

# 中国高储蓄率长期偏高的原因和对策分析

杨天宇 贺婷

**内容提要：**本文应用新古典增长模型和反事实实验方法对中国高储蓄率的原因进行了研究。我们建立了一个标准的新古典增长模型以模拟中国的储蓄率变动，结果表明，该模型可以比较准确地拟合中国储蓄率变动的长期趋势。然后我们运用反事实实验来分别检验1992-2007年期间人口增长率、资本回报率、折旧率、政府支出在GDP中的份额、TFP增长率对储蓄率的影响，结果发现TFP增长率的变化是解释中国储蓄率变动趋势的最重要因素。如果中国面临与美国一样高的资本初始存量和相同的TFP增长率，则中国在此期间与美国储蓄率的差异将会大大低于中美储蓄率的实际差异。据此我们可以得出两个结论：首先，中国的TFP增长率将导致中国的高储蓄率继续持续一段时间；其次，如果在未来的产业结构调整过程中，第三产业占GDP的比重不断上升，则TFP增长率将出现下降，从而储蓄率也将下降。

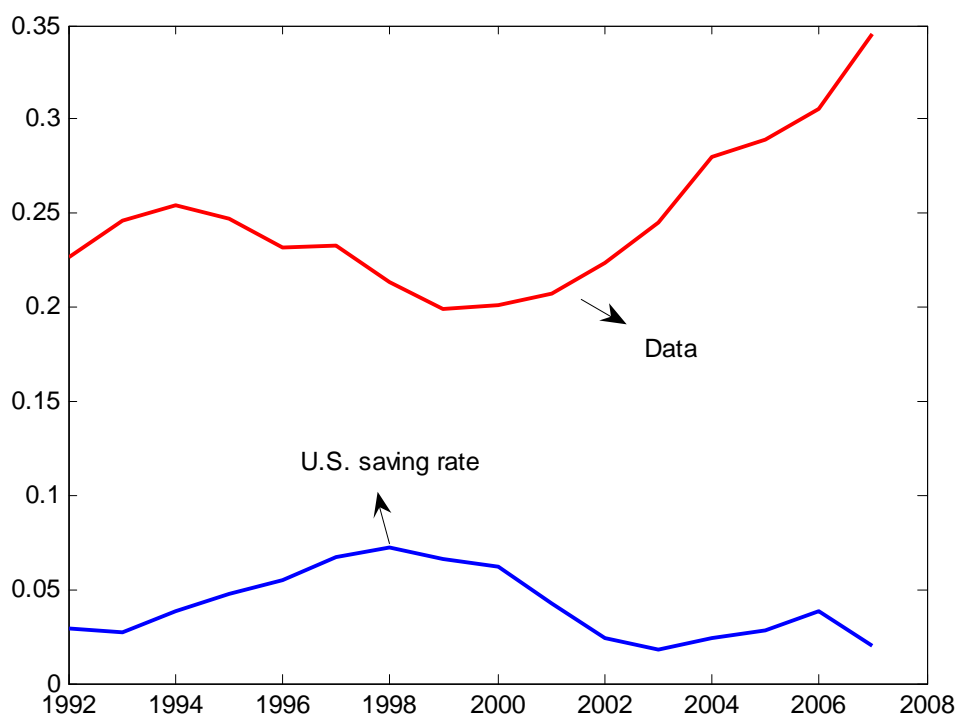
**关键词：**储蓄率 全要素生产率增长率 新古典增长模型

## 一、引言

近年来，中国储蓄率长期居高不下，明显高于发达国家，而且这一情况已经持续了几十年。以中国、美国储蓄率的对比为例，图 1 表现了自 1992 年以来中美国民储蓄率的差异<sup>①</sup>。

---

<sup>①</sup>中美两国国民储蓄率的计算口径有两大区别：第一，中国国民收入统计中的折旧是基于历史成本法计算的，而美国国民收入统计中的折旧是基于重置成本法计算的；第二，美国所有的政府支出都被统计为政府消费，而中国政府支出中的资本形成总额没有被包括在政府消费之中，这将导致中国总消费中的政府消费（与美国相比）被低估。为了使二者具有可比性，我们借鉴 Chen *et al.*(2006)，在中美两国政府公布的国民储蓄数据中减去了折旧和政府支出的数据。之所以如此是由于两个原因：第一，由于缺少中国的国民财富官方数据，我们难以像 Hayashi (1989)对日本数据所做的那样，按重置成本法计算中国的折旧；第二，美国政府从未公布过政府资本支出的数据，因此我们无法计算与中国口径相同的美国政府消费数据。



资料来源：《中国统计年鉴（2008年）》；美国商务部经济分析局（U.S. Department of Commerce Bureau of Economic Analysis）网站

许多国内外的文献对此进行了研究，这也是本文所要研究的主题。中国高储蓄率问题的研究，长期以来主要集中在中国经济转型期的某些独特因素上。这些因素有以下几类：首先是人口结构因素。许多学者的实证研究发现，上世纪60年代的“婴儿潮”导致目前人口年龄结构的年轻化（即“人口红利”）对中国出现高储蓄率有重要作用（Kraay, 2000; Modigliani and Cao, 2004; 蔡昉, 2004; 李扬、殷剑峰、陈洪波, 2007）。而上世纪70-80年代计划生育政策所导致的人口老龄化也是高储蓄率的原因之一（Wakabayashi and Mackellar, 1999; 袁志刚、宋铮, 2000）。其次是中国经济体制改革带来的不确定性，所导致的预防性储蓄动机的增强，这个理由可以解释中国居民储蓄率的上升。持此观点的学者很多，如 Blanchard and Giavazzi (2005)、Chamon and Prasad (2008)、龙志和和周浩明 (2000)、臧旭恒 (2001)、万广华等 (2001)、罗楚亮 (2004)、施建淮和朱海婷 (2004)、何立新等 (2008) 等等。第三是高储蓄率的结构解释，即认为中国的高储蓄率主要来源于政府储蓄和企业储蓄的增加，Kuijs (2005)、何新华和曹永福 (2005)、任若恩和覃筱 (2006)、李扬和殷剑峰 (2007) 均通过实证分析得出了这一结论。此外，中国的许多其他独特性因素也被用来解释高储蓄率，如儒家文化（黄少安和孙涛, 2005）、转型经济下的劳动力转移（李扬和殷剑峰, 2005）、金融市场不发达（Harbaugh, 2003）、中国的高经济增长率（刘金全和郭整风, 2002; 陈利平, 2005）、中国的男女出生比例失衡（Wei and Zhang, 2009）等。这方面的详细情况可参见张明 (2006)、王弟海和龚六堂 (2007)、王海燕 (2008) 所做的文献综述。

以上这些关于中国高储蓄率研究的文献，都在一定程度上从不同角度阐述了中国高储蓄率的原因。但这些研究成果存在两个问题。第一，这些研究绝大部分都是一种实证研究，没

有在一般性的理论模型的基础上,具体测算出何种因素对中国储蓄率变动趋势的影响力最大。第二,这些研究几乎都是用中国在经济转型期的独特性因素来解释中国的高储蓄率,而这样做似有不妥之处。这里有两个原因,首先,东亚的许多国家在上世纪 60-80 年代的高速增长时期也出现了高储蓄率,但它们似乎并不具备(或至少不完全具备)上述中国的各种独特性因素,这就使我们怀疑,高储蓄率的国家是否具备一些本国特色不足以解释的共性。其次,欧美发达国家和拉美国家也在二战之后某些时间段具备了上述某些中国的独特性因素,比如二战之后的“婴儿潮”以及随后而来的“人口红利”在拉美国家也都出现过,但它们并未如中国一样出现如此之高的储蓄率。

同以上这些研究文献相比,本文的研究主要有以下两个特点:第一,我们通过一个标准的新古典增长模型,推导出均衡状态下储蓄率决定的一般公式。然后以这一公式为基础,根据中国和美国实际经济中的一些主要经济参数,通过数值模拟来比较分析中国高储蓄率的可能原因。正因为如此,我们可以测算出决定储蓄率的诸种因素何者更为重要。第二,本文在标准的新古典增长模型引入的因素,都是适用于世界各国的,而不是只有中国经济转型期才有的独特性因素,这不仅让我们避免了上述缺陷,而且有利于对中美储蓄率进行比较,从而可以解释图 1 中的中美储蓄率差异。

据作者所知,国内的研究中只有王弟海和龚六堂(2007)也是建立了类似的新古典增长模型,并在此基础上对中国高储蓄率的可能原因进行了测算。本文在两个方面上与王弟海和龚六堂(2007)有差异。第一,王弟海和龚六堂(2007)的主要结论是,中国高储蓄率的原因是高经济增长率、高资本产出弹性、个人对未来工资的短视性预期、居民的高主观贴现率和高风险规避性,而本文的主要结论是 TFP 增长率是中国储蓄率偏高的最重要原因。第二,本文的模型与王弟海和龚六堂(2007)有一定的相似之处,因为二者都基于无限期界模型。但值得注意的是,王弟海和龚六堂(2007)的模型中并没有包括人口增长率、资本收入税率和政府支出在 GDP 中比例等因素,而我们的模型包括了上述因素;而且王弟海和龚六堂(2007)研究的是私人储蓄率,而我们研究的是国民储蓄率。王弟海和龚六堂(2007)在其论文的结论中也承认,由于他们对人口增长率和国民总储蓄率的忽略,因此他们的论文还存在很大改进余地,从这个意义上说,我们的模型和结论正是在王弟海和龚六堂(2007)基础上的改进。

我们的方法背后的经济学直觉来自真实经济周期理论。根据该理论,一个正向的全要素生产率(TFP)冲击将提高资本回报率<sup>①</sup>,增加了单位储蓄带来的回报,因此会激励当事人更多地储蓄。结果,当TFP增长率高于(或低于)平均水平时,当事人将会储蓄得更多(或更少)。要得出TFP增长率对于储蓄率的影响,一般采用校准法(Calibration),该方法通过参数的设置生成一些模拟结果(比如变量的周期性和变化幅度),并将模拟结果与真实经济的特征事实相比较。一般地,校准后的模型模拟的结果越好,对实际经济的解释力就越高。一个“好”的校准模型能够解释实际经济所呈现出的大部分特征事实,特别是一些经济增长特征。在储蓄率问题研究中,对高储蓄率的解释要通过构建新古典增长模型以及求解模型的均衡值来实现。

这种方法在国外学术界曾被用于研究“大萧条”和日本经济停滞的原因(Kehoe and Prescott, 2002; Hayashi and Prescott, 2002),而最近它已经被应用于解释日本的储蓄率为何偏

<sup>①</sup> 在一个标准拉姆齐模型的稳态解中,一个更高的 TFP 增长率将会通过收入效应导致更高的资本回报率和储蓄率(Barro and Sala-Martin, 1995, 第二章)。

高 (Chen et al, 2006, 2007) 以及美国储蓄率为何偏低 (Chen et al, 2005)。日本的高储蓄率也曾经被解释为多种本国独特性因素综合作用的结果 (Horiaka, 1990), 但上述运用新古典增长模型的研究却表明, TFP增长率可以解释日美之间储蓄率差异和日本、美国各自储蓄率长期波动趋势的绝大部分。这意味着可以在一个统一的理论框架内研究各国之间的储蓄率差异, 它同时也说明日本人的储蓄行为并无与标准模型相左的独特性。这就使我们思考, 如果用标准的新古典增长理论来研究中国的高储蓄率, 是否也可以得出同样的结论。

本文应用新古典增长模型对中国高储蓄率的原因进行了研究。我们建立了一个标准的新古典增长模型以模拟中国的储蓄率变动, 结果表明, 该模型可以很好地拟合中国储蓄率变动的长期趋势。然后我们以1992年的资本存量为初始条件, 分别引入1992-2007年期间人口增长率、资本回报率、折旧率、政府支出在GDP中的份额、TFP增长率的实际数据, 运用反事实实验 (counterfactual experiments) 来分别检验上述因素的实际变动对储蓄率的影响, 结果发现在此期间内TFP增长率的变化对储蓄率变动趋势具有最强的解释力。我们的模拟结果还显示, 如果中国面临与美国一样高的资本初始存量和相同的TFP增长率, 则中国在此期间的平均储蓄率将会大大接近于美国, 所以, 中美之间的储蓄率差异可能并不需要由各种中国的独特性因素来解释, 这意味着中国的储蓄率与美国、日本一样, 可以在一个统一的理论框架内加以研究。从这个研究结果出发, 我们可以得出两个结论: 首先, 由于中国的TFP增长率较高<sup>①</sup>, 中国的高储蓄率可能会长期持续; 其次, 如果在未来的产业结构调整过程中, 第三产业占GDP的比重不断上升, 则TFP增长率将出现下降, 从而储蓄率也将下降。

本文安排如下: 第二部分描述了标准的新古典增长模型并对其进行求解, 第三部分是数据来源和参数校准, 第四部分根据模型的数值模拟结果, 对中国高储蓄率的原因及其贡献率进行了分析, 第五部分是结论和政策含义。

## 二、理论模型的构建及求解

### (一) 新古典增长模型的构建

首先我们将建立一个标准的Cass-Koopmans新古典增长模型, 为储蓄率的校准提供理论基础。假定在一个经济体中有三个经济部门: 厂商、家庭和政府。下面我们分别分析三个部门的行为:

1、厂商。假定在 $t$ 年, 代表性厂商的生产函数为规模报酬不变型的Cobb-Douglas生产函数:

$$Y_t = A_t K_t^\theta H_t^{1-\theta} \quad (1)$$

<sup>①</sup> Chen et al (2006) 指出, 日本二战后的高 TFP 增长率是导致高储蓄率的主要原因, 而他们给出的 1956-2000 年日本 TFP 增长率为年均 2%。本文参考文献列举了很多估算中国改革以来全要素生产率的文章, 包括张军、施少华 (2002), 郭庆旺、贾俊雪 (2005), 孙琳琳、任若恩 (2005), 曹吉云 (2007), Bosworth and Collins(2008), 李宾、曾志雄 (2009), 中国经济增长与宏观稳定课题组 (2010)。这些文献估算的 1992 以后的中国 TFP 增长率, 仅有郭庆旺、贾俊雪 (2005) 低于 2% (年均 1.52%), 其中最高的是李宾、曾志雄 (2009) 估算的 1992-2007 年 TFP 增长率, 均为 4.18%。而即使是郭庆旺、贾俊雪 (2005) 估算的 TFP 增长率数据, 也高于 Chen et al (2006) 提到的美国 1956-2000 年的 TFP 增长率数据。Bosworth and Collins(2008)更指出, 1978-2004 年中国 TFP 增长率分别是世界平均水平、工业化国家、印度 TFP 增长率的 4、3.6、2.25 倍。可见, 中国自改革开放以来的 TFP 增长率还是比较高的。

其中  $Y_t$ 、 $A_t$ 、 $K_t$ 、 $H_t$  分别为  $t$  年的总产出、全要素生产率(TFP)、总的资本存量以及总劳动时间， $\theta$  为资本产出份额。资本存量满足  $K_{t+1} = (1 - \delta_t)K_t + I_t$ ，其中  $I_t$ 、 $\delta_t$  分别为  $t$  年的总投资和资本折旧率。我们定义  $A_t^{1/(1-\theta)}$  的增长率为 TFP factor 增长率，根据 Hayashi 和 Prescott (2002) 给出的定义，TFP factor 增长率等于总劳动时间和资本-产出比率不变情况下的人均产出增长率，它的简单推导过程如下：设  $N$  为劳动年龄人口， $y \equiv Y/N$ ， $h \equiv H/N$ ， $x \equiv K/Y$ ，则在 (1) 式两边同时除以  $N$  并整理，可以得到：

$$y_t = A_t^{1/(1-\theta)} h_t x_t^{\theta/(1-\theta)} \quad (2)$$

其中  $A_t^{1/(1-\theta)}$  为 TFP factor， $A_t^{1/(1-\theta)}$  以  $\gamma_t - 1$  的速度增长， $\gamma_t = (A_{t+1}/A_t)^{1/(1-\theta)}$ 。

2、家庭。假定在经济体中，代表性家庭在  $t$  年有  $N_t$  个处于工作年龄的成员，且家庭人数以每年  $n_t - 1$  的速度增加，其中  $n_t = N_{t+1}/N_t$ 。代表性家庭的效用最大化函数为：

$$\max : \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t N_t (\log c_t + \alpha \log(T - h_t)) \quad (3)$$

$$s.t. : C_t + I_t \leq w_t H_t + r_t K_t - \tau_t (r_t - \delta_t) K_t - \pi_t, \quad t = 0, 1, \dots, \text{given } K_0 > 0$$

其中  $c_t = C_t/N_t$  为家庭人均消费， $T$  为人均时间资源， $h_t = H_t/N_t$  为人均工作时间， $\beta$  为主观贴现因子， $\alpha$  为闲暇在效用函数中的份额， $\tau_t$  为资本收入税率， $w_t$  为实际工资， $\pi_t$  为定额税收 (lump sum tax)， $r_t$  为资本租金率。假定家庭拥有资本存量  $K_t$  并租给企业使用。

3、政府。假定政府部门对净资本（即除去折旧之外的资本）征收收入税，并将税收用于外生给定的政府支出  $G_t$ ，其中定额税收  $\pi_t$  用于保证政府预算约束在每时期都满足：

$$G_t = \tau_t (r_t - \delta_t) K_t + \pi_t \quad (4)$$

4、市场均衡。给定一个政府的政策集合  $\{G_t, TR_t, \tau_t, \pi_t\}_{t=0}^{\infty}$ ，一个竞争性市场均衡应包括一个资源配置组合  $\{C_t, I_t, H_t, K_{t+1}, Y_t\}_{t=0}^{\infty}$  和价格集合  $\{w_t, r_t\}$ ，具体包括四个方面：

- (1) 给定政策集合和价格集合，市场均衡状态下的资源配置应使得家庭的效用最大化。
- (2) 给定政策集合和价格集合，市场均衡状态下的资源配置应使得厂商的利润最大化。
- (3) 政府的预算约束得到满足。

(4) 商品市场出清:  $C_t + I_t + G_t = Y_t$

(二) 新古典模型的求解。本文借鉴Hayashi and Prescott (2002) 和Chen et al (2006), 以1992年中国的实际资本-产出比率为起点, 使用射门算法来模拟出一条由模型生成的趋向最终稳态点的均衡路径。具体步骤如下: 首先, 确定经济体的均衡状态, 并对变量进行去趋势化处理以得到稳态方程, 然后计算稳态储蓄率  $\tilde{s}$  和达到稳态之前的储蓄率时间路径  $s_t$ 。

1、一般均衡条件。根据上述市场均衡的4个条件, 我们可以求解该模型的一般均衡条件。首先, 根据上述市场均衡条件, 我们求解 (3) 式, 即约束条件下的家庭效用最大化, 可以得到均衡条件一 (推导过程参见附录):

$$\frac{C_{t+1}}{N_{t+1}} = \frac{C_t}{N_t} \beta \{1 + (1 - \tau_{t+1})[\theta A_{t+1} K_{t+1}^{\theta-1} (H_{t+1})^{1-\theta} - \delta_{t+1}]\} \quad (5)$$

然后再把  $K_{t+1} = (1 - \delta_t)K_t + I_t$  代入上述均衡条件 (4), 即商品市场出清  $C_t + I_t + G_t = Y_t$ ,

可以得到均衡条件二 (推导过程参见附录):

$$K_{t+1} = (1 - \delta_t)K_t + A_t K_t^\theta (H_t)^{1-\theta} - C_t - G_t \quad (6)$$

2、去趋势化。由于各总量数据以及工资率都有逐年的波动和长期增长趋势, 为了得到稳态方程, 我们首先需要进行去趋势化。一个总量变量  $z_t$  的去趋势化形式可以写成:

$\tilde{z}_t = z_t / A_t^{\frac{1}{1-\theta}} N_t$ 。把这种变量的变化形式应用到均衡条件可得:

$$\tilde{c}_t = \frac{\tilde{c}_t}{\gamma_t} \beta \{1 + (1 - \tau_{t+1})[\theta \chi_{t+1}^{\theta-1} - \delta_{t+1}]\} \quad (7)$$

$$\tilde{k}_{t+1} = \frac{1}{\gamma_t n_t} [(1 - \delta_t) - (1 - \varphi_t) \chi_t^{\theta-1}] \tilde{k}_t - \tilde{c}_t \quad (8)$$

其中  $\chi_t$  是去趋势化后的资本劳动比率  $(K_t/H_t) / A_t^{\frac{1}{1-\theta}}$ ,  $\varphi_t = G_t/Y_t$ 。

3、稳态。稳态时人均消费相等, 其他变量达到稳态时用  $\tilde{z}_t = z$  代替, 可以得到模型的稳态方程如下:

$$1 = \frac{1}{\gamma} \beta \{1 + (1 - \tilde{\tau})[\theta \chi^{\theta-1} - \tilde{\delta}]\} \quad (9)$$

$$\tilde{k} = \frac{1}{\gamma n} [(1 - \tilde{\delta}) + (1 - \varphi) \chi^{\theta-1}] \tilde{k} - \tilde{c} \quad (10)$$

其中  $\tilde{\delta}$  和  $\tilde{\tau}$  分别为稳态的折旧率和资本收入税率。解上述方程我们可以得到去趋势化后的资本和消费的稳态值, 并进而得到稳态储蓄率:

$$\tilde{s} = \frac{(\gamma n - 1)\tilde{k}}{\tilde{y} - \delta\tilde{k}} \quad (11)$$

4、转移到稳态。给定初始的资本存量  $K_0$ ，并赋予内生变量  $C_0$  一个推测值，由方程式 (5) 和 (6) 来试求内生变量  $C_t$  和  $K_{t+1}$  向稳态转移的时间路径。如果在此推测值下无法得到转移至稳态的时间路径，则使用“射门算法”(shooting algorithm)<sup>①</sup>反复推测  $C_0$  的值，直到得到收敛至稳态点的时间路径为止。由  $C_t$  和  $K_{t+1}$  转移至稳态的时间路径和其他均衡条件，我们可以得出所有总量变量和价格转移至稳态的时间路径。为了与模拟得出的储蓄率相对比，我们计算实际储蓄率的方程式为：

$$s_t = \frac{Y_t - G_t - C_t - \delta_t K_t}{Y_t - \delta_t K_t} \quad (12)$$

### 三、数据来源和参数校准

(一) 固定参数的校准。在本文的分析中，有四个不随时间变化的参数，它们分别是资本收入份额  $\theta$ ，主观折现率  $\beta$ ，每周可支配时间  $T$ ，以及闲暇在效用函数中的份额  $\alpha$ 。

$\theta$  是资本收入份额，本文中1992-2005年资本收入份额的数据来自白重恩、谢长泰、钱颖一(2009)，我们根据该文提供的公式自己计算了2006、2007年的数据。由此可以得出1992-2007年资本收入份额的平均值为0.4849。

主观折现率 ( $\beta$ ) 的计算方法来自Hayashi and Prescott (2002)，根据他们提出的计算公式，我们设定  $\beta = 0.9582$  以使中国稳态的资本-产出比率为2。 $\alpha$  是闲暇在效用函数中的份额<sup>②</sup>。要计算出  $\alpha$ ，我们首先需要知道1992-2007年的平均每周工作时间。由于《中国劳动统计年鉴》只统计了中国城镇居民的周工作时间而没有农村居民的周工作时间，所以本文退而求其次，利用中国营养与健康调查数据库 (CHNS) 中的面板数据，提取出1993、1997、2000、2004、2006年的被调查居民 (包括城镇居民和农村居民) 的平均周工作时间来代替模型中的周工作时间，中间缺失的年份利用插值法计算出的数据代替。由此可以得出1992-2007年我国平均每周工作时间为43.91小时，然后根据  $\alpha$  的计算公式可得  $\alpha = 1.64$ 。

每周可支配时间设定为105小时。

(二) 1992-2007年期间的外生变量数据。

在本文的数值模拟过程中，我们需要使用1992-2007年下列外生变量的实际数据：TFP增

<sup>①</sup> 射门算法的详细介绍参见 Judd (1998) 第 355-357 页。

<sup>②</sup>  $\beta$  的计算公式为：
$$\beta_t = \frac{\frac{C_{t+1}}{N_{t+1}} / \frac{C_t}{N_t}}{1 + (1 - \tau)(\theta Y_{t+1}/K_{t+1} - \delta)}$$
， $\alpha$  的计算公式为：
$$\alpha_t = \frac{(T - h_t)(1 - \theta)Y_t}{C_t h_t}$$

长率、人口增长率、折旧率、政府支出占GDP的比重和资本收入税率。由于本文的数值模拟需要用到资金流量表的数据，因此本文的数据时间序列为1992-2007年。表1列出了1992-2007年外生变量的数据<sup>①</sup>。

1、TFP增长率。本文借鉴Hayashi and Prescott (2002) 估算中国的TFP，计算公式为：

$$Y_t = A_t K_t^\theta H_t^{1-\theta}$$

其中 $\theta$ 取1992-2007年的平均值为0.4849， $Y_t$ 为GNP， $K_t$ 为非政府资本存量， $H_t$ 为总工作时间。资本存量K的数据来自白重恩、谢长泰、钱颖一（2006），该文提供了2005年之前的数据，本文依照同样的程序估算了2006、2007年的数据。从表1可以看出，本文估算的中国TFP增长率高于张军、施少华（2002），郭庆旺、贾俊雪（2005），孙琳琳、任若恩（2005），中国经济增长与宏观稳定课题组（2010）；低于曹吉云（2007），Bosworth and Collins (2008)和李宾、曾志雄（2009）。

2、资本收入税是用资本收入税除以资本收入计算得出，1992-2003年资本收入税率的数据来自李芝倩（2006），我们根据文中的有效税率测算方法计算了2003-2007年的数据。

3、政府支出占GNP中的比重G/Y，其中G代表政府支出，由于统计年鉴没有直接的政府支出数据，我们用资金流量表中的政府资本形成总额代表政府投资，再加上统计年鉴中的政府消费得到政府支出。这也是本文的样本期为1992-2007年的原因。

4、人口增长率n来自《中国统计年鉴》，初始资本产出比率设定为1992年的实际数值1.36。

表1 1992-2007年各个外生变量的数据

| 年份   | 人口增长率<br>(上年=1) | 折旧率    | 资本收入税率<br>(资本收入=1) | G/Y    | TFP 增长率<br>(上年=1) | TFP factor 增长率<br>(上年=1) | 美国 TFP factor 增长率<br>(上年=1) |
|------|-----------------|--------|--------------------|--------|-------------------|--------------------------|-----------------------------|
| 1992 | 1.0116          | 0.1073 | 0.1481             | 0.1782 | 1.101             | 1.205                    | 1.027                       |
| 1993 | 1.01145         | 0.1065 | 0.1362             | 0.1827 | 1.070             | 1.141                    | 1.027                       |
| 1994 | 1.01121         | 0.1059 | 0.0540             | 0.1816 | 1.030             | 1.059                    | 1.008                       |
| 1995 | 1.01055         | 0.1068 | 0.1201             | 0.1668 | 1.050             | 1.099                    | 1.017                       |
| 1996 | 1.01042         | 0.1065 | 0.1217             | 0.1684 | 1.021             | 1.042                    | 1.022                       |
| 1997 | 1.01006         | 0.1055 | 0.1273             | 0.1735 | 1.016             | 1.032                    | 1.009                       |
| 1998 | 1.00914         | 0.1055 | 0.1313             | 0.1816 | 1.021             | 1.042                    | 1.014                       |
| 1999 | 1.00818         | 0.1053 | 0.1292             | 0.1869 | 1.038             | 1.076                    | 1.005                       |
| 2000 | 1.00758         | 0.1053 | 0.1317             | 0.1921 | 1.029             | 1.056                    | 0.99                        |
| 2001 | 1.00695         | 0.1050 | 0.1647             | 0.1974 | 1.043             | 1.086                    | 1.029                       |
| 2002 | 1.00645         | 0.1049 | 0.1779             | 0.1968 | 1.086             | 1.174                    | 1.02                        |
| 2003 | 1.00601         | 0.1049 | 0.1744             | 0.2026 | 1.004             | 1.007                    | 1.043                       |
| 2004 | 1.00587         | 0.1048 | 0.1685             | 0.1969 | 1.060             | 1.120                    | —                           |
| 2005 | 1.00589         | 0.1047 | 0.1910             | 0.1961 | 1.030             | 1.060                    | —                           |
| 2006 | 1.00528         | 0.1059 | 0.2011             | 0.1916 | 1.062             | 1.124                    | —                           |

<sup>①</sup> 表1分别列出了TFP增长率和TFP factor增长率，最后进入模型的为TFP factor增长率。美国的TFP factor增长率来自Chen et al (2005)。



(三) 稳态参数的校准。为了计算稳态点，我们设定所有外生变量均等于其 1992-2007 年间的平均值，分别为： $G/Y=21.73%$ ， $\delta=10.57%$ ， $\tau=15%$ 。TFP 增长率为 4%，人口增长率  $n$  为 1.0082381。假定自 2007 年至稳态点的这段时间内，所有外生变量参数均等于其 1992-2007 年的平均值。

#### 四、数值模拟结果

首先我们来看本文建立的新古典增长模型是否能够模拟真实储蓄率的变动，为此我们首先在本文建立的基准模型中，引入所有外生变量 1992-2007 年的真实数据，包括 TFP 增长率，人口增长率，政府支出在 GNP 中的份额，折旧率以及资本收入税率。如图 2 所示，我们用曲线“真实储蓄率”表示真实的中国储蓄率时间路径，曲线“基准模型”则表示在基准模型 (11) 式中引入上述所有外生变量数据后模拟出的储蓄率时间路径，两者拟合较好。整体看来，基准模型的模拟结果能够解释储蓄率真实时间路径的 88%，2000 年以来更是能够解释储蓄率真实时间路径 98.6%<sup>①</sup>，但 1996 年以前基准模型的模拟结果与真实储蓄率相差较大，这可能是由于 1992 年中国的市场经济才刚刚开始确立，还很不完善，并不符合新古典增长模型的假定，因此基准模型还不能很好地解释现实情况。

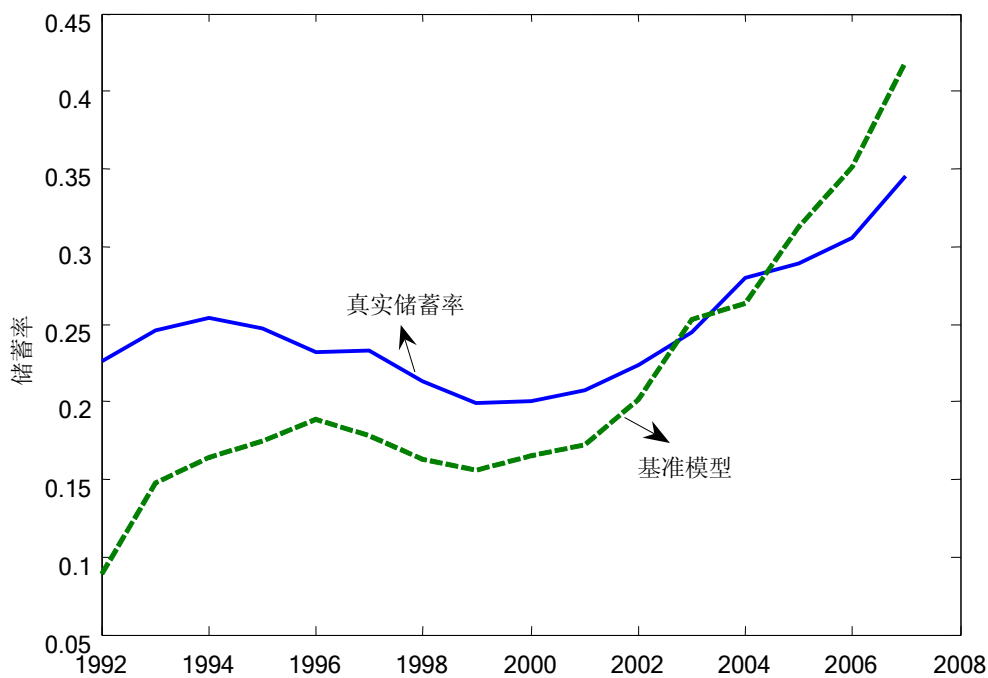


图 2 基准模型

一些外生变量在这段时期内有较大的变化，我们试图通过一下两个步骤分离出这些外生变量的影响：第一步，假定当基准模型中所有外生变量都设定为长期平均值时，利用基准模

<sup>①</sup> 解释的百分比均为两个时间序列标准差之间的相关系数。

型估算出中国的储蓄率时间路径；第二步，假定在基准模型中引入某个外生变量的真实时间路径，而其他外生变量都设定为长期平均值时，估算出中国的储蓄率时间路径，并将其与真实储蓄率的时间路径和第一步估算出的储蓄率时间路径进行对比。这样我们就可以看出，每个外生变量对真实储蓄率的波动特征有多大影响，以及每个外生变量对长期储蓄率的波动特征有多大影响。这种方法也可以称为“反事实实验方法”。

下面的图3就表示，人口增长率对真实储蓄率和长期储蓄率波动特征的影响。我们用“真实储蓄率”曲线代表中国的真实储蓄率时间路径，“外生变量平均值”曲线表示当所有外生变量即TFP增长率、人口增长率、政府支出占GNP中的份额，折旧率，资本收入税均设为恒定的长期平均值时，利用基准模型估计出的储蓄率时间路径，而“人口增长率”曲线则表示仅仅引入人口增长率的真实时间路径，而其他外生变量均设为恒定的长期平均值时，利用基准模型估计出的储蓄率时间路径。

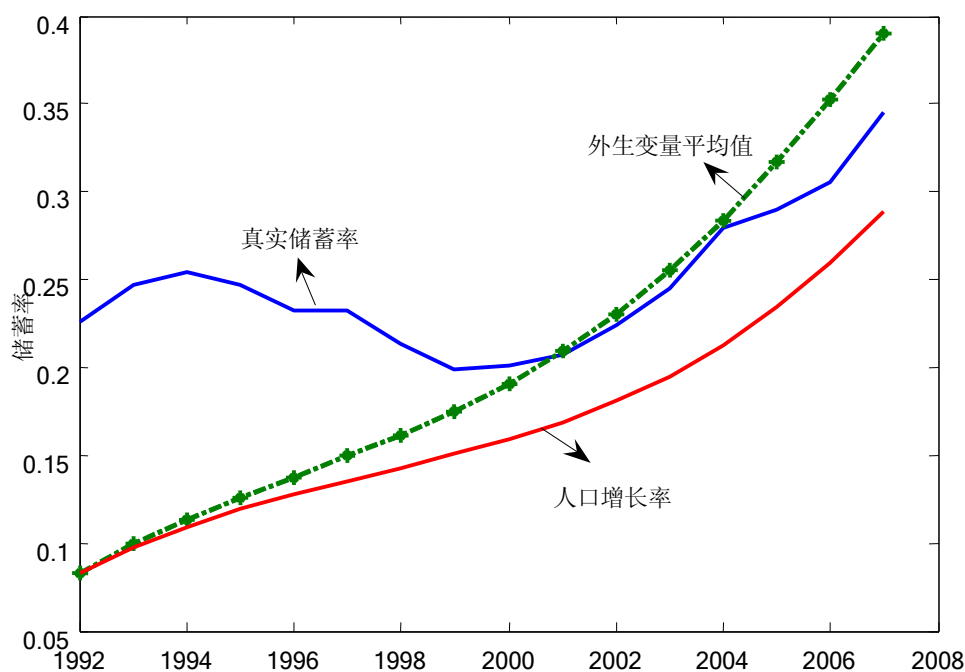


图3 人口增长率的作用

1992-2007年中国人口增长率从1.16%下降到0.51%，平均人口增长率为0.824%。如图3所示，“人口增长率”曲线低于“外生变量平均值”曲线，即引入人口增长率真实时间路径时，比所有外生变量均设为恒定时所得到的模拟储蓄率要低。1992-2007年仅由人口增长率时间路径模拟出的储蓄率平均值为16.65%，而当所有外生变量均设为长期平均值时模拟出的储蓄率平均值为20.46%，所以人口增长率的下降对长期储蓄率有负的作用。此外从图3还可以看出，“人口增长率”曲线与“真实储蓄率”曲线的波动特征毫无相似之处，这说明人口增长率对真实储蓄率的波动特征几乎没有影响。

下面的图4表示折旧率和资本收入税率对真实储蓄率和长期储蓄率波动特征的影响。其中曲线“折旧率”表示仅仅引入折旧率的真实时间路径，而其他变量均设为恒定的长期平均值时，利用基准模型估计出的储蓄率时间路径；而曲线“资本收入税率”则表示当仅引入资本收入税率的真实时间路径，而其他变量均设为长期平均值时基准模型估算出的储蓄率时间

路径。曲线“真实储蓄率”和“外生变量平均值”的含义与图3相同。从表1可知，折旧率在此期间的变动不大。如图4所示，“折旧率”曲线始终低于“外生变量平均值”曲线，但总的来看，两条曲线的差距很小，这说明在基准模型中仅仅引入折旧率真实时间路径估算出的储蓄率，与所有外生变量均设为长期平均值时所估算出的储蓄率相差很小，即折旧率的变动对长期储蓄率的变动影响很小。此外从图4还可以看出，“资本收入税率”曲线仅在初始阶段高于“外生变量平均值”曲线，此后一直低于“外生变量平均值”曲线。这说明，在初始阶段资本收入税率较低时，“资本收入税率”曲线所模拟出的储蓄率高于“外生变量平均值”曲线所模拟出的储蓄率，即初始阶段较低的资本收入税率具有提高储蓄率的作用。然而在此之后中国的资本收入税率一直处于上升状态，所以“资本收入税率”所模拟出的储蓄率也一直低于把所有外生变量均设为长期平均值时得到的模拟储蓄率。所以除了初始阶段之外，资本收入税率的上升对长期储蓄率也有负的作用。从图4也可以看出，“折旧率”曲线和“资本收入税率”曲线与“真实储蓄率”曲线的波动特征也无相似之处。这说明折旧率、资本收入税率对真实储蓄率的波动特征同样没有影响。

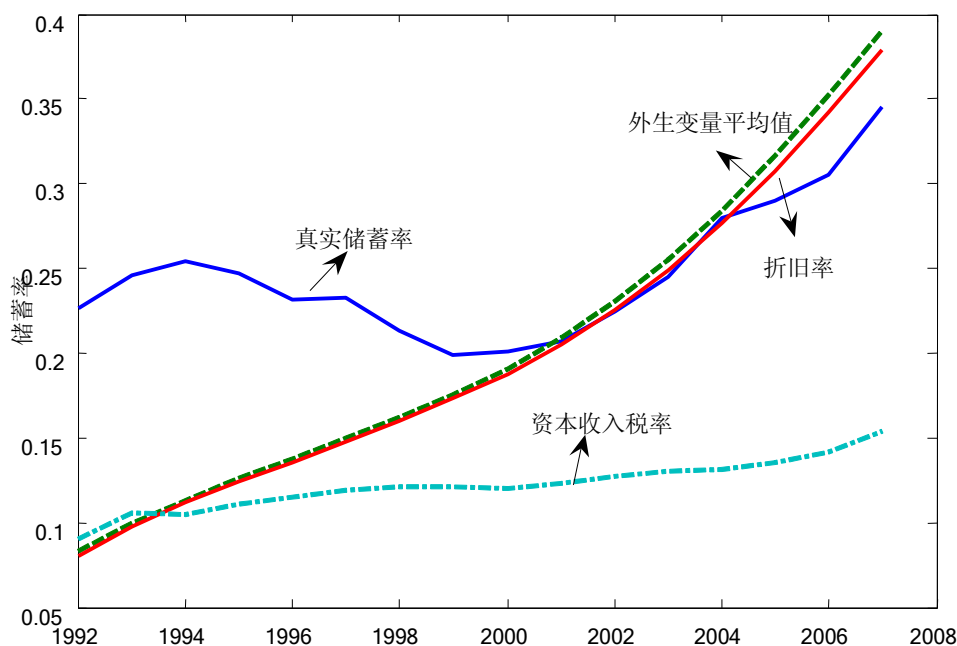


图4 折旧率和资本收入税率的作用

下面的图5表示政府支出占GDP的比重对真实储蓄率和长期储蓄率波动特征的影响。曲线“政府支出/GDP”表示当仅仅引入政府支出占GDP比重的真实时间路径，而其他变量均设为恒定的长期平均值时，利用基准模型估计出的储蓄率时间路径。曲线“真实储蓄率”和“外生变量平均值”的含义与图3相同。从表1可以看出，1992-2007年期间政府支出与GDP之比呈上升趋势。如图5所示，“政府支出/GDP”曲线一直高于“外生变量平均值”曲线，即“政府支出/GDP”曲线所模拟出的储蓄率时间路径，一直高于“外生变量平均值”所模拟出的储蓄率时间路径。具体说，“政府支出/GDP”曲线模拟出的储蓄率平均值为25.16%，而“外生变量平均值”所模拟出的储蓄率平均值为20.46%，这说明政府支出占GDP比重的提高，对长期储蓄率的影响为正。这一结果与Kuijs（2005）、何新华和曹永福（2005）、任若恩和覃筱

(2006)、李扬和殷剑峰(2007)根据资金流量表简单计算得出的结论是一致的。图5也表明,“政府支出/GDP”曲线与“真实储蓄率”曲线的波动特征相似之处也很少。这说明政府支出/GDP对真实储蓄率的波动特征影响也很小。

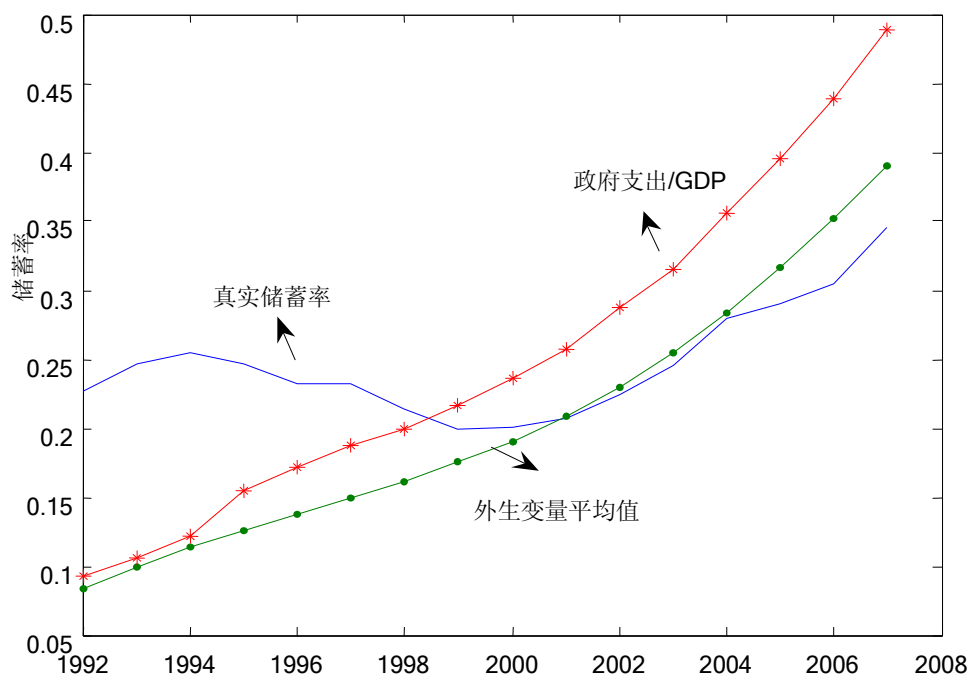


图5 政府支出/GDP的作用

在下面的图6中我们进行了两个实验:如图6所示,“TFP增长率”曲线表示当仅仅引入TFP增长率的真实数据,而其他外生变量均设为长期平均值时,利用基准模型估计出的储蓄率时间路径。“除TFP之外的其他外生变量”曲线则表示,当只有TFP增长率被设定为长期平均值4%,而其他外生变量均引入真实数据时,利用基准模型估计出的储蓄率时间路径。

由图6可以看出,由曲线“TFP增长率”所表示的模拟储蓄率,要比曲线“除TFP之外的其他外生变量”表示的模拟储蓄率大大接近于“真实储蓄率”曲线的时间路径,特别是在1995年之后,曲线“TFP增长率”和曲线“真实储蓄率”几乎紧贴在了一起,而曲线“除TFP之外的所有变量”与曲线“真实储蓄率”则始终有相当大的差距。这样我们就可以得出结论:仅仅引入TFP增长率真实时间路径,而其他外生变量均设为长期平均值时所模拟出的储蓄率,比仅TFP增长率设定为长期平均值4%,而其他外生变量均为真实时间路径时所模拟出的储蓄率,要更加接近于真实储蓄率。这实际上等于是说,TFP增长率对真实储蓄率的影响是最重要的。

为了从数量上表示TFP增长率对真实储蓄率的影响力,我们用平均绝对比例误差(mean absolute percentage error, MAPE)检验了模拟储蓄率与真实储蓄率之间的偏差程度,结果显示,曲线“除TFP之外的其他外生变量”与“真实储蓄率”曲线的MAPE偏差值为50%,而曲线“TFP增长率”与曲线“真实储蓄率”的MAPE偏差值仅为18%,即“TFP增长率”曲线比“除TFP之外的其他外生变量”曲线能更好地模拟“真实储蓄率”曲线的波动特征和长期趋势。这意味着TFP增长率波动对于中国的储蓄率波动有最强的解释力。事实上,我们从图2至图6的模

拟就可以看出，在本文模型中引入的5个外生变量中，人口增长率、资本收入税率、折旧率、政府支出占GDP的比重所模拟出的储蓄率时间路径，均与“真实储蓄率”曲线的时间路径差距很大，基本上无法模拟储蓄率的波动；只有“TFP增长率”曲线所模拟出的储蓄率时间路径，与“真实储蓄率”曲线时间路径的相似度最高。这也从一个侧面说明，TFP增长率波动对中国储蓄率波动有最强的解释力。

最后，在1992-2007年间由“TFP增长率”曲线所模拟得到的平均储蓄率为27.90%，高于图2-图5中“外生变量平均值”曲线所模拟出的储蓄率平均值20.46%，即TFP增长率对于储蓄率有正面的作用，大小为7.44%。

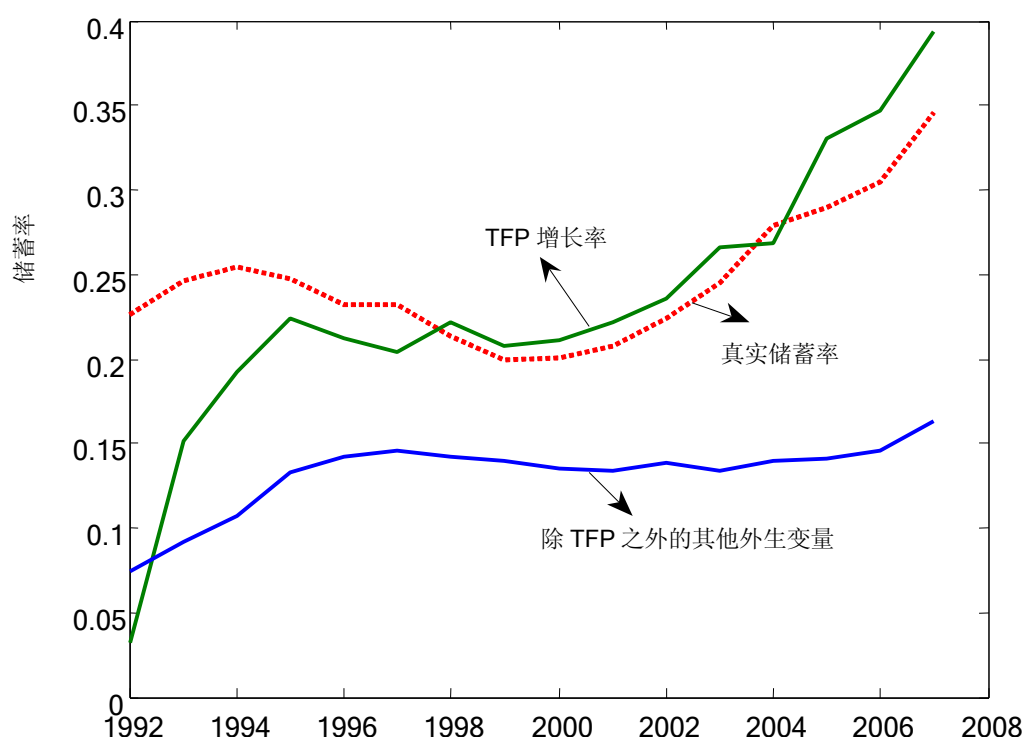


图 6: 影响储蓄率的主要因素

为了进一步说明TFP增长率在解释中国储蓄率偏高方面的作用，本文基于以下问题做了一个假设性的实验：当中国的经济主体在面临与美国一样的较低 TFP增长率和较高初始资本产出比率时，中国的储蓄率将会怎样呢？为了做这个实验，我们假定在基准模型（11）式中，用美国的TFP增长率真实时间路径代替中国的TFP增长率真实时间路径，初始资本产出比率也设定为同年美国的资本产出比率，而其他参数以及外生变量均不变。美国的TFP增长率数据来自Chen et al (2005)<sup>①</sup>；美国的储蓄率数据来自美国商务部经济分析局（U.S. Department of Commerce Bureau of Economic Analysis）网站。结果如图7所示。

图7中的“中国模拟储蓄率”曲线表示，当中国面临美国的真实TFP增长率时间路径及初始资本产出比率，而其他变量均引入中国的真实数据时，利用基准模型估计出的储蓄率。而“真实储蓄率”和“美国真实储蓄率”曲线则分别表示真实的中国和美国储蓄率时间路径。

<sup>①</sup>Chen et al (2005)只给出了 1992-2003 年美国的 TFP 增长率数据，因此本实验只计算了该时间段的模拟结果。

由图7可知，与“真实储蓄率”曲线和“美国真实储蓄率”曲线的差距相比，“中国模拟储蓄率”曲线大大接近于“美国真实储蓄率”曲线。换句话说，中美储蓄率产生差异的主要原因在于中国的TFP增长率高于美国，初始资本产出比率低于美国。一旦中国的经济主题面临与美国一样的较低TFP增长率和较高初始资本产出比率，则两国的储蓄率差距就会大大缩小。这意味着，偏好的不同或者其他属于中国的特定因素，对于解释中国与美国储蓄率差异的作用可能比较有限。

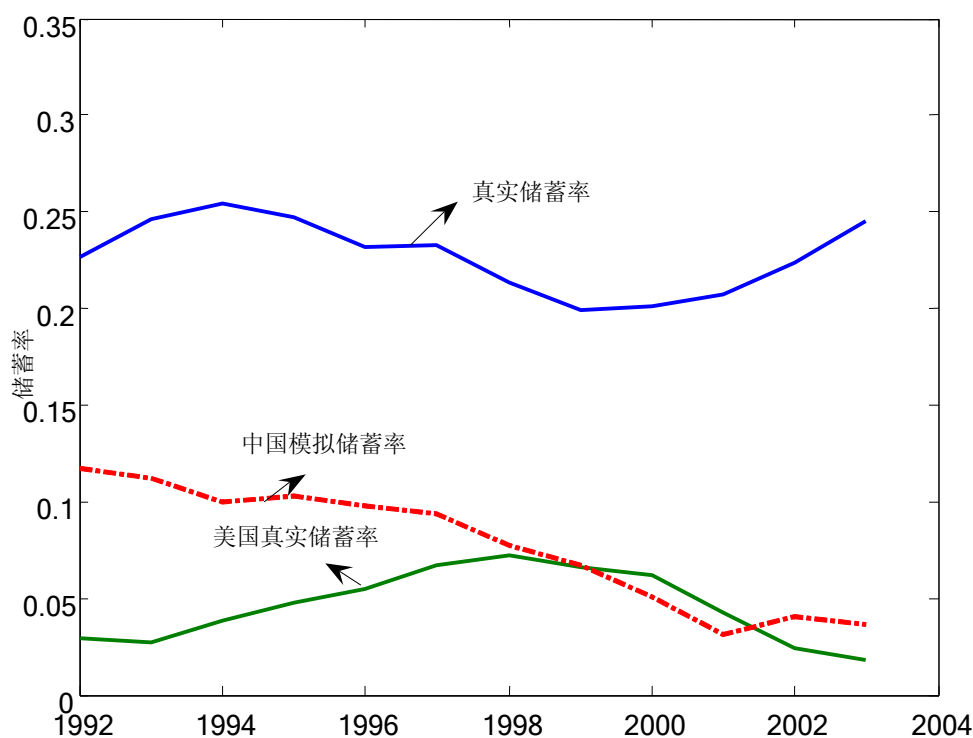


图7 中国面临美国的 TFP 增长率和初始资本产出比率

本文中最重要变量TFP的增长率数据来自自己的计算，为了检验该模型对TFP增长率计算方式不同的敏感程度，我们需要用其他人计算的TFP增长率数据进行敏感性检验。中国TFP增长率的计算结果很多，为了便于将本文结果用于国际比较，我们拟选择国外学者计算的中国TFP增长率数据。国外学者的计算结果也很多，但只有Perkins and Rawski(2008)公布了完整的1992-2005年TFP增长率的时间系列数据。我们利用该数据重新进行了储蓄率的模拟计算。

如图8所示，“真实储蓄率”曲线表示真实的中国储蓄率时间路径，“本文基准模型”曲线则表示在基准模型(11)式中引入的所有外生变量数据(包括本文作者计算的TFP增长率)后模拟出的储蓄率时间路径，而“Perkins”曲线则表示当在基准模型中引入Perkins and Rawski(2008)计算的中国TFP增长率时间路径，其他外生变量与“本文基准模型”曲线引入的数据相同时，估算出的储蓄率时间路径。由图8可以看出，“Perkins”曲线与“本文基准模型”曲线不但差距很小，而且波动特征也基本相同。此外，“Perkins”曲线所模拟出的储蓄率也能很好地拟合“真实储蓄率”曲线的时间路径，不仅能反映其长期增长趋势，也能反映其先下降后上升的波动特征。这意味着，不同的TFP增长率数据对本文估计结果的影响很小。

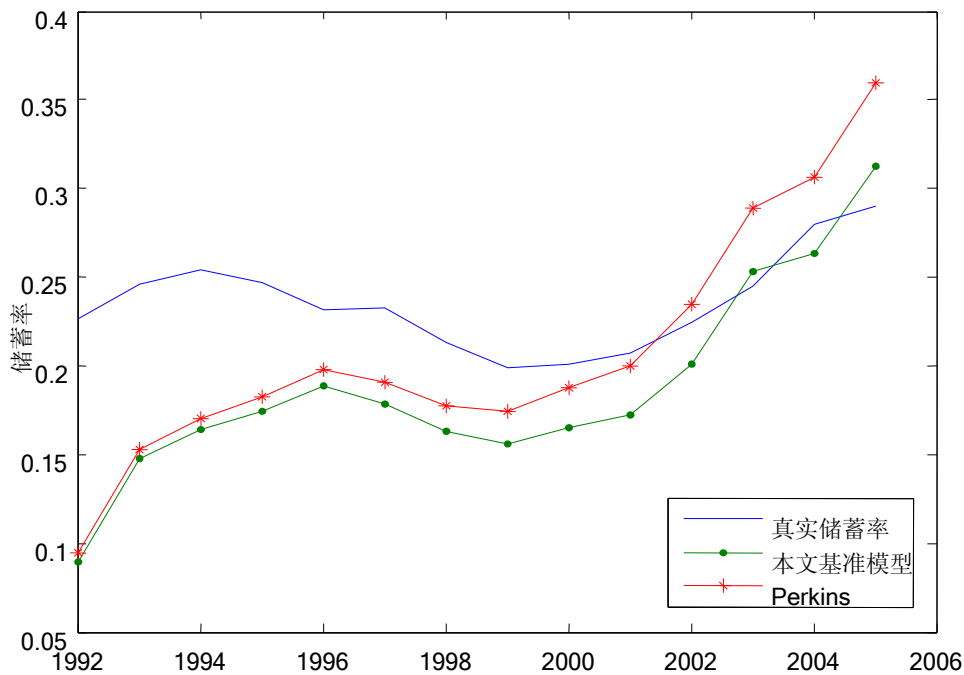


图 8 敏感性检验

## 五、结论和政策含义

在这篇论文中，我们使用新古典增长模型和反事实实验方法，试图找出中国高储蓄率背后的原因。我们建立并求解了一个标准的新古典增长模型，以模拟中国的储蓄率变动，结果表明，该模型可以很好地拟合中国储蓄率变动的长期趋势。利用该模型，我们得出了以下结论：

（一）我们以1992年的资本存量为初始条件，分别引入1992-2007年期间人口增长率、资本回报率、折旧率、政府支出在GDP中的份额、TFP增长率的实际数据，运用反事实实验来分别检验上述因素的实际变动对储蓄率的影响，结果发现在此期间内TFP增长率的变化对储蓄率变动趋势具有最强的解释力。我们的模拟结果还显示，如果中国面临与美国一样高的资本初始存量和相同的TFP增长率，则中国在此期间与美国储蓄率的差异将会大大低于中美储蓄率的实际差异。换句话说，中美储蓄率产生差异的主要原因在于中国的TFP增长率高于美国，初始资本产出比率低于美国。

（二）本文的研究结果表明，与美国、日本的情况相似，TFP增长率可以很好地解释中国的储蓄率变动趋势，偏好或者其他属于中国的特定因素对解释中国储蓄率的作用有限。这意味着我们可以在一个统一的理论框架内研究各国之间的储蓄率差异。

（三）从表1提供的TFP数据和本文所列参考文献提供的数据可以看出，中国的TFP增长率仍然较高，因此中国的高储蓄率仍将持续一段时间。但随着我国产业结构的升级和第三产业占GDP的比重不断上升，情况可能会发生变化。国外学者的研究早已指出（Baumol, 1967; Wolff, 1999），第三产业的TFP增长率低于第二产业，我国学者利用中国数据的研究也得出了同样的结论（陈宏伟等，2010）。因此，如果我国第三产业占GDP的比重不断上升，则总体的TFP增长率将出现下降，从而储蓄率也将下降。

（四）由于TFP增长率可以很好地解释中国储蓄率的变动趋势，为了更深刻地理解中国经济主体的储蓄行为，则需要对中国TFP增长率背后的影响因素做进一步研究。目前，国内外针对TFP增长率影响因素的研究主要是分区域、分产业来进行的。国外学者（Nadja Wirz, 2008）认为技术引进对中国TFP增长有决定性的影响，我国学者也有类似的结论（戴平生, 2009）。也有学者（金相郁, 2007）研究指出工业总产值的规模、专业技术人员对从业人员中的比重和财政自立度是影响我国区域TFP增长率差异的重要变量。Heish and Klenow（2009）则利用中印制造业数据研究指出资源配置失灵会显著降低全要素生产率。这意味着，除了产业结构升级之外，我们也可以通过调整影响TFP增长的因素来降低我国储蓄率，但这还有待进一步的系统研究。

以上结论告诉我们，导致我国储蓄率偏高的原因在于较高的TFP增长率，而随着我国产业结构的升级和第三产业占GDP的比重不断上升，总体TFP增长率将出现下降，内需也将逐步释放出来。给我们的政策启示是，可以从发展壮大我国第三产业入手来降低我国储蓄率。对此，本文提出如下政策建议。

#### （一）突破制度约束，积极推进城镇化进程。

由于第三产业发展的主要载体在城市而不是农村，因而发展第三产业必须要以城市化进程作为支撑。城市化的严重滞后，妨碍了人民生活水平的提高，抑制了消费，延缓了人口的积聚，最终制约了第三产业的发展。今后要大力发展第三产业，必须积极推进城市化进程。而其中的关键在于改革已严重过时的户籍管理制度和综合割裂的城乡劳动力市场，逐步实现在全国大部分城市取消准入障碍，基本实现人口无障碍的流动就业，促使流动人口在教育、医疗等方面不再受到歧视。

#### （二）加快发展以金融保险和产业服务业、社会服务业、教育文化、旅游业为主的新型服务业，优化第三产业内部结构。

一是运用财政政策，通过投资方向调节税来引导投资方向和促进投资结构优化，从而避免因投资结构不合理而导致经济过大幅度波动的风险。二是充分发挥土地价格的调节作用，除了严格控制土地供给的土地政策以外，应当使地价的高低能够影响不同行业与不同地区的投资成本，发挥对第三产业结构调整的信号作用。三是完善第三产业价格形成机制，充分发挥价格杠杆的作用。要推进收费价格改革，把服务产品的价格从行政事业收费中分离出来，建立合理的价格机制。四是深化国有第三产业部门的改革。加快推进科研、文化、教育、公共服务的改制，让它们从福利性事业单位转变为自主经营、自负盈亏的企业，走上产业化的道路。鼓励第三产业合并、购并，形成多元投资、规模经营、网络化企业的企业组织结构；

#### （三）鼓励非公有制的中小企业发展，使之成为第三产业的主力。

非公有制的中小企业和公有制的企业相比，有两个很突出的优势：一是合理有效的内部治理结构；二是暗合了我国的资源禀赋的比较优势，因而有成本上的竞争力。所以，我们在今后发展第三产业的过程中，一定要注意企业治理结构的有效性，通过将国有企业产权向非公有制企业分散，充分发挥非公有制企业强劲的监督及市场反映作用。今后鼓励第三产业中非公有制的中小企业的发展，关键就是要赋予他们与公有制企业同样的政策待遇，拆除目前森严的行业准入、税收、信贷等方面的“壁垒”。具体来讲，可以通过建立政策性小企业金融机构，进一步完善担保机制，设立小企业贷款担保基金等来拓宽中小第三产业企业融资渠道，切实改善中小第三产业企业的融资环境让中小第三产业企业摆脱融资困境。



## 参考文献

- 白重恩、钱振杰（2009），《谁在挤占居民的收入——中国国民收入分配格局分析》，《中国社会科学》第5期。
- 白重恩、谢长泰、钱颖一（2007），《中国的资本回报率》，《比较》第28辑，中信出版社。
- 蔡昉（2004），《人口转变、人口红利与经济增长可持续性——兼论充分就业如何促进经济增长》，《人口研究》第3期。
- 曹吉云（2007），《我国总量生产函数与技术进步贡献率》，《数量经济技术经济研究》第11期。
- 陈宏伟、李桂芹、陈红（2010），《中国三次产业全要素生产率测算及比较分析》，《财经问题研究》第2期。
- 陈利平（2005），《高增长导致高储蓄：一个基于消费攀比的解释》，《世界经济》第11期。
- 郭庆旺、贾俊雪（2005），《中国全要素生产率的估算：1979-2004》，《经济研究》第6期。
- 何立新、封进、佐藤宏（2008），《养老保险改革对家庭储蓄率的影响：中国的经验证据》，《经济研究》第10期。
- 何新华、曹永福（2005），《从资金流量表看中国的高储蓄率》，《国际经济评论》第11—12期。
- 黄少安、孙涛（2004），《非正规制度、消费模式和代际交叠模型——东方文化信念中居民消费特征的理论分析》，《经济研究》第4期。
- 李宾、曾志雄（2009），《中国全要素生产率变动的再测算：1978-2007》，《数量经济技术经济研究》第3期。
- 李杨、殷剑锋（2005），《劳动力转移过程中的高投资、高储蓄和中国经济增长》，《经济研究》第2期。
- 李扬、殷剑峰、陈洪波（2007），《中国：高储蓄、高投资和高增长研究》，《财贸经济》第1期。
- 李芝倩（2006），《资本、劳动收入、消费支出的有效税率测算》，《税务研究》第4期。
- 刘金全、郭整风（2002），《中国居民储蓄率与经济增长之间的因果关系研究》，《中国软科学》第2期。
- 龙志和、周浩明（2000），《中国城镇居民预防性储蓄实证研究》，《经济研究》第1期。
- 罗楚亮（2004），《经济转轨、不确定性与中国居民消费行为》，《经济研究》第4期。
- 任若恩、覃筱（2006），《中美两国可比储蓄率的计量：1992-2001》，《经济研究》第3期。
- 施建淮、朱海婷（2004），《中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度：1999—2003》，《经济研究》第10期。
- 孙琳琳、任若恩（2005），《中国资本投入和全要素生产率的估算》，《世界经济》第12期。
- 万广华、张茵和牛建高（2001），《流动性约束，不确定性与中国居民消费》，《经济研究》第11期。
- 王弟海、龚六堂（2007），《增长经济中的消费和储蓄》，《金融研究》第12期。
- 王海燕（2008），《中国高储蓄率问题研究综述》，《经济学动态》第2期。
- 袁志刚、宋铮（2000），《人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率》，《经济研究》第11期。
- 臧旭恒（2001），《居民资产与消费选择行为分析》，上海三联书店、上海人民出版社
- 张军、施少华（2002），《中国经济全要素生产率变动：1952-1998》，《世界经济文汇》第1期。
- 张明（2006），《储蓄率是如何决定的》，中国社会科学院国际金融研究中心工作论文，No.91.
- 中国经济增长与宏观稳定课题组（2010），《资本化扩张与赶超型经济的技术进步》，《经济研究》第5期。

- Baumol, W. J. (1967), "Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis". *American Economic Review*, 1967, 57: 415-426
- Bosworth, B. and S. Collins (2008), "Accounting for Growth: Comparing China and India," *Journal of Economic Perspectives*, 2008, 22, 45-66.
- Blanchard, Olivier J. and Francesco Giavazzi (2005), "Rebalancing Growth in China: A Three-Handed Approach." MIT Department of Economics Working Paper, No. 05-32.
- Chen, K., A. Imrohoroglu, and S. Imrohoroglu (2005), "A Quantitative Assessment of the Decline in the U.S. Current Account," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 56(8).
- Chen, K., A. Imrohoroglu, and S. Imrohoroglu (2006), "The Japanese Saving Rate", *American Economic Review*, 96(5), 1850-1858.
- Chen, K., A. Imrohoroglu, and S. Imrohoroglu (2007), "The Japanese Saving Rate between 1960–2000: Productivity, Policy Changes, and Demographics." *Economic Theory*, Vol. 32, 87-104
- Chamon, Marcos, and Eswar Prasad (2008), "Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising?" *American Economic Journal – Macroeconomics*, forthcoming.
- Harbaugh, Rick (2003), "China's High Savings Rates", *Lecture given on the meeting of The Rise of China Revisited: Perception and Reality*.
- Hayashi, Fumio (1989), "Is Japan's saving rate high?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 13(2):3-9.
- Hayashi, Fumio and Edward C. Prescott (2002), "The 1990s in Japan: A Lost Decade." *Review of Economic Dynamics*, 5(1): 206–35.
- Horioka, Charles Yuji (1990), "Why Is Japan's Household Saving Rate So High? A Literature Survey." *Journal of the Japanese and International Economies*, 4(1): 49–92.
- Judd, K.L. (1998), "Numerical Methods in Economics", MIT Press.
- Kehoe, Timothy J. and Edward C. Prescott (2002), "Great Depressions of the 20th Century." *Review of Economic Dynamics*, 5(1): 1–18.
- Kraay, Aart (2000), "Household Saving in China", *The World Bank Economic Review*, September.
- Kuijs, Louis (2006), "How Would China's Saving and Investment Evolve?" *World Bank Policy Research Working Paper* 3958, Washington: World Bank.
- Modigliani, Franco and Shi Cao (2004), "The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis", *Journal of Economic Literature*, Vol XLII, pp. 145-170, March.
- Perkins, D.H. and Rawski, T (2008), "Forecasting China's Economic Growth to 2025," in Brandt, L. and Rawski, T. G. (Ed): *China's Great Economic Transformation*. Cambridge: Cambridge University Press, 2008, 829-886.
- Wakabayashi, Masayo and MacKellar, Landis (1999), "Demographic Trends and Household Savings in China", *Interim Report IR-99-057*, International Institute for Applied Systems Analysis, 1999, November.
- Wei, Shangjin and Xiaobo Zhang (2009), "The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China," *NBER Working Paper* No. 15093.
- Wolff, Edward (1999), "The productivity paradox: Evidence from indirect indicators of service sector productivity growth". *Canadian Journal of Economics*, 32 (2) :281 - 3071