

# 中国高储蓄率的测度与动态影响机制研究

刘尧成 顾淳  
(苏州大学商学院 10285)

**【摘要】**本文首先分析了中国储蓄率偏高的含义并对偏高的程度进行了测度,指出偏高程度不断上升是中国高储蓄率动态的主要特征事实,解释这个事实是理解中国“高储蓄率之谜”的关键。随后,我们建立一个扩展的缓冲存货模型分析了存在信贷约束时在随机冲击下储蓄率的动态影响机制,指出该机制中存在着“金融加速器”效应,表现为居民在面临随机冲击时通过增加储蓄会获得流动性溢价,而且流动性溢价与随机冲击的程度成正比,因此该效应会放大储蓄率的波动。最后我们应用该模型对1978至2013年中国储蓄率动态进行了数值模拟,发现该模型不仅能够解释中国储蓄率不断上升的长期趋势,也能够较好的模拟其短期的周期性波动。

**关键词** 高储蓄率之谜 测度 金融加速器  
**JEL 分类号** E21;G18;O38 **文献标识码** A

## Study on China's High Saving Rate Measurement and Dynamic Mechanism

LIU Yaocheng GU Chun  
(Business School, Suzhou University, 10285)

**Abstract:** In this paper we firstly analyze the meaning and the degree of China's high saving rate, we declare that the increasing trend is the main stylized fact of China's high saving rate, and which is also the key point to understand China's high saving rate puzzle. We then construct and expand a "Buffer-Stock" model to analyze the mechanism of China's saving rate when there exists borrowing constraint and stochastic shocks, and depict a financial accelerator in that mechanism, which says agents will increase savings when facing stochastic shocks, and by which they can obtain liquidity premium and the premium is positively relates to the degree of stochastic shocks, so this mechanism will accelerate saving rate fluctuation. Finally, we use this model to simulate China's saving rate fluctuations during 1978-2013, and find that this model can not only simulate the trend but also the cyclical components of China's saving rate.

**Key words:** High Saving Rate Puzzle; Measurement; Financial Accelerator

### 通讯作者简介:

刘尧成(1980.10-),男,湖南张家界人,苏州大学商学院副教授。研究方向为国际金融、货币政策。

### 联系方式:

通讯地址:刘尧成,江苏省苏州市东环路50号,苏州大学商学院(邮编215021)。

电话:13625270017。

电子邮箱:[ycliu@suda.edu.cn](mailto:ycliu@suda.edu.cn)。

# 中国高储蓄率的测度与动态影响机制研究

**【摘要】**本文首先分析了中国储蓄率偏高的含义并对偏高的程度进行了测度，指出偏高程度不断上升是中国高储蓄率动态的主要特征事实，解释这个事实是理解中国“高储蓄率之谜”的关键。随后，我们建立一个扩展的缓冲存货模型分析了存在信贷约束时在随机冲击下储蓄率的动态影响机制，指出该机制中存在着“金融加速器”效应，表现为居民在面临随机冲击时通过增加储蓄会获得流动性溢价，而且流动性溢价与随机冲击的程度成正比，因此该效应会放大储蓄率的波动。最后我们应用该模型对1978至2013年中国储蓄率动态进行了数值模拟，发现该模型不仅能够解释中国储蓄率不断上升的长期趋势，也能够较好的模拟其短期的周期性波动。

**关键词** 高储蓄率之谜 测度 金融加速器

**JEL 分类号** E21;G18;O38 **文献标识码** A

## 一、引言

中国自改革开放以来国内生产总值实现了9%以上的平均增长速度，创造了国际上经济长时期高经济增长率的奇迹，但与此同时，中国经济结构失衡的情况却越来越严重，其主要表现就是储蓄率不断上升而消费率不断下降。如图1所示，改革开放以来，中国储蓄率基本上呈现一个上升的趋势，从1978年的36%上升到2013年的51%，平均每年上升0.42%。就绝对水平来看，中国的储蓄率不仅高于同期发达国家，也大大的超过了中等收入和低收入国家的平均水平<sup>①</sup>，被称为“中国高储蓄之谜”（李杨等，2007）。

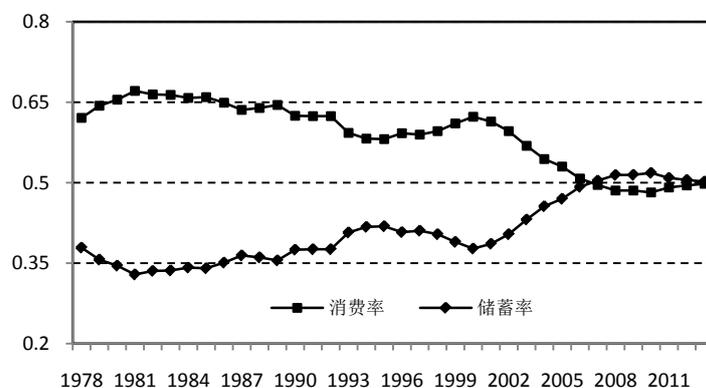


图1 中国储蓄率和消费率（1978-2013）

注：图中消费率为  $C/Y$ ，储蓄率为  $S/Y$ ，其中  $Y$  为支出法 GDP， $C$  为最终消费， $S$  为储蓄， $S$  由  $Y$  减去  $C$  得到。

数据来源：中华人民共和国国家统计局官方网站：<http://www.stats.gov.cn/tjsj/>。

中国高储蓄率问题对国内外都有深远的影响。一方面，在后金融危机时期世界经济复苏乏力、中国对外出口受阻等国内外经济环境下，如何降低储蓄、刺激消费以扩大内需，从而实现调整经济结构实现转型升级，成为支撑中国经济可持续发展的关键；而另一方面，

<sup>①</sup>据艾春荣（2008）等的统计，1980至2006年中国的平均储蓄率约为39.1%，而全球平均储蓄率约为22.5%。其中发达国家平均储蓄率约为22.0%，中等收入国家约为25.2%，低收入国家平均只有19.5%。

由于中国对世界经济的影响越来越大,中国的高储蓄率也逐步受到了国际上各界的高度关注甚至指责,例如美联储前主席伯南克(Bernanke,2009)就将中国等新兴市场经济国家“由过高储蓄率导致的经常账户顺差和外汇储备积累”作为2007年国际金融危机的罪魁祸首<sup>①</sup>。

上述背景分析表明当前中国迫切需要降低储蓄提高消费,为此,我们必须对“中国高储蓄之谜”做出解释。目前有关“中国高储蓄之谜”的解释已经有很多,其中具有代表性的有如下几种。首先,人口结构论。该理论认为人们会为平滑自己一生的消费而在不同年龄阶段进行储蓄决策,因此一个国家的人口结构就成为决定该国居民储蓄率的一个重要变量。Modigliani和Cao(2004)运用中国1953至2000年时间序列数据实证研究了经济增长与人口结构变化对居民储蓄率的影响,发现中国储蓄率与长期经济增长率及抚养比存在着协整关系,进而将中国的高储蓄率主要归结为高经济增长和人口结构的改变。按照这种理论进行的研究还有李文星(2008)、汪伟(2009)等,这些研究都发现人口结构的变化对中国储蓄率的变化具有一定程度的影响。其次,制度因素论。例如认为社会保障制度不健全等所带来的不确定性是造成中国高储蓄低消费的原因,这方面的研究有李佳峰和刘尧成(2012)以及沈坤荣和谢勇(2012)等。再次,政策影响论。这种研究主要探讨财政和货币政策的短期变化对于储蓄率或消费率带来的影响。其中李永友(2010)和吕冰洋(2011)认为中国特殊的财政制度安排恶化了中国居民的消费倾向,从而加速了中国的经济结构失衡。林毅夫和姜烨(2006)以及郭新强等(2013)则从中国金融系统存在金融压抑的视角,探讨货币政策冲击对于中国储蓄率和消费率等结构性失衡的影响。除了上述这些从传统理论进行的研究之外,最近以来也有学者从比较新的视角对中国高储蓄率问题进行了探讨,其中Wei和Zhang(2011)认为中国性别比例失调导致了居民储蓄率居高不下,提高了社会总的储蓄率<sup>②</sup>。

综上所述,既有的文献对中国高储蓄率问题进行了较为全面的探讨,但是仍然存在如下两方面的不足:首先,既有的文献主要对中国高储蓄率的原因展开分析,但是中国高储蓄率的原因有很多,无从判别哪一种因素更为重要<sup>③</sup>。其次,既有的文献主要从方向上解释中国储蓄率为何偏高,而对于偏高的程度缺乏量化分析,尤其是对偏高程度不断上升的事实缺乏解释,而这一事实无疑是中国高储蓄率动态更为显著的特征。因此,能否解释中国储蓄率逐步上升的趋势应该是判断理论研究是否具有说服力的标准。本文基于“缓冲存货”模型(Buffer Stock Model)的分析对上述两个不足进行了很好的补充。本文并不试图分析某种特定因素对于中国储蓄率动态的影响,而是将所有的不确定性冲击因素统一成一个随机冲击项,并考虑该随机冲击的程度变化(即随机冲击方差)的影响,这也是本文对于既有的“缓冲存货”模型的一个扩展<sup>④</sup>。我们发现,随机冲击程度不断增强的趋势会放大经济增长率对于储蓄率动态的影响,即随机冲击引起的摩擦性对于储蓄率动态起到了金融加速器作用。我们基于上述模型的模拟分析不仅能较好的模拟中国储蓄率的短期周期性波动,更能够对中国储蓄率不断上升的特征事实做出很好的解释,这也是本文研究的一个主要贡献。

<sup>①</sup> Bernanke,2009,Financial Reform to Address Systemic Risk. Speech at the Council on Foreign Relations.

<sup>②</sup> Wei, S. and X. Zhang,2011, Sex Ratios, Entrepreneurship, and Economic Growth in the People'S Republic of China. NBER Working Paper, No.16800.

<sup>③</sup>周小川在《关于储蓄率问题的思考》一文中指出,影响中国储蓄率的不确定性因素很多,目前尚无充分可信的学术研究说明中国储蓄率的高低与某种特定的因素如人均收入、消费习惯等相关。引自中国人民银行网站,2009年11月26日。

<sup>④</sup>应用“缓冲存货”模型分析中国高储蓄、低消费的情况可参见郭英彤等(2006)和张春生(2011)等,这些研究指出随机冲击是中国高储蓄率的原因,但没有分析其不断上升的趋势。

## 二、中国高储蓄率的含义与测度

不同的经济体在经济发展的不同阶段其合理储蓄率的边界是不一样的,因此,如果仅进行国别比较显然很难得到中国储蓄率偏高的结论,也难以理解“中国高储蓄率之谜”。但是,依据传统的经济增长理论,一国经济的发展最终是为了满足其居民跨期的最大化消费,因此,在每一期都应该有一个最优储蓄率,在均衡时即为经济增长的“黄金分割率”(Golden Rule)。这个黄金分割率由一国的经济增长率  $g$ 、人口增长率  $n$  和资本折旧率  $\delta$  决定,如果假设  $n$  和  $\delta$  为常数,则最优储蓄率就只与一国的经济增长率相关。因此,为了判断中国储蓄率是否偏高,我们可以建立一个基准的经济增长模型并结合中国的实际情况进行参数校准,来求得中国的“最优储蓄率”,即该模型预测的中国储蓄率的理论值,以与中国储蓄率的实际值相比较,如果实际值高于该理论值,我们就可以认为中国储蓄率偏高,而且通过比较实际值和模型理论值我们就能够测度中国储蓄率偏高的程度。根据这种方法对中国高储蓄率进行的测度具有理论基础,而且能够进行国际比较,也可以直观的观测到储蓄率自身的动态演变。

我们首先可以通过一个简单的基准经济模型来说明储蓄率与经济增长率的关系。设一个完全竞争的经济环境,则一个基准的经济增长模型可写为代表性经济行为人  $i$  面临的如下一个动态规划问题:

$$\max E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\log c_t^i - n_t^i) \right] \quad (1)$$

$$c_t^i + (1 + g_t) s_{t+1}^i \leq (1 + r_t) s_t^i + w_t n_t^i \quad (2)$$

其中  $c_t^i$ 、 $n_t^i$  和  $s_{t+1}^i$  分别为行为人  $i$  在  $t$  期最优选择的消费、劳动投入和储蓄,  $s_t^i$  为其上一期的储蓄,  $g_t$  为经济增长率,  $w_t$  为由竞争决定的工资水平。为分析简便我们假定人口增长率为 0。为了和下文所建立的模型进行区别,本文将上述模型记作“模型 A”。

为求解模型 A, 首先对  $c_t^i$ 、 $n_t^i$  和  $s_{t+1}^i$  进行一阶求导, 分别得到下式 (3) 至 (5):

$$1 = \lambda_t^i c_t^i \quad (3)$$

$$1 = \lambda_t^i w_t \quad (4)$$

$$(1 + g_t) \lambda_t^i = \beta E_t [(1 + r_{t+1}) \lambda_{t+1}^i] \quad (5)$$

式 (3) 至 (5) 中的  $\lambda_t^i$  为约束式 (2) 的拉格朗日乘子,  $r_t$  为完全竞争市场上的利率。本文假设一个标准的 Cobb-Douglas 生产函数:  $y_t^i = (k_t^i)^\alpha$ , 其中  $k_t^i = K_t^i / (A_t n_t^i)$  为集约形式的资本。则由完全竞争条件下的资本市场出清条件可得:

$$r_t = \alpha (y_t^i / k_t^i) - \delta \quad (6)$$

$$w_t = (1 - \alpha) (y_t^i / n_t^i) \quad (7)$$

式 (6) 中  $\delta$  为资本的折旧系数。由于代表性经济行为人  $i$  既是消费者又是生产者, 则其  $t$  期的资本就等于其储蓄:  $k_t^i = s_t^i$ 。因此将式 (6) 和 (7) 代入式 (2) 即可得到行为人  $i$  的预算约束条件:

$$c_t^i + (1 + g_t) k_{t+1}^i - k_t^i = y_t^i - \delta k_t^i \quad (8)$$

式 (8) 左边为行为人  $i$  在  $t$  期的消费 ( $c_t^i$ ) 加上净储蓄  $[(1 + g_t) k_{t+1}^i - k_t^i]$ , 右边为其在  $t$  期的可支配收入, 则行为人  $i$  在  $t$  期的储蓄率可定义为:  $\tau_t^i \equiv [(1 + g_t) k_{t+1}^i - k_t^i] / (y_t^i - \delta k_t^i)$ 。由于  $i$  为代表性经济行为人, 该式即为模型 A 所预示的该国储蓄率。在稳态时, 上式可写为:

$\tau = g(k/y)/[1-\delta(k/y)]$ 。我们将式(6)代入式(5)可得稳态时的  $k/y$  值为  $\alpha\beta[1+g-\beta(1-\delta)]^{-1}$ 。则模型 A 稳态时的储蓄率可表示为:

$$\tau_A = \frac{\alpha\beta g}{1+g-\beta(1-\delta+\alpha\delta)} \quad (9)$$

从式(9)来看,当  $\alpha$ 、 $\beta$  和  $\delta$  等经济参数确定以后,模型 A 显示一国稳态时的储蓄率只与其稳态的经济增长率有关,且有  $\partial\tau_A/\partial g > 0$ 。为了进一步解析模型 A 对中国储蓄率的解释和拟合情况,我们须结合中国的实际情况对式(9)中的经济参数进行校准。首先,  $\alpha$  描述的是资本收入占总收入的比重,西方的经济学研究中一般设其为 0.3,但是考虑到当前中国资本收入占总收入比例较高的现实,我们设置  $\alpha$  为 0.5<sup>①</sup>。其次,对于主观贴现率  $\beta$  和资本折旧系数  $\delta$ ,由于其在各国差异并不大,在本文分析的时间频度为年度的情况下,我们遵从一般的研究文献分别设其为 0.96 和 0.1。

在以上对模型 A 的参数进行校准之后,我们还须对稳态的经济增长率赋值才能求解出稳态的储蓄率。由于稳态时的储蓄率只与经济增长率有关,为了简化分析,我们假设样本时段内中国的经济增长率在每个年度都处于均衡的稳态<sup>②</sup>,这样就可以将每年的经济增长率作为均衡经济增长率代入式(9)进行一种比较静态均衡分析(Static Equilibrium Analysis)<sup>③</sup>,从而得到模型 A 对当年中国储蓄率的模拟值,即模型 A 的理论值(记作  $\tau_{A,t}$ ),该理论值代表的即为中国最优的储蓄率。比较中国储蓄率的实际值(记作  $\tau_t$ )和模型的理论值,就可以观测到中国储蓄率是否偏高,以及偏高的程度(包括偏高幅度与偏高比例),其结果即为图 2 所示。

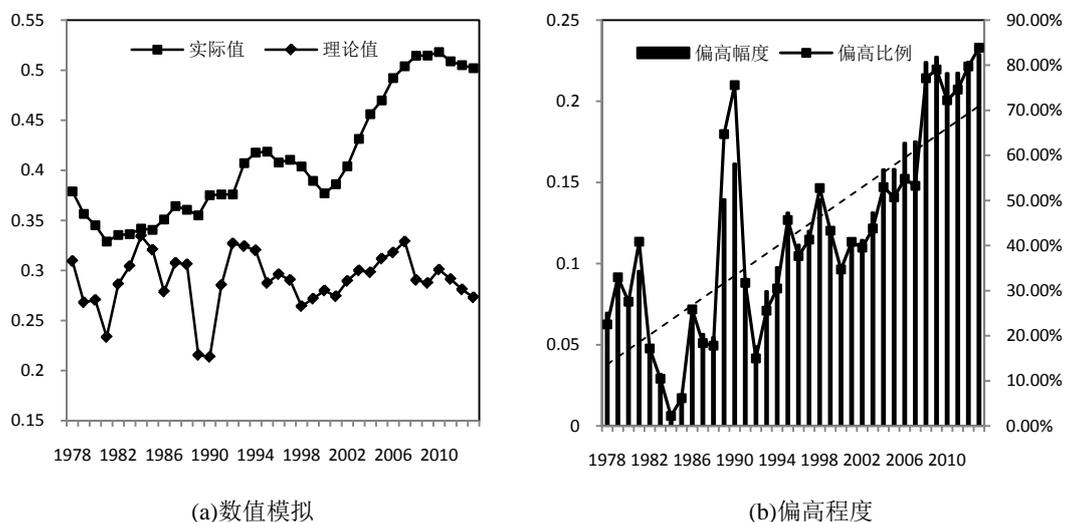


图 2 中国高储蓄率的数值模拟及测度(1978-2013)

注:图(a)中“实际值”为中国储蓄率,“理论值”为模型 A 对中国储蓄率的数值模拟值;图(b)中“偏高幅度”为实际值减去理论值,“偏高比例”为偏高幅度与理论值的比值,虚线为偏高比例的趋势线。图(b)的左纵轴为偏高幅度坐标轴,右纵轴为偏高比例坐标轴。

<sup>①</sup> 蔡昉(2006)指出,从 1998 年到 2003 年,中国资本收入占总产出的比例呈逐年上升趋势,而张军(2002)在对中国问题的研究时将  $\alpha$  设为 0.49。

<sup>②</sup> 由于中国自改革开放以来经济增长率一直稳定在 9% 左右,因此这种假设也是比较合理的。

<sup>③</sup> 由于我们只分析均衡经济增长率变化的影响,因此是一种比较静态均衡分析。

从图 2 来看, 首先, 图 2(a)显示样本时段内中国储蓄率的实际值始终高于基准模型预测的理论值, 表明中国储蓄率确实偏高。式 (9) 表明储蓄率与经济增长率呈正比例, 但即便考虑中国长时期高达 9% 以上的经济增长率, 图 2(a)显示中国合理的储蓄率也应该稳定在 20% 至 30% 的区间, 但中国储蓄率的实际值却一直维持在 35% 至 50%, 所以偏高; 其次, 图 2(b) 显示了中国储蓄率的偏高幅度和偏高比例, 可见中国储蓄率偏高的幅度和偏高的比例呈逐步上升的趋势。从偏高比例的趋势线来看, 从 1978 至 2013 年中国储蓄率的偏高比例平均每年上升 1.52%, 至 2013 年中国储蓄率实际值高于理论值的比例已经达到了 80%。因此, 应用传统的理论无法解释图 2 所示的中国储蓄率长期偏高且偏高程度不断上升的经验事实, 这也是“中国高储蓄率之谜”一直没有合理解释的重要原因, 因此解释“中国高储蓄率之谜”的关键在于如何解释中国储蓄率偏高程度不断上升的特征事实。本文以下将建立模型对上述经验事实进行模拟分析。

### 三、储蓄率动态中的金融加速器效应分析

上述模型的分析 and 结论是基于一个基准的经济增长模型, 其理论假设与中国的实际情况至少有如下两方面的差距: 首先, 上述基准模型允许居民间自由借贷, 但中国存在着严重的金融压抑, 因此本国居民存在着严重的信贷约束; 其次, 上述模型分析的是一个确定性的经济环境, 这与改革开放以来中国陆续推进的住房、医疗改革和自然灾害频发以及国外金融危机冲击等一系列因素给中国居民所造成的不确定性不相符合。实际上, 在随机冲击下, 由于存在信贷约束, 居民将不得不增加储蓄来缓冲未来的不确定性, 这就是“缓冲存货”模型的基本思想<sup>①</sup>。在本节我们将应用“缓冲存货”模型并对其进行扩展, 来研究信贷约束下随机冲击对中国储蓄率动态的影响机制。

#### (一) 模型设定与求解

假设代表性经济行为人  $i$  的总资产中有  $\theta_t$  部分的资产为无风险资产, 剩下部分资产为风险资产, 风险资产在每个时期遭受一个随机冲击  $\varepsilon_t^i$ , 并假设  $\varepsilon_t^i$  遵从一个先验的分布函数  $\varepsilon_t^i \sim F(\varepsilon_t^i)$ , 其均值  $E(\varepsilon_t^i) = 1 - \theta_t$ ,  $\varepsilon_t^i \in [0, \varepsilon_{MAX,t}]$ 。为了刻画这种随机冲击的影响, 我们假设行为人做决策时有一定的时间顺序: 行为人必须在  $t$  期之初进行劳动供给决策, 之后才观测到其资产遭受  $\varepsilon_t^i$  的冲击, 行为人  $i$  在观察到  $\varepsilon_t^i$  之后决定其消费和储蓄。与此同时, 为了刻画中国的实际情况, 我们假设行为人  $i$  因存在着金融市场不完善使得其无法通过借贷来平滑其消费其他的假设与模型 A 保持不变。如此, 我们可将模型 A 改写为如下形式:

$$\max_{\{c, s, n\}} E_0 \left[ \max_n E_0^i \left( \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\log c_t^i - n_t^i) \right) \right] \quad (10)$$

$$c_t^i + (1 + g_t) s_{t+1}^i \leq (\theta_t + \varepsilon_t^i) [(1 + r_t) s_t^i + w_t n_t^i] \quad (11)$$

$$s_{t+1}^i \geq 0 \quad (12)$$

本文将由式 (10) 至 (12) 构成的模型称为“模型B”。其中式 (10) 所示的信息集反映

<sup>①</sup> 关于“缓冲存货”模型可参见 Deaton(1991)和 Carroll(1997)等人的研究。

了行为人*i*的上述决策顺序。式(11)中 $[(1+r_t)s_t^i + w_t n_t^i]$ 即为行为人*i*在*t*期的总资产,为简洁,本文将其记为 $x_t^i$ 。从式(11)看,随机冲击发生后行为人*i*总资产的波动幅度取决于随机冲击 $\varepsilon_t^i$ 的波动幅度 $\varepsilon_{MAX,t}$ 。本文将 $\varepsilon_t^i$ 的波动变化的幅度称为随机冲击的程度, $\varepsilon_t^i$ 的波动幅度变大表示随机冲击的程度加大,反之则反是<sup>①</sup>。

按照本文上述的假设,由于经济行为人*i*必须在冲击发生前做出劳动供给决策,而且所有的行为人所面临的未来冲击的期望都是相同的,他们调节一单位劳动所付出的成本也是一样的(都为1),因此不同的行为人会通过调节其劳动供给将遭受冲击前的资产 $x_t^i$ 调整至相等,即对于不同的行为人*i, j, ……*,有 $x_t^i = x_t^j = \dots = x_t$ 成立。此时,将式(6)和式(7)所示的 $r_t$ 和 $w_t$ 代入 $(1+r_t)s_t^i + w_t n_t^i$ ,可得 $x_t = y_t + (1-\delta)k_t$ ,即为冲击发生前行为人*i*手中已有的资产。

为了对模型B进行求解,我们需对 $c_t^i$ 、 $n_t^i$ 和 $s_{t+1}^i$ 进行一阶求导,其中对 $c_t^i$ 的求导即为式(3),而对 $n_t^i$ 和 $s_{t+1}^i$ 的求导分别得到:

$$1 = w_t E_t^i [(\theta_t + \varepsilon_t^i) \lambda_t^i] \quad (13)$$

$$(1 + g_t) \lambda_t^i = \beta E_t^i [(1 + r_{t+1})(\theta_{t+1} + \varepsilon_{t+1}^i) \lambda_{t+1}^i] + \pi_t^i \quad (14)$$

上述两式中的 $\lambda_t^i$ 和 $\pi_t^i$ 分别为约束式(11)和(12)的拉格朗日乘子。我们将式(13)代入式(14),并利用期望迭代法则(law of iterated expectations)可得:

$$(1 + g_t) \lambda_t^i = \beta E_t^i \left( \frac{1 + r_{t+1}}{w_{t+1}} \right) + \pi_t^i \quad (15)$$

式(15)中的 $\pi_t^i$ 度量的是行为人*i*在*t*期进行借贷的价值,其具体的取值情况取决于随机冲击 $\varepsilon_t^i$ 与其特定的临界值 $\varepsilon_t^*$ 的比较。根据 $\varepsilon_t^i$ 与 $\varepsilon_t^*$ 大小的比较,以下可分两种情形进行讨论。

情形1:  $\varepsilon_t^i \geq \varepsilon_t^*$ 。此时行为人*i*在冲击后所拥有的资产不仅能供其平滑消费而无需借贷,而且还能进行储蓄,因此此时 $\pi_t^i = 0$ ,即行为人*i*在*t*期的借贷价值为0。此时由式(15)可以得到该情形下的 $\lambda_t^i$ 值:

$$\lambda_t^i = \beta E_t^i \left[ \frac{1 + r_{t+1}}{w_{t+1}(1 + g_t)} \right] \quad (16)$$

再由式(3)可得消费为 $c_t^i = \left[ \beta E_t^i \left( \frac{1 + r_{t+1}}{w_{t+1}(1 + g_t)} \right) \right]^{-1}$ 。此时,为了使得 $\pi_t^i$ 不至于小于0,易

知 $c_t^i = (\theta_t + \varepsilon_t^*) x_t$ ,即不同的行为人*i*维持同一消费水平,多余的资产则会被储蓄以应对下

一期可能遭遇到的不利冲击,进而可得 $x_t = \frac{c_t^i}{\theta_t + \varepsilon_t^*} = \left[ \beta E_t^i \left( \frac{1 + r_{t+1}}{w_{t+1}(1 + g_t)} \right) (\theta_t + \varepsilon_t^*) \right]^{-1}$ 。

情形2:  $\varepsilon_t^i < \varepsilon_t^*$ 。按照以上对情形1的分析,此时有 $\pi_t^i > 0$ 成立,即行为人*i*有借贷的需求,但是由于存在借贷约束而得不到满足。此时行为人*i*会将所有的资产用来消费,即 $c_t^i = (\theta_t + \varepsilon_t^i) x_t$ ,则由式(3)可知此时的 $\lambda_t^i$ 值为:

<sup>①</sup>如果 $\varepsilon_t^i = 0$ ,即没有随机冲击,易知此时模型B退化为模型A。

$$\lambda_t^i = \beta E_t \left[ \frac{1+r_{t+1}}{w_{t+1}(1+g_t)} \right] \frac{(\theta_t + \varepsilon_t^*)}{(\theta_t + \varepsilon_t^i)} \quad (17)$$

根据以上对两种情形的讨论，行为人  $i$  会在遭受随机冲击  $\varepsilon_t^i$  后平滑其消费，如果  $\varepsilon_t^i \geq \varepsilon_t^*$  行为人  $i$  会增加其储蓄，以减轻下一期可能的不确定性，即行为人  $i$  会通过调节其储蓄的多寡进行一种“缓冲存货”来达到平滑消费的目的，因此上面我们建立的模型即为“缓冲存货”模型。根据大数定律，经济中总的消费和储蓄可分别表述为：

$$c_t = D(\varepsilon_t^*) x_t \quad (18)$$

$$(1+g)s_{t+1} = H(\varepsilon_t^*) x_t \quad (19)$$

其中  $D(\varepsilon_t^*) = \theta_t + \left[ \int_{\varepsilon_t^i < \varepsilon_t^*} \varepsilon_t^i dF(\varepsilon_t^i) + \int_{\varepsilon_t^i \geq \varepsilon_t^*} \varepsilon_t^* dF(\varepsilon_t^i) \right]$ ， $H(\varepsilon_t^*) = \int_{\varepsilon_t^i \geq \varepsilon_t^*} \varepsilon_t^i dF(\varepsilon_t^i) - \int_{\varepsilon_t^i < \varepsilon_t^*} dF(\varepsilon_t^i)$ 。

我们再定义可支配收入  $D_t = c_t + (1+g)s_{t+1} - s_t$ ，则此时的储蓄率  $\tau_{B,t}$  可定义为：

$$\tau_{B,t} = ((1+g)s_{t+1} - s_t) / (y_t - \delta k_t) = ((1+g)k_{t+1} - k_t) / (y_t - \delta k_t)。$$

将式 (16) 和 (17) 表示的两种情形下的  $\lambda_t^i$  代入式 (13)，可得 如下欧拉方程式：

$$\frac{1+g_t}{w_t} = \left[ \beta E_t \left( \frac{1+r_{t+1}}{w_{t+1}} \right) \right] R(\varepsilon_t^*) \quad (20)$$

式 (20) 中  $R(\varepsilon_t^*) \equiv \theta_t + \left[ \int_{\varepsilon_t^i < \varepsilon_t^*} \varepsilon_t^* dF(\varepsilon_t^i) + \int_{\varepsilon_t^i \geq \varepsilon_t^*} \varepsilon_t^i dF(\varepsilon_t^i) \right]$ ，易知  $R(\varepsilon_t^*) \geq 1$ 。 $R(\varepsilon_t^*)$  衡量了因存在借贷约束和随机冲击而使得储蓄能够在未来获得更高的收益。从式 (20) 看，一单位的储蓄在未来所获得的期望收益  $(1+r_{t+1})R(\varepsilon_t^*) \geq 1+r_{t+1}$ ，故  $R(\varepsilon_t^*)$  也可以视作向未来提供流动性所得到的“流动性溢价” (liquidity premium)。

为进一步明晰  $R(\varepsilon_t^*)$  的含义，本文按照已有的相关文献 (如 Wen, 2009)，设  $\varepsilon_t^i$  的分布函数  $F(\varepsilon_t^i) = (\varepsilon_t^i / \varepsilon_{MAX,t})^\sigma$ ，令其中  $\varepsilon_{MAX,t} \equiv (1+\sigma/\sigma)(1-\theta_t)$  以使得  $E(\varepsilon_t^i) = 1-\theta_t$ ，并取  $\sigma$  的值为 0.15。将  $F(\varepsilon_t^i)$  代入上述  $R(\varepsilon_t^*)$ ，就可以得到：

$$R(\varepsilon_t^*) = 1 + \frac{1}{1+\sigma} \varepsilon_{MAX,t}^{-\sigma} \varepsilon_t^{*1+\sigma} = 1 + \frac{1}{1+\sigma} \left[ \frac{1+\sigma}{\sigma} (1-\theta_t) \right]^{-\sigma} \varepsilon_t^{*1+\sigma} \quad (21)$$

## (二) 金融加速器效应分析

为了分析的简化，我们仍然对模型 B 进行比较静态均衡分析。按定义稳态时的储蓄率  $\tau_B$  仍然为  $(gk)/(y-\delta k) = g(k/y)/[1-\delta(k/y)]$ ，为此我们须求出模型 B 中稳态的  $k/y$  值。由于模型 B 仍然是一个完全竞争市场，式 (6) 仍然成立，我们将其带入式 (18) 即可得此时的  $k/y$  值，从而可得模型 B 的稳态时的储蓄率  $\tau_B$ ：

$$\tau_B = \frac{\alpha \beta g R(\varepsilon^*)}{1+g-\beta(1-\delta+\alpha\delta)R(\varepsilon^*)} \quad (22)$$

比较式 (9) 和 (22),  $\tau_A$  与  $\tau_B$  的关键区别在于  $R(\varepsilon^*)$ 。由于  $R(\varepsilon^*) \geq 1$ , 而且  $\partial \tau_B / \partial R(\varepsilon^*) > 0$ , 所以在相同的稳态经济增长率下有  $\tau_B \geq \tau_A$ , 由此可以得到如下推论 1。

推论 1: 在存在信贷约束时, 经济行为人为缓冲随机冲击而节制当前消费以向未来提供储蓄的收益存在着“流动性溢价”, 从而使得行为人倾向于增加储蓄而减少当前的消费, 因此储蓄率与“流动性溢价”成正比例变动。

为了量化分析随机冲击对储蓄率动态的影响机制, 我们将对上述的缓冲存货模型进行进一步的扩展分析。首先, 由式 (21) 来看, 为了求解出  $R(\varepsilon_t^*)$  必须先确定  $\theta_t$  和  $\varepsilon_t^*$ 。为此, 我们不妨设  $\theta_t + \varepsilon_t^* = \theta_t^*$ , 则  $\theta_t^*$  代表一种“临界点消费率”:  $\theta_t^* = c_t/x_t$ , 使得冲击发生后居民拥有的资产  $\theta_t^* x_t$  刚好平滑其消费, 既无需借贷也没有储蓄<sup>①</sup>。从而可知:

$$\theta_t^* = c_t / [y_t + (1 - \delta)k_t] = (c_t/y_t) / [1 - (1 - \delta)(k_t/y_t)] \quad (23)$$

式 (23) 显示在稳态时  $\theta^*$  和  $\varepsilon^*$  间存在着函数关系。由于  $\varepsilon_t^*$  可以表示为  $\varepsilon_t^* = \theta_t^* - \theta_t$ , 因此求解该模型的关键是如何求得每年的  $\theta_t$ 。为此, 我们不妨设  $\theta_t = (1 - \rho)\theta_t^*$ <sup>②</sup>, 则有:

$$\varepsilon_t^* = \rho\theta_t^* \quad (24)$$

式 (24) 即本文对现有的“存货缓冲”模型所做的扩展。这种扩展不仅可以极大程度的简化模型求解, 而且还有明显的经济学含义, 即  $\rho$  值的变化反映了随机冲击  $\varepsilon_t^i$  波动幅度的大小,  $\rho$  值越大代表随机冲击程度越大。我们可以进一步的分析  $\rho$  值的变化趋势和流动性溢价  $R(\varepsilon^*)$  的关系。我们将式 (24) 代入式 (21), 在稳态时式 (21) 可改写为下式:

$$R(\varepsilon^*) = 1 + \frac{1}{1 + \sigma} \left[ \frac{1 + \sigma}{\sigma} (1 - \rho\theta^*) \right]^{-\sigma} (\rho\theta^*)^{1 + \sigma} \quad (25)$$

式 (24) 和 (25) 显示  $\theta^*$  和  $R(\varepsilon^*)$  可写作  $g$  和  $\rho$  的函数, 结合式 (20) 我们就可以求得  $\varepsilon^*$ , 从而进一步求得  $\theta^*$  和  $R(\varepsilon^*)$ , 再由式 (22) 就可以得到模型 B 的储蓄率  $\tau_B$  随  $g$  变动趋势。因此, 我们可以分析临界点消费率  $\theta^*$ 、流动性溢价  $R(\varepsilon^*)$  和储蓄率  $\tau_B$  随经济增长率  $g$  的变动, 由于  $g$  是一种均衡经济增长率, 因此这是一种比较静态均衡分析。图 3 就是这种比较静态分析的结果, 我们模拟出了均衡增长率  $g$  从 0 变到 1 时  $\theta^*$ 、 $R(\varepsilon^*)$  和  $\tau_B$  的变化情况, 其中我们考虑了  $\rho$  值依次为 0、0.25、0.5、0.75 和 1 等五种情况, 代表着随机冲击程度不断变大的趋势。

从图 3(a) 和图 3(b) 来看, 当  $\rho$  值保持不变时, 随着经济增长率  $g$  从 0 逐步上升为 1,  $\theta^*$  呈单调下降而  $R(\varepsilon^*)$  单调上升。这是由于经济增长率越快, 储蓄的机会成本就越大<sup>③</sup>, 所以需要的流动性溢价  $R(\varepsilon^*)$  就会越高; 而“临界点消费率” $\theta^*$  逐步下降反映的是消费率随着经济增长率上升而逐步下降的趋势, 这与上述基准模型的结论是一致的。另外, 图 3(a) 和图 3(b) 显示, 当经济增长率  $g$  保持不变时, 随着  $\rho$  值从小变大,  $\theta^*$  逐步变小而  $R(\varepsilon^*)$  逐步变大<sup>④</sup>。这是因为随着  $\rho$  值的逐步变大, 表示居民总资产中风险资产的比例在上升, 因此居民

<sup>①</sup> 本文定义的“临界点消费率”只是一个消费率的临界值, 其与  $\tau_B$  之和并不等于 1。

<sup>②</sup> 由于  $\varepsilon_t^*$  须为非负,  $\rho$  的取值区间为 [0,1]。

<sup>③</sup> 式 (20) 处于稳态时为  $1 + g = \beta(1 + r)R(\varepsilon^*)$ , 该式左边即为储蓄的机会成本, 右边为储蓄的收益, 因此流动性溢价  $R(\varepsilon^*)$  会随  $g$  而上升。

<sup>④</sup> 易算得当  $\rho = 0$  时的  $\theta^*$  值和由模型 A 计算而得的消费率相等, 这也说明模型 A 只是模型 B 的一个特例。

所要求的流动性溢价  $R(\varepsilon^*)$  上升；而随着风险资产的比例上升，居民储蓄的动机上升，因此“临界点消费率”  $\theta^*$  下降。图 3 (c) 显示储蓄率会随着经济增长率而上升，而经济增长率相同的情况下，随机冲击程度加大会放大储蓄率上升的程度，其逻辑分析与上面对  $R(\varepsilon^*)$  和  $\theta^*$  的分析一致。图 3(c) 显示经济增长率在 0 至 0.2 之间时储蓄率对经济增长率比较敏感，超过 0.2 之后储蓄率变得不敏感。根据图 3 的分析我们就可以得到如下的推论 2。

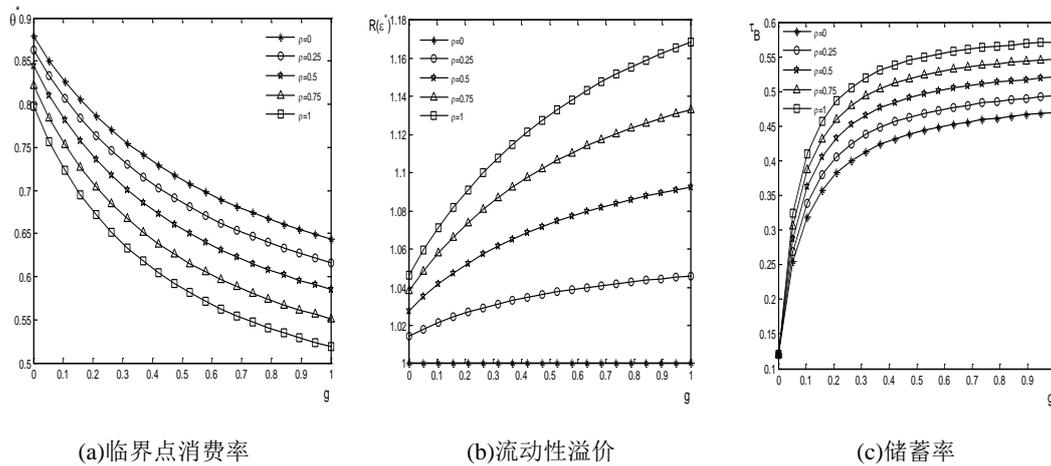


图 3 经济增长率  $g$  变化的比较静态均衡分析

推论 2: 随机冲击引起的“流动性溢价”与经济增长率成正比，而且与随机冲击的程度也成正比。

从上述两个推论就可以得到存在信贷约束和随机冲击时储蓄率动态的金融加速器效应：即随机冲击程度与“流动性溢价”呈正比，而“流动性溢价”与储蓄率成正比，则储蓄率与随机冲击程度成正比。因此，正是由于随机冲击这种摩擦(friction)致使的“流动性溢价”的存在，加剧了经济增长率对于储蓄率动态的影响，由于本文假设了随机冲击在生产决策之后才被观测到，这与传统的金融加速器效应所论述的信息不对称等摩擦性因素加剧经济波动的原理是一致的<sup>①</sup>，因此上述动态机制就构成了储蓄率动态中的金融加速器效应。

#### 四、对中国储蓄率动态的数值模拟

由本文上一部分的分析我们得到了储蓄率动态中的金融加速器机制，其存在依赖于两个前提，即存在着信贷约束和随机冲击，这与中国经济的现实情况是相符合的。因此，我们可以应用上述模型对于中国储蓄率的波动进行数值模拟。

首先，我们可以分析中国储蓄率动态的脉冲响应情况，为此我们需要定义一个一般均衡系统。由式 (6)、(8)、(18)、(19)、(20)、(23) 和 (24) 即可得到一个一般均衡系统，由该经济系统可以得到经济变量  $\{\varepsilon_t^*, \theta_t^*, c_t, k_{t+1}, n_t, w_t, r_t\}$  的唯一解，因此就可以得到这些经济变量对经济增长率  $g_t$  变化一单位的动态响应。由于上文的经济参数值都是根据中国的实际情况进行校准而得，我们就可以分析得到中国储蓄率对一单位经济增长率  $g_t$  变化的脉冲

<sup>①</sup> 金融加速器效应放大宏观经济波动的机制可参见 Bernanke et al.(1999)。

响应结果，如图 4 所示<sup>①</sup>。在该图中我们考察了不同的随机冲击程度下储蓄率的脉冲响应结果。图 4 显示 1% 单位的经济增长率冲击下，中国储蓄率的脉冲响应有一个“驼峰”（hump）的反应形状，其在第二年即达到最高值，随后逐渐下降，大约在第 10 个年度储蓄率收敛到初始稳态。图 4 显示，当不存在金融加速器机制时（即  $\rho=0$  时），储蓄率最高值为 0.3，而当存在金融加速器机制且随机冲击程度达到最大（即  $\rho=1$  时）该最高值达到了 0.75，是没有金融加速器时的 2.5 倍。因此，储蓄率动态中金融加速器效应的存在就为解释图 2 所示的中国储蓄率大幅偏高且偏高程度不断上升的事实提供了可能性。

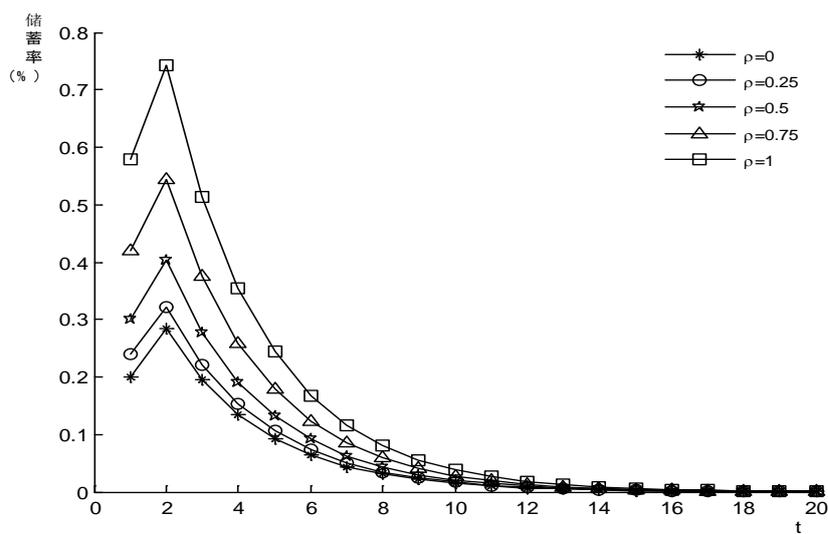


图 4 1%经济增长率冲击下中国储蓄率的脉冲响应图

为了进一步模拟中国储蓄率的波动情况，我们仍然可以进行和图 2 分析一样的比较静态均衡分析，以分析模型 B 对于中国储蓄率动态的模拟情况。根据式 (22)，我们只需要给出中国每一年的随机冲击程度  $\rho_t$  的值，从而将每一年中国的  $g_t$  和  $\rho_t$  值代入式 (22) 就可以得到中国储蓄率的模拟值。对于  $\rho$  的取值，作为一种趋势性分析，我们只需确定 1978 和 2013 年的  $\rho$  值，然后假定中间年份的  $\rho$  值依次呈等差额度变化。为了确定 1978 和 2013 年的  $\rho$  值，我们的方法是将不同的数值作为 1978 和 2013 年的  $\rho$  值带入模型进行模拟运算<sup>②</sup>，把由此得到的模拟值和实际值偏差的绝对值最小的  $\rho$  值作为最终选定的值<sup>③</sup>。经过模拟，我们发现 1978 和 2013 年的  $\rho$  值分别取 0.3 和 0.74 时符合上述标准，这也符合改革开放以来中国居民所面临的不确定性不断加大的实际情况。得到每一年的  $\rho_t$  值之后我们就可以模拟得到中国储蓄率波动的模拟值，即图 5 中“带金融加速器”所表示的模型模拟值（记为  $\tau_{B,t}$ ）。

在图 5 中我们比较了“带金融加速器”和“不带金融加速器”两种情况下的中国储蓄率模拟值，其中“不带金融加速器”的模拟值即为图 2 中由基准模型 A 给出的理论值，我们发现“带金融加速器”情况下的模拟值能够较好的模拟中国储蓄率实际值的波动情况，主要体现在能

<sup>①</sup> 我们对中国的经济增长率的周期性波动成分(cyclical component)进行一阶自回归分析，发现一阶自回归系数为 0.69，因此我们在进行脉冲响应实验时假设  $\hat{g}_t = 0.69 \times g_{t-1} + \zeta_t$ ，其中  $\zeta_t$  为白噪声。

<sup>②</sup> 我们也可以应用中国储蓄率 and 经济增长率数据推导出中国每年的  $\rho$  值，本文之所以要假设  $\rho$  值呈等差数列变化是为了解释中国储蓄率不断上升的趋势。

<sup>③</sup> 该偏差用每年模型模拟值与实际值之差的绝对值加总而得。

够模拟储蓄率实际值不断上升的趋势，因此，带金融加速器的模型能够对中国储蓄率不断上升的特征事实做出很好的解释。

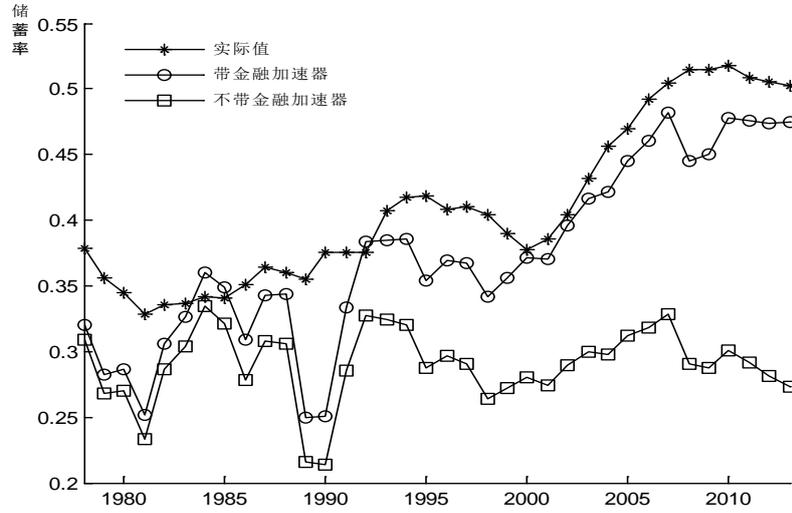


图 5 中国储蓄率动态的数值模拟 (1978-2013)

为了进一步检验该模型对中国储蓄率的动态模拟，我们还可以应用实际经济周期(RBC)的研究方法，比较中国储蓄率的实际值  $\tau_t$ 、模型 A 的模拟值  $\tau_{A,t}$  以及模型 B 的模拟值  $\tau_{B,t}$  的周期波动成分的共动性 (co-movement)，以观测这三个时间序列的相关性。我们首先对  $\tau_t$ 、 $\tau_{A,t}$  以及  $\tau_{B,t}$  等 3 个时间序列利用 HP 滤波器进行去趋势操作，从而得到其短期波动周期成分，分别记作  $c\tau_t$ 、 $c\tau_{A,t}$  和  $c\tau_{B,t}$ ，随后即可分别计算  $c\tau_t$  与  $c\tau_{A,t}$  和  $c\tau_{B,t}$  的交叉相关系数，以及这三个时间序列的标准差和相对标准差，其结果如表 1 所示。

表 1 中国储蓄率实际值及模拟值的相关性

$j$	交叉相关系数 $corr(v(t+j), c\tau_t)$							标准差	相对标准差
	-3	-2	-1	0	1	2	3		
$c\tau_t$	0.030	0.396	0.740	1.000	0.740	0.396	0.030	0.049	1.000
$c\tau_{A,t}$	0.252	0.415	0.389	0.340	0.101	-0.139	-0.290	0.046	0.938
$c\tau_{B,t}$	0.269	0.441	0.432	0.383	0.158	-0.097	-0.264	0.064	1.306

注：表中的“相对标准差”是指  $c\tau_{A,t}$  和  $c\tau_{B,t}$  相对于  $c\tau_t$  的标准差的比值。

从表 1 来看，无论是从同期（即  $j=0$  时）的相关性、还是非同期（即  $j \neq 0$  时）的交叉相关性来看， $c\tau_t$  与  $c\tau_{A,t}$  相关性都比  $c\tau_t$  与  $c\tau_{B,t}$  的相关性高，表明模型 B 比作为基准经济增长模型的模型 A 更能拟合中国储蓄率的短期周期性波动。但从相对标准差来看， $c\tau_{B,t}$  的相对标准差更高，表明在随机冲击下中国储蓄率的短期波动性更大。但总体来看， $c\tau_t$ 、 $c\tau_{A,t}$  和  $c\tau_{B,t}$  的周期波动标准差都不大，说明中国储蓄率在以比较稳定的趋势上升。

## 五、本文小结

本文对于中国“高储蓄率之谜”进行了较为系统的研究。关于中国储蓄率偏高在理论界和政策界已经达成共识，但是缺乏合理的度量，为此我们首先应用一个基准的经济增长模型从理论上解释了中国储蓄率偏高的含义，并且度量了偏高的幅度以及偏高的比例。我们指出虽然储蓄率与经济增长率成正比，但是中国长时期的高经济增长率却不足以解释中国储蓄率偏高程度正不断上升的特征事实，而这一特征事实却是中国储蓄率动态中最显著的特征，也是构成中国“高储蓄率之谜”的主要内容。为了解释中国储蓄率的上述波动特征，本文建立一个扩展的“缓冲存货”模型，分析了存在信贷约束时随机冲击对储蓄率动态的影响机制，指出该机制中存在着金融加速器效应，表现为随机冲击下居民通过增加储蓄减少当前消费会获得“流动性溢价”，而且这种“流动性溢价”与随机冲击程度成正比。这种金融加速器效应的存在会放大经济增长率对于储蓄率波动的影响。随后本文应用所建立的模型对中国储蓄率1978至2013年的波动进行了数值模拟分析，我们发现在加入不断增强的随机冲击程度后该模型不仅能够较好的解释中国储蓄率不断上升的长期趋势，而且还能够较好的拟合中国储蓄率的短期周期性波动。

本文的分析具有较为明显的政策含义。根据本文的分析，理解“中国高储蓄率之谜”的关键不在于分析某种特定因素是否起到重要作用，因此而调整某项经济政策。中国高储蓄率之所以出现，一方面是因为中国长期以来的高经济增长率，这是中国高储蓄率的决定性因素，另一方面则是改革开放以来中国面临的各种不确定性冲击因素加速了储蓄率的上升。因此，我们认为，在中国经济维持高增长率的阶段，高储蓄率的长期存在是合理的，但是为了遏制其不断上升的趋势，则有待于我们逐步完善中国市场经济体制，包括正确处理好市场与政府的边界以及完善各种社会保障体制等，以减少各种不确定性，这本身也是中国经济自身完善的一个过程。因此，在我们促内需以及调整经济结构的过程中，应该正确的看待中国高储蓄率问题，中国的高储蓄率与经济结构失衡等经济现象一样是中国经济长期改革和发展过程中出现的阶段性产物，正确认识这些逻辑关系，有助于我们实施正确的经济政策，从而最终达到调结构、促转型的目的。

## 参考文献

- [1]Bernanke, B., Gertler, M., and S. Gilchrist,1999,The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework[C]. In: Taylor. B. and M. Woodford, eds., Handbook of Macroeconomics, 61(1),1341-1393.
- [2]Carroll, C., 1997, Buffer-Stock Saving and the Life Cycle Permanent Income Hypothesis[J], Quarterly Journal of Economics ,112(1), 1-56.
- [3]Deaton, A., 1991, Saving and Liquidity Constraints[J] , Econometrica, 59(5), 1221-1248.
- [4]Modigliani, F. and S. Cao,2004.The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis[J], Journal of Economic Literature , 24(3),145-170.
- [5]艾春荣、汪伟，2008：《中国居民储蓄率的变化及其原因分析》[J]，《湖北经济学院学报》第6期。
- [6]蔡昉，2006：《实现最大化就业是社会和谐的经济基础》[N]，《文汇报》10月24日。
- [7]郭新强、汪伟、杨坤，2013：《刚性储蓄、货币政策与中国居民消费动态》[J]，《金融研究》第2期。
- [8]郭英彤、李伟，2006：《应用缓冲储备模型实证检验我国居民的储蓄行为》[J]，《数量经济技术经济

研究》第 8 期。

[9]李佳峰、刘尧成, 2012:《中国居民储蓄行为不确定性与外汇储备》[J],《国际贸易问题》第 10 期。

[10]李文星、徐长生、艾春荣, 2008:《中国人口年龄结构和居民消费: 1989 -2004》[J],《经济研究》第 8 期。

[11]李扬、殷剑峰、刘煜辉, 2007:《中国的高储蓄之谜》[N],《中国经营报》4 月 30 日。

[12]李永友, 2010:《失衡的增长结构与财政制度安排》[J],《经济理论与经济管理》第 9 期。

[13]林毅夫、姜烨, 2006:《经济结构、银行业结构与经济发展》[J],《金融研究》第 1 期。

[14]吕冰洋, 2011:《财政政策与供需失衡,孰为因?孰为果?》[J],《经济研究》第 3 期。

[15]沈坤荣、谢勇, 2012:《不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究》[J],《金融研究》第 3 期。

[16]汪伟, 2009:《经济增长、人口结构变化与中国高储蓄》[J],《经济学(季刊)》第 1 期。

[17]王小鲁、樊纲, 2000:《我国工业增长的可持续性》[M],经济科学出版社。

[18]张春生、吴超林, 2011:《收支不确定性对城镇居民储蓄存款行为的影响:理论解释与实证检验》[J],《上海经济研究》第3期。

[19]张军, 2002:《资本形成、工业化与经济增长:中国的转轨特征》[J],《经济研究》第 6 期。