

总第 11 期 **Total :Volume XI**

2011 年辑 第 3 期 **Volume III 2011**

**中国计量经济史研究动态**  
**Developments of Cliometrics Research in China**

学术通讯·友情赠阅

广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心  
**China Centre for Cliometrics Studies GDUFS**

广州·2011 年 7 月  
**July 2011 Guangzhou**

## 目录与内容提要

1.对中国居民储蓄存款影响因素的实证分析(1978~1996) .....刘 巍3

### **An Empirical Analysis of Factors Affecting Chinese Household Savings: 1978-1996**

Liu Wei

**内容提要:** 在改革开放的头十五年里,中国处于供给约束型经济态势之下,居民储蓄存款是中国投资的重要来源。本文用数量分析方法考察了1978~1996年中国居民储蓄存款的主要影响因素,分析结果表明,当其它条件不变时,国民收入每变动1%,居民储蓄存款额就同向变动1.4%,呈现强弹性;物价指数每变动1%民储蓄存款额就同向变动0.85%,弹性较弱;证券市场资金吸纳率每变动1%,居民储蓄存款额就反向变动0.028%,弹性极弱。

**Abstract:** In the first fifteen years of economic reform, China had been experienced supply-constraint economic framework. During the period, household deposit savings are important sources of China's investment. By quantitative analysis methods to investigate the main factors affecting Chinese household saving from 1978 to 1996, results of the paper provide strong supports that the two variables are strongly elastic as others constant, which shows every 1% movement in national income causes 1.4% household deposits in the same direction. And consuming price index shows positive correlation with household saving but less strongly elastic, which indicates every 1% movement in consuming price index just positively cause 0.85% of household deposits. Furthermore, every 1% of fund absorption rate in security market causes negatively movement of 0.028% in household deposits, which are inelastic.

2.对中国货币流动性的长期趋势与周期波动的实证研究:1978~2002 .....易行健9

### **An Empirical Study of the Long-term Trend and Fluctuation of monetary liquidity in China: 1978-2002**

Yi xingjian

**内容提要:** 本文对中国1978-2002年的M1/M2的长期趋势和周期波动进行了实证研究,结果表明:1978-1995年,中国的M1/M2呈急剧下降的态势,但是从1996至今中国的M1/M2基本保持平稳;其次国际比较表明中国的M1/M2比较高,因此从长远来看,随着中国金融市场的发展、税收治理的加强、信用制度的完善和支付制度的改革,中国的M1/M2还会有下降空间;同时除开长期走势之外,中国的M1/M2还伴随着经济活动呈周期性的波动,实证分析表明1996年前的经济增长率是M1/M2周期波动的Granger原因;但1996年以后则必须由名义利率、通货膨胀率和股票市场交易量的变动才能说明M1/M2的波动。

**Abstract:** This paper studies the long-term trend and fluctuation of monetary liquidity in China. The result reveals a rapid declining trend on the ratio from 1978 to 1995, but the ratio keeps stable from 1995 to 2002. Moreover, the comparative analysis across countries indicates that the level of the ratio is relatively high because of the difference of payment system, costs of drawing and tax avoiding. The ratio is fluctuating periodically along with economic cycle. The result of positive analysis reveals the economic growth rate is Granger causality of fluctuation of the ratio over the span from 1978 to 1995, but only economic growth rate, nominal interest rate and the stock trading volume can explain the fluctuation of the ratio over the period from 1996 to 2002.

3.近代上海标金市场效率的实证研究 .....魏悦 魏忠17  
An Empirical Research on the Efficiency of Shanghai Standard Gold Market In Modern China  
Wei Yue Wei  
Zhong

**内容提要:** 近代上海标金市场是世界上最早的金融期货市场之一,其有效运作奠定了上海远东国际金融中心的历史地位。本文运用协整和误差修正理论,对1921~1935年上海标金的期现货价格进行实证检验,结果表明近代上海标金市场具有价格发现的功能,是具备一定效率的金融市场。

**Abstract:** Modern Shanghai Standard Gold Market was the earliest finance future market in the world, which was the sign of Shanghai International finance center in Far East. On the basis of daily data about future and spot closed price of Shanghai Standard Gold Market from 1921 to 1935, using co-integration and EMC, it is concluded that function of price discovery in the market occurred in a certain extent, furthermore, Shanghai Standard Gold Market was an efficient market.

4.奥肯模型与中国实证(1978~2004) .....姜巍26  
**Okun's Model and a demonstration in China (1978-2004)** Jiang Wei

**内容提要:** 奥肯定律表明:与正常的(或潜在的或趋势的)增长率相比,高产出增长伴随着失业率的降低,低产出增长伴随着失业率的上升。作为一种经验规律,奥肯定律在西方很多国家的实践中得到了良好的验证。本文根据1978-2004年中国的宏观经济统计数据进行了模型回归检验,结果显示中国城镇登记失业率的变化与实际产出增长率之间不存在典型的奥肯定律。由于中国公开的失业率并不能反映真实的市场失业率,为此用就业量代替失业率,建立扩大的奥肯模型,分别对中国第一、二和三产业的就业增长与经济增长的数量关系进行估计。实证的结果显示:中国第二、三产业的就业增长与产出增长和物价上涨均为正相关;而中国农业的就业增长与产出增长存在负相关。

**Abstract:** Okun's Law shows that high output growth is associated with a reduction in the unemployment rate; low output growth is associated with an increase in the unemployment rate. As an empirical rule, Okun's law has been proved across many west economies. After regressing of statistics from 1978 to 2004 in China, this paper points out that the typical Okun's law doesn't exist in the relation between the change in open unemployment rate and actual output growth rate, because our open unemployment rate is unreal. Then, the paper set up an extended Okun's model to analyze the quantitative relation between China's employment increase and economic growth.

## 对中国居民储蓄存款影响因素的实证分析（1978~1996）

刘 巍

**内容提要：**在改革开放的头十五年里，中国处于供给约束型经济态势之下，居民储蓄存款是中国投资的重要来源。本文用数量分析方法考察了 1978~1996 年中国居民储蓄存款的主要影响因素，分析结果表明，当其它条件不变时，国民收入每变动 1%，居民储蓄存款额就同向变动 1.4%，呈现强弹性；物价指数每变动 1% 居民储蓄存款额就同向变动 0.85%，弹性较弱；证券市场资金吸纳率每变动 1%，居民储蓄存款额就反向变动 0.028%，弹性极弱。

**关键词：**居民储蓄存款 国民收入 物价指数 银行名义存款利率 证券市场资金吸纳率

自 1978 年改革开放以来，中国经济发展步伐大大加快。根据我们的测算，在 1996 年左右中国从供给约束型经济过渡到了需求约束型经济态势（刘巍，2011）。在供给约束型经济态势下，中国的城乡居民储蓄存款对于中国的投资及资本形成是非常重要的，但是，1997 年开始的亚洲金融危机致使中国出口严重受阻，宏观经济迅速呈现了有效需求不足的局面。于是，中国金融决策部门连续 7 次下调银行存款利率，不久又启动了利息税征收程序，其意图的相当大部分在于抑制居民储蓄存款猛增的势头，从而将更多的可支配收入投入消费，通过乘数效应大幅度地拉动国内总需求。那么，存款额的利率弹性有多大？这一举措是否能够达到预期效果？本文将对中国城乡居民储蓄存款的理论函数和计量模型做一尝试性的考察，希望历史经验能对决策者有一定程度的参考作用。

### 一、中国城乡居民储蓄存款理论函数与前提假设

在西方经济理论界，关于个人消费—储蓄的理论函数不胜枚举。其中，比较著名的有斯密西斯的“绝对收入理论”、杜森贝的“相对收入理论”、弗里德曼的“持久收入理论”和莫迪里亚尼的“储蓄生命周期论”（周延军，1996）。凡此种种，各有千秋。但是，总的来说，这些经济学大师的个人消费—储蓄的理论函数都是建立在西方发达国家的经济运行环境基础之上的，与中国的宏观经济环境有一定的差距，不能生搬硬套。现代经济理论的精髓在于，首先对某一时空的经济运行环境（即前提假设）进行抽象概括，然后建立与该时空的属性贴近的，反映某一经济现象内在数量关系和逻辑关系的理论函数。只有这样，才能比较准确地反映经济现实，为决策提供依据。形象地说，现代经济理论只是提供一套医学方法，我们应当用其诊断特定个体的病症，然后才能开出药方、确定剂量……在现代经济理论中，不存在包治百病的灵丹妙药。

我们假定，中国城乡居民储蓄存款是未消费的可支配收入的绝大部分，余者为有价证券。居民的储蓄存款与其持有的有价证券之和可视为宏观经济学的大储蓄概念，与居民户的消费需求是替代关系。这样说的理由是，1978 年以来，中国银行储蓄网点逐渐遍布城乡，经济货币化的程度不断提高，老百姓的货币储蓄大都存入银行，“现金窖藏”已是极端现象。因此，城乡居民的可支配收入可以用下式大略地表示：

$$Y = C + S + B \quad (1)$$

式(1)中Y为可支配收入;C为居民户消费额;S为城乡居民储蓄存款总额;B为有价证券。

我们还假定,1978年以来,中国居民户的平均边际消费倾向呈现缓慢的递减趋势,即保持粘性。这一假定基本符合中国人民的储蓄—消费心理,而且与一般发展中国家的情况大体一致。

根据中国的经济状况,我们认为,中国城乡居民储蓄存款额的大小,主要受下列因素制约:

1.个人可支配收入。由于居民户的边际消费倾向是缓慢下降的,所以,个人可支配收入越多,储蓄存款额越大。这在大部分发展中国家都是类似的。

2.通货膨胀率。通货膨胀意味着货币购买力下降,实物升值。因此,物价上涨势头越大,人们的持币( $M_2$ 层次)欲望越低,持物保值或升值获利的欲望越高。特别明显的案例就是中国1988年的通货膨胀出现时,人们纷纷提出银行存款,抢购商品。从逻辑上分析,通货膨胀率与城乡居民储蓄存款额应该是负相关的。

3.银行存款利率。银行存款利率的高低对城乡居民储蓄存款有一定影响,但由于中国经济发展水平不高,百姓收入水平较低,加之未来不确定性的影响,人们的存款动机主要是备于未来不时之需(即谨慎动机和贮藏动机使然),而取息增值的动机相对较弱。改革开放以来,虽然中国银行存款的实际利率经常为负值,人们为安全和损失最小化起见,仍以银行存款为主要储蓄渠道,城乡居民储蓄存款额还是持续上升的。由此看来,银行存款利率虽对城乡居民储蓄存款有影响,但影响程度不会很大。

4.中国政府于80年代初开始,向社会公开发售国库券和国家公债。尤其是进入90年代以后,证券市场的出现吸引了一部分居民可支配收入,这是中国居民储蓄的又一渠道。因此,证券市场的资金容量,即资金吸纳率,对居民储蓄存款是有逆向影响的<sup>①</sup>。

综上所述,我们将中国1978年以来的城乡居民储蓄存款理论函数表达如下:

$$S = f(Y, P, r, B, u) \quad (2)$$

$$\frac{\partial S}{\partial Y} > 0; \quad \frac{\partial S}{\partial P} < 0; \quad \frac{\partial S}{\partial r} > 0; \quad \frac{\partial S}{\partial B} < 0$$

(2)式中,S为城乡居民储蓄存款额;Y为可支配收入;P为物价指数;r为银行存款利率;B为证券市场的资金吸纳率;u为随机扰动项。Y、r的一阶偏导数大于0,为S的增函数,P、D的一阶偏导数小于0,为S的减函数,u的符号不定。

## 二、中国城乡居民储蓄存款的计量模型

在理论函数的基础上,我们用1979~1996年国家统计局发表的数据进行实证检验。一

<sup>①</sup> 此处若用证券收益率效果可能更好,但中国目前尚缺乏这个数据,因此只好用间接数据。如果中国居民整体行为符合经济人假设的话,收入一定时,资金吸纳率必然与市场利率高度正相关。

则，可以证实或证伪该理论函数；二则，若得以证实，可以得到计量模型。

在数据的选择上，我们做了这样的处理：（1）居民可支配收入数据我们使用中国人民银行研究局课题组的估计值（1999）。考虑到货币幻觉的存在，和城乡居民储蓄存款总额一样，我们使用当年价格的数字。（2）物价指数使用的是零售商品物价指数，这个指数与居民户的消费—储蓄活动关系较为密切。考虑到居民对物价反映的一般心态（大多数人习惯考虑“某物品去年是多少钱”），我们使用以上年为100的物价指数。（3）考虑到一般社会公众很难将物价水平与名义利率合并为实际利率来做储蓄决策，我们使用对居民储蓄决策有影响的银行存款名义利率。由于各种期限的存款额数字难以得到，不能加权处理，所以我们使用一年期的存款利率为代表利率。（4）证券市场资金吸纳率使用的是居民持有的有价证券额除以居民可支配收入，居民持有的有价证券额数据仍是使用中国人民银行研究局课题组的估计值。具体数据见表1。

根据表1的数据，我们在单整、协整检验通过的基础上拟合的数量模型如下：

$$S = 0.211Y - 11.7P + 147r - 42827.8B \quad (3)$$

最小二乘法估计的各项数值见表2。

年份	居民储蓄存款年增额	居民可支配收入	零售商品价格环比指数	名义存款利率(%)	证券市场吸纳资金率(%)
1979	70.40	2285	102.0	3.7	0
1980	118.50	2630	106.0	5.0	0
1981	124.20	2985	102.4	6.4	0
1982	151.70	3330	101.9	4.5	0.6
1983	217.10	3870	101.5	5.8	0.57
1984	322.20	4650	102.8	4.8	0.47
1985	407.90	5683	108.8	5.7	0.33
1986	615.00	6820	106.0	6.0	1.48
1987	935.70	7907	107.3	6.3	0.23
1988	728.20	9814	118.5	6.0	1.78
1989	1345.40	11354	117.8	9.45	1.83
1990	1887.30	12497	102.1	8.6	1.10
1991	2076.10	14081	102.9	7.55	1.92
1992	2435.10	17271	105.4	7.55	3.79
1993	3658.10	20098	113.2	11.0	0.96
1994	6315.30	27978	121.7	11.0	0.0036
1995	8143.50	37104	114.8	11.0	0.97
1996	8858.50	46358	106.1	7.56	2.67

资料来源：《中国统计年鉴》1998年，《经济研究》1999年第5期。

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TALL SIG.
Y	0.2105841	0.0080279	26.131440	0.000
P	-11.696357	3.1197703	-3.749084	0.002
r	146.98616	48.967240	3.0017245	0.009
B	-42827.807	9046.7881	-4.7340346	0.000

R-squared	0.988771	Mean of dependent var	2425.758
Adjusted R-squared	0.986525	S. D. of dependent var	3021.792
Durbin-Watson stat	2.024572	Sum of squared resid	1845596
		F-statistic	440.2819

表2的各项指标显示出,无论从拟合优度上看,还是从t检验、F检验方面观察,计量模型都是不错的。模型可以用于大略的预测。在经济分析和决策过程中,我们需要了解各个解释变量的相对重要性,或者比较因变量对各个解释变量的敏感性。因此,就涉及到了Beta系数和变量弹性的问题。

我们先来观察一下Beta系数。由于偏回归系数与变量的原有单位都有直接的联系,单位不同,彼此不能直接比较。为此,可以将偏回归系数转换为Beta系数,其公式如下:

$$\hat{\beta}^* = \hat{\beta}_j \frac{S_{x_j}}{S_y} = \hat{\beta}_j \sqrt{\frac{\sum x_j^2}{\sum y^2}} \quad (j = 2, 3, \dots, k) \quad (4)$$

(4)式中,  $\hat{\beta}^*$ 为Beta系数;  $\hat{\beta}_j$ 为第j个解释变量的估计系数;  $S_{x_j}$ 为第j个解释变量的标准差;  $S_y$ 为因变量的标准差;  $x_j$ 为第j个解释变量的离差;  $y$ 为因变量的离差。

Beta系数就是按照解释变量的标准差与因变量的标准差之比例对估计的斜率系数进行调整,其数值与测定变量时的单位无关,因此可以直接比较,用以确定计量模型中解释变量的相对重要性。经计算,B的Beta系数为-16.430,Y的Beta系数为1.049,P的Beta系数为-0.025,r的Beta系数为0.001。我们将三个Beta系数取绝对值并做指数化处理,以r为100,比较其重要程度。按B、Y、P、r顺序排列,则有:1643000,104900,2500,100。足见,在中国城乡居民储蓄存款计量模型中,最重要的解释变量是证券市场的资金吸纳率和可支配收入,它们的重要程度是r的数千倍。物价水平的重要程度也是银行利率的25倍,最不重要的解释变量就是银行利率。这说明,1979~1996年中国老百姓存款的多少,主要取决于公众参与证券市场的程度和可支配收入的高低,如无极特殊情况,银行存款利率对居民储蓄的影响不大。

我们用Beta系数方法分析了四个解释变量的相对重要性,现在我们要用弹性分析方法测度储蓄存款额对各个解释变量的敏感性。我们可以用配双对数方程的方法直接得到各解释变量的弹性。根据表1的数据所做的双对数方程如下:

$$\ln S = 1.4 \ln Y - 1.65 \ln p + 0.85 \ln r - 0.028 \ln B \quad (5)$$

根据双对数方程(5)解释变量的系数,各变量的弹性为:

$$a. \bar{\eta}_Y = 1.4; \quad b. \bar{\eta}_p = -1.65; \quad c. \bar{\eta}_r = 0.85 \quad d. \bar{\eta}_B = 0.028$$

三个弹性说明:当其它条件不变时,国民收入每变动1%,居民储蓄存款额就同向变动1.4%,呈现强弹性;物价指数每变动1%居民储蓄存款额就同向变动0.85%,弹性较弱;证券市场资金吸纳率每变动1%,居民储蓄存款额就反向变动0.028%,弹性极弱。

<sup>①</sup> 由于1979—1981年B的数值为0(见表1),无法取对数,故该方程的样本区间缩为1982—1997年,且各项检验均得以通过。

### 三、简单的结论

1. 在供给约束型经济态势下, 中国的城乡居民储蓄存款额主要取决于可支配收入和证券市场资金吸纳率两个因素。如无强干扰因素, 只要可支配收入增长, 存款额就增长; 证券市场资金吸纳率上升, 存款额就下降。而且, 从存款额对可支配收入的强弹性上看, 存款额的增长速度高于可支配收入的增长速度。如果进一步发展完善证券市场, 一部分居民的储蓄存款会通过有价证券这一渠道形成投资需求。但是, 发展和完善证券市场无疑是长期内的工作, 短期内出现较大起色的难度是可想而知的。况且, 在证券市场的起步时期资金吸纳率每年上升的幅度较大, 今后未必依旧如此, 经计算得知, 储蓄存款额对证券市场资金吸纳率的弹性极弱, 即证券市场资金吸纳率较小幅度的提高之于储蓄存款额的降低功效甚小。因此, 在一段时期内, 中国居民的储蓄形式仍将是银行存款。

2. 银行存款名义利率对存款额的重要性和弹性都很弱, 降低利率不会产生大幅度提高消费需求的效果。据上海创信市场调查公司哈尔滨分公司在哈尔滨市场的调查, 哈尔滨市市民储蓄的主要目的有三: A. 投向子女教育的储蓄居首位; B. 投向养老的储蓄居第二位; C. 投向购房的储蓄居第三位<sup>①</sup>。我们觉得哈尔滨人的储蓄目的当时在全国是有一定普遍意义的。显然, 出于上述三种目的的储蓄是受利率影响的程度应该是相当弱的。造成此种态势的原因在于中国经济制度的变迁, 当时政府出台的许多改革措施几乎是不断地让老百姓掏钱, 即过去属国家包揽的福利渐渐地部分或全部由老百姓自己负担。例如, 缴费上学、缴费治病、缴费养老、缴费住房、缴费取暖等等。这使得老百姓不得不拼命地攒钱, 以应付越来越不确定的未来。我们无意对此做“应该是什么”一类的规范分析, 只是从逻辑角度做一点实证。如此说来, 预期不乐观将进一步减弱储蓄存款的利率弹性(即利率弹性将小于0.85), 所以, 通过降息启动消费的政策效果将相当微弱。

3. 消费物价水平对存款额的重要性和弹性都却强于银行利率。因为, “买涨不买落”是预期推动下消费者的一般心态。后来的经济发展实践表明, 价格对储蓄的影响是不可小视的。

#### 参考文献:

1. 刘巍:《从供给约束型经济向需求约束型经济的转变——1952年以来中国经济态势初探》,《广东外语外贸大学学报》2011年第2期。
2. 周延军:《西方金融理论》, 中信出版社1996年。
3. 中国人民银行研究局课题组:《中国国民储蓄和居民储蓄的影响因素》,《经济研究》1999年第5期。

## An Empirical Analysis of Factors Affecting Chinese Household Savings: 1978-1996

Liu Wei

**Abstract:** In the first fifteen years of economic reform, China had been experienced supply-constraint economic framework. During the period, household deposit savings

<sup>①</sup> 见《哈尔滨日报》1999年6月10日第9版《哈尔滨人为什么存钱?》

are important sources of China's investment. By quantitative analysis methods to investigate the main factors affecting Chinese household saving from 1978 to 1996, results of the paper provide strong supports that the two variables are strongly elastic as others constant, which shows every 1% movement in national income causes 1.4% household deposits in the same direction. And consuming price index shows positive correlation with household saving but less strongly elastic, which indicates every 1% movement in consuming price index just positively cause 0.85% of household deposits. Furthermore, every 1% of fund absorption rate in security market causes negatively movement of 0.028% in household deposits, which are inelastic.

**Key words:** household saving deposits national income price index  
nominal interest rate absorption rate of security market

作者简介:

刘巍, 男, 1960年出生, 黑龙江哈尔滨人, 经济学博士, 广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心主任、教授。中国数量经济学会常务理事, 中国经济史学会现代经济史分会理事, 广东省经济学会常务理事, 广东省经济学会中青年专业委员会副秘书长, 广东省金融学会常务理事。研究方向为货币经济学和计量经济史。

电话: 13929525214, 020-36641251 (Fax)

邮箱: ssxx1975@mail.gdufs.edu.cn, 13929525214@139.com

地址: 广州市白云大北2号 广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心

邮编: 510420

## 对中国货币流动性的长期趋势与周期波动的实证研究： 1978~2002

易行健

**内容提要：** 本文对中国 1978-2002 年的 M1/M2 的长期趋势和周期波动进行了实证研究，结果表明：1978-1995 年，中国的 M1/M2 呈急剧下降的态势，但是从 1996 至今中国的 M1/M2 基本保持平稳；其次国际比较表明中国的 M1/M2 比较高，因此从长远来看，随着中国金融市场的发展、税收治理的加强、信用制度的完善和支付制度的改革，中国的 M1/M2 还会有有一定的下降空间；同时除开长期走势之外，中国的 M1/M2 还伴随着经济活动呈周期性的波动，实证分析表明 1996 年前的经济增长率是 M1/M2 周期波动的 Granger 原因；但 1996 年以后则必须由名义利率、通货膨胀率和股票市场交易量的变动才能说明 M1/M2 的波动。

**关键词：** M1/M2；货币流动性；周期波动；货币需求

中国现行的货币政策是以货币供应量为中介指标，而从货币供应量的口径来看，各国中央银行都是以货币流动性大小为标准来对货币供应量进行划分，包括若干层次，按口径的依次加大有 M0、M1、M2、M3 等等。中国一般采用较多的有 M0、M1 和 M2 这三个指标，随着 M0 到 M2 货币的流动性依次递减，M0 的流动性最强，是最活跃的货币；M1 反映了经济中的现实购买力，流动性仅次于 M0；而 M2 则不仅反映社会现实的购买力，还反映潜在购买力。本文将要进行研究的货币流动性比例，即 M1 与 M2 的余额比例，用公式表示为： $M1 / M2$ ，是一个关于货币供应量的结构指标，其作用在于考察 M1 和 M2 之间的协调关系。货币流动性指标近年来在中国的货币政策执行报告中频频出现，成为反映货币流动性强弱的结构变化、分析社会即期资金状况、加强金融监测、制定与实施货币政策的一个重要的参考指标（中国人民银行货币政策分析小组，2002）。

改革开放 25 年来，中国货币流动性比例的长期趋势呈下降趋势（1978 年末为 82%，2002 年底为 38.3%）；但是除开长期走势之外，中国的 M1/M2 还伴随着经济活动呈周期性的波动，有规律地出现同向变动。因此如何解释 M1/M2 的长期趋势和周期波动的原因，是一个值得进行探讨的问题。但是从现有文献来看，专门研究货币流动性指标的还不多见，谢杭生、徐燕等(1996)对 1988-1996 年货币流动性的周期变动及其成因进行了经验分析，认为货币流动性变化具有一定的内生性，并提出减少货币流动性波动的对策。王大用(1996)对 1980-1995 年的货币流动性的长期趋势及波动进行了分析，认为货币流动性的升降变化与经济活动有很好的吻合，并得出结论说，中国中央银行在实施货币政策控制货币供应量的同时，应当灵活相机调整利率，以稳定 M2 与 M1 增长率的差别。在这之后，卜永祥(1999)对中国货币流动性的周期变动也进行了分析，认为货币流动性的变化与经济周期波动强相关，并认为实物经济的扩张和收缩是影响货币流动性变动的主要原因，而 1999 年以来有效需求的进一步放慢

是货币流动性继续下降的主要原因，只要社会总需求状况不发生根本性改变，货币流动性下降的趋势就难以发生逆转。总之，从已有文献来看，很少有结合长期趋势和短期波动这两个方面对货币流动性比例进行分析，并且一直没有文献估计中国货币流动性函数；其次，自从1996年以来，中国货币流动性并没有延续1996年以前的走势，而是呈平行小幅波动，同时与经济周期之间的关系也呈现更多的不确定性，这都需要对货币流动性更进一步进行系统的研究。

改革开放以来中国货币流动性比例的长期趋势不断下降，其原因何在？那又为什么从1996年以来中国货币流动性比例基本保持平稳？另外进行国别比较表明中国货币流动性比例比美国、日本等国家都要高，那从跨度更长的时期出发，中国的M1/M2比例是否还有下降的可能性？而从M1/M2的周期性波动来看，其影响因素主要包括哪些？总而言之，研究货币流动性长期趋势的变动规律和周期波动的影响因素，对于控制不同层次的货币供应量、保证货币政策目标的实现具有十分重要的意义。本文将主要从货币需求的角度，就中国M1/M2比例的长期趋势、水平的国际比较和周期波动的影响因素展开深入的探讨和研究。

## 一、1978~2002年来中国货币流动性比例的长期趋势及其成因分析

### (一) 1978~2002年中国M1/M2的长期走势分析

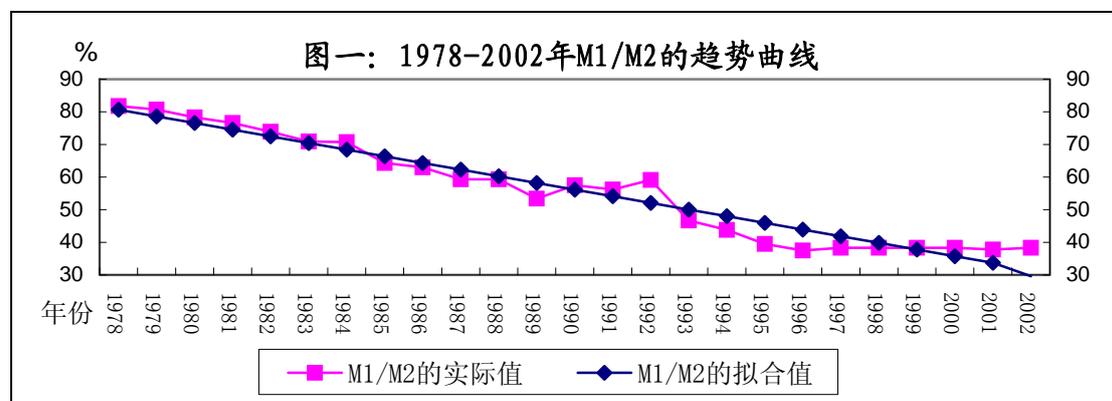
货币流动性指标M1/M2反映的是企业和居民货币需求的不同动机，与居民资产结构变化和经济市场化发展程度相适应，受许多因素影响，改革开放以来，中国货币流动性比例总体上呈下降趋势（1978年末为82%，2002年末为38.3%）。为了得到M1/M2的长期走势，我们将1978-2002年的M1/M2对常数项和时间趋势用Eviews3.1统计软件作回归分析，得到以下结果：

$$M1/M2 = 80.6504 - 2.041398986 * T \quad (1)$$

(54.2607)    (-19.3239)

$$R^2 = 0.9394 \quad D-W = 0.9851 \quad F\text{-statistic} = 373.4139$$

其中，T为时间趋势项，以起始年份为0，以后逐年增加。计量结果显示截距项、时间趋势项以及整个方程都在1%的水平下显著，虽然回归方程的D-W值偏低，表明存在一定的一阶正自相关，但是序列相关修正后并不影响初始回归的基本结论。图一是M1/M2的趋势线和回归的拟合线情形。从趋势图来看，在96年以前M1/M2呈急剧下降的趋势，但是从96年以来可以看到这一趋势比较平稳。



资料来源：《中国金融年鉴》1986-2002 《中国人民银行统计季报》2001-2002年各期

为了验证中国货币流动性的变动趋势在1996年以前和1996年以后是否有M1/M2-时间趋势关系的结构变化,笔者用Eviews3.1软件对上述方程以1996年为分界点做邹氏断点和预测检验(Chow Breakpoint Test & Chow Forecast Test),两个检验的结果都表明:中国1978-2002年间M1/M2与时间趋势之间的线性关系在1996年前后出现了结构变化,并且1996年以后中国的M1/M2比例与时间趋势不再存在线性关系。因此我们可以得出结论:中国的货币流动性在1978-1995呈线性下降的趋势,年均下降约2.44%,然而自从1996年以后中国的M1/M2则基本保持平稳。

### (二) 1978-1995年中国货币流动性比例不断下降的原因分析

中国货币流动性比例不断下降的原因很多,这从数据上分析就是因为M2的增长速度快于M1的增长速度,经统计计算,1978-1995年M2按复利计算年均增长24.3%,而M1的年均增长率只有19.8%,两者之间的差距达4.5个百分点。

而从微观经济主体的货币需求的角度出发,广义货币M2的不同组成部分所对应的是经济主体对货币需求的不同动机,狭义货币M1主要对应的是交易性货币需求;而准货币主要对应的是谨慎性、财富储藏性和投资性货币需求。随着改革开放的进行,中国国民收入持续高速增长,并且国民收入分配不断向居民倾斜,居民成为最重要的资金盈余方。但是,中国1996年以前可供居民进行投资的证券市场规模太小,银行存款就成了居民重要的投资(储蓄)渠道,这样造成的局面就是:随着居民可支配收入的大幅上涨,交易性货币需求的平均和边际收入弹性就逐渐小于谨慎性、储藏性货币需求的收入弹性。长此以往,狭义货币的增长速度就小于准货币的增长速度,这就导致M1/M2不断地下降。

### (三) 1996-2002年中国货币流动性比例趋于平稳的原因分析

从1996年以来,中国广义货币M2的年均增长速度较1978-1995年有较大程度的下降,经统计计算,1996-2002年M2按复利计算年均增长14.66%,M1按复利计算年均增长13.96%,两者之间的差距不到0.7个百分点。1996年以前和1996年之后的M1/M2的趋势不同,这说明在1996年以后影响货币需求的因素发生了很大的变化,这要结合1996年以来中国货币化速度、货币政策的实施和证券市场发展进行分析。

1996年以后中央银行8次下调利率、两次下调法定存款准备金以及经济货币化速度的减缓导致了M2增长率的下降;再贴现政策的重大改革和公开市场业务的大力发展增加了基础货币的投放;证券市场的高速发展和交易的“火爆”再加上利息税的征收大量的分流了居民的储蓄存款(由于2001年7月以前证券公司客户保证金没有纳入货币供应量),这样造成M2增长速度下降。这几个因素的加总使得自从1996年以来中国的M1/M2比例从总体上看没有延续1996年以前的下降走势。

## 二、货币流动性水平的国际比较

为了从横向上看中国M1/M2的水平,我们将中国其它七个国家或地区的M1/M2进行了比较。表1显示中国的M1/M2的比例是这八个国家与地区中最高的,与中国最接近的是日本,而这一比例最低的是中国香港特区。中国为什么形成相对高企的M1/M2比例,笔者觉得主要有以下几个原因:

表1 中外各国货币流动性比例的比较:1993-1998 单位: %

年份	中国	日本	韩国	泰国	新加坡	美国	中国香港	巴西
93	46.7	28.1	25.9	11.8	27.8	30.6	10	10

9 4	43.8	28.4	24.4	12.2	24.9	30.7	8.9	17.5
9 5	39.5	31.2	25.3	12.3	27.4	28.8	8.1	16.7
9 6	37.5	33.3	22.2	11.4	24.2	27.5	8.3	19.3
9 7	38.3	35.3	17.2	9.9	22.3	26.7	7.3	20
9 8	37.3	35.6	13.8	9.5	17	25	6.3	19.5

资料来源：根据 2000 年《国际经济年鉴》计算所得

(一) 中国居民对 M1 的需求由于取款成本、工资发放制度和支付方式的原因比美、日等国家相对高很多

根据对鲍莫尔的货币需求函数进行扩展，我们可以很容易地推出，居民对现金的需求与把活期存款或定期存款转换成现金的交易成本成正比，同时也与获取收入的时间跨度成正比。在中国，由于金融服务的不完善，居民取款成本相对比美国这些国家要高，因此居民持有的现金比例高于美日等国；另一方面中国采用的是月工资制度，而美国等许多国家采用的是周工资制度，也就是说月工资制度的获取收入跨度是周工资制度的四倍，因此中国居民的平均现金需求倾向比实行周工资制度的国家要高很多。其次，中国消费信用和其他支付方式还很不发达，采用分期付款、信用卡和个人支票的支付方式还比较少，这使得中国居民发生购买行为时的现金持有量比采用分期付款和信用卡支付情况下要大。

(二) 由于规避税收和政府监管以及短期融资的难度等原因使得企业对现金和活期存款的需求相对较高

对现金的需求和“地下经济”的规模是呈正比的，为了逃避税收和政府监管而未计入宏观经济统计范围的地下经济活动大量使用现金交易，这种地下经济活动的规模愈大，对现金的需求就越多。从现有文献的估计来看，中国的“地下经济”规模占 GDP 国民生产总值的比例不低，如朱小斌、杨缅昆(2000)的研究表明中国的地下经济规模占 GDP 的比例于 1995 年达到最高点为 29.43%。这使得中国企业和居民对现金的需求比“地下经济”比重小的国家(如美国)高得很多。另外企业持有活期存款主要是出于交易动机和预防性动机，也即是期限较短的营业性货币需求，这与企业获取短期贷款的难易程度呈正比例变动，在西方发达的市场经济国家企业的短期资金需求中有很很大一部分是通过商业票据来进行的，而在中国商业票据市场的发展程度比较低，规模较小，暂时还难以满足企业的短期融资的需要，因此中国企业的活期存款水平较高。

以上的国别比较表明，中国属于 M1/M2 比例较高的国家和地区之一，但不宜将中国的 M1/M2 比例与其他国家(或地区)的 M1/M2 的比率进行简单对比。因为事实上，将中国的货币流动性比率与外国相比，存在一个不完全可比的问题。理由主要有：首先，各国(地区)的货币需求行为不可能完全一样，即使就一国而言，影响货币需求的因素发生了变化，货币需求行为也会发生变化，因而反映在 M1/M2 这一指标上，一国的 M1/M2 并不是一成不变的，国际上也不存在一个标准的 M1/M2 水平，这一点我们从表 1 也可以看出来；其次，发达国家的金融创新很活跃，各个国家的货币供应量的统计口径也不完全一致。但总而言之，从长远来看，随着中国金融市场的发展、税收治理的加强、信用制度的完善和支付制度的改革，中国的 M1/M2 还会有一定的下降空间。

### 三、货币流动性的周期波动及其成因分析

前面我们分析了中国货币流动性的长期趋势，但伴随着货币流动性变长期趋势的还有其周期性的走势，本节将主要从货币流动性的周期性波动与经济波动之间关系的角度对 M1/M2 的周期性走势进行考察分析。

### (一) 1978-1996年中国 M1/M2 的周期性波动趋势与成因分析

从第二节中我们发现,在货币流动性下降的过程中,引人注目的是货币流动性的变化围绕其长期趋势还呈现明显的周期性波动。图2中靠近横轴的光滑的曲线是1978-1995年的M1/M2与时间趋势进行回归后,实际的趋势与拟合的长期趋势之间的残差,代表了货币流动性去除长期趋势后的周期性波动趋势。从残差曲线和经济增长曲线的对比图中我们可以看到,货币流动性的这一周期性波动与经济的周期波动基本上一致。如果把残差与经济增长速度这两列时间序列数据进行Granger因果关系检验,得出如下结果:

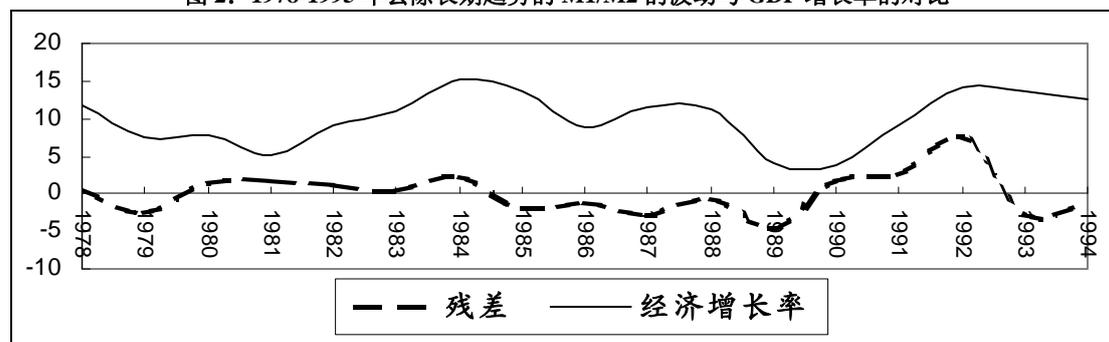
虚拟假设:经济增长率不是货币流动性周期波动的Granger原因

样本:1978-1995 滞后期:2

F-statistic: 9.63269 Probability: 0.00466

上面的计量分析表示经济增长率是货币流动性周期变动的Granger原因,这是一个单向的因果关系。另外如果把当年的经济增长率和上年的经济增长率之差代表当年的经济景气因素,然后计算代表货币周期性波动的残差序列和经济增长率之差这两个序列的相关系数,发现这两者的相关系数为0.7606,说明货币流动性的周期性波动与经济波动之间有趋势具有很强的同向性。

图2: 1978-1995年去除长期趋势的M1/M2的波动与GDP增长率的对比

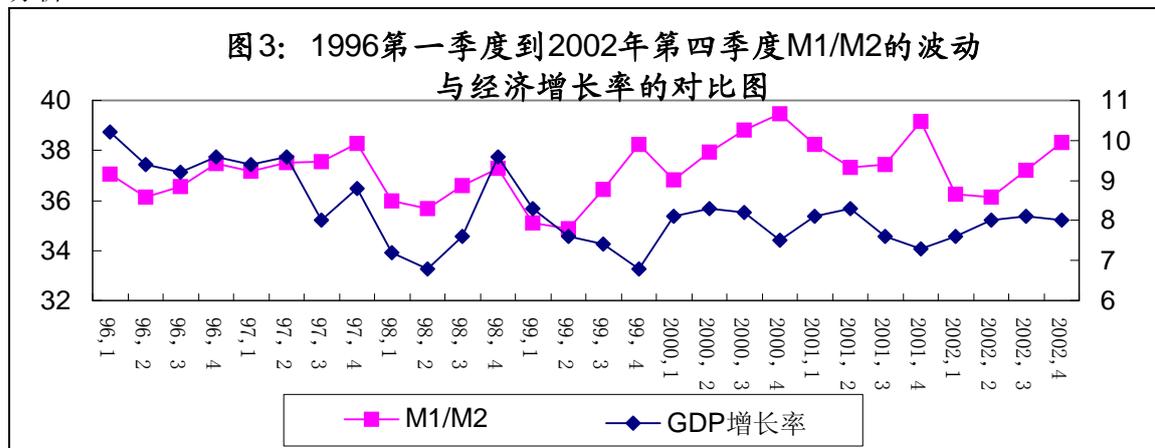


从图形的对比和统计计量分析发现:M1/M2的周期性波动与经济增长之间有着大体同步升降的关系,并且货币流动性的波动可以由经济波动来解释。那么这一结果的经济解释何在呢?这是因为货币供应量中的M1反映经济中的现实购买力,而M2则不仅反映社会现实的购买力,还反映潜在购买力;那么M1/M2的变化反映了公众流动性偏好的变化,而流动性偏好的变动是微观经济主体对经济波动和通货膨胀的行为反应。当经济增长速度加快、通货膨胀率升高,消费和投资支出相对比较旺盛,个人和企业对交易媒介或支付手段的需求就会升高,于是微观主体趋向于较多持有流动性强的货币,即M1,那么货币流动性指标M1/M2升高。

### (二) 1996年第一季度到2002年第四季度中国M1/M2的波动及成因分析

图3是1996年第一季度到2002年第四季度的货币流动性波动与经济增长率的对比走势,从图形我们可以看出中国这个阶段的货币流动性走势表现为以下三种趋势的叠加:(1)长期趋势,这28个季度的M1/M2的波动幅度比较平稳,落在以37.18%为均值,最高为39.5%最低为34.9%的区间内;(2)周期性走势:在经济的上升期上升,在经济的下降期下降,原因在于它与即期总需求走势正相关;但是货币流动性M1/M2指标与经济增长率的相关系数非常低,同时计量结果也表明两者之间不存在Granger因果关系,这说明货币流动性的波动与经济波动之间的关系比1996年以前呈现出更大的不确定性;(3)季节性走势,除开2001年其他年度的M1/M2指标几乎均呈逐季上升,原因在于全社会固定资产投资一般都是逐季上升,而社会零售商品总额的同比增长速度除开春节前后,也一般是下半年比上半年高,这都

说明年末的流动性需求比第一季度末要高，这和1996年以前的没有太大的差别(刘明志，2001)。下面我们主要对从实证分析的角度对这28个季度的货币流动性波动的影响因素进行分析。



资料来源：1996-2002《中国人民银行统计季报》

在第二节笔者提到，要分析近几年的货币流动性波动就必须联系到自1996年以来实施的主要货币政策和金融市场的发展，自从1996年以来中国中央银行连续下调利率，其中还在1999年第四季度开征了20%的利息税，这在很大相当程度上分流了储蓄存款，对稳定和提高货币流动性起到一定程度的作用，这说明利率的变化通过微观主体的持币行为对M1/M2的波动产生影响。另外，自1996年以来的这七年是中国证券市场高速发展的年头，股票市场规模的快速发展影响了居民的资产选择行为，当股票市场交易火爆时期大量的准货币，包括证券交易准备金和发行新股时的申购资金游离出货币供应量的统计范围(特别是在1998年以后，新股认购资金不再包含在居民储蓄存款中)，这样降低了广义货币供应量的增幅，相对提高了货币的流动性。从上图我们可以看到，从1999年第二季度到2000年第四季度M1/M2的波动和经济波动之间呈相互背离的走势，因为在这七个季度中，股市交易特别活跃。因此我们认为1996-2002年的货币流动性的波动应该可以由经济增长、利率变化和股票交易量的波动这三个变量来解释。

经济增长我们用季度同比GDP增长率RGDP(可比价格)来衡量；利率因素我们用的是季度末的一年期储蓄存款的名义利率NRATE；股票交易量的波动本文用的是季度股票市场成交额除以狭义货币之比的滞后一期的量GTM1(-1)和滞后两期的量GTM1(-2)，因为M1/M2与GTM1(-1)以及GTM1(-2)呈正向的相关关系，相关度分别为0.4637与0.5882，而M1/M2与GTM1之间的相关度很小，只有0.0899，这是因为当期股票交易的增量资金主要来源于当期的活期存款，随着股票收益率的上升，发挥了股市的“示范效应”，定期存款向活期存款和证券交易保证金的转移增加(朱道益，2002)，由此导致下面二期M1/M2的上升。

由于M1/M2是一个季度时间序列，它主要包含长期趋势、季节变动和循环波动，因此必需把长期趋势和季节变动趋势分离出来。首先我们利用Census X-11方法把货币流动性指标的季度变动趋势去掉，然后把季节调整后的M1/M2序列进行H-P滤波分解，那么剩余的就是波动成分了(用CM12表示)，我们将CM12对经济增长率、利率以及股票市场交易量波动指标进行回归分析，最终得到如下方程：

$$CM12 = -0.2821*NRATE + 0.2582*IFL + 0.0196*GTM1(-1) + 0.0260*GTM1(-2) \quad (2)$$

(-5.017)
(4.318)
(1.882)
(2.633)

$$Adjusted R^2=0.7178 \quad D-W=1.7229 \quad F-statistic=14.29647$$

从(2)式的计量结果来看,所有的变量都通过了5%的显著性检验,F值也通过了1%的总体显著性检验,回归效果良好。但是由于经济增长变量RGDP未能通过显著性检验,因此被删除了,然后在方程中添加了与经济增长率相关程度较高的通货膨胀率变量。虽然方程(2)的拟合度不太高,但是考虑到获取季度地下经济数据和衡量金融创新的难度,因此我们认为就方程和变量的显著性而言本模型是具有很强的解释力的。为了检验货币流动性方程的稳定性,我们对(2)式进行一步预测稳定性检验,结果显示方程(2)在2001年第三季度和2002年第四季度的递归残差超过了2倍标准差,这表明货币流动性波动方程(2)的参数不太稳定,因此准确地预测货币流动比例的变化以及货币流动性波动与其它经济变量之间的关系是很困难的。

从回归系数的大小来看,影响货币流动性波动最大的因素是名义利率的调整,其次才是通货膨胀率的变化,最后才是证券市场交易量升降的影响,本文得出的结论与卜永祥(1999)的结论有所差别,同时也与我们直观的感觉以及先前的假设存在很大的差异。在这个方程中,经济增长率的波动是通过通货膨胀率这样一个替代变量引入的,这一方面说明通货膨胀率的变化比经济增长率的波动更能够解释货币流动性的变化;另一方面还表明货币流动性的波动与经济的周期波动之间的关系存在更大的不确定性。然而当我们剔除掉利率的变化和证券市场的影响,最终影响货币流动性波动的还是经济波动,以2002年为例,这年的证券市场交易较为清淡,第八次降息也没有导致居民储蓄存款增长率的下降,但是自三月份以来中国的货币流动性比例M1/M2却逐月上升,这主要是因为中国2002年投资快速增长、进出口贸易与利用外资明显好于预期导致经济增长速度逐季上升,企业产销两旺,银行贷款进度逐月加快,企业活期存款逐步增加,M1增速快于M2的增速。

#### 四、研究结论及简短的政策建议

通过前面的实证分析和国际比较研究,本文得出以下几个结论:

**结论 1:** 中国货币流动性趋势的变动分为两个阶段,第一个阶段是1978年到1995年,这18年中货币流动性指标M1/M2的长期趋势一直呈直线下降的趋势;第二个阶段是1996年到2002年,这7年的货币流动性比例没有延续以前的下降趋势而基本保持平稳。

**结论 2:** 国别比较表明中国属于M1/M2比例较高的国家和地区之一,从长远来看,随着中国金融市场的发展、税收治理的加强、信用制度的完善和支付制度的改革,中国的M1/M2还会有一定的下降空间。

**结论 3:** 1978年到1995年货币流动性还存在与经济周期有强相关关系的周期变动,并且经济波动对货币流动性波动的解释能力较强,经济增长率是M1/M2周期波动的Granger原因。

**结论 4:** 1996年到2002年货币流动性的波动与经济的周期波动之间的关系存在更多的不确定性,计量结果表明M1/M2的波动可以由名义利率的调整、通货膨胀率的变化以及证券交易量的波动来解释,但是要准确地预测货币流动比例的变化以及货币流动性波动与其它经济变量之间的关系是很困难的。

基于以上分析,本文对中国货币政策的制定与实施提出以下几点建议:

**政策建议 1:** 我们在利用货币流动性指标M1/M2来分析社会即期资金状况、加强金融监测、制定与实施货币政策时,必须结合考虑影响M1/M2长期趋势与短期波动的经济因素与金融制度因素。

**政策建议 2:** M1/M2的波动体现了M1和M2增长的不协调,而在利率具有充分弹性的条件下,M2和M1会自动调整趋于协调,因此,在中国目前利率尚未完全市场化之前,不宜简单地以M2或M1作为单一的货币政策中介目标,必须结合货币流动性比例M1/M2的

升降变化和实际经济情况，灵活调整利率以协调 M2 与 M1 之间的增长。

### 参考文献:

1. 卜永祥:《中国货币流动性的周期变动及其成因》,《金融研究》1999年8期。
2. 刘明志:《中国的 M2/GDP(1980-2000):趋势、水平和影响因素》,《经济研究》2001年2期。
3. 王大用:《中国货币政策的中介目标问题》,《经济研究》1996年3期。
4. 武剑:《货币政策与经济增长》,上海三联书店、上海人民出版社2000年。
5. 汪小亚、卜永祥、徐燕:《七次降息对储蓄、贷款及货币供应量影响的实证分析》,《经济研究》2000年6期。
6. 谢杭生、徐燕、王素珍:《对中国货币流动性变化的实证分析》,《财贸经济》1996年10期。
7. 朱小斌、杨缅昆:《中国地下经济实证研究:1979-1997》,《统计研究》,2000年4期。
8. 中国人民银行货币政策分析小组:《2002年第三季度货币政策执行报告》,《中国证券报》2002年0月25日。
9. 曾令华:《论中国 M2 对 GDP 的比例》,《金融研究》2001年6期。
10. 朱道益:《中国股票市场货币需求影响的实证研究》,《上海财经大学学报》2002年6期。
11. Tobin J., 1956, The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash. *The Review of Economics and Statistics* 38, 241-47.

## An Empirical Study of the Long-term Trend and Fluctuation of monetary liquidity in China: 1978-2002

**Abstract:** This paper studies the long-term trend and fluctuation of monetary liquidity in China. The result reveals a rapid declining trend on the ratio from 1978 to 1995, but the ratio keeps stable from 1995 to 2002. Moreover, the comparative analysis across countries indicates that the level of the ratio is relatively high because of the difference of payment system, costs of drawing and tax avoiding. The ratio is fluctuating periodically along with economic cycle. The result of positive analysis reveals the economic growth rate is Granger causality of fluctuation of the ratio over the span from 1978 to 1995, but only economic growth rate, nominal interest rate and the stock trading volume can explain the fluctuation of the ratio over the period from 1996 to 2002.

**Key words:** Ratio of M1 to M2; Monetary liquidity; Periodic fluctuation; Demand for money

作者简介:

易行健(1974.12-), 男, 湖南湘乡人, 经济学博士, 广东外语外贸大学国际经贸学院副院长、教授, 主要研究方向为金融理论与计量经济学。

联系地址: 广州市番禺区小谷围广州大学城广东外语外贸大学国际经贸学院

邮政编码: 510006

电话号码: 020-39328515

E-mail: yxjby@163.com

## 近代上海标金市场效率的实证研究<sup>①</sup>

魏悦 魏忠

**内容提要：**近代上海标金市场是世界上最早的金融期货市场之一，其有效运作奠定了上海远东国际金融中心的历史地位。本文运用协整和误差修正理论，对1921~1935年上海标金的期现货价格进行实证检验，结果表明近代上海标金市场具有价格发现的功能，是具备一定效率的金融市场。

**关键词：**近代；上海；标金；效率；

20世纪20、30年代，上海是中国的金融中心。当时大多数西方国家实行金本位制，中国则实行银本位制，金银比价是中国的对外汇率。为规避金银比价变动的风险，上海金业交易所于1921年11月13日建立，其主要职能是从事标金期货交易，由此开始，中国黄金交易进入了交易所时代。至20世纪30年代中期，上海每年标金的成交量从3000万条发展到5000万条，交易额跃居伦敦、纽约之后的第3位，从而奠定了上海远东国际金融中心的历史地位。本文试图应用计量经济学模型，对上海标金市场的价格发现功能进行实证分析，藉以证明近代上海标金市场是一个具有一定经济效率的金融市场。

### 一、上海标金市场的运作概况

1921年上海金业交易所已成为中国最大的标金市场，其交易的物品为国内矿金、各国金块及金币、赤金、标金4种，标金价格以每条10两计算，这是为了便于同伦敦的黄金交易接轨。标金是黄金交易中最重要的一部分，每日交易大多为标金，其他三种的交易量很小。因此，上海的黄金市场亦称为标金市场。上海金业交易所的交易分现期和定期两种：现期于当日交割清楚，定期以两个月为限，定期交易也就是期货交易。上海金业交易所的标金买卖大部分为期货非现货。交易有买卖双方：看跌者为卖方，称“空头”；看涨者为买方，称为“多头”。除了多、空两头外，还有“套头”者，即做“套买”或“套卖”标金的经纪人。金业交易所的标金交易主要有下列四种类型：

1、投机性买卖，标金价格波动无常是标金投机买卖的依托。标金市价每日开盘后涨落不定，其变动愈剧烈，与投机事业愈相宜。投机者的目的在于标金市价上下波动时，从中取利。

2、买进标金现货以备输出获利。标金市价波动频繁，有时会出现实买标金，输出国外改铸外币而有利可图的情况。如某日上海日汇为规元54两，合100日元，则用日汇定数计算，标金平价应为 $4.78015 \times 54 = 258.1281$ 两，而同时现期标金市价仅为250两，这样，可以在日本卖出定期标金，以便将当日在上海所买进的现期标金运至日本交货；同时在上海卖

<sup>①</sup>本文是2008年广东省哲学社会科学“十一五”规划项目“中国市场经济伦理的建构”的阶段成果，编号：(08YD—02)

出远期日汇，以便将在日本所买进的日金运回上海交货。此项交易，除一切运费外，尚有利可图。

3、规避定期外币风险的买卖。为了减少定期外币买卖的风险，可同时以定期标金买卖为保障。当然，以定期外币买卖来减少定期标金买卖的风险也是成立的。买进定期金币，同时卖出定期标金；或卖出定期金币，同时买进定期标金，这样做虽然得利较少，却大大减少汇率波动带来的风险。

4、减少外汇变动风险的买卖。进口商在定货同时买进定期标金，待货到付款时，可以卖出标金而买进外汇，这样可以减少风险。出口商则反向操作以减少风险。

## 二、对上海标金市场效率的逻辑分析

按照当代期货理论，价格发现是期货市场的基本功能之一。期货市场的价格发现功能是指期货价格可以预测到未来现货市场的价格，并对现货市场的价格走向具有一定的引导作用。期货价格是标的资产的未来价格，如果期货价格是未来价格的一个无偏估计，则称期货市场具备一定的经济效率。因此，期货市场的经济效率是对期货市场价格发现功能的简单、直观解释。

Bigman, Goldfarb and Schechtman (1983) 最早提出了期货市场“简单效率”的概念。他们运用 OLS 回归方法检验了在 CBOT 交易的小麦、玉米和大豆等期货合约的效率，结果发现回归方程中截距项  $\alpha > 0$  和系数  $\beta < 1$ ，认为期货价格不是相应到期日现货价格的有效估计，期货市场的“简单效率”不能成立，期货市场没有价格发现的效率。Elam and Dixon (1988)、Shen and Wang (1990) 对 Bigman 的模型和结论提出质疑，认为期货价格和现货价格序列都是非平稳的，使用传统的回归方法容易造成伪回归问题，故传统的无偏性检验方法是无效的。后来，多数研究者采用  $S_t = C_0 + C_1 F_{t-1} + U_t$  来检验期货市场的价格发现效率问题。 $S_t$  是到期日的现货价格， $F_{t-1}$  是到期前某一日的期货价格，当  $C_0 = 0$  且  $C_1 = 1$  时，即满足无偏估计。可是此检验方法无法辨别实际检验拒绝无偏估计的根本原因是市场效率的问题，还是风险溢价的存在。

Engle and Granger (1987) 提出协整概念，基本解决了价格序列中存在的非平稳问题。但是，这种方法的不足之处在于缺乏对参数的严格推断，而参数的推断正是期货价格无偏性检验的核心。Johansen (1988)，Johansen and Juselius (1990) 利用极大似然方法，推导出协整检验以及参数检验的统计推断工具。Lai and Lai (1991) 较早使用协整理论去检验期货价格与现货价格的关系问题。Antonioniou and Foster (1993)，Fortenbery and Zapata (1997)，Haigh (2000) 等利用协整方法对期货市场的价格发现功能进行实证检验，研究结果显示：绝大多数期货品种的期货价格与现货价格之间存在协整关系，期货价格对交割日的现货价格具有预测作用。

国内在此方面的研究起步较晚，华仁海 (2003) 等运用同样方法对上海期货交易所的期铜、铝的价格发现功能进行实证研究，得出中国金属期货品种具备价格发现的功能。赵进文 (2004) 运用相关系数及协整检验的方法对大连商品交易所交易品种的价格发现和国内影响进行实证研究，发现大豆等品种具备价格发现功能，大连商品期货交易市场基本有效。

期货市场“简单效率”的检验，是通过 OLS 验证期货价格和未来现货价格之间的无偏估计假设是否成立，来证明期货市场是否具有价格发现功能。无偏假设要求  $E_{t-k}(S_t) = \alpha + \beta F_{t-k}$  中的参数满足  $\alpha = 0, \beta = 1$ 。由于不能观测到未来现货价格的理性预期值，一个替代的检验办法是检验期货价格是未来实际现货价格的无偏估计。

$$S_t = \alpha + \beta F_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

(1)式中 $S_t$ 是到期日 $t$ 的现货价格, $F_{t-k}$ 是到期日的期货合约在 $t-k$ 时期的价格, $\varepsilon_t$ 是方程残差。

如果 $S_t$ 与 $F_{t-k}$ 是两个非平稳的I(1)序列,但它们的线性组合是平稳的话,则称期货价格序列与现货价格序列之间存在着协整关系。这意味着 $S_t$ 与 $F_{t-k}$ 之间存在着长期的稳定关系,它是期货市场价格发现和简单有效的必要条件。期货市场价格发现功能和市场效率的检验还需要对方程(1)中的参数进行检验。若 $\beta=1$ ,则表明如果忽略风险溢价和市场摩擦的影响,期货价格是未来现货价格的一个无偏估计。若 $\alpha=0$ 成立,表明市场定价不受风险溢价和市场摩擦等因素的影响。期货市场满足无偏性假设的一个更严格的条件是 $\alpha=0, \beta=1$ 同时成立。

### 三、上海标金市场效率的实证研究

上海金业交易所的标金交易定期为二个月,最后交割日为每月16日,故只考虑距离最后交割日2个月之内的期货交易。选取距最后交易日前7天、14天、21天、30天、60天价格作为所对应的各期货合约价格序列,分别用 $F_7, F_{14}, F_{21}, F_{30}, F_{60}$ 表示。选取每月最后交易日的价格为现货价格序列,以 $S_t$ 表示。期货价格数据源自《申报》和《经济统计》,现货价格数据源自《民国日报》(上海版)和《时报》。由于价格单位的变化,将1921年~1935年标金期货和现货的价格序列可分为三个部分:第一部分1922年1月~1933年3月;第二部分1933年5月~1934年2月,分界点是1933年3月16日,此日后标金计价单位“废两改元”,由(银)两/条改为元/条。第三部分1934年5月~1935年12月,1934年2月国民政府改标金计重单位为市平10两,标金单位为元/条(市平10两)。具体分析如下:

#### 1. 1922年1月~1933年3月

协整检验之前,先要验证价格序列是否平稳。本文利用ADF单位根检验方法来检验期现货价格序列的平稳性,然后利用协整E-G两步法检验期现货价格之间是否存在协整关系。

##### (1) 平稳性检验

对期现货价格数据取对数,用 $f_{t-k}$ ( $k=7,14,21,30,60$ )和 $s_t$ 来表示,即 $f_{t-k} = \ln F_{t-k}$ , $s_t = \ln S_t$ ,旨在消除序列中可能存在非线性因素对OLS估计的影响。

由表1的检验结果可知,所有期货价格序列与现货价格序列的水平数据都不拒绝原假设,表明它们都是非平稳的单位根序列,而所有的一阶差分序列都在1%显著水平上拒绝原假设,表明它们都是平稳的序列。由此可知,期货价格序列与现货价格序列都是同阶可积的I(1)序列,满足协整检验的前提条件。

表1 标金期货和现货价格序列平稳性的单位根检验的结果

	ADF值(c, t, n)	1%临界值	5%临界值	10%临界值	是否平稳
F7	-0.085900(c, t, 0)	-3.486551	-2.886074	-2.579931	否
$\Delta f_7$	-9.417448(c, t, 0)	-3.487046	-2.886290	-2.580046	是
f14	-1.797507(c, t, 0)	-4.037668	-3.448348	-3.149326	否
$\Delta f_{14}$	-10.74725(c, t, 0)	-4.038365	-3.448681	-3.149521	是
f21	-1.848443(c, t, 0)	-4.037668	-3.448348	-3.149326	否
$\Delta f_{21}$	-11.47049(c, t, 0)	-4.038365	-3.448681	-3.149521	是
F30	-1.833971(c, t, 0)	-4.037668	-3.448348	-3.149326	否

$\Delta f_{30}$	-9.910475(c, t, 0)	-4.038365	-3.448681	-3.149521	是
$f_{60}$	-1.741033(c, t, 0)	-4.037668	-3.448348	-3.149326	否
$\Delta f_{60}$	-10.11779(c, t, 0)	-3.487046	-2.886290	-2.580046	是
$s$	-1.895809(c, t, 0)	-3.486551	-2.886074	-2.579931	否
$\Delta s$	-10.09203(c, t, 0)	-4.038365	-3.448681	-3.149521	是

注：(c, t, n) 分别表示在 ADF 检验中带有常数项、趋势项和滞后项阶数。 $\Delta$ 表示取一阶差分。

(2) 协整检验

建立回归方程： $s_t = \alpha + \beta f_{t-k} + \varepsilon_t$   $k = 7, 14, 21, 30, 60$

表 2 协整检验结果

序列	回归方程	残差序列 ADF 值 (c, t, n)	1%临界值	5%临界值
7 天	$s_t = 0.7413 + 0.8840f_{t-7}$ (8.5770) (61.4514) $R^2 = 0.9699$	-2.441529(c, 0, 0)	-3.486551	-2.886074
14 天	$s_t = 0.7625 + 0.8804f_{t-14}$ (8.4708) (58.7685) $R^2 = 0.9672$	-3.817436(c, 0, 0)**	-3.486551	-2.886074
21 天	$s_t = 0.7006 + 0.8915f_{t-21}$ (7.6026) (58.0716) $R^2 = 0.9665$	-3.085317(c, 0, 0)*	-3.487046	-2.886290
30 天	$s_t = 0.7054 + 0.8909f_{t-30}$ (7.0365) (53.3286) $R^2 = 0.9605$	-5.269815(c, 0, 0)**	-3.486551	-2.886074
60 天	$s_t = 0.6950 + 0.8937f_{t-60}$ (5.8215) (44.8663) $R^2 = 0.9451$	-3.458473(c, 0, 0)*	-3.487550	-2.886509

注：1. 第二列回归方程式下面 ( ) 中为 t 统计值。

2. 第三列中 (c, t, n) 分别表示在 ADF 检验中带有常数项、趋势项和滞后项阶数。

3. \*\* 表示 1%水平上变量显著, \* 表示 5%水平上变量显著。

检验结果由表 2 可知：

第一，现货价格与前 7 天的期货价格不存在协整关系，距最后交易日前 7 天的期货市场没有效率。

第二，现货价格与前 14, 21, 30, 60 天的期货价格协整。表 2 中 4 个对应的回归方程协整系数  $\alpha \neq 0, \beta \neq 1$ ，表明尽管现货价格与前 14、21、30、60 天期货价格协整，但期货价格并不是对未来现货价格的无偏估计。

第三，常数项明显异于零，主要是由于仓储费用和风险溢价的存在造成的。

(3) 误差修正

建立模型： $\Delta s_t = b_0 + b_1 \Delta f_{t-k} + b_2 ecm_{t-1} + \varepsilon_t$   $k = 14, 21, 30, 60$

$\Delta s_t$ 、 $\Delta f_{t-k}$  分别表示  $s_t$ 、 $f_{t-k}$  的一阶差分； $ecm$  表示短期内  $s_t$  偏离均衡值的大小，且比因变量滞后 1 期； $b_0$  为常数项， $b_1$  表示  $\Delta f_{t-k}$  对  $\Delta s_t$  的影响程度和方向， $b_2$  为纠正速度； $\varepsilon_t$  是扰动项，服从白噪声过程。结果见表 3。

表3 误差修正方程系数

序列	$b_0$	$b_1$	$b_2$
14天	0.003154 (1.020011) (0.3099)	0.565511 (7.913267) (0.0000)	-0.156102 (-2.961186) (0.0037)
21天	0.004229 (1.246984) (0.2149)	0.419029 (5.670697) (0.0000)	-0.171181 (-2.883368) (0.0047)
30天	0.005966 (1.571348) (0.1188)	0.181155 (2.085640) (0.0392)	-0.083402 (-1.224951) 0.2231
60天	0.007761 (2.013726) (0.0464)	-0.053206 (-0.605877) (0.5488)	-0.017376 (-0.297530) (0.7666)

注：系数值下方依次为：t 统计值和 p 值。

根据表3可知：

第一，前14、21、30天序列的 $b_0$ 不显著，不拒绝系数为零的假设前提，而前60天的 $b_0$ 显著异于零，这主要是由于仓储费用和风险溢价的存在造成的。

第二，在时间跨度30天内， $\Delta f_{t-k}$ 的系数 $b_1$ 是显著异于零的，表明期货价格的变动领先于现货价格的变动。系数越大，表明现货价格的变动受期货价格变动的影响越大。随着时间跨度的延长， $b_1$ 逐渐变小，最后变得不能通过异于零的显著性检验，这说明此时的期货价格已经不能对现货价格的变动有显著影响。

第三，时间跨度大于30天，误差修正项的系数 $b_2$ 开始不能通过异于零的显著性检验，这表明在该领先水平上，虽然期现货价格之间存在长期的均衡关系，但两者之间的长期均衡关系并不能对短期内现货价格的变动有显著的影响。相反，在时间跨度小于30天时，期现货价格之间的长期无套利均衡关系会对短期内现货价格的变动有显著的影响。从系数上看，系数值是负的，这表明此时（短期）的期货价格对现货价格的变动影响是一种背离现货价格原有的趋势而走向它们之间长期均衡关系的一种影响，即此时的现货价格与期货价格的偏离会在短期内消失，期货价格和现货价格向长期均衡收敛。

从以上三点我们可以看出，在前14天和21天期货价格的领先水平具有较好的预测作用，也就是说在这个时期内期货市场价格发现的效率比较高。

## 2. 1933年5月~1934年2月

与上同理，期现货价格序列每组有10个数据。

单位根检验结果见表4。表4中， $f_7, f_{14}$ 是I(2)序列， $f_{30}, f_{60}$ 是I(1)序列， $f_{21}, s_t$ 是超过2阶的单整序列，所以 $f_7, f_{14}, f_{30}, f_{60}$ 与 $s_t$ 不存在协整关系，而 $f_{21}$ 为超过2阶的单整序列，其经济意义已不存在，故期货市场价格发现功能不存在，市场没有效率。

表4 期货和现货价格序列平稳性的单位根检验结果

	ADF值(c, t, n)	1%临界值	5%临界值	10%临界值	是否平稳
f7	-2.538978(c, t, 1)	-5.835186	-4.246503	-3.590496	否
$\Delta f_7$	-2.699046(c, t, 0)	-5.835186	-4.246503	-3.590496	否
$\Delta^2 f_7$	-3.874533(c, t, 0)*	-6.292057	-4.450425	-3.701534	是

f14	-2.252787(c, t, 0)	-5.521860	-4.107833	-3.515047	否
$\Delta f_{14}$	-2.138865(c, t, 0)	-5.835186	-4.246503	-3.590496	否
$\Delta^2 f_{14}$	-3.935426(c, t, 0)*	-6.292057	-4.450425	-3.701534	是
f21	-2.391482(c, t, 1)	-5.835186	-4.246503	-3.590496	否
$\Delta f_{21}$	-3.069071(c, t, 1)	-6.292057	-4.450425	-3.701534	否
$\Delta^2 f_{21}$	-2.358504(c, t, 1)	-7.006336	-4.773194	-3.877714	否
f30	-3.450013(c, t, 0)	-5.521860	-4.107833	-3.515047	否
$\Delta f_{30}$	-4.980463(c, t, 0)**	-5.835186	-4.246503	-3.590496	是
f60	-3.353342(c, t, 0)	-5.521860	-4.107833	-3.515047	否
$\Delta f_{60}$	-4.984647(c, t, 0)**	-5.835186	-4.246503	-3.590496	是
$s_t$	-2.626670(c, t, 0)	-5.835186	-4.246503	-3.590496	否
$\Delta s_t$	-1.955117(c, t, 0)	-5.835186	-4.246503	-3.590496	否
$\Delta^2 s_t$	-1.690461(c, t, 0)	-6.292057	-4.450425	-3.701534	否

注：1. (c, t, n) 分别表示在 ADF 检验中带有常数项、趋势项和滞后项阶数。

2.  $\Delta$  表示取一阶差分。 $\Delta^2$  表示取二阶差分。

3. \* 表示 10% 临界水平下显著, \*\* 表示 5% 临界水平下显著。

### 3. 1934 年 5 月~1935 年 12 月

与上同理, 期现价格数列每组有 19 个样本。

单位根检验。在表 5 中,  $f_7, f_{14}, f_{21}, s$  是 I(1) 一阶单整序列,  $f_{30}$  是 I(2) 二阶协整序列,  $f_{60}$  是平稳序列。

表 5 价格序列平稳性的单位根检验结果

	ADF 值 (c, t, n)	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	是否平稳
f7	-0.612357(c, t, 0)	-4.571559	-3.690814	-3.286909	否
$\Delta f_7$	-4.026411(c, t, 0)**	-4.616209	-3.710482	-3.297799	是
f14	-0.869085(c, t, 0)	-4.571559	-3.690814	-3.286909	否
$\Delta f_{14}$	-4.498843(c, t, 0)**	-4.616209	-3.710482	-3.297799	是
f21	-0.315571(c, t, 0)	-4.571559	-3.690814	-3.286909	否
$\Delta f_{21}$	-3.686950(c, t, 0)*	-4.616209	-3.710482	-3.297799	是
f30	-0.488541(c, t, 0)	-4.571559	-3.690814	-3.286909	否
$\Delta f_{30}$	-1.839151(c, t, 0)	-4.616209	-3.710482	-3.297799	否
$\Delta^2 f_{30}$	-3.761154(c, t, 2)*	-4.800080	-3.791172	-3.342253	是
f60	-4.596589(c, t, 0)	-4.571559	-3.690814	-3.286909	是
$s_t$	-0.357493(c, t, 0)	-4.571559	-3.690814	-3.286909	否
$\Delta s_t$	-3.887266(c, t, 0)**	-4.616209	-3.710482	-3.297799	是

注：1. (c, t, n) 分别表示在 ADF 检验中带有常数项、趋势项和滞后项阶数。

2.  $\Delta$  表示取一阶差分。 $\Delta^2$  表示取二阶差分。

3. \* 表示 10% 临界水平下显著, \*\* 表示 5% 临界水平下显著。

协整检验, 结果见表 6。

第一, 前 7 天、14 天期现货价格之间存在协整关系, 期现货价格之间长期存在显著的稳定关系; 前 21 天的回归残差通过了 10% 显著性水平的检验, 这表明期货价格对现货价格有一定的预测能力。

第二，从系数上看，也基本符合价格发现规律。在协整检验中，期货序列的系数反映了期货价格与现货价格的相关系数。该数值越接近1，表明期货价格对现货价格的预测能力就越强，这意味着期货市场的定价效率就越高。

第三，回归方程系数 $\alpha=0$ ， $\beta \neq 1$ ，说明尽管现货价格与前7、14、21天期货价格协整，但期货价格并不是对未来现货价格的无偏估计。

表6 协整检验结果

序列	回归方程	残差序列 ADF 值(c, t, n)	1%临界值	5%临界值
前7天	$s_t = -0.3162 + 1.0448f_{t-7}$ (-0.8970) (20.2819) $R^2=0.96$	-3.4103 (c, 0, 0)**	-3.8574	-3.0404
前14天	$s_t = 0.3526 + 0.9468f_{t-14}$ (0.9715) (17.8571) $R^2=0.95$	-3.9023 (c, 0, 0)***	-3.8574	-3.0404
前21天	$s_t = 0.4388 + 0.9347f_{t-21}$ (1.3151) (19.1676) $R^2=0.96$	-2.8665 (c, 0, 0)* -2.6606 (10%临界值)	-3.8574	-3.0404

注：1. 第二列回归方程式下面（）中为t统计值。2. 第三列中（c, t, n）分别表示在ADF检验中带有常数项、趋势项和滞后项阶数。3. \*表示10%临界水平下显著，\*\*表示5%临界水平下显著，\*\*\*表示1%临界水平下显著。

$$\text{误差修正模型: } \Delta s_t = b_0 + b_1 \Delta f_{t-k} + b_2 ecm_{t-1} + \varepsilon_t \quad k = 7, 14, 21$$

在表7中，我们可以得到：

第一，前7、14、21天序列的常数项 $b_0$ 不显著，不拒绝系数为零的假设前提，这表明未来现货价格的变化主要是受期货价格的变化影响。

第二，时间跨度小于30天， $\Delta f_{t-k}$ 的系数 $b_1$ 是显著异于零的，这表明期货价格的变动领先于现货价格的变动。系数越大，表明现货价格的变动受期货价格变动的的影响越大。

第三，时间跨度小于30天，期现货价格之间的长期无套利均衡关系会对短期内现货价格的变动有显著的影响。从系数 $b_2$ 上来讲，系数值为负，这表明短期的期货价格对现货价格的变动影响是一种背离现货价格原有趋势而走向它们之间长期均衡关系的一种影响，即在短期内现货价格和期货价格的偏离会消失，期现价格向长期均衡收敛。

我们从以上三点分析可以得出，在小于30天期限内期货价格的领先水平上具有较好的预测作用，即期货市场价格发现的效率比较高。

表7 误差修正结果

序列	$b_0$	$b_1$	$b_2$
提前7天	-0.001803 (-0.363245) (0.7215)	1.007560 (13.57665) (0.0000)	-0.700799 (-2.852136) (0.0121)
提前14天	0.000729 (0.115055) (0.9099)	0.899229 (9.934775) (0.0000)	-0.882932 (-2.807582) (0.0133)
提前21天	-0.001719	1.006807	-0.761383

	(-0.325495)	(12.50184)	(-2.928455)
	(0.7493)	(0.0000)	(0.0104)

注：系数值下方依次为：t 统计值和 p 值。

#### 四、结束语

本文通过协整理论和误差修正模型，对近代上海标金市场价格发现功能进行了实证分析，得出如下结论：

##### 1、1922~1933 年上海标金市场具有一定的价格发现功能

协整检验结果显示：标金现货价格与距最后交易日前 14、21、30、60 天的期货价格之间存在协整关系，即它们有着比较显著的长期稳定关系，不会偏离太远，但期货价格并不是未来现货价格的无偏估计。从误差修正模型来看，前 14 天和前 21 天期货合约的误差修正项系数均是显著异于零的且均为负值，说明期货价格和现货价格之间的长期均衡关系对现货价格短期的偏离有一个显著的修正作用，期货价格变动显著地领先于现货价格的变动。在近代上海，大多数金融机构建立在外国租界内。当时西方国家奉行自由市场政策，主张政府不干预市场，市场这只“看不见的手”在经济中发挥着主导作用。那时，中国北洋军阀政府尽管想干预市场，但由于实力较弱，加上海金融市场位于租界内，干预市场也只能是“心有余，而力不足”，上海金融市场处于自主发展的局面。国民党上台后，尽管南京国民政府实力增强，但对租界内的金融市场影响也是有限的。

##### 2、1933~1934 年上海标金市场价格发现功能不存在，市场没有效率

从单位根检验结果来看，标金期现货价格不存在协整关系，长期内彼此间没有稳定的关系，市场不具有价格发现功能和效率。“废两改元”后，中国货币制度处于不稳定的时期以及 1929 年世界经济危机对中国的冲击和货币本位制度的转变，都加剧了中国经济的衰退，上海标金市场投机猖獗，操纵市场活动严重，市场价格发现功能丧失，市场无效率。

##### 3、1934 年~1935 年标金市场价格发现效率较高

实证结果表明，在期货合约跨度小于 30 天以内，标金期货和现货价格之间存在协整关系，彼此间有显著的长期稳定关系，期货市场的预测作用显著，价格发现效率较高。南京国民政府通过组建“四行二局”加强对金融市场的控制，对金融市场的投机行为实施了打击，上海标金市场恢复了价格发现功能。

由上可见，近代上海标金市场具有一定的价格发现功能，这与当时中国所处的内外部环境密不可分，表现为不同时期市场价格发现功能和效率不同，这充分说明近代上海标金市场是一个比较成熟的金融市场。

#### 参考文献：

- [1]杜恂诚. 上海金融的制度、功能与变迁(1897~1997) [M].上海人民出版社, 2002.
- [2]杨荫溥. 经济新闻读法[M].上海黎明书局, 1933.
- [3]叶世昌. 旧上海的金市[J].钱币博览, 2001(2).
- [4]耿爱德. 述标金(二) [N].银行周报, 1928-02-14(5).
- [5]杨荫溥. 杨著中国金融论[M].上海商务印书馆, 1932.
- [6]David Bigman, David Goldfarb, Edna Schechtman. Futures Market Efficiency and the Time Content of the Information Sets [J]. Journal of Futures Markets, 1983(3).
- [7]Emmett Elam, Bruce L. Dixon. Examining the Validity of a Test of Futures Market Efficiency

- [J].Journal of Futures Markets, 1988(8).
- [8]Robert F. Eagle, Clive W. J. Granger. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing [J]. Econometrica, 1987(2).
- [9]Soren Johansen. Statistical Analysis of Co-integration Vectors [J]. Journal of Economic Dynamics & Control, 1988 (12).
- [10]Antonios Antoniou, Andrew Foster. Short-term and Long-term Efficiency in Commodity Spot and Futures Markets[J].Financial Markets, Institutions and Instruments, 1993(4).
- [11]华仁海. 中国期货市场价格发现功能的实证分析[J].南开管理评论, 2003 (5) .
- [12]赵进文. 中国期货市场与国际期货市场关联度分析与协整检验[J].中国软科学, 2004(5) .

### **An Empirical Research on the Efficiency of Shanghai Standard Gold Market In Modern China**

**Wei Yue    Wei Zhong**

**Abstract:** Modern Shanghai Standard Gold Market was the earliest finance future market in the world, which was the sign of Shanghai International finance center in Far East. On the basis of daily data about future and spot closed price of Shanghai Standard Gold Market from 1921 to 1935, using co-integration and EMC, it is concluded that function of price discovery in the market occurred in a certain extent, furthermore, Shanghai Standard Gold Market was an efficient market.

**Key words:** modern times; Shanghai; gold-to-silver ratio; efficiency;

作者简介:

- 1.魏悦(1972—)女,辽宁沈阳人,广东外语外贸大学中国计量经济史研究中心副教授,博士后,研究方向:经济思想史、宏观经济。
- 2.魏忠(1968—),男,辽宁沈阳人,上海金融学院讲师,经济学博士,研究方向:金融史及金融理论。

## 奥肯模型与中国实证（1978~2004）

姜 巍

**内容提要：**奥肯定律表明：与正常的（或潜在的或趋势的）增长率相比，高产出增长伴随着失业率的降低，低产出增长伴随着失业率的上升。作为一种经验规律，奥肯定律在西方很多国家的实践中得到了良好的验证。本文根据1978-2004年中国的宏观经济统计数据进行模型回归检验，结果显示中国城镇登记失业率的变化与实际产出增长率之间不存在典型的奥肯规律。由于中国公开的失业率并不能反映真实的市场失业率，为此用就业量代替失业率，建立扩大的奥肯模型，分别对中国第一、二和三产业的就业增长与经济增长的数量关系进行估计。实证的结果显示：中国第二、三产业的就业增长与产出增长和物价上涨均为正相关；而中国农业的就业增长与产出增长存在负相关。

**关键词：**奥肯定律，失业率的变化，经济增长率，就业增长

经济增长率、失业率和通货膨胀率是反映一个国家宏观经济运行状态的三个最重要的指标，是现代宏观经济学研究的主要对象，充分就业、物价稳定和经济持续增长是宏观经济运行的理想状态，高经济增长率、低失业率和低通胀率便成为世界各国政府制订宏观经济政策的主要目标。在现代西方宏观经济学中，这三个指标的相互关系问题一直都倍受经济学家们的高度重视，著名的奥肯定律和菲利普斯曲线给出了这三个指标之间相互联系和影响的经验证明。随着中国市场经济体制的逐步确立和不断完善，关于三者之间的相互关系问题也是中国宏观经济领域需要深入研究的重要课题。

本文只是上述研究课题的一小部分，通过运用1978-2004年的中国宏观经济统计数据，着重对典型的奥肯定律进行检验，并试图建立中国扩大的奥肯模型，针对就业与经济增长的内在联系进行定量分析。由于中国的特殊国情，在目前和今后相当长的时期内就业形势将十分严峻，为此对中国的就业与经济增长的数量关系进行实证分析，为宏观经济政策的制订提供数据参考，无疑对加快中国经济发展、建立和谐社会具有重要的现实意义。

### 一、奥肯定律及其两种基本形式

奥肯定律是由美国著名的经济学家、约翰逊总统时期的经济顾问委员会主席阿瑟·奥肯（A.M.Okun）在20世纪60年代提出的，它是说明失业率与实际产出增长率之间关系的经验统计规律。奥肯研究失业率与经济增长之间关系的出发点是为了测度“潜在的产出量”即在充分就业条件下的整个经济所能生产出来的产出量。估计“潜在的产出量”的方法，是将失业率作为一个变量，代表由于资源闲置对产出量产生的影响，求出的失业率对自然失业率（4%）的偏差导致产出量的损失再加上已达到的实际产出量，便是“潜在的产出量”。顾问委员会想使总统、总统的白宫工作班子、国会和公众相信，如果把失业率从7%降到4%，会使全国经济受益匪浅，便要求奥肯估计由于降低失业率而带来的实际国民生产总值的收益大小，结果产生的著名的奥肯定律，这个定律是宏观经济学中最可靠的经验定律之一。

奥肯定律可以表示为： $u > u^* \Rightarrow Y < Y^*$ ，即若失业率高于自然失业率，则实际产出低于潜在产出；若失业率低于自然失业率，则实际产出高于潜在产出。方程具体形式为：

$u - u^* = -\alpha \frac{Y - Y^*}{Y^*}$ 。其中  $u$  为实际失业率，相应的实际产出量为  $Y$ ， $u^*$  为自然失业率，相应的潜在产出量为  $Y^*$ ， $\frac{Y^* - Y}{Y^*}$  定义为产出缺口， $\alpha$  为系数，表示失业率的变化（相对于自然失业率）与实际产出变化（相对于自然产出）之间的数量关系。

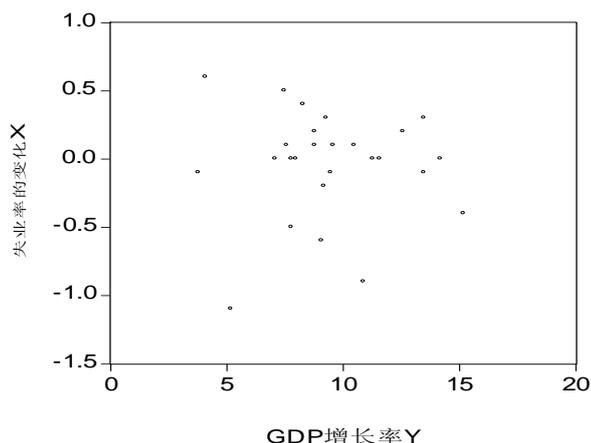
奥肯根据美国1947-1960年55个季度的统计资料进行了简单的方程回归，估计美国的  $\alpha$  大约为0.3，意味着当实际失业率超过自然失业率水平(4%)时，失业率每增加1%，实际国内生产总值将损失3%。英国的坎贝尔·麦克康耐尔(Campbell R. McConnell)和斯坦利·布鲁伊(Stanley L. Brue)在他们合著的《经济学》第14版131-132页中指出，“当出现周期性失业时，社会损失了实际国内生产总值”，“奥肯定律揭示实际失业率每超过自然失业率一个百分点，会产生大约2%的国内生产总值缺口”。

奥肯定律也可以表示为： $g_{yt} > \overline{g_y} \Rightarrow u_t < u_{t-1}$ ，即若实际产出增长率高于其正常的增长率，则失业率会下降；若实际产出增长率低于其正常的增长率，则失业率会上升。方程的具体形式为： $u_t - u_{t-1} = -\beta(g_{yt} - \overline{g_y})$ 。该形式是把失业的变动和产出增长率对正常水平的背离联系起来。其中  $\overline{g_y}$  为经济的正常增长率（normal growth rate），即维持不变失业率的产出增长率（亦称潜在的增长率或趋势增长率），取决与一个国家的劳动力增长率和劳动生产率增长率。 $\beta$  表示了超过正常增长的增长如何转化为失业率的下降。将美国1960-1998年每年的失业率变化与产出增长率的关系进行回归，结果为： $u_t - u_{t-1} = -0.4(g_{yt} - 3\%)$ ，美国的正常增长率  $\overline{g_y}$  为3%，产出增长与正常增长的背离系数  $\beta$  为0.4（不同国家有不同的值），意味着产出增长必须至少3%才能阻止失业率的上升；产出增长率超过正常增长率1%，失业率会减少0.4%，产出增长率低于正常增长率1%，失业率会增加0.4%。（奥利维尔·布兰查德（Olivier Blanchard）《宏观经济学》第2版（国际版）200-203页）；萨缪尔森（P.A.Samuelsm）和诺德豪斯（W.D.Nordhaus）合著的《经济学》第16版456页确切表述，“按奥肯定律，GDP增长比潜在GDP增长每快2%，失业率下降1个百分点；GDP增长比潜在GDP增长每慢2%，失业率上升1个百分点，公式表示：失业率的变动 =  $-\frac{1}{2}$ （实际GDP的增长率 - 潜在GDP的增长率）”。

奥肯定律表明：与正常的（或潜在的或趋势的）增长率相比，高产出增长伴随着失业率的降低，低产出的增长伴随着失业率的上升。作为一种经验规则，奥肯定律为产出增长率和失业率的变化之间相互转换提供了一个粗略的估算方法，虽然这一方法只是近似的，但它仍给出了由增长到失业的一种实用性的转换方法，在美国、英国、德国和日本等发达市场经济国家中得到了良好的印证，成为西方宏观经济学中可靠的经验规律之一。转型中的中国经济中，产出的增长率和失业率的变化之间是否存在上述典型的奥肯规律呢？如果存在，那么宏观经济政策的制订者们便可以此为参考依据，确定合意的经济增长率从而达到降低失业率的目的。

## 二、中国典型的奥肯模型检验

以奥肯定律的第二种形式为基础，通过对中国1978-2004年的实际GDP指数与城镇登记失业率的数据进行处理，得出产出增长率和失业率变化的时间序列（见表一），运用Eviews软件作出失业率变化  $X$  与 GDP 增长率  $Y$  之间相关图（图一）和回归模型如下，相关图（相关系数）和回归的模型的检验结果均显示失业率的变动  $X$  与 GDP 增长率  $Y$  之间不存在线性相关关系，表明中国的城镇登记失业率的变化和实际产出增长率之间不存在奥肯规律。



(图一)：X与Y的相关系数为-0.29111

$$X = -0.003951Y - 0.005111$$

$$u_t - u_{t-1} = -0.00395g_{yr} - 0.005111$$

(-0.142677) (-0.018766)

$R^2 = 0.000847$  ,  $F = 0.020357$  ,  $DW = 0.765836$  , 样本区间为 1978-2004 年

我们知道，奥肯定律产生于美国，并在许多发达的西方国家得到验证，这就决定了该模型至少隐含以下三个重要的前提假设：1) 发达的市场体制和单一的经济结构；2) 相对稀缺的劳动资源；3) 失业的公开化存在形式。与之相对应，中国现阶段则具有三个截然不同的特征：1) 转轨中的不完善的市场经济体制和二元经济结构；2) 相对过剩的劳动资源；3) 传统部门大量的隐性失业。这就决定了奥肯定律中的失业率是指“市场失业率”，而中国公开的失业率只有城镇登记失业率，这一统计指标并不能反映中国真实的市场失业率。根据《中国统计年鉴2004》，城镇登记失业率是指城镇登记失业人员与城镇单位就业人员(扣除使用的农村劳动力、聘用的离退休人员、港澳台及外方人员)、城镇单位中的不在岗职工、城镇私营业主、个体户主、城镇私营企业和个体就业人员、城镇登记失业人员之和的比。其中城镇失业人员严格规定为非农业户口，在一定劳动年龄内(16岁以上及男50岁以下、女45岁以下)，有劳动能力，无业而要求就业并在当地就业服务机构进行求业登记的人员。由于这一指标不能反映中国真实的失业情况，因此依此数据回归出来的奥肯模型没有通过检验并不能说明奥肯定律在中国失效。正因如此，一些学者针对中国失业率的口径及测算问题做了很多文章，但仁者见仁，智者见智，没有一个统一明确的说法。由于准确构建中国典型的奥肯模型在数据上还存在一定的困难，为此本文改用就业量指标替代失业率指标，转而研究就业与经济增长之间的数量关系，建立扩大的奥肯模型。

表1 1978-2004年中国GDP增长率和失业率的变化

年份	GDP增长率 %Y	城镇登记失业率 %u	失业率的变化 X	年份	GDP增长率 %Y	城镇登记失业率 %u	失业率的变化 X
1978	11.7	5.3	—	1992	14.2	2.3	0.0
1979	7.6	5.4	0.1	1993	13.5	2.6	0.3
1980	7.8	4.9	-0.5	1994	12.6	2.8	0.2
1981	5.2	3.8	-1.1	1995	10.5	2.9	0.1
1982	9.1	3.2	-0.6	1996	9.6	3.0	0.1

1983	10.9	2.3	-0.9	1997	8.8	3.1	0.1
1984	15.2	1.9	-0.4	1998	7.8	3.1	0.0
1985	13.5	1.8	-0.1	1999	7.1	3.1	0.0
1986	8.8	2.0	0.2	2000	8.0	3.1	0.0
1987	11.6	2.0	0.0	2001	7.5	3.6	0.5
1988	11.3	2.0	0.0	2002	8.3	4.0	0.4
1989	4.1	2.6	0.6	2003	9.3	4.3	0.3
1990	3.8	2.5	-0.1	2004	9.5	4.2	-0.1
1991	9.2	2.3	-0.2				

数据来源：《中国统计年鉴 2004》、国研网之财经数据和中经网之经济数据。

### 三、中国扩大的奥肯模型估计

#### (一) 模型设定和数据选择

由奥肯定律（经济增长率超过正常或趋势增长率 1 个百分点，失业率将下降 0.4~0.5 个百分点）和菲利普斯曲线（失业率与通货膨胀之间短期内存在替代关系）可知，经济增长和通货膨胀是影响失业或就业的重要因素，由于中国没有完整的市场失业率统计，我们转而分析就业与经济增长以及通货膨胀（物价上涨）之间的数量关系，分别构建第一、二、三产业的就业增长回归模型。

模型初步设定为以下六种形式：

$$(1) L = C + \alpha \ln Y$$

$$(4) \ln L = C + \alpha \ln Y$$

$$(2) L = C + \alpha \ln Y + \beta P$$

$$(5) \ln L = C + \alpha \ln Y + \beta P$$

$$(3) L = C + \alpha \ln Y + \beta \ln P$$

$$(6) \ln L = C + \alpha \ln Y + \beta \ln P$$

其中 L 表示就业量，Y 表示产出量，P 表示物价总水平。这里我们分别选取第一、二、三产业的从业人数来表示就业量；用国际上通用的指标 GDP 指数来表示产出量；在价格方面，国际上普遍使用的指标首先是消费价格指数，其次是国内生产总值的缩减指数，而在中国还没有消费价格指数的完整统计，所以我们采用零售价格指数来表示物价总水平（见表 2）。

运用 Eviews 软件对表 2 的数据进行处理并计算出变量之间的相关系数（见表 3），结果显示，与第二和第三产业的就业量相比，第一产业就业量 L1 与 GDP 和物价总水平 P 的相关系数明显偏低。由于中国农业人口居多，农业就业量指标 L1 中存在大量的农村剩余劳动和外出打工人员，潜在的就业弹性较大；而第二和第三产业的就业量 L2 和 L3 更容易受经济周期和物价变动的影响，为此我们主要分析第二和第三产业的就业与经济增长的数量关系，同时也就第一产业的就业与产出增长的关系建立回归模型。

表 2 1978-2004 年中国的就业、产出和物价总水平

年份	第一产业 (万人)	第二产业 (万人)	第三产业 (万人)	GDP 指数 (1978=100)	商品零售价格 指数 (1978=100)
1978	28318	6945	4890	100.0	100.0
1979	28634	7214	5177	107.6	102.0
1980	29122	7707	5532	116.0	108.1
1981	29777	8003	5945	122.1	110.7
1982	30859	8346	6090	133.1	112.8
1983	31151	8679	6606	147.6	114.5

1984	30868	9590	7739	170.0	117.7
1985	31130	10384	8359	192.9	128.1
1986	31254	11216	8811	210.0	135.8
1987	31663	11726	9395	234.3	145.7
1988	32249	12152	9933	260.7	172.7
1989	33225	11976	10129	271.3	203.4
1990	38914	13856	11979	281.7	207.7
1991	39098	14015	12378	307.6	213.7
1992	38699	14355	13098	351.4	225.2
1993	37680	14965	14163	398.8	254.9
1994	36628	15312	15515	449.3	310.2
1995	35530	15655	16880	496.5	356.1
1996	34820	16203	17927	544.1	377.8
1997	34840	16547	18432	592.2	380.8
1998	35177	16600	18860	638.5	370.9
1999	35768	16421	19205	684.1	359.8
2000	36043	16219	19823	738.8	354.4
2001	36513	16284	20228	794.2	351.6
2002	36870	15780	21090	860.1	347.0
2003	36546	16077	21809	940.1	346.7
2004	35269	16920	23011	1031.3	356.4

数据来源：中经专网之经济数据。

表3 Eviews 软件得出的 L 与 GDP、P 间的相关系数

	Y	P
L1	0.629514	0.717912
L2	0.860727	0.948359
L3	0.972010	0.967085

## (二) 扩大的奥肯模型估计

根据表二中的统计数据,运用 Eviews 软件对于上述设定的六种模型形式分别进行回归。就第二、三产业而言(就业量指标选取第二、三产业的就业量之和,即  $L = L_1 + L_2$ ),第(3)种模型形式为最优,回归及检验的结果显示如下:

$$L = -55008.43 + 8731.887 \ln Y + 5709.676 \ln P$$

$$(-32.59764) \quad (13.49051) \quad (6.116640)$$

$$R^2 = 0.995755, \quad \bar{R}^2 = 0.995402, \quad F=2815.113, \quad D.W=1.724496$$

从估计的结果看,拟合优度很高,误差项不存在序列相关,t检验显著,模型通过检验。其中  $\alpha = 8731.887$ ,  $\beta = 5709.676$ ,由系数估计值可知,中国的第二、三产业的就业增长与产出增长和物价上涨均为正相关:GDP 每增加 1%,可促进非农业就业量增加约 87.32 万人;

物价每上涨1%，非农业就业量增加约57.10万人。

就第一产业而言（就业量指标为 $L_1$ ），通过一阶广义差分变换消除自相关性问题后，第（4）种模型形式为最优，回归及检验的结果显示如下：

$$\ln L_1 = 20.38197 - 0.828782 \ln Y \quad [AR(1) = 0.984073]$$

$$(4.608377) \quad (-3.900377) \quad (110.9807)$$

$$R^2 = 0.920152, \quad \bar{R}^2 = 0.913209, \quad F = 132.5239, \quad D.W = 2.100529$$

从估计的结果看，模型拟合优度较高，t检验较为显著，模型通过检验。其中 $\alpha = -0.828782$ ，从系数估计的结果看，中国农业的就业增长与产出增长存在负相关：GDP每增加1%，导致农业就业减少约0.83%。

#### 四、简单结论

作为一种经验规则，典型的奥肯定律表明：与正常的（或潜在的或趋势的）增长率相比，高产出增长伴随着失业率的降低，低产出的增长伴随着失业率的上升。但值得注意的是，奥肯定律反映的是失业的变动与产出增长率对正常增长率的背离之间的反向变动关系，而不能简单地将其表述为失业率与产出增长率之间的反向变动关系。<sup>①</sup>

实证的结果显示，中国的公开失业率（城镇登记人口失业率）的变化与实际产出增长率之间不存在典型的奥肯规律，但这不能证明奥肯定律在中国失效，因为中国公开的失业率指标不能代替真实的市场失业率。

用就业量替代失业率构建扩大的奥肯模型，分析中国的就业与经济增长的数量关系，实证的结果显示：中国第二、三产业的就业增长与产出增长和物价上涨均为正相关：GDP每增加1%，可促进非农业就业量增加约87.32万人；物价每上涨1%，非农业就业量增加约57.10万人；中国农业的就业增长与产出增长存在负相关：GDP每增加1%，导致农业就业减少约0.83%。

参考文献：

- [1][美]奥利维尔·布兰查德著《宏观经济学》第2版（国际版），清华大学出版社，2003年第1版。
- [2][英]约翰·伊特韦尔等著《新帕尔格雷夫经济学大辞典》第三卷，经济科学出版社，1996年。
- [3]Samuelson P.A & Nordhaus W.D "Economics", Sixteenth Edition, McGraw-Hill, 1998.
- [4]坎贝尔·麦克康耐尔、斯坦利·布鲁伊著《经济学》第14版，北京大学出版社，2004年。
- [5]赵卫亚编著《计量经济学教程》，上海财经大学出版社，2003年第1版。
- [6]汪祥春《解读奥肯定律——论失业率与GDP增长的数量关系》，《宏观经济研究》2002.1。

<sup>①</sup>奥肯模型可变形为： $u_t - u_{t-1} = -\beta g_{yt} + \beta \bar{g}_y = -\beta g_{yt} + c$ ，那么我们也可将其理解为： $g_{yt} \uparrow \Rightarrow \Delta u \downarrow$ ，即若产出增长率提高，则失业率的变化量减少，若产出增长率下降，则失业率的变化量增加；但不能理解为： $g_{yt} \uparrow \Rightarrow u_t \downarrow$ ，即若产出增长率提高，失业率下降，若产出增长率下降，失业率上升。值得注意的是，一些学者认为由于中国近几年经济增长率在不断提高，同时失业率也在不断上升，由此认定中国经济现实与奥肯定律相背或奥肯定律在中国失效，这种判断显然是对奥肯定律的曲解。

- [7]附件2《中国就业与经济成长的奥肯定律估计》，《经济研究参考》2001.17。
- [8]罗润东、张灿、周强《论奥肯定律在中国经济转轨条件下的扩展》，延边大学学报（社会科学版），1999.1。
- [9]朱运法《中国宏观经济现实：经济增长速度、失业率与物价上涨率之间的相互关系》，《数量经济技术经济研究》，1996.3。
- [10] 邹薇等《中国经济对奥肯定律的偏离与失业问题研究》，《世界经济》，2003.6。

## Okun's Model and a demonstration in China (1978-2004)

*Jiang Wei*

**Abstract:** Okun's Law shows that high output growth is associated with a reduction in the unemployment rate; low output growth is associated with an increase in the unemployment rate.. As an empirical rule, Okun's law has been proved across many west economies. After regressing of statistics from 1978 to 2004 in China, this paper points out that the typical Okun's law doesn't exist in the relation between the change in open unemployment rate and actual output growth rate, because our open unemployment rate is unreal. Then, the paper set up an extended Okun's model to analyze the quantitative relation between China's employment increase and economic growth.

**Key words:** Okun's Law, the change in unemployment rate, output growth rate, employment increase

作者简介:

姜巍（1968-），女，满族，辽宁沈阳人，经济学博士，广东外语外贸大学国际经济贸易学院副教授，研究方向为中国宏观经济运行。

联系方式:

Email:jiangwei0325@tom.com;

Tel: 020-36207251;

广东省广州市广东外语外贸大学国际经济贸易学院，510420。