

我国价格泡沫成分的形成机制分析与实证检验

崔 畅,刘金全,唐立新

(吉林大学 数量经济研究中心,吉林 长春 130012)

摘要:由于各种经济因素的扰动和冲击,价格水平往往会偏离均衡约束所形成的基础价格,从而导致各种经济泡沫的出现。文章分析了我国经济运行中泡沫的形成机制和存在性。通过检验我国经济运行不同阶段的价格变化路径上是否存在理性泡沫成分的假设后发现,只有在1983年1月至1989年12月这段高通货膨胀时期价格水平当中包含了泡沫成分,并以此对我国通货膨胀或通货紧缩的成因和属性给出了分析和判断。

关键词:价格泡沫;Cagan模型;全信息极大似然估计;Hausman特指误差检验

中图分类号:F014.31 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2005)04-0005-08

广义的“泡沫”通常是指一种实物或金融资产的名义价值或者市场价值与其内在价值(或基础价值)的偏离。因此,在理论范畴上,资产泡沫是可正可负的。经济泡沫是一种出现在虚拟经济中的特殊现象,表示虚拟经济与实际经济之间的偏离程度。如果价格水平与基础价格是一致的,那么相对于实际经济活动而言,各种资源的配置就是有效的,在一定范围内的价格波动不会导致严重的经济波动。然而,由于各种经济因素的扰动和冲击,价格水平往往会偏离均衡约束所形成的基础价格,从而导致各种经济泡沫的出现(Garber, 2000)。

由于缺乏关于市场基础价格和价格泡沫的实证检验,一些研究通常认为价格泡沫是无法通过市场价格的正常行为所预期的价格突发变动。在一些情况下,泡沫的出现是由于对经济发展持过度乐观的态度,即实际市场价格正向地依赖其自身的预期变化率,经济个体对于价格变化可以具有一种独立实现的预期机制,这导致实际价格变化可以独立于市场基础价格。在另外一些情况下,经济个体虽然能够认识到实际价格与基础价格相比过高,但他们认为这

收稿日期:2004-10-01

基金项目:国家社会科学基金项目(03BJY102);教育部重大项目(02JAZJD790007)

作者简介:崔 畅(1978—),女,吉林长春人,吉林大学数量经济学专业博士研究生;

刘金全(1964—),男,黑龙江密山人,吉林大学数量经济研究中心教授,博士生导师;

唐立新(1970—),男,四川苍溪人,吉林大学数量经济学专业博士研究生。

种状况会持续下去而继续增加投资,这就导致价格泡沫在短期内继续存在(Siegel, 2003)。但是,任何偏离基础价格的价格水平不可能永远继续下去,包含泡沫成分的资产价格最终将回归到其基础价格制约的范围内,导致泡沫成分的转移或者破裂。

包含泡沫成分的资产价格的波动,主要通过以下几个方面影响实际经济活动:

(1)通过财富效应对于消费行为产生影响。

(2)对于净资产价格产生间接影响,通过外部贴水等途径影响投资行为。因此,即使资产价格的上涨中有大量的泡沫成分,它也仍然对经济具有短期的促进作用。

(3)泡沫成分对于经济的作用依赖经济周期的具体阶段。既有泡沫成分凝聚时的经济繁荣,也有泡沫成分破裂时的经济萧条。实际经验表明,泡沫破灭的负面影响往往大于泡沫膨胀的正面影响。因此,稳定的金融体系和宏观经济环境依然是经济政策调控所推崇的基本目标。值得注意的是,由于泡沫形成过程中预期机制起到了十分重要的作用,因此,任何泡沫生成和传导机制的分析都对产品或者资产价格的估计中“预期机制”所起的作用给予了充分的重视。

本文对我国经济中泡沫形成机制和存在性的分析,主要集中在宏观层面的累积产出及其价格变化上。我们以 Cagan 模型为基础,通过比较对含有泡沫成分的方程和不包含泡沫成分的方程的参数估计值是否具有显著性差异来检验价格中是否存在对基础成分的偏离。此时,正的价格泡沫存在必然对应着一定程度的通货膨胀,并随着通货膨胀率的持续和加剧,价格泡沫逐渐凝聚和扩大;同样,负的价格泡沫存在也必然对应着一定程度的通货紧缩。由于我国经济当中出现过持续的高通货膨胀,也出现过轻微的通货紧缩,这就为观测和检验价格变化过程中泡沫的存在性提供了必要的经济环境。借助对于价格泡沫形成机制和存在性的分析,我们还可以对于我国通货膨胀或通货紧缩的成因和属性给出更为深入的分析 and 判断。

一、Cagan 模型与价格泡沫的检验方法

为了描述通货膨胀率及其预期的动态变化,我们从 Cagan(1956)的货币需求函数开始进行分析:

$$m_t - p_t = \gamma_0 + \gamma_1 \pi_t^* + \epsilon_t, \gamma_1 < 0 \quad (1)$$

其中, m_t 和 p_t 分别是货币需求和价格水平的对数序列。假设 m_t 是由货币政策制定者根据当前和前期所有价格水平变化外生确定的货币供给过程; $\pi_t^* = E(\pi_t | I_t)$ 是通货膨胀率的理性预期, I_t 是时刻 t 所能获得的信息集,通货膨胀率为:

$$\pi_t = p_{t+1} - p_t \quad (2)$$

由于信息更迭原因,假设 ϵ_t 是随机游动过程满足:

$$\epsilon_t = \epsilon_{t-1} + u_t \quad (3)$$

其中 U_t 为白噪声序列。求解随机方程(1),我们可以得到通货膨胀率预期 $E[\pi_{t+1} | I_t]$ 的基础解为:

$$E[\pi_t | I_t] = \frac{1}{1 - \gamma_1} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\gamma_1}{\gamma_1 - 1}\right)^{-i} E[\mu_{t-i} | I_t] \quad (4)$$

其中, $\mu_t = m_t - m_{t-1}$ 表示货币供给增长率,方程(1)的一价差分形式为:

$$\Delta(m_t - p_t) = \gamma_1 [(\Delta p_{t+1} - \Delta p_t) - \Delta w_t] + u_t \quad (5)$$

其中, Δw_t 为通货膨胀率预期中的预测误差。在通货膨胀率预期的预测误差是平稳时间序列的假设下,若要使得模型(5)成立,则要求实际货币余额的变化序列和通货膨胀率的变化序列均为平稳序列,或在两者之间存在协整关系,即在 $\Delta(m_t - p_t)$ 和 $\Delta\pi_t$ 均是一阶差分平稳序列的情况下,线性组合序列 $[\Delta(m_t - p_t) - \gamma_1 \Delta\pi_t]$ 的单整阶数为零。

方程(5)为线性随机差分方程,该方程的成立是允许泡沫成分存在的。因为在价格成分中,价格的自适应预期(即独立满足货币需求方程的解)可以被解释为省略变量,即可以体现在预测误差 Δw_t 中。对于方程(5)的估计我们可以借鉴 McCallum(1976)的研究结果,他认为预期通货膨胀率 $E[\pi_{t+1} | I_t]$ 可以用实际值加上预测误差来表示,但这种替代会产生一阶移动平均扰动过程,因此需要使用工具变量法对方程(5)的参数进行估计。如果选择的工具变量是恰当的,那么 γ_1 的估计就应该是一致估计。货币增长率的滞后与预测误差是相关的,而当前通货膨胀率与预测误差与 u_t 也相关,因此合理的工具变量就是它们的长期滞后值(Hansen 和 Singleton, 1982)。

在 Cagan 的货币需求函数中,货币供给行为的具体规则起到了重要作用。因此,货币需求函数和货币供给函数中的参数需要同时进行估计。将方程(4)带入到方程(1)中,然后将其结果用一阶差分的形式表示,并指定货币供给增长率的动态过程服从 AR(1)过程,可以得到:

$$\Delta(m_t - p_t) = \gamma(\mu_{t-1} - \mu_{t-2}) + \gamma_1 \frac{\beta(\gamma_1 - 1)}{\gamma_1 - 1 - \beta\gamma_1} [\Delta(\mu_{t-1} - \mu_{t-2})] + u_t \quad (6)$$

$$\mu_t - \mu_{t-1} = \alpha + \beta(\mu_{t-1} - \mu_{t-2}) + e_t \quad (7)$$

由于方程(6)是独立于系统之外的,因此其中不包含泡沫的成分。而在不存在泡沫的零假设下,方程(5)和方程(6)对 γ_1 的估计结果是一致的,这样不存在泡沫的零假设就可以使用 Hausman(1978)的特指误差检验,通过比较方程(5)和方程(6)对 γ_1 的估计值是否具有显著性差异,来进行验证,该方法应用到价格泡沫的检验的最早的研究可以参见 West(1985)和 Cassela(1989)。

Hausman 特指误差检验是一种在两个模型之间选择的方法,通过对两个

模型的估计参数是否具有显著差异性的检验来判断两模型的性质。假设 $\hat{\beta}$ 是模型一的参数估计值, $\hat{\beta}'$ 则是模型二的参数估计值。所进行的假设检验为:

H_0 : 两模型的估计参数不存在显著差异。

在原假设成立的条件下, 模型一和模型二具有相同的性质; 而在备选假设成立的条件下, 两个模型的指定具有不同的内涵, 因此, Hausman 特指误差检验的目的在于通过检验 $\hat{\beta}$ 和 $\hat{\beta}'$ 之间是否有显著差异, 借以判断两个模型的性质。令:

$$\hat{q} = \hat{\beta}' - \hat{\beta}, V = \text{var}(\hat{\beta}), V' = \text{var}(\hat{\beta}') \quad (8)$$

则:

$$\text{var}(\hat{q}) = V' - V \quad (9)$$

定义 Hausman 特指误差检验统计量为:

$$T = \frac{\hat{q}^2}{\text{var}(\hat{q})} \quad (10)$$

该式服从自由度为 1 的 χ^2 分布。该值大于 χ^2 临界值时, 拒绝原假设。同理, 我们也可以将该检验应用到对价格泡沫的检验中。

在下面的实证分析中, 我们首先分阶段检验实际货币余额和通货膨胀之间的协整关系, 以确保 Cagan 货币需求函数的成立。然后在此基础上, 进一步通过 Hausman 特指误差检验来判断方程(5)和方程(6)的估计系数是否具有显著差异, 最终识别经济运行中是否存在价格泡沫成分。

二、模型估计与实证检验

根据上述方法, 我们使用我国的狭义货币存量数据 M1 和全国商品零售价格指数的月度数据对 1983~2004 年间的经济运行中是否存在或将要产生的泡沫问题进行统计检验, 所用数据来源于《中国银行统计月报》。由于价格变化的自我实现预期通常会导致价格泡沫的产生, 因此在经济中存在明显加速通货膨胀或通货紧缩的时期内, 价格泡沫表现得更为明显。据此, 并结合价格变化的实际情况, 我们将对我国的价格变化行为进行分阶段检验。所选区间分别为 1983 年 1 月至 1989 年 12 月, 1992 年 1 月至 1995 年 12 月, 1997 年 1 月至 2002 年 12 月和 2003 年 1 月至 2004 年 3 月。在以上四个区间中, 前两个区间对应着通货膨胀期, 第三个区间代表适度通货紧缩期, 最后一个则是经济处于价格水平出现回升的阶段。这样划分的结果不仅可以从两个方面判断价格路径当中的扩张和收缩等泡沫成分, 还能够检验经济运行的现阶段是否存在出现泡沫的可能性。

首先, 我们分别对货币存量 M1 和通货膨胀率序列进行分阶段的平稳性

检验。图 1 给出了对数 M1 变化的时间路径，图 2 给出了通货膨胀率的变化路径(数据来源为《中国经济景气月报》)。从图 1 中可以看出，无论是货币供给还是价格变化的时间路径中都明显地存在着时间趋势(线性趋势和二次曲线趋势)，尤其通货膨胀率路径的波动轮廓相当明显(刘金全，2002)，这些区间内通货膨胀率路径的变化也具有不同的实际成因和名义成因(刘金全、陈广华、顾洪梅等，2004)。

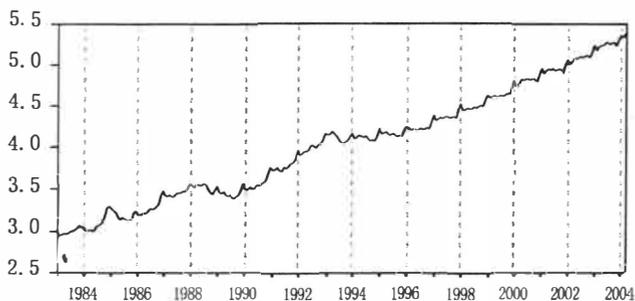


图 1 M1 的对数时间序列

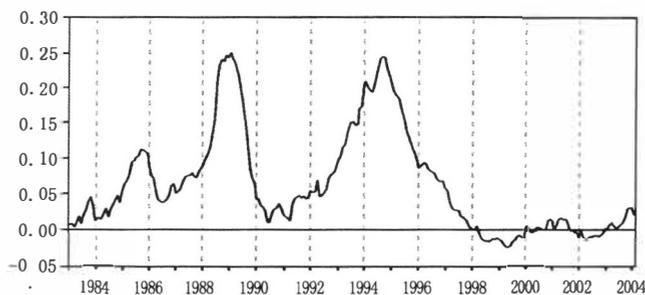


图 2 通货膨胀率的时间路径

表 1 计算了实际狭义货币存量 M1 序列单位根检验的 ADF 统计量(扩展 Dicky-Fuller 统计量)。在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下，实际狭义货币存量序列对应的临界分别为 -4.070、-3.472 和 -3.158(其中，* 表示在 10% 下显著，** 表示在 5% 下显著)。从中我们可以看出在第 1 和第 2 个时间区域内，时间序列存在单位根的原假设在所有情况下都无法被拒绝，这说明原序列是非平稳的。我们继续对其差分序列平稳性检验，发现在 1% 的显著性水平下，检验统计量均拒绝存在单位根的原假设，即差分序列是平稳的，由此可以推断在上述四个时间段内狭义货币存量序列的一阶差分均为平稳序列，同理，我们继续对通货膨胀率序列进行单位根检验，该序列在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下所对应的临界值分别 -2.591、-1.944 和 -1.618。除了第三个时间段内通

货膨胀序列表现出平稳特征外,其余的时段均为一阶差分平稳,即服从 $I(1)$ 过程。这说明在这个四个时间段内方程(5)在统计关系上都是成立的。于是,我们可以利用该方程进行下一步的泡沫检验。

表1 时间序列的单位根检验

变量名称 时间序列	M1		通货膨胀率	
	原序列	差分序列	原序列	差分序列
1983:01—1989:12	-1.864	-4.646**	-1.299	-2.598**
1992:01—1995:12	-2.504	-6.841**	-0.268	-3.206**
1997:01—2002:12	-5.282**	-11.160**	-4.410**	-5.533**
2003:01—2004:03	-3.346*	-5.032**	0.302	-2.103*

我们使用工具变量法在4个时段内分别对方程(5)进行估计,所选工具变量为滞后的货币供给增长率和通货膨胀率。由于 μ_1 的一阶差分被指定为 $AR(1)$ 过程,因此可以使用全信息极大似然法将其与方程(6)进行联合估计。对两个方程的估计结果如表2所示。

表2 方程(5)和方程(6)的估计结果

变量名称 时间序列	方程(5)的估计结果		方程(6)的估计结果	
	γ_1	标准差	γ_1	标准差
1983:01—1989:12	-0.256	0.647	0.790	0.139
1992:01—1995:12	1.470	1.243	0.606	0.128
1997:01—2002:12	-2.545	2.969	0.166	0.235
2003:01—2004:03	-3.416	3.008	-1.666	0.305

计算其 Hausman 统计量分别为 2.740、0.488、0.839 和 -0.342,该统计量在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下对应的临界值分别为 6.635、3.841 和 2.706。因此,对于 1983 年 1 月至 1989 年 12 月这段时期,我们在 10% 的显著水平下能够拒绝不存在泡沫的原假设,即在当时的经济运行中存在着轻微的泡沫成分;在 1992 年 1 月至 1995 年 12 月和 1997 年 1 月至 2002 年 12 月期间价格水平当中既不存在正向偏离,也不存在负向偏离;而在我国经济发展的现阶段,即 2003 年 1 月至今虽然物价水平出现了一定程度的上涨,但我们的实证研究表明并不存在泡沫成分,价格水平变化仍然以市场基础驱动成分为主。

三、价格泡沫成分检验的基本结论

本文以卡根模型为基础,利用 Hausman 的特指误差检验分阶段检验了我国价格变化路径上是否存在理性泡沫成分的假设。首先,我们将经济运行划分为具有代表的四个阶段:第一个和第二个阶段是存在高通货膨胀的 1983 年 1 月至 1989 年 12 月和 1992 年 1 月至 1995 年 12 月;第三个是经济中出现轻微通货紧缩的 1997 年 1 月至 2002 年 12 月;第四个阶段是 2003 年至今的价格水平缓慢回升阶段。然后,我们通过单位根检验验证了卡根货币需求函

数在上述不同阶段的有效性,检验结果表明,在我们所选择的四个时间区域中,均可以利用卡根模型所推导的理论命题来检验价格泡沫的存在性。最后,我们针对这四个时期内的价格成分进行了 Hausman 特指误差检验,并得到了相应的检验结论。

对于1983年1月至1989年12月这段时期,我们在10%的显著性水平下能够拒绝不存在泡沫的原假设,即在当时的经济运行中存在着轻微的泡沫成分,这说明该阶段的经济过热有价格泡沫推动的因素,这主要是因为当时处于我国改革开放的初期,发展市场经济所带来的种种成效初露端倪,新旧经济体制的交替所带来的不稳定因素为泡沫的滋生提供了一定的条件,可能出现的泡沫破裂不仅会对经济发展产生负面作用,而且会增加经济运行的不确定性。

1992年1月至1995年12月是价格经过一段时间的调整暂时回落到合理水平之后的又一个高通货膨胀时期,但我们的检验结果却与前一段时期的结果截然不同。检验结果表明,该时期的价格变化中并没有显著泡沫成分的产生。这意味着,虽然经济运行中再次出现了高通货膨胀,但随着市场经济的不断发展完善,经济发展已经逐渐过渡到了相对平稳的阶段,此时的市场条件和价格生成机制均发生了变化,此时的价格主要成分已经由市场供给和需求调节,因此没有产生超过价格市场基础的泡沫成分。

1996年经济实现“软着陆”后,价格水平第一次进入了轻微的通货紧缩时期,即1997年1月至2002年12月。此次通货紧缩主要是由有效需求不足引起的,实际需求因素起到了更为重要的作用。在这段时期内,货币当局一直采用比较稳健的货币政策,并没有刻意和积极地激活价格上升,使得价格水平的波动并不明显,我们的检验结果也表明在这一阶段不存在明显的价格泡沫。

对于我国当前阶段价格变化的检验,也拒绝了存在理性价格泡沫的原假设,这说明当前的价格水平变化仍然处于市场基础价格驱动和左右的范围内。因此,近期人们普遍关心的价格水平上涨,主要是受市场的供求关系和其他非市场因素调整的,而与预期成分中相对于基础成分的偏离无关。当然,在某些特殊领域,比如房地产的价格变动中可能存在泡沫问题,这需要针对该产业价格行为进行具体分析。需要注意的是,虽然现阶段并没有出现显著的价格泡沫迹象,但并不能排除经济中可能产生的经济过热趋势,因为信贷和投资过热引发的通货膨胀将首先从基础原料价格开始,其后向消费品价格的转移需要一定的时间,因此我们仍然要对当前信贷膨胀所产生的通货膨胀压力给予充分的警惕。

参考文献:

- [1]刘金全.我国通货膨胀路径的对称性和波动性分析[J].中国管理科学,2002,(3).
[2]刘金全,陈广华,顾洪梅.我国通货膨胀名义成因和实际成因的检验分析[J].吉林大

- 学社会科学学报,2004,(5).
- [3]Cagan P. The Monetary dynamics of hyperinflation, in studies in the quantity theory of money [J]. Chicago University Press, 1956.
- [4]Casela A. Rational bubbles in the German hyperinflation[J]. Journal of Monetary Economics, 1989, 24: 109—22.
- [5]Garber P. Famous First Bubbles[M]. MIT Press, 2000.
- [6]Hansen L, Singleton K. Generalized instrumental variables estimation of nonlinear rational expectations models[J]. Econometrica, 1982, 50: 1269—1285.
- [7]Hausman J. Specificatiuon tests in econometrica[J]. Econometrica 1978, 46, 1251—1271.
- [8]Siegel J J. What is an asset price bubble[J]. An operational definition. European Financial Management, 2003, 9, 1, 11—24.
- [9]Singleton T. On the Estimation of Linear Macroeconomic Models with Rational Expectations[R]. Working Paper, 1979, Univ. Virginia, Dept. Econ.

The Analysis and Empirical Test of the Price Bubbles in China's Economy

CUI Chang, LIU Jin-quan, TANG Li-xin

(Quantitative Research Center of Economics, Jilin University, Jilin 130012, China)

Abstract: As a result of shocks of various economical factors, price always deviates from its normal path, and thereby leads to various economical bubbles. By Hausman specification error test, we examine the existence and formation of the price bubbles for various stages in China's economy. We find that significant price bubble only exists in the inflation period, from January 1983 to December 1989. Based on the findings, we analyze the causes and characteristics of inflation and deflation.

Key words: price bubble; Cagan model; full information maximum likelihood estimation; Hausman specification error test

(责任编辑 周一叶)