

# 房地产价格与通货膨胀预期

王维安, 贺 聪

(浙江大学 经济学院, 浙江 杭州 310027)

**摘 要:**文章通过构建房地产均衡市场模型,在风险中性的假设前提下,利用无套利均衡定价原理,发展了从房地产价格波动中分离出市场通货膨胀预期的新方法。在此基础上,通过对中国房地产市场的实证研究发现,房地产预期收益率与通货膨胀预期之间确实存在稳定的函数关系。最后,文章提出将房地产价格纳入到居住类消费价格指数中去以减少货币政策认识时滞的政策建议。

**关键词:**房地产价格;通货膨胀预期;风险中性;无套利均衡定价

**中图分类号:**F293.30;F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2005)12-0064-14

## 一、引 论

资产价格波动,特别是房地产价格波动会对货币供给和货币需求的性质产生结构性影响,使实际货币供给量与货币政策的数量目标之间出现较大差异,从而使得在传统“相机抉择”和弗里德曼“单一规则”的货币政策框架中,以货币供给量作为货币政策中介目标的做法受到广泛的置疑和极大的挑战。20世纪90年代以来,大多数的西方国家都对其货币政策中介目标进行了调整,如将货币供给量调整为利率或直接盯住通货膨胀目标,继续实行以货币供给量为中介目标的国家,如德国也进行了一些改革,将利率和通货膨胀率等变量纳入货币政策目标之内。

但是,中央银行对货币供给量中介目标的放弃,并不能简单地回避资产价格波动对货币政策影响的问题。因为在过去15年里,西方国家和新兴市场经济国家所经历的资产价格极度膨胀产生的“泡沫经济”问题都是在一般物价水平保持相对稳定的前提下发生的<sup>①</sup>,一般物价水平的稳定并不能保证金融体系的稳定。而资产价格,特别是房地产价格泡沫破灭对银行体系的波及,反过来会对实体经济造成长期不利影响,并最终反映在货币市场失衡和一般物价水平的波动上(通货膨胀或通货紧缩)。

收稿日期:2005-08-18

作者简介:王维安(1965—),男,浙江上虞人,浙江大学经济学院教授,博士生导师;

贺 聪(1977—),男,广西桂林人,浙江大学经济学院博士生。

正是在这一背景下,人们开始关注资产价格与通货膨胀以及货币政策最终目标之间的关系。国内外学者对资产价格与通货膨胀关系的研究,大体上是沿着两条相互联系的思路开展:一是从重新定义通货膨胀的定义出发,将资产价格纳入到通货膨胀的测量中去,具体探讨资产价格在测量通货膨胀中所占的比重;二是从资产价格的变动对未来通货膨胀的影响来展开研究,探讨资产价格的波动与通货膨胀预期之间的稳定关系,从而决定是否将资产价格作为货币政策的中介目标或调控目标。

早在1911年美国经济学家欧文·费雪就在《货币的购买力》中首先提出:政策制订者应致力于稳定包括资产价格(如股票、债券和房地产)及生产、消费和服务价格在内的广义价格指数。但是真正开始资产价格与通货膨胀关系问题的研究却是始于 Alchian 和 Klein 在1973年的开创性工作。他们在《论通货膨胀测量的正确测量》一文中指出,追求效用最大化的理性人关注的是一生的生活成本,会对预期未来价格变化做出理性调整。因而货币政策所关注的价格指数不应该是只包括当前消费物品价格的指数,而是包括理性人预期终生消费的价格指数。而资产价格理论上可以作为未来商品与服务价格的替代,据此他们构造出“跨期生活成本指数”(Intertemporal Cost of Living Index)来代替传统的CPI指数和GDP平减指数。Smets(1997)发展了一个结构模型,阐明了为什么非预期到的资产价格波动可以影响通货膨胀预期的两条理由:(1)资产价格波动可以直接影响总需求;(2)资产价格强烈地受到未来预期回报的影响,而未来预期回报则分别受到未来经济景气、通货膨胀与货币政策预期的影响。资产价格中所包含的有现在与未来经济状况的有用信息将被用于改善货币政策当局对未来通货膨胀的预测,并以此来修正货币政策,促进宏观经济的稳定。

沿着这一思路,西方学者开展了大量的实证研究,Goodhart 和 Hofmann(2000)对12个国家的CPI通货膨胀方程进行了估算,通过大量的回归检验得出结论:货币类资产,尤其是在两年期水平上的广义货币的增长率、名义利率和房地产价格三个变量对通货膨胀有显著的解释力,资产价格特别是房地产价格的确有助于预测未来的通货膨胀;至于股价由于其波动性太强,只能作为未来通货膨胀一个相当有限的指示器。Goodhart(2001)、Kontnonikas 和 Montagnoli(2002)的研究也表明,股价以及汇率与滞后的产出与通货膨胀之间的联系较弱,而房地产价格变动与滞后的产出与通货膨胀之间的联系则要紧密得多。这种思想甚至还在西方国家的货币政策实践中得到了应用。近10多年来,英国中央银行就一直致力于完善物价水平的统计指标体系,基本思路是把诸如股票、房地产等资产价格包含在中央银行监测的物价体系之内。

目前我国学者也开始关注对资产价格与通货膨胀预期关系的研究。成家军(2004)通过向量误差修正模型检验了上证指数、产出缺口、国内信贷增长

率、名义利率与 CPI 指数之间的协整关系,得出上证指数与我国 CPI 指数之间存在长期正向关系的结论。但是他却忽略了可能存在的国内房地产价格与通货膨胀预期之间的稳定关系。特别是在目前我国部分地区存在房地产投资过热,房地产价格增长过快的情况下<sup>②</sup>,能否把房地产价格作为通货膨胀的领先指标,进而成为中央银行实施货币政策的方向性指标,将成为国家对房地产市场实施积极宏观调控政策找到有力理论依据和方法论的指导。

## 二、通过房地产价格预测通货膨胀的新技术

1. 通过金融资产价格获得市场预期的最新技术。中央银行通过资产价格变动来预测未来的通货膨胀,进而先于市场调整货币政策促进宏观经济稳定的思想,一开始就备受争议。反对的理由可以归结为以下几点:

其一,资产价格波动的原因比较复杂,如房地产等资产价格的变动可能是因为一些与通货膨胀预期无关的因素发生变化,如投资者的风险偏好变化与针对土地的投机行为出现时都会影响房地产价格。那种认为中央银行能够通过资产价格准确预测通货膨胀,有能力盯住通货膨胀的假设显得过于牵强(Shiratsuka,1999)。

其二,货币政策的多重目标会加大中央银行的操作难度,特别是在当前物价水平(通货紧缩)和资产价格所反映的未来通货膨胀趋势出现冲突的时候更是如此。应对资产价格的货币政策有可能导致经济增长和通货膨胀波动的加剧,这与货币政策实施的初衷是背道而驰的(Bernanke,1999;Gertler,2001)。

这就难怪连美联储主席格林斯潘也曾经说过:想通过市场干预来戳破泡沫,有个根本性的问题不能解决,那就是你必须比市场本身更了解市场。显然,那种希望不经过分析处理,简单使用资产价格来复制未来通货膨胀趋势的做法是粗糙而难以令人信服的,也限制了这一思想的继续发展。以往这一领域的理论和实证研究由于受限于研究方法上的限制,只能通过回归模型或 VAR 模型大致估计出资产价格与通货膨胀预期之间的相关关系,而不能具体描述出资产价格与通货膨胀预期之间确定的函数关系,这也限制了其在货币政策实践中的作用。一国的中央银行要想通过资产价格来预测未来通货膨胀,就必须发展能从影响资产价格波动的诸多因素中分离出通货膨胀预期变动的新技术。

1997 年,瑞典斯德哥尔摩大学的经济学教授 Soderlind 和 Svensson 在风险中性假设前提下把微观金融学领域的无套利均衡定价原理运用到货币经济学的研究领域当中,发展了从金融资产价格中获取市场预期的有效方法。首先,他们承认导致金融资产价格波动的因素是多样而复杂的,资产价格波动本身并不能给中央银行提供多少有用的信息。但是,如果存在一个无套利均衡的效率市场,就可以根据风险中性<sup>③</sup>定价原理从均衡资产价格反推出市场风

险中性概率分布,同时可以计算出投资者预测未来的风险升水值(Risk Premium)。中央银行只需要从均衡资产价格中剔除掉风险升水值就可以获得投资者对未来市场状况(诸如通货膨胀,利率和汇率等宏观经济变量)的理性预期值。例如,如果存在着一个大量交易诸如公债期货的有效远期利率协议市场(forward rate agreement, FRA),根据理性预期理论,远期利率  $f(t, \tau, T)$  可以表示为:

$$f(t, \tau, T) = E_t i(\tau, T) + \varphi^f(t, \tau, T) \quad (1)$$

其中,  $f(t, \tau, T)$  表示交易日为  $t$ 、期货交割日为  $\tau$ 、到期日为  $T$  的公债期货远期利率值,  $E_t i(\tau, T)$  表示市场参与者对交割日  $\tau$  利率水平的理性预期值,  $\varphi^f(t, \tau, T)$  表示远期风险升水值。显然,如果我们能计算出远期风险升水值  $\varphi^f(t, \tau, T)$ , 就能从远期利率中分离出市场参与者对未来利率水平的理性预期值  $E_t i(\tau, T)$ 。

在债券定价理论中,市场中无套利机会存在隐含着存在一个风险中性的随机贴现因子  $D(t, T)$  (stochastic discount factor, SDF), 根据随机贴现因子定价模型就可以获得远期风险升水值的理论表述。随机贴现因子定价理论认为,一项在时间  $T$  可以获得随机收益  $x(T)$  的资产在时刻  $t$  的期望价格  $V(t, T)$  可以表示为:

$$V(t, T) = E_t [D(t, T)x(T)] \quad (2)$$

在风险中性的假设前提下,我们可以认为基于已获得信息,随机贴现因子在时刻  $t$  服从对数正态分布  $\log[D(t, T) | \Omega] \sim N(0, 1)$ , 其中,  $\Omega$  表示市场参与者可以获得的信息集。利用随机贴现因子对数正态分布的统计性质,我们可以得到市场参与者的远期风险升水值<sup>④</sup>。

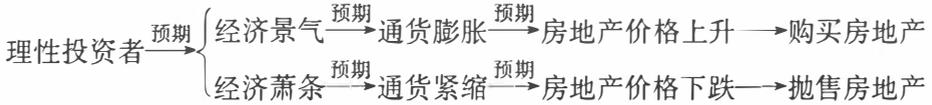
$$\varphi^f(t, \tau, T) = -\frac{1}{2}(T-t)\text{Var}_t[i(\tau, T)] - \text{Cov}_t[d(t, \tau), f(t, \tau, T) - i(\tau, T)] \quad (3)$$

其中,  $d(t, \tau) = \ln D(t, T)$ , 公式左边第一项是 Jensen 不等式 (Jensen Inequality term), 第二项是随机贴现因子  $d(t, \tau)$  与超额收益  $f(t, \tau, T) - i(\tau, T)$  之间的协方差。

Soderlind 和 Svensson 研究的贡献在于,发展了建立金融资产价格与宏观经济变量之间隐含函数关系的一套方法。但是这种方法的一个隐含的前提是:金融市场上的参与者要有足够的代表性,必须反映整个社会对未来宏观经济走势的理性预期;金融产品的选择也要有足够的代表性,必须反映整个宏观经济状况的基本走势。就这一点而言,房地产、股票等一般资产价格指数比个别金融资产价格更具有代表性。

2. 房地产市场投资均衡模型的构建。目前要在中国具体运用这一方法的困难在于:由于国内资本市场制度不健全,投机风险过高,尤其是最近备受

争议的“股权分置问题”导致股指不断下跌。股票指数并不能真实反映宏观经济面的基本走势。目前在中国大陆尚缺乏那种经典理论描述的无套利均衡的效率市场。而相对股票而言,房地产投资属于长期投资,房地产市场上的套利活动套取的不是名义利差,而是宏观经济景气循环中所产生的房地产价格利差。房地产市场中投资者的套利行为可以描述为:



显然理性投资者通过购买或抛售房地产的投机行为,将最终导致房地产市场价格与预期一致,从而得到无套利均衡价格。这就提示我们可能借助 Soderlind 和 Svensson 的研究方法,通过构建一个房地产投资的均衡市场模型,来分析房地产价格与通货膨胀之间的隐含函数关系。

首先,我们给出一个房地产价格  $P^h$  的计算公式:

$$P^h = \frac{r_1^h}{(1+r_1)} + \frac{r_2^h}{(1+r_1)(1+r_2)} + \dots$$

$$r_t^h = (P_{t+1}^h - P_t^h) + R_t^h \quad (4)$$

其中,  $r_t^h$  表示各期房地产资产的预期收益,包括资本利得和租金收入两部分;  $r_t$  表示各期市场实际利率,  $R_t^h$  为各期房地产租金收入。我们假设房地产预期收益是建立在市场参与者理性预期的基础之上,因而有:

$$r_{t+i}^h = E(r_{t+i}^h | \Omega) + \varphi^f(t, t+i) \quad (5)$$

其中,  $\Omega$  表示市场参与者可以利用的所有信息集,  $\varphi^f(t, t+i)$  表示在时刻  $t$  预测  $t+i$  时刻房地产资产收益的风险升水值。根据理性预期理论,有效市场中资产价格波动是一个鞅(Martingale)过程,也就是说当前房地产价格已经反映了房地产市场中过去所有可以被利用的信息,用数学公式表示为,  $E(r_{t+i}^h | \Omega) = r_t^h$ ; 同时,由于在有效市场中资产价格波动变现出随机游走的特征,也就是说,  $E_t(P_{t+1}^h - P_t^h) = 0$ 。因而有:

$$r_{t+i}^h = R_t^h + \varphi^f(t, t+i) \quad (6)$$

在风险中性的假设前提下,根据随机贴现因子定价理论,我们可以得到房地产预期收益风险升水值的理论表述<sup>⑥</sup>:

$$\varphi^f(t, t+i) = -\frac{1}{2}(T-t) \text{Var} R_t^h - \text{Cov}_t[d(t, t+i), f^h(t, t+i) - R_t^h] \quad (7)$$

其中,  $d(t, \tau) = \ln D(t, T)$  为随机贴现因子的对数形式;  $f^h(t, t+i)$  表示购买交易期为  $t+i$  时刻的期房,按照当前市场贴现率计算所得的远期收益,即  $f^h(t, t+i) = P_{t+i}^h \tau_t$ 。

同时,根据费雪方程式,可以得到时刻通货膨胀率的理性预期值为:

$$E_t \pi(t, t+i) = E_t \tau(t, t+i) - E_t r(t, t+i) - \varphi^r(t, t+i) \quad (8)$$

其中,  $E_t r(t, t+i)$  表示时刻  $t$  预测  $t+i$  时刻的实际利率水平;  $E_t \tau(t, t+i)$  表示时刻  $t$  预测  $t+i$  时刻的名义利率水平;  $E_t \pi(t, t+i)$  表示时刻  $t$  预测  $t+i$  时刻的通货膨胀率,  $\varphi^r(t, t+i)$  表示通货膨胀预期的风险升水值。根据理性预期理论, 我们可以获得即期通货膨胀预期公式:

$$E_t \pi(t, t+i) = \tau_t - r_t - \varphi^r(t, t+i) \quad (9)$$

在风险中性的假设前提下, 根据随机贴现因子定价理论, 我们可以得到通货膨胀预期的风险升水值的理论表述<sup>⑥</sup>:

$$\varphi^r(t, t+i) = \frac{i}{2} (\text{Var} \tau_t - \text{Var} r_t) + \frac{i}{2} \text{Var} \pi_t + \text{Cov}_t [d(t, t+i), \pi_t] \quad (10)$$

由于目前国内尚缺乏指数连接型债券(index-linked bonds), 使得市场实际利率水平  $r_t$  难以获得。这样我们就不能直接根据公式(9)来求解市场通货膨胀的理性预期值  $E_t \pi(t, t+i)$ 。一种可能的替代方法是, 可以利用房地产市场均衡价格中隐含的市场实际利率水平来求解通货膨胀预期值。

事实上, 我们可以认为房地产市场中存在着一种套利者, 他们购买房产再出租给租房者以获取租金收入。如果房价过高, 套利者不能获得足够的价格波动和通货膨胀的风险补偿, 套利者就会退出购房市场, 房地产价格趋于下降; 如果房价过低, 套利者可以通过向银行贷款购房, 再以较高价格出租给租房者, 由于市场中存在无风险套利机会, 会吸引其他投资者进入购房市场, 房地产价格趋于上升。套利者的投资行为将最终使房地产价格处于无套利均衡水平, 房地产市场均衡价格最终可以表示为:

$$P^h = \frac{R_t^h + \varphi^f(t, t+i)}{\tau_t - E_t \pi(t, t+i) - \varphi^r(t, t+i)} \quad (11)$$

其中, 公式(11)的分子为时刻  $t$  房地产出租预期收益加上风险升水值, 分母为时刻  $t$  对未来市场实际利率水平  $r_t$  的理性预期值。

对公式(11)简单变形就可以反解出通货膨胀预期值:

$$E_t \pi(t, t+i) = \tau_t - \varphi^r(t, t+i) - \frac{R_t^h + \varphi^f(t, t+i)}{P^h} \quad (12)$$

公式(12)可以看作是费雪方程式的变形, 其意义在于将导致名义利率水平波动的若干因素成功分离。 $\frac{R_t^h}{P^h}$  表示房地产预期收益率, 它代表使用房地产资产的成本, 在维克赛尔的利息理论中相当于自然利率的概念;  $\varphi^f(t, t+i)$  表示房地产价格和房地产租金价格的波动风险, 它反映了房地产市场中的风险因素;  $\varphi^r(t, t+i)$  表示市场利率和通货膨胀率的波动风险, 它反映了金融市场风险。只有把这三者从名义利率水平中剔除掉, 才能得到市场对通货膨胀率的理性预期值  $E_t \pi(t, t+i)$ 。由此可见, 房地产价格上升并不一定预示着未来通货膨胀水平有上升的趋势。只有在其他波动性风险保持不变, 房地产预期收益率下降的情况下(自然利率下降), 才能得出通货膨胀水平有上升趋势的

结论。

### 三、实证研究

1. 变量选择与模型设定。直观上看,通货膨胀率与房地产预期收益率呈正相关关系,房价指数与房租价格指数的差距越大,未来通货膨胀水平越高(请参考图 1,资料来源:《中国房地产统计年鉴》)。但是相关性不代表因果性,只有通过实证研究把影响通货膨胀预期的其他因素剥离,才能获得两者之间的函数关系。

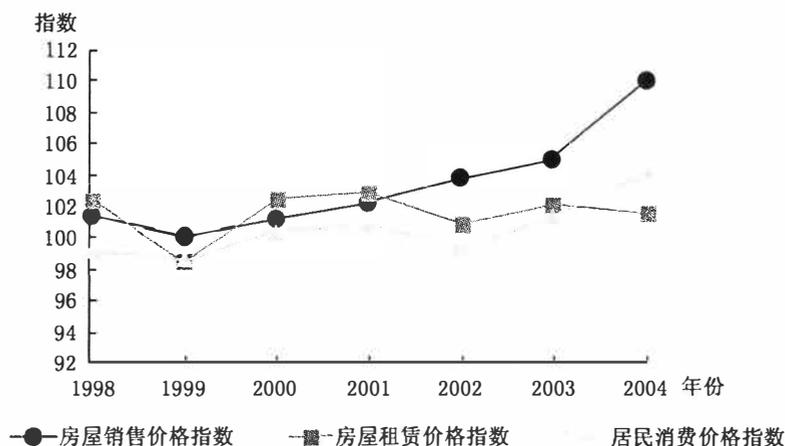


图 1 通货膨胀率与房价、房租价格指数

为了能实证检验从房地产价格中获取市场通货膨胀预期的有效性,我们使用 VAR(vector auto-regression)模型对本文构建的房地产投资均衡市场模型进行参数估计和模型检定。VAR 模型可以提供给我们很多有用信息:首先对解释变量的回归参数进行估计和统计检验,同时对模型中的变量进行协整分析(Cointegration),研究房地产价格等宏观经济变量与通货膨胀之间的相关关系。更为重要的是通过实证研究,确定房地产投资均衡市场模型的结构,能具体描述出房地产价格与通货膨胀之间可能的函数关系,将为中央银行从房地产价格波动中预测市场通货膨胀趋势提供有用信息。

根据公式(12),我们知道通货膨胀预期  $E_t \pi(t, t+i)$  是市场利率  $\tau_t$ <sup>⑦</sup>、房地产租金价格  $R^h$  与房地产价格  $P^h$  之比(房地产预期收益率)<sup>⑧</sup>、通货膨胀预期<sup>⑨</sup>风险升水  $\varphi^\pi(t, t+i)$  和房地产预期收益风险升水  $\varphi^i(t, t+i)$  与房地产价格  $P^h$  之比的线性函数。我们将计量模型设定为 VAR 模型的形式:

$$X_t = \alpha + \sum_{i=1}^4 B_i X_{t-i} + \mu_t$$

其中,  $X_t$  表示模型中的上述变量所组成的(5×1)向量,它们满足联合协方差平稳性(jointly covariance stationary)要求。  $B_i$  为待估计参数组成的(5

×5)系数矩阵,  $\mu_t$  表示扰动项, 满足  $E(\mu_t) = 0, E(\mu_t X'_{t-i}) = 0_{n \times n}$ 。根据公式(7)、公式(10), 我们可以认为  $\varphi^f$  是一个房价与房租价格所组成的协方差矩阵<sup>⑧</sup>:

$$\varphi^f = \begin{bmatrix} \text{Var}_t P^h & \text{Cov}_t(P^h, R^h) \\ \text{Cov}_t(P^h, R^h) & \text{Var}_t R^h \end{bmatrix}$$

同理, 我们也可以认为  $\varphi^\pi$  是由一个市场名义利率和通货膨胀率所组成的协方差矩阵:

$$\varphi^\pi = \begin{bmatrix} \text{Var}_t \tau & \text{Cov}_t(\tau, \pi) \\ \text{Cov}_t(\tau, \pi) & \text{Var}_t \pi \end{bmatrix}$$

这样, 对  $\varphi^f$  和  $\varphi^\pi$  的参数估计就转变为对二次型  $\alpha' \varphi^f \alpha$  和  $\alpha' \varphi^\pi \alpha$  的参数估计。为了能获得变量的即期方差和协方差, 我们选取变量前 5 期的观测值作为一个区间  $[X_{t-4}, X_{t-3}, \dots, X_t]$ , 计算其当期的方差与协方差, 并将此区间顺次前移, 以获得各期的方差与协方差<sup>⑨</sup>。例如, 我们可以按下列公式计算各期房价的方差和房价与房租价格的协方差:

$$\text{Var}_t P^h = \frac{1}{5} \sum_{i=0}^4 [P_{t-i}^h - E_t(P_{t-i}^h)]^2$$

$$\text{Cov}_t(R^h, P^h) = \frac{1}{25} \sum_{i=0}^4 \sum_{j=0}^4 [P_{t-i}^h - E_t(P_{t-i}^h)][R_{t-j}^h - E_t(R_{t-j}^h)]$$

2. 协整分析。为了避免 OLS 方法中经常出现的虚假回归现象, 我们首先对模型中的变量进行平稳性检验<sup>⑩</sup>。我们采用的是 ADF(augment dickey-fuller) 检验方法来检验变量的平稳性, 检验的方程如下:

$$\nabla x_t = c + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \zeta_i \nabla x_{t-i} + \delta_t + \varepsilon_t$$

检验零假设为“ $\gamma=0$ ”, 即序列存在单位根, 是不平稳序列; 备选假设为“ $\gamma < 0$ ”, 即序列不存在单位根, 是平稳序列。检验的结果如表 1 所示。

表 1 1992~2004 年模型有关经济变量时间序列平稳性检验

	ADF 值	临界值(1%, 5%, 10%)		
通货膨胀率	-1.336153	-4.2505	-3.5468	-3.4253
(一阶差分)	-6.271920	-4.2605	-3.5514	-3.4345
名义利率	-0.797769	-4.3552	-3.5943	-3.5182
(一阶差分)	-3.845465	-4.3738	-3.6027	-3.5341
$R_t^h/P_t^h$	-0.4779	-2.7141	-1.3274	-1.1004
(一阶差分)	-1.6651	-2.7289	-1.3365	-1.1058
$\text{Var}_t P^h/P^h$	-1.6825	-3.7891	-2.1351	-1.5632
(一阶差分)	-4.5779	-3.8923	-2.1569	-1.5677

续表 1 1994~2002 年模型有关经济变量时间序列平稳性检验

	ADF 值	临界值(1%,5%,10%)		
Var <sub>t</sub> R <sup>h</sup> /P <sup>h</sup> (一阶差分)	-1.0045 -4.2549	-3.7891 -3.8923	-2.1351 -2.1569	-1.5632 -1.5677
Cov <sub>t</sub> (P <sup>h</sup> ,R <sup>h</sup> )/P <sup>h</sup> (一阶差分)	-0.2658 -1.0897	-3.7891 -3.8923	-2.1351 -2.1569	-1.5632 -1.5677
Var <sub>t</sub> τ (一阶差分)	-1.6368 -4.4891	-4.2156 -4.2217	-3.3288 -3.3317	-3.1245 -3.1238
Var <sub>t</sub> π (一阶差分)	-1.8226 -4.7723	-4.2156 -4.2217	-3.3288 -3.3317	-3.1245 -3.1238
Cov <sub>t</sub> (τ,π) (一阶差分)	-0.3365 -1.3614	-3.7891 -3.8923	-2.1351 -2.1569	-1.5632 -1.5677

检验结果表明,VAR 模型中的经济变量——通货膨胀率、名义利率、房地产预期收益率、Var<sub>t</sub>P<sup>h</sup>/P<sup>h</sup>、Var<sub>t</sub>R<sup>h</sup>/P<sup>h</sup>、Var<sub>t</sub>τ 和 Var<sub>t</sub>π 等变量都不是平稳序列,但是这些时间序列的一阶差分序列却是平稳序列,即都是 I(1)序列。这样,我们就可以利用这些变量进行协整分析。

Engle 和 Granger(1987)提出的协整理论认为,如果一组非平稳的时间序列存在一个平稳的线性组合,即该组合不具有随机趋势,那么这组序列就是协整的。协整关系反映了这些经济变量之间的长期稳定关系。我们将采用 Johansen 和 Juselius(1990)提出的一种对检验多变量之间协整关系更为有效的方法——Johansen 协整检验方法,对表 1 中的变量进行协整检验。Johansen 协整检验由以下表达式给出:

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \Pi y_{t-1} + Bx_t + \epsilon_t$$

其中,y<sub>t</sub> 为所有内生变量构成的向量;Γ 和 Π 为 n×n 系数矩阵;x<sub>t</sub> 为外生变量;ε<sub>t</sub> 为信息变量。我们将研究表 1 中通过平稳性检验的所有变量间的协整关系,并采用后向剔除变量的方法(backward elimination)进行模型的设定调整,剔除掉不显著的变量,直到找到一个稳定的协整方程。Johansen 协整检验的最终结果如表 2 所示:

表 2 Johansen 协整检验结果

样本期:1992 年第一季度至 2004 年第四季度				滞后区间:1~4
特征值	似然比	5%临界值	1%临界值	零假设
0.6772	69.7561	68.52	76.07	不存在协整向量
0.5693	41.2365	47.21	54.46	至多一个协整向量
0.4529	25.1260	29.68	35.65	至多二个协整向量
0.3117	3.9685	15.41	20.04	至多三个协整向量
0.0160	0.4586	3.76	6.65	至多四个协整向量
2.63E-04	0.0220	0.85	1.26	至多五个协整向量

Johansen 协整检验结果显示:在 5% 的显著性水平下通货膨胀、名义利率、房地产预期收益率  $R_t^h/P_t^h$ 、 $\text{Var}_t P_t^h/P_t^h$ 、 $\text{Var}_t \tau$  和  $\text{Var}_t \pi/P_t^h$  等 6 个变量之间仅存在一个协整向量,它们之间存在稳定的长期关系。协整方程的标准化形式由表 3 给出。

表 3 标准化的协整方程

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)						
通货膨胀	常数项	名义利率	$R_t^h/P_t^h$	$\text{Var}_t P_t^h/P_t^h$	$\text{Var}_t \tau$	$\text{Var}_t \pi$
1.0000	5.0003	1.5217 (1.0926)	-0.5815 (0.2305)	-0.2832 (0.1769)	-0.0146 (0.0379)	-0.1775 (0.2102)
似然比	-198.5629					

从标准化协整方程中我们可以看出,房地产预期收益率  $R_t^h/P_t^h$  (而非房地产价格)与通货膨胀预期之间确实存在稳定的函数关系,其符号也与模型中描述的一致。房地产预期收益率每下降一个百分点将会使通货膨胀上升 0.58 个百分点,其变化对通货膨胀变动的解释力很强,仅次于名义利率。另外房地产价格的波动性  $\text{Var}_t P_t^h/P_t^h$  对通货膨胀变动的的影响作用也比较强,说明房地产市场风险因素也是中央银行在分析市场通货膨胀预期变动中不能忽视的因素。为了验证协整方程的预测能力,我们将 2004 年的样本观测值代入到协整方程中,对 2005 年的通货膨胀率进行样本外预测。预测的结果是通货膨胀率为 3.39%,对照 2005 年 1 季度的通货膨胀率为 2.73%,预测的准确性较高。今年从房地产市场看,仍存在潜在通货膨胀的压力。

#### 四、结论和政策建议

进入 2005 年以来,国务院连续出台的与稳定房价相关的多项重大决策:从 3 月底开始短短一个半月时间国务院就连续下发了《关于切实稳定住房价格的通知》、《加强房地产市场引导和调控的八点措施》、《关于做好稳定住房价格工作的意见》三道政令。4 月 4 日,新华社还发表了题为《加强宏观调控,稳定住房价格》的文章。这是建国以来,新华社首次专门就一个行业的发展发表评论,其传递的政策性信号显而易见。从目前看,调控房地产市场已成为我国目前宏观调控中最主要的内容。人民银行作为独立行使货币政策的机构,在此次房地产宏观调控中的角色值得关注。

我们的研究表明,通货膨胀预期是名义利率、房地产预期收益率和市场波动性风险等经济变量的稳定函数。其中,名义利率和房地产预期收益率对通货膨胀预期的解释能力最强。从我们目前的实际情况看,在 2004 年 10 月 29 日人民银行上调基准利率后,整个宏观经济进入加息周期。房地产市场的预期收益率出现进一步下降的趋势,统计资料显示,在 2004 年房价指数与房租价格指数的差距进一步扩大为 8.3%。由此可见,我国目前还存在潜在通货

膨胀的压力。在此种情况下, 人民银行积极参与了对房地产市场的宏观调控。2003 年 6 月 13 日发布了控制房贷的 121 号文件; 2005 年 3 月 17 日起, 又调整了商业银行自营性个人住房贷款政策。

但是, 我们知道货币政策在实施过程中存在内外时滞和所谓的“动态时间不一致性”, 货币政策时滞将极大地影响货币政策的实施效果。其中, 外时滞取决于金融机构和其他经济主体对货币政策工具的反应能力与金融市场的敏感程度, 不为中央银行所把握。而内时滞是指应当采取政策行动到中央银行采取货币政策的一段时间, 包括认识时滞、决定时滞和行动时滞, 则完全取决于中央银行调控宏观经济的能力。如何有效减少、克服货币政策时滞是中央银行在实施货币政策时所面临的巨大难题。理论和实证研究表明: 房地产价格可以为中央银行提供有用信息, 准确预测未来通货膨胀趋势, 这将有效降低货币政策认识时滞。但是, 目前在我国居民消费价格指数(CPI)的构成中只占 14% 权重的居住类消费价格指数中, 并不包括房地产价格, 而只包括建房及装修材料、房租、物业费及其他与居住有关的服务、水、电、燃气等。即使房租价格在居住类消费价格指数中也仅占 20% 的权重。由于不能充分利用房地产市场提供给货币政策决策的重要信息, 将可能使人民银行错失对房地产市场调控的最佳时机, 从而直接影响货币政策的预期效果。

附录 A: 远期风险升水值  $\varphi^f(t, \tau, T)$  的求解过程:

由公式(2)容易得到, 一单位到期日为  $T$  的固定收益零息债券的价格  $B(t, T)$ :

$$B(t, T) = E_t D(t, T) \quad (13)$$

同时, 根据固定收益零息债券和远期利率的定义, 我们还可以得到:

$$i(t, T) = \frac{\log B(t, T)}{T-t} \quad (14)$$

$$f(t, \tau, T) = \frac{i(t, T)(T-t) - i(t, \tau)(\tau-t)}{T-\tau} \quad (15)$$

根据随机贴现因子对数正态分布的统计性质, 可以知道:

$$E(D) = \exp\left[E(\ln D) + \frac{1}{2} \text{Var}(\ln D)\right]$$

联立公式(13)、公式(14)、公式(15), 可以得到:

$$f(t, \tau, T) = \frac{E_t d(\tau, T) + 1/2 \text{Var}_t d(\tau, T) + \text{Cov}_t[d(t, \tau), d(\tau, T)]}{T-\tau} \quad (16)$$

其中,  $d(t, T) = d(t, \tau) + d(\tau, T)$ 。

根据随机贴现因子对数正态分布的统计性质和公式(13)、公式(14)可以得到:

$$i(t, \tau) = -\frac{E_t d(\tau, T) + 1/2 \text{Var}_t d(\tau, T)}{T-\tau}, \text{ 由此得:}$$

$$E_t i(t, \tau) = \frac{E_t d(\tau, T) + 1/2 E_t \text{Var}_t d(\tau, T)}{T - \tau}$$

对  $\text{Var}_t d(\tau, T)$  运用方差分解公式可以得到:

$$E_t i(t, \tau) = -\frac{E_t d(\tau, T) + 1/2 \text{Var}_t d(\tau, T)}{T - \tau} + \frac{1}{2} (T - \tau) \text{Var}_t i(\tau, T) \quad (17)$$

把公式(16)、公式(17)代入到公式(1), 就可以得到远期风险升水值  $\varphi^f(t, \tau, T)$  的表达式:

$$\varphi^f(t, \tau, T) = -\frac{1}{2} (T - t) \text{Var}_t i(\tau, T) - \text{Cov}_t [d(t, \tau), f(t, \tau, T) - i(\tau, T)]$$

附录 B: 通货膨胀预期升水值  $\varphi^\pi(t, t+i)$  的求解过程:

如果我们使用  $d(t, t+i)$  表示名义对数随机贴现因子,  $q(t, t+i)$  表示实际对数随机贴现因子, 则有:

$$q(t, t+i) = d(t, t+i) + i\pi(t, t+i) \quad (18)$$

类似公式(17), 我们可以得到:

$$E_t r(t, t+i) = \frac{E_t q(t, t+i) + (1/2) \text{Var}_t q(t, t+i)}{i} + \frac{1}{2} i \text{Var}_t r(t, t+i) \quad (20)$$

联立公式(8)、公式(17)、公式(18)、公式(19)可以得到通货膨胀预期升水值  $\varphi^\pi(t, t+i)$ :

$$\begin{aligned} \varphi^\pi(t, t+i) &= E_t \tau(t, t+i) \\ &+ \frac{E_t [d(t, t+i) + i\pi(t, t+i)] + (1/2) \text{Var}_t [d(t, t+i) + i\pi(t, t+i)]}{i} \\ &- \frac{1}{2} \text{Var}_t r(t, t+i) - E_t \pi(t, t+i) \\ &= \left[ E_t \tau(t, t+i) + \frac{E_t d(t, t+i) + (1/2) \text{Var}_t d(t, t+i)}{i} \right] \\ &+ \frac{i}{2} \text{Var}_t \pi(t, t+i) + \text{Cov}_t [d(t, t+i), \pi(t, t+i)] - \frac{i}{2} \text{Var}_t r(t, t+i) \\ &= \frac{i}{2} [\text{Var}_t \tau(t, t+i) - \text{Var}_t r(t, t+i)] \\ &+ \frac{i}{2} \text{Var}_t \pi(t, t+i) + \text{Cov}_t [d(t, t+i), \pi(t, t+i)] \end{aligned}$$

注释:

①如 20 世纪 90 年代初期北欧国家的房地产泡沫破灭引起北欧三国的银行危机。从 90 年代初开始, 日本在泡沫经济破灭之后一直在通货紧缩和经济衰退中挣扎。1997 年亚洲金融危机更演变为一场空前的跨区域货币危机。这一系列危机都包含了相似的特征, 在物价水平保持相对稳定的前提下, 资产价格急剧膨胀后, 开始下跌、破灭, 波及到银行体系, 最终对货币市场产生巨大冲击。

②据中经网统计资料显示: 2005 年 1 季度, 全国房地产开发投资增速为 27%; 2004 年全国

房地产销售价格指数上涨 9.7%, 为历年之最。

- ③风险中性(Risk-Neutral)是微观金融学的重要概念之一,是指投资者的风险偏好与套利活动和套利活动的结果——无套利均衡价格无关。利用风险中性概率计算均衡价格的方法就被称为风险中性定价。
- ④具体推导过程请参考附录 A。
- ⑤具体推导过程请参考附录 A。
- ⑥具体推导过程请参考附录 A。
- ⑦由于房地产投资周期较长,一般应采取长期利率作为其贴现率,我们采用的是金融机构法定贷款利率(5 年以上),资料来源于中经网。
- ⑧由于房地产租赁价格指数在 1998 年以后才开始编制,时间序列资料太短无法满足 VAR 模型的要求,我们采用房地产租金收入和房地产销售收入来替代房价与房租价格指标,资料来源于:《中国房地产市场统计年鉴》和《中国房地产统计年鉴》各期。
- ⑨通货膨胀指标以 CPI 指标表示,资料来源于中经网。本文选择的上述变量的观测期为 1988~2004 年的年度指标。
- ⑩根据公式(7),房地产预期收益风险升水  $\varphi^f$  中的  $f^h$  是房地产价格  $P^h$  的函数,因而可以认为  $\varphi^f$  是一个由房地产价格和房地产租金价格组成的协方差矩阵。
- ⑪由于前 4 期的样本观测值用作计算模型变量的方差与协方差,有效样本观测期间就变为 1992~2004 年。
- ⑫平稳性是指一个时间序列  $x_t$  的均值为常数,方差为常数,且对任何  $t, h \geq 1, \text{Cov}(x_t, x_{t+h})$  只取决于  $h$ , 不取决于  $t$ 。

**参考文献:**

- [1]成家军. 资产价格与货币政策[M]. 北京:社会科学文献出版社,2004.
- [2]余明. 资产价格、金融稳定与货币政策[M]. 北京:中国金融出版社,2003.
- [3]郁洪良. 金融期权与实物期权——比较与应用[M]. 上海:上海财经大学出版社,2003.
- [4]张晓峒. 计量经济学软件 Eviews 使用指南[M]. 天津:南开大学出版社,2003.
- [5]易纲,王召. 货币政策与金融资产价格[J]. 经济研究,2002,(3):13~20.
- [6]谢冰,彭洁. 资产价格波动与通货膨胀预期关系研究综述[J]. 经济学动态,2003,(12):85~88.
- [7]王维安,贺聪. 房地产价格与货币供求:经验事实与理论假说[J]. 财经研究,2005,(5):17~28.
- [8]王维安,贺聪. 基于价格领导模型的房地产区域风险扩散研究[J]. 数量经济技术经济研究,2005,(6):116~124.
- [9]Alchain Armen A Klein Benjamin. On a correct measure of inflation[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1971,(2):173~193.
- [10]Bernanke Ben S, Mark Gertler. Should central banks respond to movement in asset prices? [J]. American Economic Review, 2001,(5):253~259.
- [11]Charles Goodhart, Boris Hofmann. Do asset prices help to predict consumer price inflation? [J]. Manchester School, 2000,(6):122~140.

(下转第 87 页)

and cities. These differences are dynamic and reveal a lot hints about the economic status of the regions. How to effectively measure them and the evolvement? We combined data from 1994~2003 of six cities and build up panel data model to distinguish the inner dynamic characteristics of consumption structure by group effects and to measure the overall trend of Chinese big cities' consumption structure. The group effects and time effects are both significant. We find that the fixed time effects model always works out better results than the ELES model and in most time appears superior to the random effects model.

**Key words:** city consumption structure; panel data; fixed effect model; stochastic model

(责任编辑 许 柏)

(上接第 76 页)

[12]Johansen, Soren. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models[J]. *Econometrica*, 1991,(59):1511~1580.

[13]Paul Soderlind,Lars Svensson. New techniques to extract market expectations from financial instruments[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1997,(40):383~429.

## Real Estate Price and Inflation Expectation

WANG Wei-an, HE Cong

(*Institute of Financial Research, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China*)

**Abstract:** In the assumption of risk neutrals, this paper first makes use of no-arbitrage equilibrium pricing theory to develop a new method to extract market inflation expectation from real estate price by building a real estate market equilibrium model. Further more, we find that there exists sound function relationship between the expected rate of return in real estate market and inflation expectation through conducting positive research on Chinese real estate market. At last, we suggest that real estate price should be added to the Residence Price Index in order to lessen the recognition lag of monetary policy.

**Key words:** real estate price; inflation expectation; risk neutral; no-arbitrage equilibrium pricing

(责任编辑 许 柏)