理性泡沫与内生货币供给下的恶性 通货膨胀:中国 1945—1949

赵留彦*

摘 要 本文检验中国 1945—1949 年恶性通货膨胀期间是否存在价格泡沫,并据此考察理性预期路径的收敛性。结论认为通胀中含有显著的泡沫成分,尤其在样本后半期恶性通胀主要由泡沫所推动而脱离了市场基本面;由于泡沫成分的存在,理性通胀预期的路径并不收敛。经验结论还表明这一时期货币供给主要是内生决定的,预期价格上涨导致名义货币供给几乎同比例增长。这保证了政府的实际铸币税收益,也意味着通货膨胀和货币增长循环相因构成恶性循环。本文的方法为当前我国资产市场泡沫问题的研究提供了参考。

关键词 泡沫,内生货币供给,恶性通货膨胀

一、引言

资产当前的价格一般会受到未来价格预期的影响,极端条件下,甚至会单纯地由于"自我实现的预言"而导致价格的变化。资产价格的这种自我实现特性习惯上被称为"价格泡沫",表示价格受市场基本面之外的因素所决定。如果存在严重泡沫,商品的市场价格将扭曲,从而失去有效配置社会资源的能力——这往往要求出台公共政策以帮助稳定未来预期、遏制泡沫。尽管价格泡沫概念长久以来便受到关注,然而直到 20 世纪 80 年代初,泡沫是否存在于现实市场中却缺乏规范的检验。这是因为受限于当时研究者的分析和统计工具,因为经济学理论本质上并未限定价格预期的形成方式,缺乏合适的货币与预期模型,这种自我实现的泡沫在理论上便难以定义,经验上要检验其对价格的影响程度自然就更加困难。

20 世纪 70 年代以后理性预期假说得到研究者的广泛认同,该理论为规范分析价格泡沫提供了必要前提。在理性预期假定下,人们对价格变化的预期是给定信息集下的数学期望。研究者可通过建立适当的货币经济模型表示出价格预期的形成过程。理性预期或者完全预期假定下的动态货币模型往往具有"刃锋(knife-edged)稳定"特征,鞍点路径一般被视为模型的均衡路径,

^{*} 北京大学经济学院,通讯地址:北京大学经济学院,100871;电话:(010)82529139,13693527727; E-mail: zhly@pku,edu,cn。感谢两位匿名审稿人中肯的评论和修改建议。所有文责由作者自负。

¹ 自我实现的预言是指"开始时的一个虚假的情境定义,由于它引发出了新的行动,因而使原本虚假的东西变成了真实的"(Merton, 1957; p. 423)。

这为模型的理论求解和计量估计提供了方便。然而事实上,存在自我实现的价格泡沫时,均衡的路径并不唯一,只是鞍点路径之外的其他均衡路径并不收敛。²

恶性通货膨胀时期的经验数据为检验价格泡沫是否存在以及理性预期的收敛性提供了绝好的案例。此时价格与货币的迅速增长使得收入与其他实际变量的变化都相形见绌,这样可以忽略实际经济变量而单独研究价格和货币因素的关系,所以文献中对价格泡沫的理论研究和经验检验一般都考虑恶性通胀这一极端情形。Brock(1974)最早在个体效用优化的无限期模型中讨论了避免投机性恶性通胀的条件。Obstfeld and Rogoff(1983)进一步在效用优化模型中加入了货币和资本,认为除非对效用函数施加严格到近似不合理的假定,否则在不可兑现的法定货币体系里,投机性恶性通胀不可避免。

文献中对价格泡沫的经验检验一般采用德国 1922—1923 年的恶性通胀数据。最初的检验方法由 Flood and Garber(1980)基于 Cagan 货币模型提出,认为德国恶性通胀时期物价上涨完全是由市场基本面变动导致的,并不存在泡沫。然而 Flood 和 Garber 方法的不足在于限定价格泡沫是确定性的几何级数增长过程,并且假定货币供给是外生于通胀率的。如果这两个假定不能成立,则他们的货币模型以及据此定义的市场基本面也就存在缺陷。Casella (1989) 应用 West(1987)检验股市泡沫的方法重新考察了德国恶性通胀,认为价格泡沫是否存在的统计结论取决于货币供给过程假定,假定外生性货币供给时统计结论认为存在泡沫,但若假定内生性货币供给则不存在泡沫。Burmeister and Wall(1982,1987)考虑了随机泡沫过程,认为无论在内生还是外生货币供给下德国恶性通胀期都存在价格泡沫。

直觉上,恶性通胀时期物价变化应该对预期通胀的反应极为敏感,这一时期产生价格泡沫的可能性也最大。而现实中,如果在恶性通胀时期都不存在资产价格泡沫,则正常时期泡沫一般更不会发生,这样"泡沫"便只是一个虚幻的理论概念。这也是针对恶性通胀时期进行泡沫检验的另一种意义所在。然而如上所述,仅就一战后德国的经验而言,在恶性通胀期是否存在价格泡沫的问题上,现有文献并没有一致的结论。经验结论的差异很大程度上取决于货币供给过程假定以及模型设定的不同。

中国在 1945—1949 年內战期间也经历了恶性通胀。与一战后德、俄等国 (Cagan, 1956) 以及 20 世纪 90 年代初拉美国家的情形相似,中国恶性通胀也是由于巨额财政赤字所导致,然而这次恶性通胀持续的时间更长,物价涨幅更大,并且发生在人口大国。中国的经历为价格泡沫以及理性预期收敛性的检验再次提供了机会。尽管中国的恶性通胀特征很早以来便吸引着研究者的

² 关于理性预期以及预期收敛性问题的详细讨论可见 Burmeister (1980)。

兴趣 (例如 Chang, 1958; Hu, 1971; Tallman and Wang, 1995), 然而通胀预期特征一直缺乏经验研究。

本文的目的在于检验以下两点:第一,中国恶性通胀期间货币增长是外 生行为还是受通胀影响的内生行为? 第二,在理性预期假定下,这一时期是 否显著存在泡沫?这两点是相互关联的,如 Casella (1989)所表明的,货币 供给行为的设定将影响到泡沫检验的结论。如果误将本来的内生性货币供给 过程设定为外生性行为,则泡沫检验的结论便不可靠。传统上为模型估计方 便,货币供给常常被假定为外生性过程,例如 Flood and Garber (1980) 以及 Burmeister and Wall (1982) 对德国的检验。然而该假定与中国或者德国的实 际情况并不完全相符、恶性通胀总是因为政府以铸币税弥补巨额财政赤字所 导致。中国的恶性通胀源于国民政府为筹集内战军费而大量增发法币,反过 来,政府为避免实际铸币税收益受到通胀的削减,通胀预期高时货币供给也 将增长更快。3中国的数据验证了这一点:在本文所检验的四种情形中,货币 供给方程中预期通胀率的系数均高度显著,系数估计值介于 0.82—0.92 之 间。即,预期物价每上升 10%, 名义货币供给的增加将超过 8%。这表明通 胀预期上升将导致货币供给增速几乎同步增长,这一方面保证了政府的实际 铸币税收益,另一方面也意味着通货膨胀和货币增长循环相因,构成了恶性 循环。

在理性预期假定下将货币供求系统改写为状态空间(State Space)表示形式,利用卡尔曼滤波(Kalman Filter)技术可获得价格泡沫的统计推断。结论表明在中国恶性通胀期间存在明显的价格泡沫,尤其在内战后期国民政府军事溃败开始之后,物价的上涨很大程度上脱离了市场基本面。泡沫在通胀中的比重因具体泡沫过程的不同设定而有所差异,确定泡沫假定下该比值超过80%,而随机泡沫下该比值更是高达90%。由于泡沫成分呈几何级数"爆炸式"增长,该结论表明这一时期的通胀预期具有发散特征,从而理性通胀预期的路径并不总是收敛的。

以下第二节简要介绍中国 1945—1949 年恶性通货膨胀的背景。第三节建立基于 Cagan (1956) 以及 Burmeister and Wall (1987) 基础上的恶性通胀期货币供求模型,并讨论理性预期假定下通胀和货币增长预期系统的状态空间表示形式。第四节是参数估计结果以及泡沫的显著性检验。最后是结论。

二、中国恶性通胀背景与数据说明

国民政府 1935 年的"法币改革"放弃了传统的银本位而采用法币制度,

³ 货币内生性技术层面的讨论见 Sargent and Wallace (1973)。

这为后来连年战争中大规模财政赤字的货币化铺平了道路 (参见 Friedman, 1992)。抗日战争初期,作为主要税收来源的东部沿海地区便为日本侵占,国民政府很大程度上依赖增发法币作为其战时财政的来源。

表 1 恶性通胀时期国民政府的财政收支和新增法币

(单位:亿元)

年份	财政收入	财政支出	赤字	新增法币	赤字/岁出	军费及特别支 出/岁出
1945	12414	23481	11067	_	47.13%	71.33%
1946	28770	75748	46978	26942	62.02%	54.40%
1947	140644	433939	293295	294624	67.59%	59.80%
1948(1-7月)	2209055	6554711	4345656	3415737	66.30%	_

资料来源:张公权(1986:第 51 页和第 110 页)。最后一列数据来源于吴岗(1958:第 153 页),其中"特别支出"指根据蒋介石手谕直接从中央银行支出的款项。

财政困难和增发货币的形势在抗战后随之而来的国共内战中更加恶化。由于巨额军费,这一时期国民政府的财政收入不及支出的一半(见表 1)。其中税收在支出中所占的比重 1946 年为 16.5%,1947 年为 22.4%,1948 年为 14.7%(杨荫溥,1985:第 173—175 页)。理论上财政赤字还可通过债款筹集,然而由于人们对通货膨胀以及战争结局不确定性的预期,政府债券难以出售。例如 1946 年和 1947 年公债收入分别仅占财政支出的 0.1%和 3%(杨培新,1985:第 79 页),最终财政赤字只能完全依赖中央银行垫款,垫款在政府支出中所占比例 1945—1947 年分别为 66.8%、57.0%和 67.2%,接近表 1中赤字的规模。中央银行向财政垫款的结果只能是增发货币。

恶性通货膨胀是连年依赖增发货币为大规模财政赤字融资的必然结果。物价上涨反过来又削弱了政府的实际铸币税收益,为维持军费支出,货币供给只能进一步更快增长。这样货币增长与通货膨胀循环相因,国民政府也承认"共产主义问题和通货膨胀问题互相关联地成为恶性循环"。"恶性通胀动摇了社会秩序和人民的政治信心,1948年法币开始遭到广泛拒用。恶性通胀直到国民政府的倒台和新政府的稳定才得以终结。

本文研究样本始于抗战胜利之后的 1945 年 9 月,至经济金融中心上海解放前夕的 1949 年 4 月,共 44 个月。抗战中(1945 年 8 月以前)尽管也存在严重的通货膨胀,然而这一时期中国存在多个政权和多种货币,币制混乱而无法统计总货币存量。因此仅采用抗战胜利之后的样本,这一样本的选择也符合恶性通货膨胀的传统定义。5 本文中货币存量指法币发行额,未包括活期存款,因为统计资料中缺乏商业银行存款的月度数据,不过由于恶性通胀时

^{4 1948} 年蔣介石向美国要求经济援助的备忘录,载《中华民国货币史料第二辑》(上海人民出版社,1991年),第 567 页。

 $^{^5}$ Cagan(1956; p. 25)将"恶性通胀"时期定义为:自月通胀率超过 50%的月份起,至月通胀率低于 50% (并以后至少维持在 50%以下一年)止。根据这一定义,恶性通胀期中可能存在低通胀的月份,只是持续时间较短而已。

期活期存款在货币中所占的比重极小,忽略了活期存款并不会显著影响到货币存量的度量。⁶物价水平以上海基要商品趸售(即大宗批发)物价指数代表。因为基要商品为绝大多数商品的原料(指数中包括粮食、肉蛋、棉花、煤、铁等二十二种商品),地位重要而品种简单,并且一般不受垄断控制,容易获得准确的市场价格统计数据。⁷货币和物价数据来源于吴岗(1958)。

1945 年 9 月至 1949 年 4 月,法币发行量增加了 2.30×10^7 倍,而物价增长了 7.27×10^8 倍,货币和物价月均分别增长 48% 和 61%。"通货膨胀率远高于货币增长率,实际货币余额在恶性通胀期间是持续下降的,1949 年 4 月真实货币余额仅为 1945 年 9 月的 3%。影响实际货币余额下降的因素是多方面的,例如货币流通速度的加快,美钞、港币、金银甚至实物交易对法币的替代,不过根本原因在于预期物价上涨,持有货币的成本过高。

以往文献中一般也以抗战结束时刻作为恶性通胀开始日期(Hu,1971),然而这点并非没有争议,例如 Babcock and Makinen(1975)认为应该以 1946 年上半年作为恶性通胀的开始时期。因为抗战胜利后直到 1946 年上半年,原来日伪政府发行的货币仍在前沦陷区大量流通,而统计资料中的详细货币存量仅局限于国民政府发行的法币。除了货币统计问题之外,还存在物价统计问题。抗战胜利后政府在以法币兑换前沦陷区伪币时实行伪币贬值兑换,法币价值被高估,这造成了前沦陷区的物价上涨。例如前沦陷区上海的物价在1945 年 8 月至 12 月期间上升了 256%,而同一时期前国统区重庆的物价则相对稳定。于是这一时期上海物价指数便不足以代表中国的总体物价状况。由于恶性通胀的具体开始时间上存在争议,下文分别考虑了泡沫开始于两个不同月份的情形:样本期初(1945 年 10 月)以及 1946 年 8 月,后者即国共两党内战爆发之时。

三、模 型

货币的基本功能在于交易媒介和价值储藏,这两项功能均取决于货币的

⁶ 例如 1946 年 1 月-1949 年 1 月,上海商业银行活期存款占法币量的比重在 3%-6%之间。尽管得不到全国活期存款总量,然而考虑到当时上海金融业在中国的地位,该比例无疑表明当时货币中活期存款并不重要。至于上海商业银行的定期存款,更是不足活期存款的 1/10(吴岗,1958,第 229-230 页)。

⁷ 关于选用该物价指数的疑虑是它覆盖的商品范围不够广泛。不过上海当时是中国的经济和金融中心,而且在恶性通胀时期,尽管不同地区商品的价格水平从绝对数字上看差别较大,但是月度变化率却相当接近。因此一个覆盖范围有限的价格指数也能够准确地反映全国总体价格的变化率。

⁸ 1948 年 8 月国民政府发行"金圆券",1 金圆兑换法币 300 万元,本文以该兑换比率将此后的金圆数量折合为法币数量。

⁹ 抗战胜利后国民政府在收兑前沦陷区伪币过程中人为压低伪币价值,"唯是伪中储券与法币交换率定为二百比一,未免与事实不符,因之渝沪物价发生巨大差额,而自陪都来沪接收人员……莫不大量购买……上海顿见通货膨胀,物资匮乏"(汤心仪,1948;第456页)。

实际值而非名义值。实际货币需求取决于实际财富以及持有货币的成本。在样本期内无法获得财富或收入的月度数据,不过这并不会对恶性通胀期货币需求行为的解释产生严重影响。因为在恶性通胀条件下,实际收入的变动远小于货币成本(通胀率)的变动(Cagan,1956: pp. 29—33)。1946—1948 年间中国的年度商品产量验证了这点。例如每年稻米产量均维持在 0. 48 亿吨左右,棉花产量变动在 8. 3 亿至 9. 7 亿吨之间,煤和钢产量则逐年有所下降(Chang,1958: pp. 377—381)。即使实际收入有波动,这种波动相对于如此高的通胀率也是可以忽略的。因此收入减少不是实际货币余额大幅减少的原因,货币需求的变动只能源于持有货币机会成本的增加,即预期的价格上涨。考虑如下形式的 Cagan 恶性通胀货币需求行为:

$$m_t^d - p_t = c - a(p_{t+1}^e - p_t^e),$$
 (1)

$$m_t = m_t^d + \tau_t, \tag{2}$$

其中 m_t^d 和 p_t 分别表示 t 期初名义货币需求和价格, m_t 表示 t 期初货币存量 (均为对数)。上标 e 表示变量的预期值, $p_{t+h}^e = E_t p_{t+h}$, $h = 0, 1, \cdots$ 为基于 t 期之前信息 I_t 对此后 h 期价格的理性预期。

方程(1)右侧意味着当存在预期通胀时,货币需求将偏离其常数水平 c。货币需求对预期通胀的敏感度由参数 a 衡量,预期通胀使持有货币的成本变大,所以 a 大于 0。 τ_t 为货币需求调整中的随机扰动成分,由于恶性通胀期间现金持有量向"合意"(desired)需求量的调整速度相当快, 10 可假定 $E(\tau_t | I_t)$ = 0,并且 τ_t 的一阶差分不存在序列相关。

上节对中国恶性通胀背景的分析表明,货币供给应该具有内生性。货币 发行是为了应付内战军费支出,为降低物价上涨对实际铸币税收益的影响, 政府货币的增发将随价格预期作相应调整。设定货币供给为受价格预期影响 的一阶过程.

$$m_t = d + \alpha_1 m_{t-1} + \alpha_2 p_t^e + v_t, \qquad (3)$$

其中 v, 均值为 0, 并且其一阶差分不存在序列相关。

由于数据的不平稳性以及直接估计(1)和(3)时参数难以收敛的困难, 将其分别改写为差分(变化率)形式,得到如下简单的货币供求模型:

$$g_t - \pi_t = -a(\pi_{t+1}^e - \pi_t^e) + \mu_t, \qquad (4)$$

$$g_t = \alpha_1 g_{t-1} + \alpha_2 \pi_t^e + \varepsilon_t, \qquad (5)$$

其中货币增长率 $g_t = m_{t+1} - m_t$,通胀率 $\pi_t = p_{t+1} - p_t$,通胀预期 $\pi^t = p^t_{t+1} - p_t$

 $^{^{10}}$ 例如 Hu(1971)对中国这一时期货币需求行为的研究认为,现金持有量对合意需求量的偏离部分有 94%会在一个月内得以调整。

 p_t^{ϵ} ; $\mu_t = (\tau_{t+1} - \tau_t)$, $\epsilon_t = (v_{t+1} - v_t)$ 分别为 0 均值的序列不相关扰动。

给定 t 期之前信息集合 I_t 为{ g_{t-1} , g_{t-2} ,…; π_{t-1} , π_{t-2} ,…}以及模型结构参数,取(4)和(5)的条件期望,得到差分方程系统:

$$\mathbf{\Omega}_{t+h} = \mathbf{A}\mathbf{\Omega}_{t+h-1}, \quad h = 0, 1, 2, \cdots$$
 (6)

其中,

$$oldsymbol{\Omega}_h = (g_{t+h-1}^e, oldsymbol{\pi}_{t+h}^e)',$$
 $oldsymbol{A} = \left[egin{array}{cc} lpha_1 & lpha_2 \ -rac{lpha_1}{a} & rac{1+a-lpha_2}{a} \end{array}
ight].$

容易得到(6)的通解

$$\mathbf{\Omega}_{t+h} = \mathbf{A}^h \mathbf{C}_t, \tag{7}$$

其中对于不同时期 t, C_t 为初始期任意的二维常数向量。 11

理性预期系统 (6) 的稳定性或者说通胀预期的收敛性取决于系数矩阵 A 的特征。记 A 的两个特征根分别为 λ_1 和 λ_2 (这里假定 λ_1 为其中较大者):

$$\lambda_{1,2} = \frac{\delta \pm \sqrt{\kappa}}{2a}$$
, 其中 $\delta = 1 + a - \alpha_2 + a\alpha_1$, $\kappa = \delta^2 - 4a\alpha_1(1+a)$.

如果 λ_1 和 λ_2 的模均小于 1,则系统(6)稳定,通胀预期是收敛的;如果 λ_1 和 λ_2 的模均大于 1,则系统不稳定,预期是发散的。然而如下文中国数据所显示的,A 具有两个不同的实数特征根,并且 $\lambda_1 > 1$ 而 $0 < \lambda_2 < 1$,此时系统存在鞍点稳定路径。鞍点稳定条件更具实际经济含义,因为理性预期假定下,考虑到价格泡沫或者自我实现的预期时均衡的预期路径有多个,而鞍点路径则是其中唯一收敛的(平稳的)路径。尽管理性的通胀预期常被假定为收敛的过程,然而经验证据表明,至少对于恶性通胀期并非都是如此。 12 这样对鞍点路径的讨论有助于进一步检验理性预期的收敛特性。

(7) 可写为

$$\boldsymbol{\varrho}_{t+h} = \boldsymbol{\varrho} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\lambda}_1^h & 0 \\ 0 & \boldsymbol{\lambda}_2^h \end{bmatrix} \boldsymbol{\varrho}^{-1} \boldsymbol{C}_t, \qquad (8)$$

$$\Omega_{t+h} = \mathbf{Z} + \mathbf{A}\Omega_{t+h-1}, \quad h = 1, 2, \cdots$$

其中 $Z = \lceil \alpha_0, (b - \alpha_0)/a \rceil'$ 。相应地, (7) 成为

$$\mathbf{\Omega}_{t+h} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1} \mathbf{Z} + \mathbf{A}^h \mathbf{C}_t.$$

 $^{^{11}}$ 这里经过差分(4)和(5)不再含有常数项。若在差分后的两个方程中分别加入常数项 b 和 $_{\alpha 0}$,则(6)改变为

然而下文的估计中 b 和 α_0 均值接近于 0,因此下文中省去了常数项。

¹² 关于德国恶性通胀时期价格预期路径的鞍点稳定特征的讨论见 Flood and Garber(1980)以及 Burmeister and Wall (1982, 1987)。

其中二维方阵 Q 两列分别为 λ_1 和 λ_2 所对应的特征向量,即

$$\mathbf{\mathcal{Q}} = \begin{pmatrix} q_{11} & q_{12} \\ q_{21} & q_{22} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\delta - a\alpha_1 - \sqrt{\kappa}}{2\alpha_1} & \frac{\delta - a\alpha_1 + \sqrt{\kappa}}{2\alpha_1} \\ 1 & 1 \end{bmatrix}.$$

记

$$\hat{m{C}}_t = m{Q}^{-1}m{C}_t = \begin{pmatrix} \hat{c}_{1,t} \ \hat{c}_{2,t} \end{pmatrix}$$
 ,

系统(8)展开可写作

$$g_{t+h-1}^{e} = q_{11} \lambda_{1}^{h} \hat{c}_{1,t} + q_{12} \lambda_{2}^{h} \hat{c}_{2,t}, \qquad (8.1)$$

$$\pi_{t+h}^{e} = \lambda_{1}^{h} \hat{c}_{1,t} + \lambda_{2}^{h} \hat{c}_{2,t}, \qquad (8.2)$$

其中 $\hat{c}_{1,t}$ 过程有如下性质: 13

$$E_{t}\hat{c}_{1,t+h} = \lambda_{1}^{h}\hat{c}_{1,t}. \tag{9}$$

若要满足该预期特性,简单地可假定 $\hat{c}_{1,t}$ 为确定性过程:

$$\hat{c}_{1,t+1} = \lambda_1 \hat{c}_{1,t}, \tag{10}$$

或者加入随机扰动

$$\hat{c}_{1,t+1} = \lambda_1 \hat{c}_{1,t} + \eta_t, \quad \eta_t \sim \text{i. i. d. } (0, \sigma_n^2).$$
 (11)

当 h=0 时 $g_{t-1}^e=g_{t-1}$, (8.1) 成为

$$\hat{\mathbf{c}}_{\scriptscriptstyle 2,\scriptscriptstyle t} = -\,q_{\scriptscriptstyle 11}q_{\scriptscriptstyle 12}^{\scriptscriptstyle -1}\hat{\mathbf{c}}_{\scriptscriptstyle 1,\scriptscriptstyle t} + q_{\scriptscriptstyle 12}^{\scriptscriptstyle -1}\,\mathbf{g}_{\scriptscriptstyle t\!-\!1}.$$

在 h=0 时将其代入 (8.2)

$$\pi_t^e = (1 - q_{11}q_{12}^{-1})\hat{c}_{1,t} + q_{12}^{-1}g_{t-1}. \tag{12}$$

对(12) 取差分

$$\pi_{t+1}^{e} - \pi_{t}^{e} = (1 - q_{11}q_{12}^{-1})(\hat{c}_{1,t+1} - \hat{c}_{1,t}) + q_{12}^{-1}(g_{t} - g_{t-1}). \tag{13}$$

将(12)代入(5),有

$$g_{t-1}^e \! = \! q_{11} \hat{c}_{1,t} \! + \! q_{12} \hat{c}_{2,t}, \quad \pi_t^e \! = \! \hat{c}_{1,t} \! + \! \hat{c}_{2,t},$$

以 t+h 替代其中 t

$$E_{t+h}g_{t+h-1} = q_{11}\hat{c}_{1,t+h} + q_{12}\hat{c}_{2,t+h} , \quad E_{t+h}\pi_{t+h} = \hat{c}_{1,t+h} + \hat{c}_{2,t+h} ,$$

取 t 期信息下的期望有,

$$g_{t+h-1}^e = q_{11} E_t \hat{c}_{1,t+h} + q_{12} E_t \hat{c}_{2,t+h}, \quad \pi_{t+h}^e = E_t \hat{c}_{1,t+h} + E_t \hat{c}_{2,t+h},$$

结合(8.1)、(8.2),并且注意到 A 具有两个不同特征根,即 $q_{11}\neq q_{12}$,所以有式(9)。

¹³ h=0 时.

$$g_{t} = \alpha_{2}(1 - q_{11}q_{12}^{-1})\hat{c}_{1,t} + (\alpha_{1} + \alpha_{2}q_{12}^{-1})g_{t-1} + \varepsilon_{t}.$$
 (14)

将(12),(14)和(11)代入(4)并化简后有

$$\pi_{t} = (1 - q_{11}q_{12}^{-1})\hat{c}_{1,t} + q_{12}^{-1}g_{t-1} + (\gamma \epsilon_{t} + \varphi \eta_{t} - \mu_{t}), \qquad (15)$$

其中 $\gamma=1+aq_{12}^{-1}$, $\phi=a(1-q_{11}q_{12}^{-1})$ 。

对于方程(15),定义市场基本面为

$$q_{12}^{-1}g_{t-1} + (\gamma \varepsilon_t - \mu_t)$$
,

而其余成分则视为泡沫。理性预期模型中通常假定 $\hat{c}_{1,i}=0$,这样通胀完全由市场基本面决定。然而如果 $\hat{c}_{1,i}\neq0$,即存在泡沫,随着 $\hat{c}_{1,i}$ 按照过程(10)或者(11)以几何级数增长,即使市场基本面不变,通胀率也会越来越高。

视 $\hat{c}_{1,i}\neq 0$ 时便存在通胀泡沫是出于以下两个方面考虑:第一, $\hat{c}_{1,i}$ 在初始期可为任意常数并且具有自我实现特性。而(15)中其他成分则由货币增长率以及外生于货币市场的各项扰动构成,显然不应视为泡沫,否则便无法定义基本面成分了。第二,如果 $\hat{c}_{1,i}\neq 0$,随着 $\hat{c}_{1,i}$ "爆炸式"增长,即使基本面不变,价格水平也将呈加速度增长。由于泡沫通常被理解为难以被正常基本面因素所解释的爆炸性的价格上涨, $\hat{c}_{1,i}\neq 0$ 时通胀率的变化情况正符合泡沫的这种含义。

容易验证系统(4) — (5) 形成的预期是理性的。将(13) 代入(4),得到

$$g_{t} - \pi_{t} = -a \left[(1 - q_{11}q_{12}^{-1})(\hat{c}_{1,t+1} - \hat{c}_{1,t}) + q_{12}^{-1}(g_{t} - g_{t-1}) \right] + \mu_{t},$$

从中减去其条件期望方程,有

$$(g_t - g_t^e) - (\pi_t - \pi_t^e) = -a[(1 - q_{11}q_{12}^{-1})\eta_t + q_{12}^{-1}(g_t - g_t^e)] + \mu_t.$$

类似地,取 (5) 的条件期望 g_t^ϵ ,并与 g_t 相减有 $g_t - g_t^\epsilon = \epsilon_t$,所以

$$(\pi_{t} - \pi_{t}^{e}) = a(1 - q_{11}q_{12}^{-1})\eta_{t} + (1 + aq_{12}^{-1})\varepsilon_{t} - \mu_{t}.$$
(16)

由于三类扰动皆为 ()均值过程,于是

$$E_t(\pi_t - \pi_t^e) = 0.$$

(14),(15) 加上 (11) 构成了通胀率和货币增长率的随机演进过程。视 $\hat{c}_{1,i}$ 为状态变量而 (11) 为状态方程,(14) 和 (15) 为观测方程,有如下状态空间:

状态方程

$$\hat{c}_{1,t+1} = \lambda_1 \hat{c}_{1,t} + \eta_t. \tag{17.1}$$

$$\mathbf{y}_{t} = \mathbf{H}\boldsymbol{\xi}_{t} + \mathbf{G}\mathbf{x}_{t} + \mathbf{w}_{t}, \qquad (17.2)$$

其中,

$$egin{aligned} oldsymbol{y}_t &= (g_t, \pi_t)', \ oldsymbol{x}_t &= (g_{t-1}), \ oldsymbol{H} &= (1 - q_{11} q_{12}^{-1}) inom{lpha_2}{1}, \ oldsymbol{G} &= inom{lpha_1 + lpha_2 q_{12}^{-1}}{q_{12}^{-1}}, \ oldsymbol{w}_t &= inom{arepsilon_t}{\gamma arepsilon_t + \phi \eta_t - \mu_t}. \end{aligned}$$

关于残差的结构性特征,有

$$oldsymbol{arOmega} = ext{var}\left(egin{array}{c} oldsymbol{w}_t \ \eta_t \end{array}
ight) = \left(egin{array}{cc} oldsymbol{R} & oldsymbol{S} \ oldsymbol{S}' & \sigma_n^2 \end{array}
ight)$$
 ,

其中

$$\mathbf{R} = E\mathbf{w}_{\scriptscriptstyle t}\mathbf{w}_{\scriptscriptstyle t}^{'} = \left[egin{array}{cc} \sigma_{\scriptscriptstyle \epsilon}^2 & \gamma\sigma_{\scriptscriptstyle \epsilon}^2 \ \gamma\sigma_{\scriptscriptstyle \epsilon}^2 & \gamma^2\sigma_{\scriptscriptstyle \epsilon}^2 + \phi^2\sigma_{\scriptscriptstyle \eta}^2 + \sigma_{\scriptscriptstyle \mu}^2 \end{array}
ight].$$

S 为观测方程与状态方程残差之间的协方差矩阵: $S=Ew_{_{t}}\eta_{_{t}}=(0,\phi\sigma_{\eta}^{^{2}})'$ 。

 $\hat{c}_{1,t}$ 为确定性过程(10)时即是限制 Ω 中 $\sigma_{\eta} = 0$ 。残差不存在序列相关,为似然估计方便进一步假定其服从正态分布,关于状态空间最大似然估计程序的详细讨论见 Hamilton(1994)。

四、经 验 结 果

(一)参数估计

随机模型 (17) 的参数估计见表 2,其中第一列是以 1945 年 10 月作为泡沫开始时间的结果,第二列是以 1946 年 8 月作为泡沫开始时间的结果。假定泡沫始于 1946 年 8 月,即是在 (17.2) 中以新的状态变量 $\hat{c}_{1,i}d$ 替代 $\hat{c}_{1,i}$,其中哑变量 d 值在 1946 年 7 月之前定义为 0,此后定义为 1。不过模型估计结果对泡沫开始时间的选取并不敏感。

货币需求方程中预期价格的系数 a 显著大于 0,在两个不同的泡沫期假定下 a 值分别为 0.67 和 0.54。真实货币需求余额受通胀预期的反向影响:月度通胀预期每上升 10 个百分点,真实货币需求将下降约 6%。这与前述数据特征一致:样本期内随着物价水平飞速上涨,真实货币余额越来越小。货币供

给方程中通胀预期的系数 α_2 分别为 0.92 和 0.85, 且在 1% 置信水平上显 著14,表明货币供给过程显著受到通胀预期的影响,具有内生性。预期物价每 上升 10%,名义货币供给增加约 9%。而货币增长率的一阶自回归系数 α 则 接近于0,这意味着预期的价格上涨将导致货币供给几乎同步增长。该结论同 人们对这一时期货币飞速增长原因的直观认识一致,由于战争期间军费支出 难以缩减,政府必须将实际铸币税收益维持在一定水平,而高通胀则削减实 际铸币税,所以货币发行速度会随价格预期而调整。如果初始货币增发导致 了物价上涨,为维持实际铸币税收益后继的货币增发速度必然相应增长,连 年的战争和赤字将导致货币发行速度越来越快。这样货币供给便具有内生性, 很容易形成货币增长与通货膨胀循环相因的恶性循环。

随机性泡沫 确定性泡沫 泡沫自 1945 年 10 月始 泡沫自 1946 年 8 月始 泡沫自 1945 年 10 月始 泡沫自 1946 年 8 月始 0.6735 (0.3778*) 0.5353 (0.2011*) 0.5233 (0.2896*) 0.4872 (0.2368*) -0.0355 (0.2506) 0.1005 (0.0778) 0.0950 (0.0539*) 0.1524 (0.0332**) α_1 $0.9218 \ (0.2220**) \ 0.8492 \ (0.0874**) \ 0.8609 \ (0.0467*) \ 0.8200 \ (0.0266**)$ 0.0460 (0.0535) σ_{ϵ}^{2} 0.0428 (0.0595) 0.0225 (0.0262) 0.0294 (0.0209) σ_n^2 0.1007 (0.1519) 0.1517 (0.1053) 0.0841 (0.0151**) 0.0720 (0.0132**) 0.1323 (0.0919)

表 2 模型参数估计结果

注:小括号中是标准差,*和**分别表示在10%和5%水平上显著。下同。

货币需求方程 (4) 扰动的方差 σ_x^2 显著大于 0, 然而货币需求过程扰动 ε_z 的方差却仅为前者的一半且不显著。不过仅据此并不足以表明货币供给是确 定性过程,因为该方程中还含有通胀预期 π_i^c ,通胀预期受状态变量 $\hat{c}_{1,i}$ 影响, 而 \hat{c}_{1} 并非确定性过程。

以上估计了(11) 形式的随机状态变量 $\hat{c}_{1,l}$, 即假定其含有扰动项, 然而估计的扰动项方差的显著性较弱。由于 ĉ., 为确定性的过程时也能满 足期望条件(9),接下来限定其服从(10),重新估计状态空间系统。类 似于随机情形,也分别假定价格泡沫开始于 1945 年 10 月和 1946 年 8 月。 参数估计见表 2 后两列,这与前两列中的结果没有本质差异。略有区别的 是货币增长率的一阶自回归系数 α, 较为显著,不过其估计值并没有大的 增加。货币供给的增长仍主要由通胀预期率决定。通胀预期系数 α_2 约为 0.85,显著性不变。

 $^{^{14}}$ Wald 检验时, H_0 : $lpha_2 = 0$ 约束下两个泡沫期的卡方统计量分别为 17.23 和 94.27,同样在 1%置信水平 上显著。

(二)模型检验

表 3 观测方程的残差特征

	随机性泡沫				确定性泡沫			
	泡沫自 1945 年 10 月始		泡沫自 1946 年 8 月始		泡沫自 1945 年 10 月始		泡沫自 1946 年 8 月始	
	g_t	π_t	g_t	$\pi_{\scriptscriptstyle t}$	g_t	$\pi_{\scriptscriptstyle t}$	g_t	π_t
ρ1	0.045	-0.071	0.116	0.016	0.170	0.134	0.131	0.147
ρ_2	-0.058	-0.183	0.107	-0.173	0.021	0.026	0.015	0.027
ρ_3	-0.016	0.075	0.055	0.097	0.016	0.161	0.040	0.151
Q(12)	0.365	4.138	2.286	4.462	1.560	4.081	1.212	4.406

注: ρ_i 表示 i 阶自相关系数,Q(12) 表示 12 阶 Ljung-Box Q 统计量,其 95% 分位点为 21.026。 每栏两列分别为状态空间观测方程中 g_i 方程和 π_i 方程的残差特征。

表 3 列出了状态空间中两个观测方程残差的统计特征,残差计算基于 Kalman 滤波平滑算法。自相关系数以及 Q 统计量表明每个残差序列均不存在序列相关。已知 $\hat{c}_{1,\ell}$ 值可根据(12)计算通胀预期。定义通胀预期误差为实际通胀率与通胀预期之差,预期误差的统计特征见表 4。月度预期误差均值不超过 3%,这一均值相对于高达 61%的实际平均月度通胀率而言可以认为接近于 0。而且每一情形中预期误差出现正值和负值的频率相似,表明(12)所求得的通胀预期不存在系统性偏差,这同理性预期假说是一致的。表 4 中 Q 统计量表明预期误差也不存在序列相关。尽管由于样本较小,序列相关统计量具有较低的势(power)且容易受到少数极值点的影响,不过残差以及预期误差检验结论仍然在一定程度上提供了模型设定和通胀预期估计有效性的证据。

表 4 通胀预期误差特征

	随机性	 挂泡沫	确定性泡沫		
	泡沫自 1945 年 10 月始	泡沫自 1946 年 8 月始	泡沫自 1945 年 10 月始	泡沫自 1946 年 8 月始	
均值	0.024	-0.014	0.006	-0.028	
标准差	0.349	0.340	0.379	0.389	
偏度	-0.230	-0.358	0.188	0.226	
峰度	4.177	4.171	4.376	4. 197	
Q(12)	3.969	8.849	4.852	8. 105	

注:Q(12)解释见表 3。

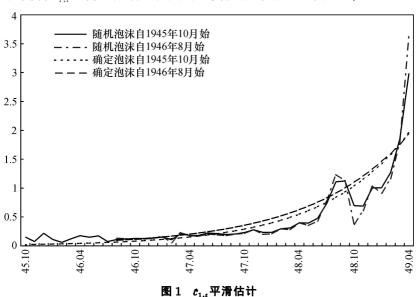
(三)泡沫

表 2 四种情形下均有 $\alpha_1 + \alpha_2 < 1$,这是预期系统(6)存在鞍点路径的条件。矩阵 \mathbf{A} 的特征根见表 5,任一情形下均有 $\lambda_1 > 1$ 而 $0 < \lambda_2 < 1$ 。这样通胀预期是否收敛或者说通胀中是否存在泡沫——取决于较大的特征根 λ_1 所对应的状态变量 $\hat{c}_{1,i}$ 是否为 0。若 $\hat{c}_{1,i}$ 显著区别于 0,则通胀预期将随时间而呈几何级数变化,最终泡沫将在通胀决定中起主导作用。

表 5 系数矩阵 A 的特	F征根
---------------	-----

	 挂泡沫	确定性泡沫		
泡沫自 1945 年 10 月始	泡沫自 1946 年 8 月始	泡沫自 1945 年 10 月始	泡沫自 1946 年 8 月始	
$\lambda_1 = 1.1568$	$\lambda_1 = 1.1260$	$\lambda_1 = 1.1121$	$\lambda_1 = 1.0986$	
$\lambda_2 = -0.0763$	$\lambda_2 = 0.2562$	$\lambda_2 = 0.2488$	$\lambda_2 = 0.4235$	

 $\hat{c}_{1,i}$ 可通过 Kalman 滤波的平滑算法估计。随机性以及确定性 $\hat{c}_{1,i}$ 的路径见图 1。两种(随机和确定)情形中,泡沫开始于 1945 年 10 月和 1946 年 8 月时所估计的 $\hat{c}_{1,i}$ 非常接近,所以泡沫开始时间的选择并不影响通胀预期行为的分析。每条路径都为正值并且在样本的后期迅速增大。由于状态空间(17) π_i 方程中 $\hat{c}_{1,i}$ 的系数也为正值(表 2 四种情形下系数分别为 1.03 0.85 0.85 和 0.71),随着 $\hat{c}_{1,i}$ 几何级数增长,其对通货膨胀的效应越来越大。



 $\hat{c}_{1,i}$ 的显著性检验见图 2、图 3 和表 6。由于开始时间对结果没有显著影响,图 2 和图 3 分别仅画出了以 1945 年 10 月作为泡沫开始时间的结果。图中虚线表示 2 倍标准差(± 2 se)区间,以该标准衡量时,确定情形中 $\hat{c}_{1,i}$ 一直显著为正值。随机情形中样本期初 $\hat{c}_{1,i}$ 的标准差相对于均值较大,不过在后期(约 1947 年之后)随着均值的增大其显著性越来越强。样本期初和期末 $\hat{c}_{1,i}$ 的平滑估计值以及标准差见表 6。应该说明的是以 2 倍标准差作为显著性标准仅在正态分布时才是有效的,而这里 $\hat{c}_{1,i}$ 却未必为正态分布。不过在样本后期 $\hat{c}_{1,i}$ 远远超出 2 倍标准差,期末(1949 年 4 月)均值一般落在了标准差的 20 倍之外,这无疑表明了 $\hat{c}_{1,i}$ 高度的显著性。这样至少在样本后期随着国民政府军事政治危机的日益严重,通胀泡沫迅速膨胀。这一结果是出于社会对法币

表 6 期初和期末的 c_1 , 及其标准差

		<u> </u>	<u>""</u>			
	P.但 17 L T	主心/^	佣化性池冰			
	泡沫自 1945 年 10 月始	泡沫自 1946 年 8 月始	泡沫自 1945 年 10 月始	泡沫自 1946 年 8 月始		
Ĉ1,0	0.1518 (0.1317)	0.1319 (0.1475)	0.0226 (0.0011**)	0.0954 (0.0059**)		
$\hat{c}_{1,T}$	2.9848 (0.1394**)	3.6392 (0.1511**)	1.9582 (0.1036**)	1.9336 (0.1207**)		

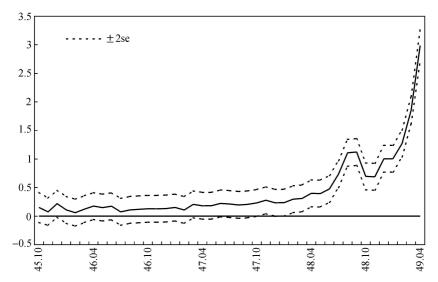


图 2 随机 $c_{1,i}$ 平滑估计及其显著性 (泡沫自 1945 年 10 月始)

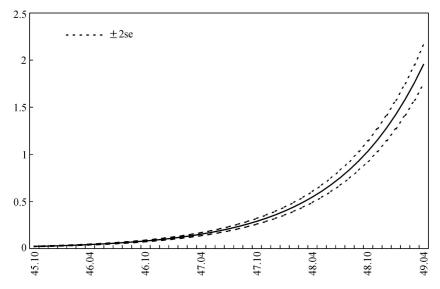


图 3 确定 $c_{1,t}$ 平滑估计及其显著性 (泡沫自 1945 年 10 月始)

得到 $\hat{c}_{1,i}$ 的估计值之后,根据方程(15)以及市场基本面的定义,可计算通胀率中的泡沫成分。图 4 画出了以 1945 年 10 月为开始时间的泡沫过程。在样本前期(约 1947 年年中以前),通胀中泡沫成分比重较小,后来随着 $\hat{c}_{1,i}$ 的几何级数增长泡沫成分也迅速膨胀。样本后期泡沫在通胀中已经占到绝对优势比重,这时物价的上升主要由自我实现的泡沫成分所决定,而远远脱离了市场基本面。在最后一期(1949 年 4 月),随机泡沫与通胀率比值为 0.93,确定泡沫与通胀比值为 0.55。以 1946 年 8 月作为开始时间时泡沫的估计值与图 4 结果接近(这里不再单独画出图形):在 1949 年 4 月,随机泡沫与通胀率比值为 0.96,确定泡沫与通胀比值为 0.46。

仅考察某一月份泡沫占通胀比重无疑是一种粗略的方法,因为无论在随机泡沫或者确定泡沫假定下,市场基本面都包含大的随机扰动,随机泡沫下泡沫过程本身也包含扰动成分。如果扰动项均值接近于 0,则计算样本期内平均的泡沫-通胀比值应该更能够说明问题。以 1945 年 10 月作为泡沫开始期时,1945 年 10 月至 1949 年 4 月期间随机泡沫与通胀率比值平均为 0.94,确定泡沫与通胀率比值平均为 0.83。以 1946 年 8 月作为泡沫开始期时,1946 年 8 月至 1949 年 4 月期间随机泡沫与通胀率比值平均为 0.92,确定泡沫与通胀率比值平均为 0.85。毫无疑问,平均值方法仍然是不精确的。正如图 4 所反映的,泡沫成分在通胀中的比重在样本前后两期存在明显差异,而且,由于样本较小,卡尔曼滤波平滑推断的各类扰动项均值也并不精确为 0。纵然如此,以上的分析已足以表明,在中国恶性通胀时期泡沫成分在推动物价上涨

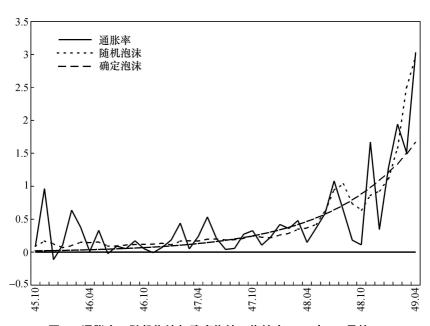


图 4 通胀率、随机泡沫与确定泡沫(泡沫自 1945 年 10 月始)

方面起到了重要作用,尤其是在国共内战后期,物价飞涨应更主要地归因于 价格泡沫。

政府稳定币值的强力干预措施可能消除人们日益加速的通胀预期,遏制泡沫。当时国民政府的确进行过这方面的努力,却以彻底失败告终。抗战胜利之初,国民政府依靠美国贷款援助以及接收敌伪产业,拥有较多黄金和美元外汇,希望通过自由买卖黄金外汇手段来稳定币值。于 1946 年 3 月 4 日开放外汇市场,以固定汇率无限制买卖外汇,并且 3 月 8 日开始按照市价无限制抛售黄金。此后至 1946 年 11 月黄金美钞价格较为稳定。15 然而由于持续的物价上涨以及未来政治、军事形势不确定性的预期,市场对黄金和外汇大量认购导致政府库存迅速减小,国民政府不得不限制外汇供应、停止黄金交易。16 为防止货币制度崩溃,1947 年国民政府曾向美国争取 2.5 亿美元贷款以进行币制改革(这一数目相当于按上海当时黑市汇价计算的全部法币存量),然而并未获批准。

1948 年 8 月政府为抑制通胀强制冻结物价和工资,不过此时由于军事上的溃败以及巨额财政赤字,市场对政府稳定物价的能力缺乏信心,"上海的批发商在官定物价公布后便停止了营业"(张公权,1986. 第 58 页),限价政策仅导致了黑市交易。事实表明,政治和财政危机交困中的国民政府已无力打破通胀和货币增长的恶性循环。由于军事政治上的溃败,法币制度信用已丧失,即使国民政府仍有黄金外汇可供抛售,也不可能满足市场的抢购需求。¹⁷当时中央银行的美籍顾问 Arthur Young 便认为,"从未有过像中国这样高的通货膨胀状况而能避免财政崩溃的……美国和联合国救济总署的协助以及国外资源,只能推迟而不能避免崩溃"(杨培新,1985. 第 92 页)。

五、总结和评论

文献中习惯上假定理性预期下的通胀路径是收敛的,即预期仅依赖于市场基本面。这一假定主要是出于模型处理的方便,否则便会存在多条符合理性预期但并不收敛的随机均衡路径。另外,理性预期模型的计量估计常常也依赖于收敛预期假定,因为它可以为方程提供结构性限定以达到计量模型的

¹⁵ 其间美元汇率仅在 8 月 19 日调整一次,由原来 1 美元=2020 元法币调至 1 美元=3350 元法币。1946年 11 月黄金市场价格是 3 月的 1.6 倍,物价指数约为 3 月的 2 倍。

 $^{^{16}}$ 外汇库存至 1946 年 11 月减少 1/2,黄金库存至 1947 年 2 月则减少 3/4(《中华民国货币史料第二辑》,上海人民出版社,<math>1991:第 739 页)。政府只得改变原来的无限制抛售政策,先后在 1946 年 11 月和 1947 年 2 月限制外汇供应、停止黄金交易,随后黄金外汇的黑市价格以及物价指数均疯狂上涨。

^{17 1949} 年初国民政府再次出售黄金、外汇和其他物资,然而由于资源库存有限,更重要地是由于此时军事和政治上败局已定,这次出售对平抑物价收效甚微。

识别和估计。然而预期具有内生性时,理性预期模型的解理论上并不唯一,这时通胀是否收敛或者说泡沫是否存在更大程度上是一个经验问题。如果泡沫确实存在,则对其路径和终点的解释是重要的,忽略了泡沫的动态货币模型显然存在缺陷。这是进行价格泡沫检验的理论意义所在。

本文检验了一个特殊时期——中国 20 世纪 40 年代恶性通胀期——是否存在价格泡沫。由于恶性通胀时期,价格以及其预期变化率的关系体现得最为明显,如果泡沫存在,其最有可能出现的便是在这样的环境中。因此我相信中国这一时期的数据为检验泡沫提供了合适的环境。

经验结论表明在中国恶性通胀期间存在明显的价格泡沫。尽管泡沫在通胀中的比重因模型的不同设定而存在差异,不过在国民政府军事溃败开始之后,物价的上升主要由泡沫所推动,很大程度上脱离了市场基本面。尽管国民政府一开始希望通过抛售黄金和外汇稳定币值,然而由于军事和财政困境以及由此产生的政治和法币制度不确定性预期,黄金外汇库存很快被抢购殆尽,政府还曾试图冻结工资和物价,这仅导致了商品短缺和黑市泛滥。政治和财政危机交困中的国民政府已无力打破通胀和货币增长的恶性循环。直到国民政府倒台和共产党新政权稳定才终结了恶性通胀。另一方面,本文验证了中国恶性通胀时期货币供给的内生性特征。通胀预期上升将导致货币供给速度几乎同步上升,这保证了政府的军费支出,同时也使得通货膨胀和货币增长循环相因,陷入恶性循环。

对价格泡沫的研究同样具有现实意义。历史经验上看,恶性通胀无一例外地是由于政府持续利用铸币税弥补巨额财政赤字所导致,而恶性通货膨胀一旦形成,便往往会为自我实现的预期特征所推动,进一步更快膨胀。这种恶性循环很容易超出政府的控制能力,甚至会导致货币制度与国民经济的崩溃。中国经济改革和转轨过程中,面临着诸多严峻挑战,例如国有企业效率低下,国有银行不良资产规模庞大,教育医疗体系以及其他社会保障措施需要完善,这些在中长期里均构成了财政的沉重负担。中国以往恶性通胀的经历以及 20 世纪 80 年代之后俄罗斯、东欧、拉美国家市场化过程中恶性通胀的教训都值得警惕。

当前我国政治经济环境稳定、财政收支相对平衡,在未来可以预见的几年内恶性通胀发生的可能性不大。不过这并不排除在重要的实物资产或金融资产市场中存在价格泡沫,例如近年来对学术界以及实务界对股票市场和房地产价格的广泛关注。其中关于房地产的不少研究表明最近几年来存在价格泡沫,认为泡沫膨胀是推动房价上涨的重要因素。然而关于泡沫的严重程度并没有定论,甚至泡沫存在性方面的规范检验也不充分。本文基于理性预期的泡沫检验方法可能为现实金融资产或者房地产价格泡沫的检验提供参考。

尽管,当前资产市场中泡沫的检验会比恶性通胀期泡沫的检验更为复杂,因为恶性通货膨胀时期,价格与货币的爆炸式增长使得收入与其他实际变量的变化都显得微不足道,这样可以忽略实际经济变量而单独研究价格和货币因素之关系,从而模型高度简化了。

参考文献

- [1] Babcock J. M. and G. E. Makinen, "The Chinese Hyperinflation Reexamined", Journal of Political Economy, 1975, 83(6), 1259—1267.
- [2] Brock, William A., "Money and Growth: The Case of Long-run Perfect Foresight", *International Economic Review*, 1974, 15(3), 750—777.
- [3] Burmeister, Edwin, "On Some Conceptual Issues in Rational Expectations Modeling", Journal of Money, Credit and Banking, 1980, 12(4), 800—816.
- [4] Burmeister, Edwin and Kent D. Wall, "Kalman Filtering Estimation of Unobserved Rational Expectation with an Application to the German Hyperinflation", *Journal of Econometrics*, 1982, 20(2), 255—284.
- [5] Burmeister, Edwin and Kent D. Wall, "Unobserved Rational Expectations and the German Hyper-inflation with Endogenous Money Supply", *International Economic Review*, 1987, 28(1), 15—32.
- [6] Cagan, Phillip, "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", in Friedman, Milton (ed.), Studies in the Quantity Theory of Money. Chicago: University of Chicago Press, 1956.
- [7] Campbell Colin D. and Gordon C. Tullock, "Hyperinflation in China: 1937—49", Journal of Political Economy, 1954, 62(3), 236—245.
- [8] Campbell, John Y., Andrew W. Lo and A. Craig MacKinlay, The Econometrics of Financial Markets. New York: Princeton University Press, 1997.
- [9] Casella, Alessandra, "Testing for Rational Bubbles with Exogenous or Endogenous Fundamentals:

 The German Hyperinflation Once More", Journal of Monetary Economics, 1989, 24 (1),
 109—122.
- [10] Chang, Kia-Ngau, The Inflationary Spiral: The Experience in China, 1939—1950. Cambridge Mass.: The MIT Press, 1958.
- [11] Flood, Robert P. and Peter M. Garber, "Market Fundamentals versus Price Level Bubbles: The First Tests", Journal of Political Economy, 1980, 88(4), 745—770.
- [12] Friedman, Milton, "Franklin D. Roosevelt, Silver, and China", *Journal of Political Economy*, 1992, 100(1), 62—83.

- [13] Hamilton, James D., Time Series Analysis. New York: Princeton University Press, 1994.
- [14] Hu, Teh-Wei, "Hyperinflation and the Dynamics of the Demand for Money in China, 1945—1949", Journal of Political Economy, 1971, 79(1), 186—195.
- [15] Merton, Robert K., Social Theory and Social Structure. Glencoe Illinois: The Free Press, 1957.
- [16] Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff, "Speculative Hyperinflations in Maximizing Models: Can We Rule Them Out", Journal of Political Economy, 1983, 91(4), 675—687.
- [17] Sargent, Thomas and Neil Wallace, "Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation",

 International Economic Review, 1973, 14(2), 328—350.
- [18] Tallman, Ellis and Wang Ping, "Money Demand and the Relative Prices of Capital Goods in Hyper-inflations", *Journal of Monetary Economics*, 1995, 36(2), 375—404.
- [19] 汤心仪,"上海之战时经济",载朱斯煌主编《民国经济史》。上海,银行周报社,1948年。
- [20] West, Kenneth D., "A Specification Test for Speculative Bubbles", Quarterly Journal of Economics, 1987, 102(3), 553—580.
- [21] 吴岗,《旧中国通货膨胀史料》。上海:上海人民出版社,1958年。
- [22] 杨培新,《旧中国的通货膨胀》。北京:人民出版社,1985年。
- [23] 杨荫溥,《民国财政史》。北京:中国财政经济出版社,1985年。
- 「24] 张公权,《中国通货膨胀史:1937—1949》。北京:文史资料出版社,1986年。

Hyperinflation with Rational Bubbles and Endogenous Money Supply: China 1945—1949

LIUYAN ZHAO

(Peking University)

Abstract This paper tests the price bubbles and convergent rational expectations in China's hyperinflation in the period of 1945—1949. The empirical results show that bubbles were present in this period. In particular, actual price changes were largely independent of market fundamentals after 1947. Thus, arbitrary and self-fulfilling bubbles made the path of inflation expectations divergent. It is also found that the money supply was endogenous, i. e., it grew

with almost the same speed as that of the inflation expectations. This secured the nationalist government's seigniorage revenues, but led to a vicious circle between hyperinflation and money supply. Finally, the test developed in this paper is general enough to be applied to the current asset markets.

JEL Classification C32, E31, N15