

住宅价格与经济基本面： 1995—2002 年中国 14 城市的实证研究

沈悦 刘洪玉

(清华大学房地产研究所 100084)

内容提要：本文利用 1995—2002 年我国 14 城市的中房住宅价格指数与宏观经济基本面对住宅价格水平或者变化率，我国住宅市场并不符合有效市场假说。经济基本面对住宅价格水平的解释模型存在着显著的城市影响特征，1998 年后经济基本面对住宅价格的解释能力发生了显著的变化，且这种变化在 2001—2002 年间尤其明显。近年来各城市住宅价格的增长已经无法很好地用经济基本面和住宅价格的历史信息来解释，必须引起政府和行业的足够重视。

关键词：住宅价格 经济基本面 平行数据

1986 年至 2002 年，扣除通货膨胀影响后，2002 年全国住宅平均价格的实际值是 1986 年的 2.2 倍，同期我国实际 GDP 翻了两番，城镇居民人均实际可支配收入增长了 1.8 倍，由此可以得到一个感性认识，即从全国看，住宅价格与社会经济基本上协调发展。但由于各个城市之间的社会经济水平房地产市场状况存在着巨大的差异，因此根据全国总体情况得出的结论并不适用于各个城市的基本状况。本文利用我国 14 个城市的经济基本面和住宅价格的平行数据，研究不同城市房地产市场与宏观社会经济发展的协调情况，揭示各城市的经济基本面与房地产价格的互动关系。

一、理论基础

宏观经济基本面及其波动是房地产价格波动的主要来源。宏观经济基本面，一般指国内的经济形势与经济状况，如经济景气循环等。由于经济全球化趋势的不断发展，国际经济形势和对外经贸关系往往也进入宏观经济基本面的范畴。研究者在分析宏观经济基本面对房地产价格的解释和预测能力时，经常使用的经济基本面指标包括人口、收入、居民消费价格指数、建筑成本、失业率和利率等。

早期学者们对于宏观经济与房地产价格之间关系的研究，集中在宏观经济基本面对房地产价格的影响，而且都采用一些简单指标或复合指标。Gottlieb(1976)认为房地产价格的变化与总体经济的发展从长期趋势来看是同步的。Mankiw 和 Weil(1989)对美国 20 世纪 70 年代真实住宅价格的上升进行了研究，结果表明二战后生育高峰阶段出生的一代人进入购房阶段是导致价格上涨的主要原因，而在生育低谷阶段出生的一代人将在 20 世纪 90 年代进入购房阶段，这将导致住宅价格的

下降。他们进一步指出,人口的变化是非常容易被预见的,如果根据有效市场假说,^① 人口变化因素不应该影响房地产的价格。他们的结论显然和这种理性预期相背离,意味着简单的预测比复杂的分析更加能够揭示住宅市场的特性。

在不少实证研究中,房价收入比也经常被用来预测未来的住宅价格走向,如果目前的房价收入比高于长期的平均值(经常被视作常数),那么未来的住宅价格将会下降。事实上这种判断只是经验性的,并没有太多的理论支持,因此极有可能产生错误。^② 类似的错误还有用月还款额与可支配收入的比例来预测未来住宅价格的走向等。尽管类似的复合指标确实比较简单,而且对于大众来说是可以接受并看起来很有道理,但是确实缺乏理论根据,容易导致错误的结果。

进入 20 世纪 90 年代后,研究者们开始综合考虑各种宏观经济因素对房地产价格的影响,其理论依据为存量—流量模型(Stock-Flow Model)或者代表性个人模型(Representative Agent Model)。尽管这两个模型的理论背景不同,但可以得到类似的简约模型(Reduced Form Model)。如式(1)所示,模型的左边为房地产价格指数,右边为各种宏观经济指标。其中 P_H 是住宅价格指数, INC 为可支配收入, POP 代表人口的相关指标, $VACANCY$ 为住宅市场空置率, $UNEMP$ 表示失业率, $COST$ 代表建筑成本, $L()$ 为滞后算子, X 为其它外生变量。

$$P_H = f(INC, POP, VACANCY, UNEMP, COST, L(P_H), X) \quad (1)$$

如表 1 所示,这一类研究中比较典型的有 Case 和 Shiller(1990)、Poterba(1991)、Clapp 和 Giaccotto(1994)、Potepan(1996)、Malpezzi(1999)、Quigley(1999)、Seko(2003)。这些研究都是基于城市级数据开展的,并且其研究结果均表明,宏观经济基本面的波动可以解释并预测房地产价格的波动,房地产市场并不符合有效市场假说。

中国房地产市场自 20 世纪 80 年代末起步以来得到了飞速的发展,房地产价格也逐渐包含了更多的市场信息。然而到目前为止,仍然缺乏对于房地产价格与经济基本面互动关系的正确认识,鲜见宏观经济基本面对房地产价格影响的定量研究。

二、数据

1. 住宅价格指数

房地产价格指数编制方法的有效性在于数据的质量以及数据的适合程度。目前国外房地产学术研究中常用的指数类型包括特征价格指数(hedonic price indices)、重复交易价格指数(repeated sales indices),以及两者的混合(hybrid price indices)。Henry(1995)指出,没有一种理想的价格指数,各种价格指数或多或少都会存在一些问题,关键在于数据类型要和用途相匹配。对不同城市的住宅价格进行比较分析时,应当采用“同类同质”住宅的价格指数。我国目前房地产指数的理论研究和实践探索仍然处于起步阶段,在各种房地产指数中最接近于“同类同质”的应当是中房指数。^③

中房指数是一种修正的拉式指数,以 1994 年 11 月为基期,以基期北京市的商品房价格为基值(1000 点),属于定基指数。中房指数在具体编制时,首先对住宅开发项目进行调查,采用聚类分析方法确定样本,然后对样本进行较长时间的跟踪调查。由于增量住宅市场上的每一个项目经过一段时间都会由于销售完毕而退出市场,所以中房指数系统设计了一套样本替换方案。鉴于商品房项目在不同的推广阶段可能会采取不同的价格策略,不同户型、朝向房屋的定价也有差异,所以指

① 有效市场假说认为,如果市场是有效的,则市场对新的信息的反应是迅速而准确的,即今天价格的变动与昨天价格的波动无关。有效市场可以分为三种形式,即弱有效、半强型和强型有效市场。

② Meen(2003)给出了一个英国实证研究的例子,证明房价收入比并不存在一个长期的均衡值,不能简单根据房价收入比的高低来预测未来价格的走向。

③ 中房指数由搜房(SouFun.com)提供。

表 1 关于宏观经济基本面对房地产价格解释和预测能力的主要研究

作者	国家	数据	主要变量	方法	结 论
Case 和 Shiller (1990)	美国	四个大都市区域的季度数据 (1970: 1—1986:3)	独户住宅重复销售价格指数; 居民消费价格指数; 就业; 个人收入; 人口相关指标; 独户住宅开工量; 建筑成本指数	时间序列 截面回归 分析	住房成本与价格的比例、成年人口的变化以及人均真实收入的变化和随后若干年中超额利润或者价格的变化有着非常强的正相关性。独户住宅市场并不是有效的。
Poterba (1991)	美国	39 个城市的年度数据 (1980—1990)	住宅价格的中位数; 建筑成本; 人口因素; 收入	时间序列 截面回归 分析	真实收入和建筑成本的变化确实可以解释各城市住宅价格的上涨, 但是人口并不是主要影响房地产价格的因素。
Clapp 和 Giaccotto (1994)	美国	3 个市镇的月度数据 (1981: 10—1988:9)	重复交易住宅价格指数和评估价值住宅价格指数; 就业变化; 期望通货膨胀率; 意外通货膨胀率; 长期风险补偿	简单回归	经济的变化(人口、就业和人口)对于住宅价格的变化具有较好的预测能力, 不符合有效市场假说。
Potepan (1996)	美国	58 个都市统计区域的年度数据 (1974—1983)	基于 Hedonic 模型的私人拥有独户住宅价格指数; 基于 Hedonic 模型的月租金; 土地价格; 家庭收入的中位数; 人口; 公共服务的质量、犯罪率; 空气污染; 4 口之家的非住宅消费价格; 抵押贷款利率; 建筑成本; 农业用地价格; 地形用地约束; 法律上的用地约束	两阶段最小二乘法	家庭收入和建筑成本是影响不同城市间住宅价格、租金和土地价格的最重要因素。
Malpezzi (1999)	美国	133 个都市统计区域的年度数据 (1979—1996)	重复交易住宅价格指数; 基于 Hedonic 模型的住宅价格指数; 收入; 人口; 政府对于住宅市场的管制指数; 不同住宅市场的地理环境	时间序列 截面回归 分析	住宅价格不是随机游走, 至少可以部分被预测
Quigley (1999)	美国	41 个都市区域的年度数据 (1986—1994)	平均住宅价格; 就业; 收入; 居住和出租住宅的空置率; 总人口; 家庭数; 住宅开工量; 住宅建设许可数	时间序列 截面回归 分析	经济基本面的相关指标可以解释房地产价格的走势, 尽管从短期来看经济基本面并不能解释太多的房地产价格波动。
Miki Seko (2003)	日本	46 个县 的年度数据 (1980—2001)	私人拥有住宅的平均销售价格; 年收入; 人口; 住宅年开工量; 消费价格指数; 空置率	平 板 数 据; 自 回 归 模 型	日本各地区的住宅价格和经济基本面有着比较强的相关性, 可以预测。

数系统还设计了标准价格调整体系,以消除非市场因素对价格的影响。中房指数具有三个明显的优点:一是样本直接来源市场,对市场反映及时、灵敏;^①二是这种定基指数具有非常好的纵向可比性;^②三是不同城市的指数在计算时都与北京的基期值进行了换算,不同城市之间具有纵向可比性。需要指出的是,这 14 个城市的中房指数走势基本都呈现 U 字型,即 1995—2002 年间商品住宅价格都经历了一个下降的过程,最近若干年基本都呈现上涨趋势。

2. 住宅市场与经济基本面数据

研究所涉及到的住宅市场基本数据,包括 14 城市的商品住宅空置量、住宅存量、商品房平均建筑成本,涉及到的经济基本面数据包括居民消费价格指数、城市总人口、失业率、城镇居民家庭人均可支配收入,相关的价格与收入指标均进行了消除通货膨胀因素的处理。其中城市总人口、可支配收入以及失业率影响住房需求,商品住宅空置率和商品房平均建筑成本对住房供给有直接影响。由于涉及 14 个城市 8 年的众多变量,因此数据来源众多。^③

三、经济基本面对住宅价格的解释能力

与 Quigley (1999) 和 Seko (2003) 分别对美国和日本的研究类似,使用混合样本回归分析(pooled least squares) 对式(1)进行研究。模型的形式包括对数模型和线性模型,前者中除空置率和失业率外各变量都以自然对数的形式进入模型,后者中各变量都表示为百分比变化的形式。对数模型中因变量可以解释为即时的变化(dP/P),而百分比变化模型中的因变量为某时期对前一个时期的百分比变化($\Delta P/P$)。对于每一种模型,同时考虑具有价格滞后项和不具有滞后项两种情况进行回归分析。

表 2 经济基本面对住宅价格的解释能力:自然对数模型(括号中为 t 检验值)

变量	自然对数模型					自然对数综合模型				
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
$LnINCOME$	0.91	1.07	0.97	0.69	0.98	0.021	0.047	0.014	0.036	0.055
	(9.01)	(10.31)	(9.98)	(5.29)	(8.09)	(1.30)	(2.41)	(0.89)	(2.14)	(2.76)
$LnPOP$		0.18			0.22		0.013			0.011
		(3.86)			(5.12)		(2.25)			(1.99)
$UNEMP$			-0.12		-0.14			0.0088		0.0093
			(-3.57)		(-4.74)			(2.22)		(2.40)
$VACANCY$				0.082	0.073				-0.0093	-0.012
				(2.51)	(2.57)				(-2.38)	(-3.12)
$LnP_H(-1)$						1.35	1.29	1.31	1.32	1.22
						(17.35)	(16.03)	(16.94)	(17.15)	(15.71)
$LnP_H(-2)$						-0.37	-0.32	-0.33	-0.33	-0.24
						(-5.09)	(-4.37)	(-4.50)	(-4.57)	(-3.27)
Intercept	-2.23	-4.78	-2.51	-0.49	-4.09	-0.043	-0.28	-0.038	-0.20	-0.43
	(-2.49)	(-4.46)	(-2.94)	(-0.44)	(-3.57)	(-0.41)	(-1.91)	(-0.36)	(-1.61)	(-2.79)
R^2	0.42	0.49	0.49	0.46	0.61	0.995	0.995	0.995	0.995	0.996
Adjusted R^2	0.42	0.48	0.48	0.45	0.59	0.995	0.995	0.995	0.995	0.996

表 2 的前半部分列出了对数模型不具有滞后项的回归结果,被解释变量为中房住宅价格指数,

① 各种统计年鉴中的住房平均价格的计算公式为“当年商品住宅销售额/当年商品住宅销售面积”,这种平均价格无法很好的反映住宅价格的真实走势。
② 其他指数,如国房指数,只公布跨年度的季度环比数据,无法直接得到纵向可比的时间序列。
③ 具体的数据来源包括建设部住宅与房地产业司,1996—2003 年中国统计年鉴、中国城市统计年鉴、中国劳动统计年鉴、14 城市的统计年鉴,以及中国资讯行(China Infobank)。

解释变量包括城镇居民家庭人均可支配收入、总人口、失业率、空置率。^① 自然对数模型中的 5 个住宅价格解释模型都可以解释 40%—60%的住宅价格水平，各解释变量在模型中的显著水平都超过了 99%^②。由此可见，随着我国住宅市场化机制的逐步确立，这四个解释变量确实对住宅价格水平高低有显著的影响。其中城镇居民家庭人均可支配收入增长 10%，会引起住宅价格上升 9%—11%；城市总人口增长 10%，会引起住宅价格上升 2%；失业率上升 1 个百分点，将导致住宅价格下降 12%—14%——上述分析结果都和理论假设十分吻合。而空置率上升 1 个百分点，却伴随着住宅价格 7%—8%的上升，这一点虽然与传统理论相悖，但与我国目前住宅价格和空置率同步上升的实际相吻合。

表 3 经济基本面对住宅价格的解释能力：线性模型(括号中为 t 检验值)

变量	线性模型					线性综合模型				
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X
INCOME(−1)	0.18	0.15	0.19	0.16	0.13	0.21	0.14	0.21	0.18	0.13
	(1.82)	(1.66)	(2.02)	(1.56)	(1.38)	(2.16)	(1.64)	(2.22)	(1.95)	(1.44)
INCOME(−2)	0.21	0.15	0.25	0.24	0.17	0.21	0.12	0.23	0.24	0.14
	(1.92)	(1.67)	(2.32)	(2.20)	(1.85)	(1.95)	(1.42)	(2.23)	(2.28)	(1.57)
INCOME(−3)	0.19		0.20	0.19		0.15		0.17	0.15	
	(2.11)		(2.32)	(2.13)		(1.78)		(1.99)	(1.75)	
POP(−1)		0.06			0.05		0.04			0.04
		(1.59)			(1.30)		(1.15)			(1.02)
COST			0.11		0.06			0.08		0.04
			(2.40)		(1.36)			(1.76)		(0.88)
COST(−1)			0.09		0.05			0.07		0.03
			(2.01)		(0.99)			(1.52)		(0.78)
VACANCY(−1)				−0.02	−0.01				−0.02	−0.01
				(−1.75)	(−1.14)				(−2.16)	(−1.20)
VACANCY(−2)				−0.01	−0.01				−0.01	−0.01
				(−1.30)	(−1.01)				(−1.15)	(−0.52)
P _H (−1)						0.35	0.32	0.26	0.37	0.29
						(2.70)	(2.97)	(1.95)	(2.90)	(2.55)
Intercept	−0.02	0.00	−0.02	−0.01	0.00	−0.02	0.00	−0.02	−0.02	0.00
	(−1.28)	(−0.18)	(−1.70)	(−1.03)	(0.11)	(−1.62)	(−0.02)	(−1.86)	(−1.41)	(0.15)
R ²	0.16	0.09	0.26	0.21	0.16	0.26	0.20	0.32	0.33	0.24
Adjusted R ²	0.11	0.05	0.19	0.14	0.07	0.21	0.15	0.23	0.25	0.14

① 商品房建筑成本并不能很好的解释住宅价格水平，因此并没有列入表 4。
② Quigley (1999)对美国 1986—1994 年 41 个都市区域的年度数据进行的类似研究中，经济基本面对住宅价格的解释能力在 12%—30%之间，各变量的显著水平超过了 99%，系数均符合理论假设。Seko(2003)对日本 1980—2001 年 46 个县的年度数据进行的 研究中，经济基本面对住宅价格的解释能力在 75%—80%之间，但空置率的系数和本研究一样为正，而且非常不显著。

表 3 的前半部分列出了以变化率形式表示的各变量线性模型的回归结果,被解释变量为中房住宅价格指数的变化率,解释变量包括城镇居民家庭人均可支配收入、总人口、商品房建筑成本、空置率。^① 线性模型的 5 个住宅价格变化率解释模型只能解释 10%—25%左右的住宅价格变化率,但是各解释变量的显著水平基本都超过了 90%。与自然对数模型所不同的是,基本都是各解释变量变化率的滞后项进入了方程:城镇居民家庭人均可支配收入变化率的一阶、二阶和三阶滞后项都对住宅价格的变化率有着显著的正向解释能力,且前三年可支配收入每年增长 10%,对本年的价格上涨会有 6%的贡献;城市总人口上年增长 10%,对本年住宅价格上涨的贡献为 0.6%;若本年与上年的商品房建筑成本都增长 10%,对本年住宅价格上涨的贡献为 2%;而前两年空置率的变化若都为 10%,将使得住宅价格下降 0.3%。

表 4 价格滞后项对自身的解释能力(括号中为 *t* 检验值)

变量	自然对数模型			线性模型		
	XI	XI	X II	XI	XI	X II
$P_H(-1)$	0.97		1.39	0.43		0.39
	(84.90)		(19.66)	(6.04)		(2.99)
$P_H(-2)$		0.94	-0.40		0.12	-0.04
		(52.42)	(-5.84)		(1.39)	(-0.38)
Intercept	0.16	0.32	0.08	0.02	0.02	0.02
	(2.35)	(3.04)	(1.77)	(4.41)	(4.90)	(3.82)
R^2	0.987	0.971	0.995	0.31	0.03	0.14
Adjusted R^2	0.987	0.971	0.995	0.30	0.01	0.12

事实上,人们对于未来房地产价格的期望总是建立在当前价格的基础之上,当前价格的上涨会使得人们期望未来的价格水平更高,或者未来价格上涨的速度更快。表 4 列出了自然对数模型和线性模型的价格滞后项对当前价格的解释能力。价格水平的历史信息可以很好的解释当前的价格水平,各滞后项的显著水平在 99%以上,一阶滞后和二阶滞后项对当前价格水平的解释能力达到了 99.5%。相对而言,价格变化率的历史信息对当前价格变化率的解释能力较差,解释能力最好的模型也只有 30%左右。

从理论上来说,人们对于未来价格的预期不仅建立在历史价格水平以及增长速度的基础上,还应当考虑经济基本面的情况。因此完整的价格解释模型应当包括历史价格信息以及经济基本面的信息。表 2 和表 3 的后半部分分别列出了在前半部分基础上建立的对数综合模型和线性综合模型,可以看到加入历史价格信息的综合模型对当前价格的解释能力有了显著的提高,而且各解释变量的显著性水平基本都在 90%以上。

无论是对数模型还是线性模型,经济基本面的当前信息或历史信息都可以部分解释住宅价格水平或者变化率,如果在模型中加入价格的历史信息,可以更好的对住宅价格水平及其变化做出解释和预测。另一方面,分析结果也说明,我国住宅市场并不符合有效市场假说(EMH)。

五、城市与年度的特殊影响

需要指出的是,表 1 列出的国外学者所作的跨城市研究都存在一个重大的缺陷,即未能考虑城

① 由于各城市失业率的波动都比较大,造成失业率的年度变化率波动更大,对住宅价格的变化率不具有显著的解釋能力,因此并没有列入表 3。

市与年度的特殊影响。事实上，各个城市都有着不同的经济发展水平，房地产市场发展的状况也有很大差异，影响住宅价格的因素也会随年度而变化，因此应当进一步对城市与年度的特殊影响进行分析。平行数据(panel data)分析中的固定影响(fixed effects)模型可以用来分析不同城市的特殊影响，但是无法分析年度的特殊影响。为了和年度特殊影响的分析保持一致，选择一个城市或者年份作为基准，添加其它城市或者年份的哑变量(dummy variable)，利用混合样本回归分析对模型进行重新估计和分析。

1. 城市的特殊影响

以郑州为基准，引入 13 个城市哑变量，对表 2—表 4 进行重新分析计算。^① 结果表明，对数模型存在着显著的城市特殊影响，而以各变量变化率进入模型的线性模型则不存在显著的城市特殊影响。这和理论预期比较符合，对数模型是对各城市的住宅价格水平进行解释，各个城市的住宅价格水平存在着较大的差异，必然存在着显著的城市特殊影响，而线性模型的被解释变量是各城市住宅价格的变化率，取决于人们根据过去价格以及经济基本面的变化而产生的期望，与各城市住宅价格水平高低无关，所以不存在显著的城市特殊影响。

2. 年度的特殊影响

表 5 年度的特殊影响：对数模型和对数滞后模型

变量	I		II		III		IV		V		XI	
	系数	$P> t $	系数	$P> t $	系数	$P> t $	系数	$P> t $	系数	$P> t $	系数	$P> t $
$LnINCOME$	1.14	0.00	1.45	0.00	1.13	0.00	1.03	0.00	1.37	0.00		
$LnPOP$			0.27	0.00					0.26	0.00		
$UNEMP$					-0.03	0.38			-0.04	0.21		
$VACANCY$							0.03	0.31	0.02	0.52		
$LnP_H(-1)$											0.98	0.00
Intercept	-4.54	0.00	-9.08	0.00	-4.30	0.00	-3.58	0.01	-8.21	0.00	0.18	0.00
D1995	0.58	0.00	0.76	0.00	0.51	0.00	0.54	0.00	0.64	0.00		
D1996	0.41	0.00	0.58	0.00	0.35	0.03	0.37	0.01	0.47	0.00	-0.15	0.00
D1997	0.32	0.02	0.45	0.00	0.27	0.07	0.28	0.06	0.36	0.01	-0.08	0.00
D1998	0.27	0.05	0.38	0.00	0.22	0.13	0.23	0.11	0.30	0.03	-0.04	0.00
D1999	0.18	0.19	0.26	0.02	0.14	0.33	0.14	0.31	0.19	0.14	-0.04	0.00
D2000	0.10	0.44	0.16	0.16	0.08	0.58	0.07	0.59	0.11	0.38	-0.04	0.00
D2001	0.03	0.84	0.05	0.65	0.02	0.88	0.02	0.89	0.04	0.74	-0.02	0.17
R^2	0.54		0.68		0.54		0.55		0.68		1.00	
Adjusted R^2	0.50		0.65		0.50		0.51		0.65		1.00	

以 2002 年为基准，引入 7 个年度哑变量，对表 2、3 和 4 进行重新分析计算。表 5 列出了表 2 中的对数模型 I—V 以及表 4 中的对数模型 XI 添加年度哑变量后的回归结果。对数模型 I—V 中 1998—2001 年的年度哑变量均不显著，并且哑变量系数在逐渐变小，说明在 1998—2001 年间经济基本面对住宅价格的解释能力接近于 2002 年，而 1995—1997 年间经济基本面对住宅价格的解释能

① 由于篇幅限制，并没有列出各模型的具体回归结果。

力显然和 2002 年存在着显著的差异。这个结果表明 1998 年是我国住宅市场发展的一个重要转折点,这也和 1997 年东南亚经济危机后我国政府于 1998 年实行积极财政政策、取消住房实物分配,使房地产市场得到前所未有的发展这一历史事实相吻合。在这种背景下,各城市的住宅价格自 1999 年前后普遍出现了上涨。

表 5 中住宅价格的对数自回归模型 XI 的回归结果显示,1996—2000 年的年度哑变量的显著水平在 99% 以上,表明 1996—2000 年住宅价格历史信息对当前住宅价格的解释能力与 2002 年存在着显著的差别,而 2001 年和 2002 年之间不存在显著的差别。表 2、3 和 4 中各线性模型添加年度哑变量的回归分析结果与表 5 中对数自回归模型 XI 的结果类似,1996—2000 年的年度哑变量的显著水平在 95% 以上,而 2001 年的年度哑变量不显著。^① 表明从住宅价格增长率来看,2001、2002 年经济基本面的增长对住宅价格增长水平的解释能力和前几年存在着显著的差别,住宅价格的增长已经超出了经济基本面的增长水平。

五、结论

在一定的经济发展阶段,经济基本面和住宅价格之间存在着相对稳定的均衡关系。如果住宅价格的上涨打破了原先和经济基本面之间的均衡关系,经济基本面的变化必须与之相适应,这样才能逐步建立两者之间新的均衡关系。如果房地产价格的上涨只是投机造成,缺乏相应的经济基础支持,这种价格上涨会向市场发出错误的信号,造成房地产市场和经济的虚假繁荣,反而会损害经济的发展。

对我国 14 城市的实证研究结果表明,各城市经济基本面的当前信息或历史信息都可以部分解释住宅价格水平或者变化率,如果在模型中加入价格的历史信息,可以更好的对住宅价格水平及其变化做出解释和预测。即从 1995—2002 年这个历史时期来看,经济基本面和住宅价格之间存在着相对稳定的均衡关系,住宅价格总体上来看和经济基本面是协调发展的。当然,由于各个城市经济发展水平、政府政策等方面存在着较大的差异,实证研究还表明经济基本面对住宅价格水平的解释模型存在着显著的城市特殊影响。

通过加入年度哑变量进行进一步分析,我们发现 1998 年前后是一个重要的分水岭。1998 年后住宅价格水平一直呈现快速上涨趋势,经济基本面对其的解释能力逐步发生了变化。这种变化在 2001—2002 年间尤其明显,经济基本面的变化率对住宅价格变化率的解释水平明显变弱,住宅价格的增长已经逐步打破经济基本面和住宅价格之间原有的均衡关系。14 个城市普遍出现的这种比较显著的变化,说明近年来我国各城市住宅价格与经济基本面原有的均衡关系正在发生重大的变化,必须引起政府和行业的足够重视。

由于我国目前处于经济周期的景气阶段,加上房地产市场的逐步建立与完善,房地产价格出现一定的上涨是正常的。但是这种上涨是需要相当一段时间积累的,而不是短时间内的急剧上涨。近年来各大中城市出现的住宅价格猛涨逐步打破了原有的与经济基本面的均衡关系,如果要达成新的均衡,经济基本面必须对当前的住宅价格水平提供足够的支持。但目前经济和居民收入的增长落后于房地产价格的上涨水平,目前的住宅价格更多的得到了人们非理性的投机和炒作行为的支持。因此一旦人们对于市场和未来经济发展的预期发生变化,缺乏经济基本面支持的住宅价格必将和日本上世纪 90 年代初以及香港 1997 年左右发生的情况一样,迅速下降并回归到与经济基本面相均衡的水平。

经济基本面与住宅价格的互动关系研究是一个新的领域。本文的贡献一方面在于通过计量经

^① 由于篇幅限制,并没有列出各模型具体的回归结果。

济学分析，揭示了我国近年来两者的互动关系；另一方面在国外学者实证研究方法的基础上，运用哑变量对不同城市、不同年度两者之间的关系进行了进一步的研究。

参考文献

Case, K. E. and Shiller, R. J., 1990, "Forecasting Pries and Excess Returns in the Housing Market", AREUEA Journal, Vol. 18, P253—273.

Clapp, J. M. and Giaccotto, C., 1994, "The Influence of Economic Variables on Local House Price Dynamics", Journal of Urban Economics, Vol. 36, P161—183.

Gottlieb, M., 1976, Long Swings in Urban Development, New York; Columbia University Press for NBER.

Henry, O. P., 1995, "Data Sources for Measuring House Price Changes", Journal of Housing Research, Vol. 6, P377—387.

Malpezzi, S., 1999, "A Simple Error Correction Model of Housing prices", Journal of Housing Economics, Vol. 8, P27—62.

Mankiw, N. G. and Weil, D. N., 1989, "The Baby Boom, the Baby Bust and the Housing Market", Regional Science and Urban Economics, Vol. 19, P235—258.

Meen, G., 2003, "Housing, Random Walks, Complexity and the Macroeconomy", in O'Sullivan and Gibb (editors), Housing Economics and Public Policy, London; Blackwell.

Poterba, J. M., 1991, "Housing price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography", Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 2, P143—148.

Potepan, M. J., 1996, "Explaining Intermetropolitan Variation in Housing Prices, Rents and Land Prices", Real Estate Economic, Vol. 24, P219—245.

Quigley, J. M., 1999, "Real Estate Prices and Economic Cycles", International Real Estate Review, Vol. 2, P1—20.

Seko, M., 2003, "Housing Prices and Economic Cycles, Paper presented at the international conference on 'Housing Market and the Macro Economy: the nexus' held in Hong Kong, China", July 25—26.

Housing Prices and Economic Fundamentals:
A Cross City Analysis of China for 1995—2002

Shen Yue and Liu Hongyu
(Real Estate Institute, Tsinghua University)

Abstract: Using the Panel Data of housing prices and economic fundamentals of 14 cities for 1995—2002, with the Pooled Least Squares and Dummy Variable Regression Model, this paper investigates the city-level interactions of housing prices and economic fundamentals in China. It reveals that, during all the period, past and current information of economic fundamentals could partially explain the level or percentage change rate of housing prices and the city-level housing market in China is not in accordance with the Efficient Market Hypothesis. Special effects of cities do exist in the reduced form composed by the level of the variables, and special effects of years are significant in 1998 and later on, especially for 2001—2002. The growth of housing prices could not be well explained by past information of economic fundaments and housing prices in recent years which may need the policy makers and practitioners pay enough attention to.

Key Words: Housing Prices; Economic Fundamentals; Panel Data

JEL Classification: E300, R210, R310

(责任编辑: 晓 喻)(校对: 晓 鸥)