，最近的一次低谷发生在 2002 年 2 月，达到 90.22。值得注意的是，虽然从 1998 年以来出现了对此大幅波动，但是从第二个波谷开始，销售价格指数一直都在相对较高的水平上波动，说明我国房地产业经历了相当长的一个繁荣期，并且这种趋势还将继续持续下去。

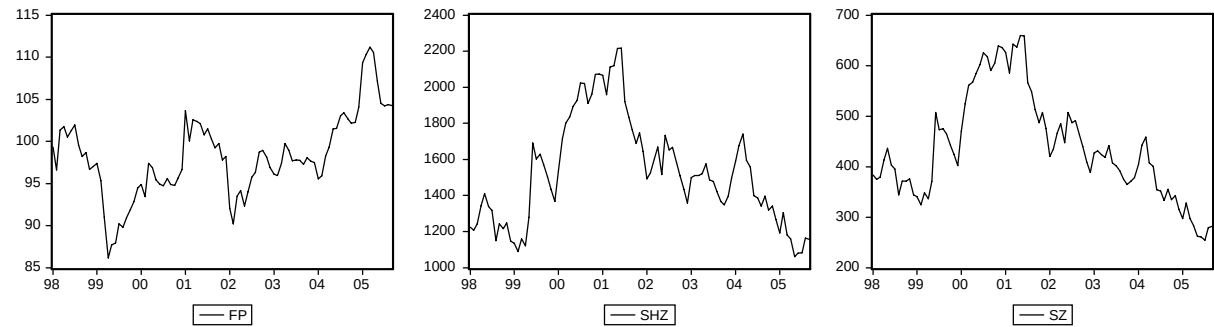


图 1 房地产销售价格指数、股票价格指数变化趋势

在图 1 中还可以看出，在样本区间内上证综合指数和深证综合指数变化趋势基本相同，呈现了较高的波动频率，且在 2001 年中期以后一直呈下降趋势。将房地产销售价格指数与股票价格指数曲线对比可以发现，1998 年到 2000 年末之间这两类价格指数变化趋势基本相同，但从 2001 年开始这两类价格指数开始呈反方向变动。从波动幅度来看，近几年房地产销售价格指数波动幅度明显小于股票价格指数。

2. 双变量 VAR 模型估计

在进行两变量 VAR 模型估计之前，应首先对上面选定变量的平稳性进行检验，然后再对它们之间的协整性进行检验。由于资产价格具有很高的波动性，为消除异方差将各变量取对数，得到新变量 LNFP、LNSHZ、LNSZ。新变量 ADF 检验结果表明，各时间序列均为一阶单整过程，如表 1 所示。下面将利用 Johansen(1991)提出的动态分布滞后模型 (VAR)，对各变量间的协整性进行检验。LNFP

^①房地产销售价格指数数据来源于《中国经济景气月报》；上证综合指数和深证综合指数数据来源于《中国人民银行统计季报》。

与 LNSHZ、LNSZ 的协整性检验结果如表 2 所示，房地产销售价格指数与上证综合指数/深证综合指数之间不存在协整关系。

表 1 单位根检验结果

平稳性检验	变量	LNFP	LNSHZ	LNSZ
一阶非平稳	ADF 统计量	-2.04	-1.87	-1.16
	5%临界值	-2.89	-2.89	-2.89
二阶非平稳	ADF 统计量	-5.29	-5.70	-5.68
	5%临界值	-2.89	-2.89	-2.89

表 2 房价与股价 Johansen 协整性检验（1998:1—2005:9）

特征值		似然率	5%临界值	1%临界值	零假定	
0.122		21.836	29.68	35.65	rk(Π)=0	
0.104		10.122	15.41	20.04	rk(Π)≤ 1	
0.002		0.215	3.76	6.65	rk(Π)≤ 2	
未标准化的协整参数			标准化的协整参数			
LNFP	LNSHZ	LNSZ	LNFP	LNSHZ	LNSZ	C
1.943	-2.034	1.570	1.000	-1.047	0.808	-1.820
-2.151	-0.638	0.241		(0.429)	(0.318)	
-0.123	0.722	-1.020		似然率=612.3619		

变量 LNFP 和 LNSHZ、LNSZ 都具有一阶单整性，它们的一阶差分将具有平稳性。下面利用双变量 VAR 模型对这些变量的关系作进一步探讨。表 3 中模型 A 与 B 表示整个样本区间内两类资产价格双变量 VAR 模型，检验结果显示房地产销售价格变化不能被其滞后项和两类股票价格指数的滞后项所解释，而两类股票价格指数的变化均可以被房地产销售价格指数的滞后项所解释，且呈反向关系。表 3 中模型 C 与 D 表示两类资产价格指数波动趋势基本相同区间内的双变量 VAR 模型，检验结果与模型 A 与 B 基本相同。通过双变量 VAR 模型检验表明，股票价格指数对房地产销售价格指数并没有显著影响，而房地产销售价格指数对股票价格指数有非常显著的反向影响。

表 3 两类资产价格的双变量 VAR 模型估计结果

A: 变量 DLNFP 与 DLNSHZ (1998:1-2004:10)					
	DLNFP (-1)	DLNFP (-2)	DLNSHZ (-1)	DLNSHZ (-2)	C
DLNFP	0.0014 (0.01)	-0.0076 (-0.07)	0.0415 (1.21)	0.0345 (1.00)	-1.64E-05 (-0.007)
DLNSHZ	-0.4929 (-1.32)	-0.7686 (-2.08)*	0.0534 (0.47)	0.1304 (1.14)	0.0013 (0.17)
B: 变量 DLNFP 与 DLNSZ (1998:1-2004:10)					
	DLNFP (-1)	DLNFP (-2)	DLNSZ (-1)	DLNSZ (-2)	C
DLNFP	-0.0006 (-0.01)	-0.0104 (-0.09)	0.0382 (1.23)	0.0379 (1.21)	0.0002 (0.09)
DLNSZ	-0.5025 (-1.22)	-0.7766 (-1.90)*	0.0279 (0.24)	0.0840 (0.73)	-0.0006 (-0.08)
C: 变量 DLNFP 与 DLNSHZ (2000:2-2005:9)					

	DLNFP (-1)	DLNFP (-2)	DLNSHZ (-1)	DLNSHZ (-2)	C
DLNFP	0.9604 (7.64)	-0.0614 (-0.46)	0.0210 (0.47)	-0.0262 (-0.61)	0.5039 (1.37)
DLNSHZ	-0.6615 (-1.89)	0.1736 (0.47)	0.9335 (7.53)	-0.0134 (-0.11)	2.8266 (2.76)

D: 变量DLNFP与DLNSZ (2000:2-2005:9)

	DLNFP (-1)	DLNFP (-2)	DLNSZ (-1)	DLNSZ (-2)	C
DLNFP	0.9568 (7.62)	-0.0712 (-0.54)	0.0160 (0.40)	-0.0234 (-0.60)	0.5726 (1.60)
DLNSZ	-0.8175 (-2.14)	0.2720 (0.67)	0.9721 (7.98)	-0.0293 (-0.25)	2.8476 (2.61)

注：括号项表示 t 统计量，带*号项表示在 5%的水平上显著。

房地产销售价格指数与股票价格指数的方差分解见表 4。检验结果显示，房地产销售价格指数冲击对股票价格指数变化的影响要高于股票价格指数对房地产销售价格指数的影响。但总的来说，彼此对对方的冲击基本上在 2 个月后趋于稳定。表 5 是房地产销售价格指数与股票价格指数格兰杰因果性检验结果，从中可见房地产销售价格指数与上证、深证指数之间存在因果关系，而反之则不成立。

表 4 房地产销售价格指数与股票价格指数的方差分解

月份	DLNFP 方差分解		DLNSHZ 方差分解		DLNFP 方差分解		DLNSZ 方差分解	
	DLNFP	DLNSHZ	DLNFP	DLNSHZ	DLNFP	DLNSZ	DLNFP	DLNSZ
1	100.000	0.000	5.585	94.415	100.000	0.000	4.676	95.324
2	97.566	2.434	16.536	83.464	97.327	2.673	18.672	81.328
3	94.890	5.110	16.222	83.778	93.439	6.561	18.010	81.990
4	92.646	7.354	23.264	76.736	90.332	9.668	22.023	77.976
5	90.891	9.109	34.744	65.256	87.870	12.130	29.819	70.181
6	89.568	10.432	44.763	55.237	85.990	14.010	38.028	61.972
7	88.612	11.388	51.461	48.539	84.62	15.379	44.211	55.789
8	87.964	12.036	55.416	44.584	83.69	16.306	48.112	51.888

表 5 双变量格兰杰因果性检验 (1998:1-2004:10)

零假设	样本量	F统计量	概率
LNFP与LNSHZ不存在因果关系	91	5.3315	0.0066
LNSHZ与LNFP不存在因果关系	91	0.6224	0.5391
LNFP与LNSZ不存在因果关系	91	6.1068	0.0033

LNSZ与LNFP不存在因果关系	91	0.2484	0.7806
------------------	----	--------	--------

四、资产价格波动与传导途径

在本文第二部分我们探讨了房地产销售价格指数与股票价格指数之间的相互关系，本部分将对资产价格波动的传导途径进行研究。在前文我们已经谈及了外部冲击对资产价格的影响，金融支持的变化是其中最重要的冲击形式。Allen(1998)考察了信贷扩张对资产价格的影响，认为信贷扩张与风险转嫁在两方面相互作用：一方面激励投资者向高风险项目投资；另一方面会使当前资产价格上升，并且这种对未来信贷扩张的预期还可能最终导致金融危机。McKinnon 和 Pill(1998)、Krugman(1998)已经证明，通过政府内在或外在担保，将导致较高的资产价格。Chen(2001)在资产价格的讨论中，认为银行扮演者重要的角色。他认为借款的数量不仅受个人或企业财富的约束，还要受到银行总资产的约束。因此，在信息不对称条件下银行贷款额同时是银行总资产和个人或企业财富的函数。资产价格变化将放大信贷影响，并形成金融冲击导致资产价格波动。

在我国银行是主要的信贷渠道，再加上一直实行稳中偏松的货币政策，对资产价格的影响自然不容忽视。下面我们将扩展双变量 VAR 模型，增加相关金融变量，用多变量 VAR 模型探讨资产价格波动的传导途径。

1. 多变量 VAR 模型

当前我国还没有完全实行利率市场化，银行拆借市场利率能在一定程度上反映货币供求状况，本文将把银行拆借利率 R 作为一个金融变量。近几年我国银行贷款大幅增加，已成为影响国民经济的重要金融变量。为反映银行贷款数量的变化，本文将以当期与滞后一期银行贷款余额的比率 L 作为银行贷款变量。为保持与上面分析的一致性，我们对变量 R 和 L 取对数得到新变量 LNR 和 LNL 。

为反映近期金融变量对资产价格的影响，本部分构建的多变量 VAR 模型的样本区间为 2002:1-2005:3 月^①。对变量 $DLNFP$ 、 $DLNSHZ$ 、 $DLNSZ$ 、 $DLNR$ 和 $DLNL$ 进行多变量 VAR 模型估计结果见表 6a、表 6b。从估计结果可以看出，银行拆借利率和贷款额都可以对房地产销售价格指数的波动做出解释，其中银行贷款额的解释能力更显著；银行拆借利率和贷款额不能对股票价格指数波动做出解释。可见银行拆借利率和贷款额在资产价格波动过程中扮演着重要角色。

表 6a 多变量 VAR 模型估计结果

	DLNFP	DLNSHZ	DLNL	DLNR
DLNFP(-1)	0.8456(5.50)	-0.9273(-1.84)	-0.1720(-2.22)	0.1197(0.19)
DLNFP(-2)	-0.4517(-2.64)	-0.6990(-1.25)	0.0888(1.03)	-0.6318(-0.88)
DLNSHZ(-1)	-0.0849(-1.54)	0.3586(1.99)	0.0040(0.14)	-0.3954(-1.70)
DLNSHZ(-2)	-0.0373(-0.77)	0.0947(0.60)	-0.0400(-1.62)	0.3781(1.84)
DLNL(-1)	-0.4761(-1.41)	0.4907(0.45)	0.7751(4.56)	1.7402(1.23)
DLNL(-2)	0.5862(1.74)	-0.3706(-0.34)	0.2277(1.34)	-1.5907(-1.12)
DLNR(-1)	-0.0509(-1.11)	-0.1492(-1.00)	-0.0486(-2.10)	0.6416(3.32)
DLNR(-2)	-0.1100(-2.24)	0.1050(0.65)	-0.0310(-1.25)	-0.0213(-0.10)

^①银行贷款数据来源于中经网数据库，银行拆借利率数据来源于《中国人民银行统计季报》。

C	2.5016(3.31)	10.0464(4.06)	0.6903(1.81)	0.9716(0.31)
---	--------------	---------------	--------------	--------------

注：括号项表示 t 统计量，带*号项表示在 5%左右的水平上显著。

表 6b 多变量 VAR 模型估计结果

	DLNFP	DLNSZ	DLNL	DLNR
DLNFP(-1)	0.8645(5.60)	-1.0958(-2.07)	-0.1660(-2.13)	0.1338(0.21)
DLNFP(-2)	-0.4746(-2.67)	-0.9962(-1.64)	0.1003(1.12)	-0.6870(-0.93)
DLNSZ(-1)	-0.0749(-1.47)	0.3320(1.90)	0.0123(0.47)	-0.3583(-1.68)
DLNSZ(-2)	-0.0413(-0.94)	-0.0147(-0.10)	-0.0381(-1.72)	0.3313(1.81)
DLNL(-1)	-0.4654(-1.39)	-0.0710(-0.06)	0.7875(4.64)	1.6146(1.15)
DLNL(-2)	0.5373(1.60)	-0.0063(-0.01)	0.2064(1.22)	-1.4746(-1.05)
DLNR(-1)	-0.0433(-0.95)	-0.1033(-0.66)	-0.0467(-2.03)	0.6617(3.47)
DLNR(-2)	-0.1232(-2.48)	-0.1367(-0.80)	-0.0303(-1.21)	-0.0589(-0.28)
C	2.7834(3.16)	14.7914(4.90)	0.6062(1.36)	1.3230(0.36)

注：括号项表示 t 统计量，带*号项表示在 5%左右的水平上显著。

2. 资产价格波动的传导途径

从上面的分析中可见银行拆借利率和贷款额，尤其是银行贷款额对房地产销售价格的影响非常显著，而房地产销售价格又对股票价格有显著影响。因此，只要我们弄清楚决定银行拆借利率和贷款额的主要因素，就会对资产价格波动的传导途径有更清楚的认识。为此我们引入变量国内生产总值GDP和货币供应量M，对其取对数得新变量LNGDP、LNM^①。各变量同银行拆借利率和贷款额的回归结果如表 10 所示。

从表 7 中模型 2 的回归结果可以看出，只有银行贷款额和货币供应量对拆借利率有显著影响，而各变量对银行贷款额的影响则要复杂一些。模型 4 的回归结果显示，货币供应量、上证综合指数、深证综合指数和房地产销售价格指数都对银行贷款额有影响，其中前三个变量的影响更加显著，进一步证明了房地产价格销售指数与银行贷款之间的因果关系不明显。表 8 是银行拆借利率和贷款额与货币供应量格兰杰因果性检验结果。检验结果显示，银行拆借利率和货币供应量之间存在互为因果关系。同时，货币供应量与银行贷款之间存在因果关系，反之不成立。这进一步证明了货币供应量是银行拆借利率和贷款额的主要影响变量。

表 7 各变量与银行拆借利率和贷款额回归结果

被解释变量LNR(1999:1-2004:3)			被解释变量LNL(1999:1-2004:3)		
解释变量	模型1	模型2	解释变量	模型3	模型4
LNFP	0.8128(0.52)	—	LNFP	-0.2293(-1.26)	—

^① 数据来源于中经网数据库。

LNGDP	-0.1323 (-2.20)		LNFP(-1)	—	-0.1917 (-1.87)
LNSHZ	2.4842 (1.15)	—	LNGDP	-0.0002 (-0.02)	—
LNSZ	-2.5204 (-1.21)	—	LNGDP(-1)	—	-0.0174 (-2.56)
LNL	1.5183 (0.94)	3.4433 (7.89)	LNSHZ	0.7863 (2.83)	0.7930 (4.21)
LNLM	-2.5759 (-2.36)	-7.1692 (-3.65)	LNSZ	-0.8411 (-3.30)	-0.8928 (-5.47)
LNLM(-1)	—	3.6433 (1.83)	LNR	0.0348 (0.94)	—
			LNLM	0.7061 (9.42)	0.6569 (19.77)
C	6.7323 (0.78)	—	C	4.2796 (5.35)	5.1466 (10.20)
R ²	0.81	0.74	R ²	0.995	0.995
DW	1.77	1.93	DW	1.50	1.81

表 8 LNFP、LNSHZ、LNSZ 与 LNM 因果性检验结果 (2000:1-2004:10)

零假设	样本量	F统计量	概率
LNLM与LNR不存在因果关系	58	3.12726	0.05202
LNR与LNLM不存在因果关系	58	3.07029	0.05474
LNLM与LNL不存在因果关系	56	5.12402	0.00938
LNL与M不存在因果关系	56	1.82883	0.17098

由于房地产销售价格指数与上证和深证综合指数有密切关系，而银行拆借利率和贷款额对房地产销售价格有显著影响，货币供应量又对银行拆借利率和贷款额有显著影响，因此我们认为货币供应量是引起资产价格波动的发动机，它通过信贷中介放大了冲击力，使资产价格的波动存在持久性。资产价格波动途径如图 2 所示。

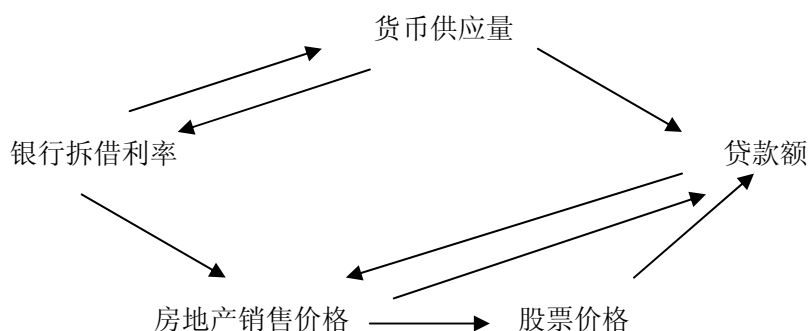


图 2 资产价格波动途径

五、结论

本文研究了我国房地产价格和股票价格之间的关系，进而对资产价格波动的传导途径进行了分析。我们发现：(1) 房地产价格的变动将导致股票价格波动，而股票价格的变化对房地产价格的影

响不显著；(2) 银行拆借利率和贷款额对房地产价格有显著影响，与股票价格的关系不明显，说明我国股票价格的变化在很大程度上是由非货币因素引起的；(3) 货币供应量对银行拆借利率有影响，而银行贷款额将受到来自于货币供应量、房地产价格和股票价格的共同影响，其中房地产价格的影响最弱；(4) 货币供应量对银行拆借利率和贷款额有显著影响，并通过信贷中介放大了这种影响，是引起资产价格波动的发动机，一旦产生货币冲击将使资产价格陷于持久的波动之中。

本文的研究结论还印证了第二部分所谈到的资产价格波动理论的正确性。也就是说，投资者持有的抵押物的价值和追逐利润的偏好，使不同类别资产价格之间形成紧密的联系，并在信贷中介的作用下进一步加强了这种关系。从经验上看，自 20 世纪 80 年代以来世界经济出现的历次金融危机，基本上是由银行信用大幅扩张与资产价格急剧上升的相互作用引起的。我国近期出现的资产价格波动也不例外，1998—2004 年间实行的较宽松的货币政策是造成资产价格波动的主要原因。

总之，本文在一个简单的框架下分析了资产价格波动的传导途径，提出了货币—信用—资产价格之间的相互关系，对于政府制定正确的货币政策具有积极参考意义。我们认为，近期央行确定的实行稳健的货币政策比较适合我国当前的宏观经济形式，对资产价格的稳定将起到重要作用。

参考文献:

- [1] Allen, F. and Gale, D., Optimal Financial Crises, *Journal of Finance*, vol. 53, 1998, pp. 1245-1284.
- [2] Case E, Quigley M and Shiller J., Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market, NBER Working Paper No. 8606.
- [3] Chen, N. K., Asset price fluctuations in Taiwan: Evidence from stock and real estate price 1973 to 1992, *Journal of Asian Economics* 12, 2001, pp. 215-232.
- [4] Crocker H. Liu, Terry V. Grissom and David J. Hartzell, the impact of market imperfections on real estate returns and optimal investor portfolios, *AREUEA Journal*, Vol. 18, No. 4, 1990, pp. 453-478
- [5] David C. Ling and Andy Naranjo, The Integration of Commercial Real Estate Markets and Stock Markets, *Real Estate Economics*, V27 3, 1999, pp. 483-515.
- [6] Kiyotaki, N., Moore, J., Credit cycles, *Journal of Political Economy* 105, 1997, pp. 211 - 248.
- [7] Krugman, P., Bubble, Boom, Crash: Theoretical Notes on Asia's Crises, Working paper, MIT, Cambridge, Massachusetts, 1998.
- [8] Lawrence H. Summers, Inflation, the Stock Market, and Owner-Occupied Housing, *American Economic Review*, Vol. 71, No. 2, Papers and Proceedings of the Ninety-Third Annual Meeting of the American Economic Association (May, 1981), pp. 429-434
- [9] McKinnon, R. and Phill, H., International Over borrowing: A Decomposition of Credit and Currency Risks, Working paper, Stanford University, Palo Alto, California 1998a.
- [10] Okunev and Wilson, Using Nonlinear Tests to Examine Integration Between Real Estate and Stock Markets, *Real Estate Economics*, V25 3, 1997, pp. 487-503.
- [11] Peiser, R. B., Smith, L. B., Homeownership returns, tenure choice and inflation. *American Real Estate and Urban Economics Journal* 13, 1985, pp. 343 - 360.
- [12] Quan, D. C. and Sheridan Titman, Commercial Real Estate Prices and Stock Market Returns: An International Analysis, working paper presented at the 1996 Homer Hoyt meeting.
- [13] Stone, D. and Ziemba, W., Land and Stock Prices in Japan, *Journal of Economic Perspectives*, Vol 7, No. 3, Summer, 1993, pp. 149-66.

1998-2005 Asset Price Fluctuation Mechanism in China ——An Evidence from real estate and stock price

Zhou Jingkui

(Nankai Institute of Economics, Nankai University , Tianjin 300071)

Abstract: Using the data of 1998-2005, the paper investigates Chinese assets price fluctuation. It reveals that the changes of real estate price will lead to the fluctuation of stock price. Then, this paper researches the transmitting mechanism of assets price. And we consider that the bank's interest rate and loan forehead play an important role in assets price fluctuation. Because the money accommodation quantities will affect the bank's interest rate and loan forehead, we believe the money accommodation quantities are the engine of assets price fluctuation. The conclusions of this paper more confirm the validity of assets price fluctuation theory and we think our country current steady money policy will benefit the stabilization of assets price.

Key Words: Real estate industry; Stock market; Assets price; Fluctuation Mechanism

收稿日期: 2006-11-30