

# 居民消费的习惯形成与实际经济周期模型的求解分析 ——一个基于三部门 RBC 模型的研究\*

吕朝凤<sup>1</sup>, 黄梅波<sup>2</sup>, 周晓毅<sup>3</sup>

(1. 厦门大学 经济学院国际经济与贸易系, 福建 厦门 361005; 2. 厦门大学世界经济研究中心 福建 厦门 361005;  
2. 四川大学 数学学院, 四川 成都 610064)

**摘 要** 结合 H-P 滤波法和 King, Plosser & Robelo(1987) 的研究, 探讨了一个求解引入居民消费的习惯形成和存在稳态趋势增长的 RBC 模型的对数线性化方法, 并利用该方法求解引入习惯形成和政府支出冲击的三部门 RBC 模型来分析中国 1979—2009 年间宏观经济波动. 研究表明: 这个方法求解本文模型的预测结果与中国的特征事实较一致; 与 NHG 方法求解的预测结果相比较, 二者存在明显的差异; 对中国经济的解释力要强于 NHG 方法求解的预测结果.

**关键词** 实际经济周期; 动态一般均衡; 习惯形成; 全要素生产率冲击; 政府支出冲击  
**中图分类号** **文献标识码** A

## The Analysis on Solving Real Business Cycle Model with Habit Formation: A Study on RBC Model with Three Sections

LV Chao-feng<sup>1</sup>, HUANG Mei-bo<sup>2</sup>, ZHOU Xiao-yi<sup>3</sup>

(1. Department of International Economics and Business of Xiamen University, Xiamen, Fujian 361005, China;  
2. World Economy Research Center of Xiamen University, Xiamen, Fujian 361005, China;  
3. School of Mathematics of Sichuan University, Chengdu, Sichuan 610064, China)

**Abstract** Combined with the methods of H-P filter and King, Plosser and Robelo (1987), this paper discussed the solution of RBC model with habit formation and trend steady growth by linearization method, and used it to solve RBC model with habit formation and government consumption shocks to analyze China's business cycle in 1979—2009. It shows that the prediction results of RBC model solved by this method are much consistent with the facts of real business in China. And compared with the results obtained by NHG method, this method can explain Macroeconomic fluctuations in China better than NHG method, which implies that this method solving RBC model with habit formation greatly improves simulation results.

**Key words** real business cycle; dynamic general equilibrium; habit formation; shocks of total factor productivity; shocks of government consumption

### 1 引言及文献综述

实际周期 (Real Business Cycle, 以下简称 RBC) 理论形成于 20 世纪 80 年代, 是宏观经济学最引人注目的发展之一. 目前, 经济学家们普遍采用的 RBC 模型解法是 Kydland & Prescott 提出的. 他们提出, 当效用函数、生产函数为凹和全要素生产率服从 Markov 过程的条件下, 运用泰勒级数二次近似法求解消费者最优问题<sup>[1]</sup>. 但 Canova 指出, 当研究中引入偏离估计点较大的扰动 (如政府变革) 和动态

路径非线性, 可能对不等量限制问题给出错答案<sup>[2]</sup>.

为了克服二次近似法的上述缺陷, King, Plosser & Robelo 提出, 利用一阶泰勒级数展开法与确定性等价原理, 在稳态附近对一阶条件与约束条件进行对数线性化转换, 从而求解模型的近似解<sup>[3]</sup>.

在 King, Plosser & Robelo 解法的基础上, 黄贻琳进一步提出, 假定全要素生产率没有固定增长率条件下的 RBC 模型解法<sup>[4]</sup>. Campbell 扩展了 RBC 模型求解方法<sup>[5]</sup>. 学者们普遍应用 H-P 滤波法提取

\* 收稿日期: 2011-07-29  
基金项目: 国家自然科学基金重点资助项目 (71131008)  
作者简介: 吕朝凤 (1981—), 男, 四川自贡人, 博士研究生  
E-mail: chaofenglv@126.com

宏观经济变量的波动部分,讨论经济周期的波动特征.根据 Hodrick & Prescott 的研究,H-P 滤波法可以分离出经济变量的趋势增长部分和波动部分<sup>[6]</sup>.RBC 模型研究的正是,H-P 滤波分离出的宏观经济变量的波动部分.

本文结合 H-P 滤波法和 King、Plosser & Robelo 的研究,提出存在趋势增长稳态条件下一个求解引入习惯形成的 RBC 模型的对数线性化方法;其次,利用这个方法求解 RBC 模型来解释中国的经济波动;最后,通过分别利用本文提出的与黄贻琳在 King、Plosser & Robelo 基础上提出的解法求解 RBC 模型分别来分析对 1979~2009 年间中国实际经济的模拟能力,并探讨这两种求解方法之间的不同之处.

## 2 H-P 滤波与中国经济波动的特征事实

### 2.1 H-P 滤波法

根据 Hodrick & Prescott 的研究,假定产出由两个部分组成: $\bar{y}_t$  代表趋势增长部分, $\hat{y}_t$  代表周期波动部分.应用对数平均方法,便可以推出:

$$y_t = \bar{y}_t + \hat{y}_t \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (1)$$

Hodrick & Prescott 采用对称的数据移动平均方法原理,设计了一个滤波器(即 H-P 滤波器),该滤波器从时间序列  $y_t$  中得到一个平滑序列  $\bar{y}_t$  (趋势增长部分), $\bar{y}_t$  是下列问题的解<sup>[6]</sup>:

$$\text{Min} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [c(L)\bar{y}_t]^2 \right\}. \quad (2)$$

其中, $c(L)$  是一个延迟算子多项式,其为  $c(L) = (L^{-1} - 1) - (1 - L)$ , $L$  为滞后算子.H-P 滤波就是通过既定  $\lambda$  求得趋势增长部分  $\{\bar{y}_t\}$ ,再利用原数据  $\{y_t\}$ ,得到周期波动趋势  $\{\hat{y}_t\}$ ,即为所求解的.由于既定参数  $\lambda$  的不同,分离出的趋势增长部分  $\{\bar{y}_t\}$  会不同、得到的周期波动趋势  $\{\hat{y}_t\}$  也会不同.综上所述,一个合理的 RBC 模型设定应该是能够使 GDP 产出、消费、投资等宏观经济变量同时具有趋势增长与周期波动的特征.

表 2 1979—2009 年间各经济变量同 GDP 产出的相关关系

	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
消费	-0.796	-0.571	-0.140	0.395	0.825	0.730	0.422	0.037	-0.282
就业	0.370	0.604	0.509	0.199	-0.255	-0.711	-0.526	-0.228	0.023
投资	-0.711	-0.531	-0.116	0.451	0.909	0.832	0.410	-0.112	-0.562
政府支出	-0.394	-0.033	0.432	0.720	0.604	0.132	-0.438	-0.661	-0.503
产出	-0.676	-0.330	0.172	0.704	1.000	0.727	0.217	-0.294	-0.660

注:同上.

### 3 模型的构建

本文假设一个经济中的行为是同质的,单个行为人可以代表整个经济;这些研究均考察一个代表性的个体,其效用是由一个关于消费流  $\{c_t\}_{t=0}^{\infty}$ 、劳

### 2.2 中国经济波动的特征事实归纳

本文选用我国在 1979~2009 年的数据,这些数据均来自于《新中国统计年鉴(1952~1999)》和 2000~2010 年《中国统计年鉴》.从 1979 年开始讨论改革开放后中国经济的波动特征,主要基于赵凌云、向新的研究<sup>[7]</sup>.文中对所有数据进行了 H-P 滤波,以消除序列中的趋势成分,只保留了波动成分.根据黄贻琳、朱保华的建议<sup>[8]</sup>,文中对 H-P 滤波乘子选取为 100,即 10 的平方.在就业指标的选取上,则参考了黄贻琳所采用的、用就业率作为劳动供给——就业的替代指标.对 GDP 产出的指标,选择的是支出法计算的 GDP;本文选取居民消费价格指数为通胀率的替代指标以计算实际值.根据黄贻琳的研究,采用固定资本投资总额作为投资的替代指标,采用固定投资价格指数作为折算指标以计算实际值(黄梅波、吕朝凤<sup>[9]</sup>).在估算实际值时,基期设定为 1979 年.

对各变量进行 H-P 滤波后,得到的分析结果如表 1 和表 2.通过分析,可以得出以下中国经济波动的特征事实:从各经济变量的波动幅度来看,GDP 产出的波动幅度低于投资的波动幅度、略高于消费的波动幅度,而就业的波动幅度最小.从各经济变量的协同运动来看,消费、投资、劳动生产率与 GDP 产出协同运动,呈现明显的顺周期性,并且它们与 GDP 产出同时刻变化;但是就业表现为逆周期性.从经济波动的相关性来看,中国经济波动(GDP)呈现出明显的自相关性,即表现为 GDP 产出与滞后一期的 GDP 产出的相关系数为 0.704.

表 1 各经济变量波动的特征事实

	消费	投资	政府支出	就业	GDP
标准差	0.036	0.081	0.056	0.022	0.046
相对方差比	0.783	1.761	1.217	0.478	1.000
自相关系数	0.648	0.617	0.584	0.399	0.704

注:所有数据先取对数,然后再进行 H-P 滤波. Christiana & Eichenbaum<sup>[10]</sup>“相对方差比”是指各宏观经济变量的标准差与 GDP 标准差之比,即相对标准差.下同.

动流  $\{L_t\}_{t=0}^{\infty}$  和政府购买流  $\{g_t\}_{t=0}^{\infty}$  的具有习惯形成的效用函数构成,即

$$U_0 = E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[ \frac{(Tc_t/X_t)^{1-\eta}}{1-\eta} + \right. \right.$$

$$\theta \gamma^{c^{1+b} > c^{1-\eta} > c^{1-\varphi}} \cdot \left[ \frac{(1-L_t)^{1-\psi}}{1-\psi} \right] \}. \quad (3)$$

其中,  $Tc_t$  代表个体的有效消费, 由两部分构成: 居民消费  $c_t$  和政府支出  $g_t$ ;  $X_t$  为内在的代表性个体消费的习惯形成 (internal habit formation);  $\eta$  代表个体的相对风险规避弹性, 且  $\eta \neq 1$ ;  $\beta < 1$ , 代表消费贴现率;  $\theta$  代表劳动与消费的相对权值;  $\psi$  代表闲暇的跨期替代弹性,  $\psi \neq 1$ ;  $\gamma > 1$ , 代表实际经济的均衡趋势增长率。<sup>①</sup>根据黄贇琳的研究, 本文引入政府支出与居民消费具有不完全替代性质的居民有效消费函数, 即假定

$$Tc_t = c_t g_t^b. \quad (4)$$

其中,  $b$  代表个体有效消费政府支出部分的影响系数。<sup>②</sup>通过分别对 1979 ~ 2009 年间居民消费与政府消费的原值比  $g_t/(c_t + g_t)$  和增量比  $\Delta g_t/(\Delta c_t + \Delta g_t)$  这两组时间序列进行单位根检验, 结果表明, 原值比序列是非平稳的, 而增量比序列是平稳的。<sup>③</sup>这表明非线性居民有效消费函数有中国更为适用<sup>[4]</sup>。

根据 Abara 的研究<sup>[12]</sup>, 假定个体消费的习惯形成的形式为:

$$X_t = (c_{t-1} g_{t-1}^b)^\varphi. \quad (5)$$

其中, 参数  $\varphi \in [0, 1)$ , 度量了内在的习惯形成的程度 (Abara<sup>[12]</sup>). 给定  $c_{-1} > 0, g_{-1} > 0$ .

假设政府通过对行为人征总额税收方式融资, 以及行为人的生产函数为:

$$Y_t = k_t^a (A_t L_t)^{1-a} = c_t + I_t + g_t. \quad (6)$$

其中,  $Y_t$  为 Cobb-Douglas 生产函数, 代表第  $t$  期产出;  $a$  代表资本弹性,  $k_t$  代表第  $t$  期的资本存量,  $L_t$  代表第  $t$  期的劳动投入;  $A_t$  为全要素生产率, 是一个随机变量, 代表第  $t$  期的技术水平. 行为人可以观测到过去和现期的生产率, 但却不知道未来的生产率.  $I_t$  代表行为人在  $t$  期的投资.

假设资本的变化服从:

$$I_t = k_{t+1} - (1 - \delta)k_t. \quad (7)$$

其中,  $\delta \in (0, 1]$ , 代表折旧率.

根据前文对 H-P 滤波法的讨论可见, 利用 H-P 滤波分离出的我国 GDP 产出具有趋势增长的特征. 这表明, 与生产函数假定为 C-D 生产函数相对应, 如果将全要素生产率假设为一阶自回归过程<sup>④</sup>, 那么这暗示我国 GDP 产出并不具有趋势增长的特征. 这与我

国实际经济相违背. 因此, 需要对这个假设进行修改. 假设技术冲击和政府支出冲击过程分别为:

$$\ln A_t = (1 - \rho) \ln \bar{A}_t + \rho \ln A_{t-1} + \varepsilon_{A_t};$$

$$\varepsilon_{A_t} \sim i. i. d. N(0, \sigma_A^2). \quad (8)$$

$$\ln g_t = (1 - q) \ln \bar{g}_t + q \ln g_{t-1} + \varepsilon_{g_t};$$

$$\varepsilon_{g_t} \sim i. i. d. N(0, \sigma_g^2). \quad (9)$$

其中, 式(8)是技术冲击的过程; 式(9)是政府支出冲击的过程.  $\varepsilon_{A_t}, \varepsilon_{g_t}$  为非序列相关的白噪声扰动, 彼此独立不相关.  $\bar{A}_t$  和  $\bar{g}_t$  分别代表  $A_t, g_t$  的确定性趋势增长值, 这保证了 GDP 产出具有一个稳定的趋势增长特征. 其趋势增长率分别为  $\gamma_A = \bar{A}_t/\bar{A}_{t-1}, \gamma_g = \bar{g}_t/\bar{g}_{t-1}$ . 与此同时, 假定在趋势增长的稳定状态条件下, 各经济变量的趋势稳定增长率相等, 并假定劳动供给的趋势增长率为 1, 即

$$\gamma_A = \gamma_Y = \gamma_c = \gamma_I = \gamma_g = \gamma > 1. \quad (10)$$

$$\gamma_L = 1, \quad (11)$$

式(11)暗示由于受到时间禀赋的限制, 劳动供给在稳定状态下不能增长. 在式(4) ~ (11)的约束条件下, 代表性个体选择如下决策序列  $\{c_t, k_{t+1}, L_t, I_t, Y_t\}_{t=0}^\infty$ , 最大化其效用函数.

## 4 趋势增长条件下引入居民消费的习惯形成的 RBC 模型的稳态分析与求解

### 4.1 稳态经济模型分析

观察式(8) ~ (11)可得, 技术和政府支出均有一个趋势增长率. 所以上部分提出的 RBC 模型有一个稳态增长路径. King, Plosser & Robelo 提出, 分析经济波动的标准思想是将有趋势增长路径的经济系统转变为一个可以分析的、有稳态经济的经济系统, 然后求解<sup>[3]</sup>. 具体是, 假设所有变量均有一个相同的趋势增长部分  $\{\bar{A}_t\}_{t=0}^\infty$ , 则所有经济变量都转化为  $\tilde{c}_t = c_t/\bar{A}_t, \tilde{k}_t = k_t/\bar{A}_t, \tilde{y}_t = Y_t/\bar{A}_t, \tilde{I}_t = I_t/\bar{A}_t, \tilde{g}_t = g_t/\bar{A}_t, \tilde{A}_t = A_t/\bar{A}_t$ . 将变量代入式(6)可得:

$$\tilde{y}_t = \tilde{k}_t^a (\tilde{A}_t L_t)^{1-a} = \tilde{c}_t + \tilde{I}_t + \tilde{g}_t. \quad (12)$$

转变后的经济系统有两个方面的不同:

一是, 资本运动方程发生了变化, 即

$$\tilde{I}_t = \gamma \tilde{k}_{t+1} - (1 - \delta) \tilde{k}_t. \quad (13)$$

二是, 居民效用函数中消费发生了变化, 即

$$U_0 = E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \gamma^{(1+b)(1-\eta)(1-\varphi)t} \right.$$

① 当  $\phi = 0$  时, 就是标准 CRRA 效用函数; 当  $\phi > 0$  时, 代表个体在前一期消费所形成的习惯对当期效用的影响. 根据 Carroll, Overland & Weil<sup>[11]</sup>, Abara<sup>[12]</sup> 的研究, 通常“ $\phi < 1$ ”. 由于外生的确定性增长趋势并不会影响会个体的选择结果, 所以效用函数式(3)的分子是否减 1 并不会影响利用边际条件的求解结果(请见后文的分析).

② 本文模型与 Christiana & Eichenbaum<sup>[10]</sup> 之间的区别在于, 本文所引入的有效消费具有政府支出与居民消费具有不完全替代性质.

③ 其原值比的 ADF 检验值(有截距项)为 -0.802, 未通过 15% 显著水平的检验. 其增量比的 ADF 检验值(有截距项)为 -3.997, 通过了 1% 显著水平的检验.

④ 如 Hansen<sup>[13]</sup> 假设全要素生产率冲击方程为  $\ln A_t = \rho \ln A_{t-1} + \varepsilon_{A_t}$ .

$$\left[ \frac{\gamma^{(1+b)\phi(1-\eta)} \bar{A}_0^{(1+b)(1-\eta)(1-\phi)} (\bar{T}\bar{c}_t/\bar{X}_t)^{1-\eta}}{1-\eta} + \theta \frac{(1-L_t)^{1-\psi}}{1-\phi} \right] \quad (14)$$

观察式(14)可见,本文模型与 King、Plosser & Robelo 讨论的传统 RBC 模型不同之处在于,在经济稳态趋势增长的条件下,居民消费带来的效用有一个趋势增长率  $\gamma^{(1+b)\phi(1-\eta)(1-\phi)}$ , 与 King、Plosser & Robelo 引入的  $\gamma^{(1+b)\phi(1-\eta)}$  不同<sup>①</sup>。

令  $\lambda_t$  表示式(12)的 Lagrangian 乘子,居民效用最大化问题的一阶条件和横截条件为:

$$\chi \cdot \gamma^{(1+b)\phi(1-\eta)(1-\phi)} \beta^t \{ \Lambda_t - \phi \beta \gamma^{(1+b)\phi(1-\eta)(1-\phi)} E_t \left\{ \Lambda_{t+1} \frac{\tilde{c}_{t+1}}{\tilde{c}_t} \right\} \} = \lambda_t. \quad (15)$$

$$\lambda_t = \gamma^{(1+b)\phi(1-\eta)(1-\phi)} \beta E_t \{ \lambda_{t+1} [ a \tilde{k}_{t+1}^{a-1} (\tilde{A}_{t+1} L_{t+1})^{1-a} + (1-\delta) ] \}. \quad (16)$$

$$\chi \cdot \left\{ \Lambda_t - \phi \beta \gamma^{(1+b)\phi(1-\eta)(1-\phi)} E_t \left[ \Lambda_{t+1} \frac{\tilde{c}_{t+1}}{\tilde{c}_t} \right] \right\} \cdot (1-a) A_t \tilde{k}_t^a L_t^{-a} = \frac{\theta}{(1-L_t)^\psi}. \quad (17)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t \beta^{t+i} \lambda_{t+i} \tilde{k}_{t+i+1} = 0. \quad (18)$$

其中  $\chi = \bar{A}_0^{(1+b)\phi(1-\eta)(1-\phi)} \gamma^{(1+b)\phi(1-\eta)}$ ;  $\Lambda_t = \left[ \frac{\tilde{c}_t g_t^b}{(c_{t-1} g_{t-1}^b)^\varphi} \right]^{-\eta} \frac{\tilde{g}_t^b}{(c_{t-1} g_{t-1}^b)^\varphi}$ . 式(15)表示了代表性个体消费的最优条件;式(16)是关于消费路径的 Euler 方程;式(17)表示劳动力市场均衡,说明闲暇的边际效用等于劳动的边际回报;式(18)是横截条件。

给定式(8)~(13),  $k_0$ 、 $A_0$ 、 $g_0$ 、 $c_{-1}$  和  $g_{-1}$ , 竞争性均衡就是满足式(4)~(7)、式(15)~(17)的一系列的内生变量序列  $\{\lambda_t, \tilde{c}_t, \tilde{k}_{t+1}, \tilde{L}_t, \tilde{I}_t, \tilde{y}_t\}$ .

#### 4.2 模型的求解

观察式(15)~(17)可见,引入居民消费的习惯形成的 RBC 模型与 King、Plosser & Robelo 讨论的传统 RBC 模型有以下区别. 首先,观察式(10)可得,在经济稳态增长的条件下,居民有效消费的效用有一个趋势增长率  $\gamma^{(1+b)\phi(1-\eta)(1-\phi)}$ , 与 King、Plosser & Robelo 引入的  $\gamma^{(1+b)\phi(1-\eta)}$  不同. 这暗示了习惯形成在一定程度上改变了居民效用的增长路径. 其次,闲暇的边际效用是非线性的. 因此,其与消费的边际效用构成的等式也无法直接线性化. 以上区别就暗示了 Campbell 提出的解法均受到了限制。

要求出模型的解,一个合理的方法是采用 King、Plosser & Robelo 提出的近似求解法. 根据式(15)~

(17),  $\{c_{t-1}\}$  和  $\{g_{t-1}\}$  影响了个体对当期消费和就业的选择. 因此本文模型的动态递归均衡为:

$$\hat{X}_{t+1} = D \hat{X}_t, \quad (19)$$

$$\hat{W}_t = F \hat{X}_t. \quad (20)$$

其中,  $\hat{X}_t = (\hat{k}_t, \hat{c}_{t-1}, \hat{A}_t, \hat{g}_t, \hat{g}_{t-1})'$ , 为状态变量向量;  $\hat{W}_t = (\hat{y}_t, \hat{I}_t, \hat{L}_t)'$ , 为模型内生变量的向量. 而  $D$ 、 $F$  则分别是  $5 \times 5$  和  $3 \times 5$  的参数矩阵。

### 5 参数的校准研究

#### 5.1 生产函数和生产率冲击(TFP Shocks)的估算

本文采用黄髓琳的估算方法来估算生产函数<sup>[13]</sup>. 首先,根据黄梅波、吕朝凤的研究<sup>[9]</sup>,采用全社会固定资产投资总额作为投资的替代指标、利用固定资产投资价格指数作为替代指标以估算实际值. 利用估算得到的实际投资,采用黄梅波、吕朝凤提出的永续盘存法和假定年资本折旧率为 0.11<sup>[9]</sup>,可以估算出我国资本存量.<sup>②</sup>在估算资本存量时,本文将期初设定为 1952 年. 利用对我国资本存量的估算结果,估算得到我国的宏观生产函数为:

$$\ln(Y_t/L_t) = 3.051 + 0.523 \ln(k_t/L_t) + 0.032T \quad (7.388) \quad (8.868) \quad (6.790) \quad (21)$$

其中  $T$  代表时间期数. 由模型(21)可以得到一个关于全要素生产率的时间序列数据. 根据前文的假设,全要素生产率满足  $\ln A_t = \ln \bar{A}_t + \ln \hat{A}_t$ , 其中  $\ln \bar{A}_t$  是全要素生产率的趋势增长部分,另外还有一个周期部分  $\ln \hat{A}_t$ . 根据黄梅波、吕朝凤的研究<sup>[9]</sup>,可以通过 H-P 滤波分离出这两个部分. 但由于技术冲击的周期一般认为应该要小于产出波动的周期,所以全要素生产率的 H-P 滤波乘子取值应该小于实际产出的 H-P 滤波乘子取值. 本文假定我国改革开放后技术创新的周期约为 5 年,分别选取 H-P 滤波乘子为 16,对上面估算的全要素生产率提取 H-P 滤波. 利用 H-P 滤波分离出的全要素生产率的周期成分,并采用式(8)计量模型,可得本文模型的技术冲击的一阶自回归系数  $\rho$  及其标准差 ( $\sigma_A$ ). 估算结果为:  $\rho$  为 0.572,  $\sigma_A$  为 0.0507. 将  $\gamma_A$  设定为 1.009,考虑到我国实际经济增长率远远高于美国经济,故而设定值要略高于 King、Plosser & Robelo<sup>[3]</sup> 设定的 1.004.<sup>③</sup>

#### 5.2 相对风险规避系数 $\eta$ 的确定

针对中国居民的相对风险规避系数  $\eta$  的设置的

① 这里强调的是引入居民消费的习惯形成的效用函数与没有引入居民消费的习惯形成的效用函数之间的不同。

② 永续盘存法的估计公式为  $K_{t+1} = K_t + I_t/P_t - \delta K_t$ , 其中  $k_t$  代表第  $t$  期的资本存量、 $I_t$  代表第  $t$  期的投资;  $P_t$  代表第  $t$  期的价格水平. 根据上文的分析,本文采用固定资产投资价格指数作为投资价格  $P_t$  的替代指标。

③ 利用式(8)回归可得,技术冲击的自回归系数为 0.572,残差为 0.0242. 根据式(6)可得,本文假定全要素生产率的固定系数为  $(1 - 0.523)$ , 所以模型残差应该是计量估算残差除去这个系数. 通过估算可得本文模型的技术冲击的残差为 0.0507.

经验研究较少. 黄贇琳的模拟实验发现其介于0.7~1.0之间<sup>[4]</sup>. 本文校准的结果为0.92. 针对闲暇的跨期替代弹性 $\psi$ 的设置的经验研究也较少. 通过模拟实验表明,其在0.7~2之间取值较为合理,校准的结果为1.25.

### 5.3 资本折旧率 $\delta$ 的确定

本文校准的结果为0.11年,折旧年限约为9.1年. 其理由是在改革开放以后,我国对外加工工业发展较为迅速,而我国制造业设备折旧率相对较高,即年资本折旧率约为0.17. 因此本文认为,在改革开放后,我国年资本折旧率应该略高于国外的一般水平0.10.

### 5.4 居民消费的习惯形成程度(参数 $\varphi$ )的确定

关于参数 $\varphi$ 估算的研究很少. 根据D. Carroll、Overland & N. Weil的研究,居民消费的习惯形成程度( $\varphi$ )应该在0.25~0.75取值<sup>[11]</sup>. 理由是习惯形成程度过大,则较小的资本波动会导致储蓄率发生较大的波动. 据此,Letendre将其定义的居民消费的习惯形成程度分别赋值为0.4和0.7,以讨论加拿大经济周期特征<sup>[14]</sup>. 本文通过对1979~2009年间我国经济模拟试验发现这一参数介于0.25~0.6之间较为合理,校准的结果为0.57.

### 5.5 贴现率 $\beta$ 的确定

通过研究发现,1952—2009年间我国物价水平平均上升了3.4%,这里的物价水平是指居民消费价格指数(上一年为1). 根据黄贇琳的研究,故设定贴现率 $\beta$ 确定为0.97<sup>[4]</sup>,则稳态资本利率、资本收益率分别为1.03、0.03.

### 5.6 均衡劳动供给( $\bar{L}$ )的设置

如何确定一个合理的 $\bar{L}$ 也是本文的一个关键. 黄贇琳采取了每年就业人数的比率作为替代指标<sup>[4]</sup>. Hansen在模型中,假设所有人都工作,并把一天的时间正规化为1,则均衡时的工时数取值为1/3. 本文采用Hansen的假设,将其校准为0.333<sup>[13]</sup>.

### 5.7 政府购买系数 $b$ 的确定

令 $\lambda_t$ 表示式(12)的Lagrangian乘子,可得居民效用最大化问题关于 $\bar{c}_t$ 、 $\bar{g}_t$ 的一阶条件. 在稳态条件下,可得:

$$\bar{c} = (1/b)\bar{g} \quad (22)$$

利用式(22)可以给出参数 $b$ 的具体含义,它表示政府支出与居民消费的比例. 从1979~2009年间政府与居民的实际消费比值的变化趋势可以看出,政府与居民的实际消费比的波动幅度不大,政府支出水平大概占居民消费水平的三分之一强,据此,对这一参数的校准结果是 $b = 0.34$ .

### 5.8 政府购买一阶自回归系数 $q$ 的确定

根据方程(9)和前文利用对政府购买H-P滤波分离出的波动成分则可以估算出政府购买的一阶自回归系数,即 $\hat{g}_t = q \cdot \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_t$ . 从中可得参数 $q$ 及其标准差( $\sigma_g$ ). 估算结果为

$$\hat{g}_t = 0.58 \times \hat{g}_{t-1}. \quad (3.87) \quad (23)$$

其中,式(23)括号中的数值为所估计参数的 $t$ 统计量. 计量模型同时揭示其 $\sigma_g$ 为0.046.

综上所述,所有的参数整理见表3.

表3 校准后的参数

变量	$\beta$	$a$	$\eta$	$\rho$	$q$	$\varphi$	$\psi$	$\bar{L}$	$\delta$	$b$	$\sigma_A$	$\sigma_g$	$\gamma_A$
参数值	0.97	0.523	0.92	0.572	0.58	0.57	1.25	0.333	0.11	0.34	0.0507	0.046	1.009

将表3的校准参数代入式(2)~(18). 并通过运用Matlab进行迭代计算便可以解出模型均衡时式(19)和(20)的相关参数. 再次运用Matlab进行迭代计算,可解得式(2)~(18)各宏观经济变量的标准差和它们之间的相关系数.

## 6 模拟经济与实际经济的比较分析

利用本文的求解方法求解同时引入居民消费的习惯形成和政府支出冲击的RBC模型(此方法的求解结果记为GHG)对中国经济波动进行模拟. 同时,为了对本文求解方法进行合理的评价,还将直接

在稳态条件下求解模型(此方法的求解结果记为NHG),对中国经济波动进行分析.<sup>①</sup>

在5.07%的技术冲击和4.6%的政府购买冲击下,运用式(19)和(20),可以模拟消费、就业、投资和产出波动,从而可以模拟出经济的一些特征(见表4). 对上述经济变量的经济波动与本文GHGRBC求解模型的预测结果进行分析,同时对GHGRBC、NHGRBC求解模型的模拟结果进行比较(见表4).

### 6.1 与实际经济的比较分析

根据GHG求解模型的模拟结果,与实际经济作一比较,可得:从波动幅度看,投资波动最为剧烈,达到了8.04%,其波动幅度大于产出的波动幅度;

<sup>①</sup> 具体求解方法是利用泰勒级数展开法和确定性等价原理,在稳态附近对一阶条件和约束条件进行对数线性化转换,从求解模型的近似解. 这个方法与本文方法的区别在于,是在没有消除趋势性增长趋势的条件下求解本文模型. 这一方法的具体讨论请见黄贇琳<sup>[10]</sup>.

其次是产出波动幅度,为 4.45%;再次是消费,居民消费的波动幅度为 3.58%;最后是就业,就业的波动幅度最小,只有 1.68%。这种波动幅度的排序表

明,模型成功地预测了 1979~2009 年间实际产出波动大于消费波动、小于投资波动,实际就业波动幅度最小的特征事实。

表 4 GHG 求解与 NHG 求解模型模拟经济的周期性特征

变量	实际经济				模拟经济(GHG 求解)					模拟经济(NHG 求解)				
	标准差 /%	相对方差比	自相关系数	与产出的相关系数	标准差 /%	相对方差比	自相关系数	与产出的相关系数	K-P 方差比 /%	标准差 /%	相对方差比	自相关系数	与产出的相关系数	K-P 方差比 /%
消费	3.6	0.783	0.648	0.825	3.58	0.804	0.948	0.818	99.44	3.54	0.797	0.949	0.808	98.33
就业	2.2	0.478	0.399	-0.255	1.68	0.378	0.511	0.637	76.36	1.71	0.385	0.515	0.646	77.73
投资	8.1	1.761	0.617	0.909	8.04	1.807	0.600	0.943	99.26	8.25	1.858	0.596	0.942	101.85
产出	4.6	1.000	0.704	1.000	4.45	1.000	0.720	1.000	96.74	4.44	1.000	0.716	1.000	96.52

注:其中 K-P 方差比是指模拟经济与实际经济的 Kydland-Prescott 方差比。下同。

数据来源:以上数据根据本文模型模拟得到。

通过计算可得,产出的 Kydland-Prescott 方差比为 96.74%,表明模型能够解释产出周期波动的 96.74%;类似地可以推出,模型基本能解释 99.44% 的消费周期波动,76.36% 的就业周期波动,99.26% 的投资周期波动。可见,模型 GHGRBC 求解结果基本能解释中国各宏观经济变量的周期波动特征。

通过观察可以发现,HGRBC 模型中消费、就业、投资和产出波动的相对方差比分别为 0.804、0.384、1.807、1.000,而实际经济为 0.783、0.478、1.761、1.000,其几乎与实际经济完全一致(见表 4)。这表明模型 GHGRBC 求解所代表的经济系统是与中国实际经济高度一致的。可见,模型 GHG 求解结果基本能解释中国各宏观经济变量的波动特征。

从各变量的自相关关系看,模型 GHG 预测结果是,消费、就业、投资、产出波动的自相关系数分别为 0.948、0.511、0.600、0.720。与实际值相比较可见,除模型对消费波动自相关性的预测结果大于实际值外,对其他变量自相关性的预测结果与实际经济均较为接近。

从各变量与产出的同期相关关系看,模型 GHG 求解的预测结果是,消费、投资波动与产出波动的相关系数分别为 0.818、0.943,这与实际值较为接近。模型预测的就业与产出波动的相关系数为 0.663,表现出顺周期性,与前文的估算结果 -0.255 不一致。通过研究可得,与 1990 年之前从业人员增长率始终保持在 2%~3% 的水平,1990 年从业人员增长率达到 15.5%。本文采用王小鲁、樊纲估算的 1952—1999 年就业人数作为就业的替代指标,以考察长时间序列的就业波动幅度以及与产出之间的协同关系。研究表明,就业与产出波动的同期相关系数 0.590。可见,本文模型的预测结果 0.663 正好与其一致<sup>[15]</sup>。

基于上述分析可知,同时引入习惯形成和政府支出冲击的三部门 RBC 模型的 GHG 求解基本能准确地解释我国在 1979~2009 年间宏观经济变量

的波动特征,其能解释实际产出波动的 96.74%。因此,这个模型比较适合用来分析我国经济波动的周期特征。

## 6.2 与模型 NHG 求解的比较分析

将模型 GHG 求解与 NHG 求解的预测结果进行比较分析可以发现,二者存在以下几个共同之处与不同之处。

1)从波动幅度看,模型 GHG 求解与 NHG 求解的预测结果均为产出波动大于消费波动、小于投资波动,就业波动最小。这与实际经济一致。这是因为同时引入居民消费的习惯形成和政府支出冲击的三部门 RBC 模型较符合中国实际经济。

从相对方差比看,模型 GHG 求解与 NHG 求解的预测结果是,预测消费、就业、投资和产出分别为 0.804、0.378、1.804、1.000 和 0.797、0.385、1.858、1.000。均预测消费波动的相对方差比高于就业波动、低于产出波动。这也与实际经济一致。

2)从各变量的自相关关系看,模型 GHG 求解与 NHG 求解的预测结果是,预测消费、就业、投资和产出的自相关系数分别为 0.948、0.511、0.600、0.720 和 0.949、0.515、0.596、0.716,二者非常接近。这表明上述两个求解方法预测的各宏观经济变量的自相关几乎一致。

3)从各变量与产出的同期相关关系看,模型 GHG 求解与 NHG 求解的预测投资与产出的同期相关系数分别为 0.943 和 0.942,二者非常接近。这表明上述两个求解方法均能预测投资与产出的协同运动性。

4)从预测财政支出的政策效应看,模型 GHG 求解与 NHG 求解的预测结果均是我国 1979—2009 年间财政支出对居民消费、投资产生了一定的挤出效应。

在其他条件不变的条件下,模型 GHG 求解与 NHG 求解预测政府支出冲击对就业、实际利率和产出这三个变量产生正向冲击,同期相关系数分别为 0.235、0.076、0.018 和 0.229、0.075、0.018;而

对居民消费、投资这两个变量产生逆向冲击,同期相关系数分别为 $-0.090$ 、 $-0.184$ 和 $-0.090$ 、 $-0.186$ 。这表明两个求解方法的预测结果均是,政府支出的增加将导致实际利率的上升,实际居民消费的减少,实际投资(尤其是居民投资)的减少,居民更多地参加劳动。政府支出的增加挤占了部分的居民消费和投资,财政政策存在挤出效应。

其次,二者存在以下几个不同之处。

1)从波动幅度看,模型GHG求解与NHG求解对投资波动幅度的预测结果分别为 $8.04\%$ 和 $8.25\%$ ,二者相差 $0.21\%$ 。较大的相差幅度,表明这两个求解方法对投资波动幅度的预测结果存在较大的差异。这与实际经济一致。

将上述结果与实际投资波动幅度 $8.1\%$ 相比较可得,模型GHG求解的预测结果与实际经济一致;而NHGRBC求解的预测结果与实际经济有一定的偏离。这暗示模型GHG求解得到的预测结果更有效。由于模型经济存在明显的增长趋势,NHG求解没有分离趋势增长,致使其预测结果高估了投资的波动幅度。

2)从各变量与产出的同期相关关系看,模型GHG求解与NHG求解的预测消费、就业与产出的同期相关系数分别为 $0.818$ 、 $0.637$ 和 $0.808$ 、 $0.646$ ,分别相差 $0.010$ 、 $0.009$ 。这表明,上述两个求解方法对消费、就业与产出的同期相关系数的预测结果存在一定的差异。将上述结果与实际经济 $0.825$ 、 $0.590$ 相比较,模型GHG求解的预测结果与实际值更接近,比模型NHG求解更有效。

将上述结果比较分析可得,模型GHG求解预测消费与产出的同期相关系数比NHG求解的预测结果更高;预测就业与产出的同期相关系数比NHG求解的预测结果更低。这是因为在趋势增长条件下,NHG求解没有分离趋势增长,致使其一阶近似展开出现较大的偏误。

综上所述,利用GHG求解引入居民消费的习惯形成的RBC模型更有效,与实际经济更一致。结合H-P滤波研究发现,GHG求解更符合H-P滤波思想。

## 7 模型中参数选择的敏感性分析

通过对模型在不同参数选择下模拟实验结果的分析,研究表明本文模型对于参数选择的值并不非常敏感。在较大的参数范围内,均能模拟出消费、就业、投资与产出波动的共动性。甚至是采用不同国家的参数,模拟出的经济周期性质均具有相似性。这与Kydland和Prescott的模拟实验结果一致。<sup>[13]</sup>

通过分解冲击可得,我国大部分的经济波动大部分来自于全要素生产率冲击。消费、就业、投资、产出波动源于全要素生产率冲击的部分所占比例分

别为 $98.0\%$ 、 $97.0\%$ 、 $98.3\%$ 、 $99.8\%$ ;源于政府支出冲击的部分所占比例分别为 $2.0\%$ 、 $3.0\%$ 、 $1.7\%$ 、 $0.2\%$ 。相比较而言,政府支出冲击对消费、就业、投资波动具有较大的影响;但对产出波动的影响相对较小。这暗示要准确解释我国实际消费、就业、投资的波动特征,政府支出冲击的引入是必要的。

在政府购买系数为1的极端情况下,HGRBC模型(引入居民消费的习惯形成和政府支出冲击的三部门RBC模型)预测消费、就业、投资和产出波动幅度分别为 $4.22\%$ 、 $1.61\%$ 、 $7.83\%$ 、 $4.21\%$ 。与实际消费、就业、投资和产出波动幅度分别为 $3.6\%$ 、 $2.2\%$ 、 $8.1\%$ 、 $4.6\%$ 相比较可得,其预测的消费的波动幅度远远大于实际值;预测就业、投资的波动幅度小于这实际值。这表明正如Christiana & Eichenbaum模型<sup>[10]</sup>,政府购买系数的设定会影响HGRBC模型中实际宏观经济变量的波动特征。

在居民消费的习惯形成程度为零( $\varphi=0$ )的极端情况下,HGRBC模型就退化为GRBC模型(只引入政府支出冲击的三部门RBC模型)。根据前文对GRBC模型的模拟分析可得,其预测消费、投资的波动幅度分别为 $3.64\%$ 、 $8.11\%$ ,大于实际消费、投资的波动幅度(分别超过了 $1.7\%$ 、 $0.6\%$ )。这暗示要准确解释我国实际消费、投资的波动特征,居民消费的习惯形成的引入是必要的。

## 参考文献

- [1] F E KYDLAND, E C PRESCOTT. Time to build and aggregate fluctuations[J]. *Econometrica*, 1982, 50(6): 1345-1370.
- [2] F CANOVA. Methods for applied macroeconomic research[M]. 周建译. 上海:上海财经大学出版社,2009.
- [3] R G KING, C I PLOSSER, S T REBELO. Production, growth and business cycles: I. The basic neoclassical model[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 21(2/3): 195-232.
- [4] 黄贇琳. 中国经济周期特征与财政政策效应——基于三部门RBC模型的实证分析[J]. *经济研究*, 2005, (6): 27-36.
- [5] J Y CAMPBELL. Inspecting the mechanism: an analytical approach to the stochastic growth model[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1994, 33(3): 463-506.
- [6] F E KYDLAND, E C PRESCOTT. POSTWAR U.S. Business cycles: an empirical investigation[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, 29(1): 1-16.
- [7] 赵凌云, 向新. 1979-2001年中国经济增长格局的历史剖析[J]. *中国经济史研究*, 2005, (1): 123-132.
- [8] 黄贇琳, 朱保华. 中国经济周期特征事实的经验研究[J]. *世界经济*, 2009, (7): 27-40.
- [9] 黄梅波, 吕朝凤. 中国潜在产出的估计与“自然率假设”的检验[J]. *数量经济技术经济研究*, 2010, (7): 3-21.
- [10] L J CHRISTIANO, M EICHENBAUM. Current real-business-cycle theories and aggregate labor-market fluctuations[J]. *American Economic Review*, 1992, 82(3): 430-450.
- [11] D CARROLL, Overland N. Weil. Saving and growth with habit formation[J]. *American Economic Review*, 2000, 90(3): 341-355.
- [12] R ABARA. Estimation and evaluation of asset pricing models with habit formation using Philippine data[J]. *Applied Economics Letters*, 2006, 13(8): 493-497.
- [13] G D HANSEN. Indivisible labor and the business cycle[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1985, 16(3): 309-327.
- [14] M LETENDRE. Capital utilization and habit formation in a small open economy model[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2004, 37(3): 721-741.
- [15] 王小鲁, 樊纲. 中国经济增长的可持续性——跨世纪的回顾与展望[M]. 北京: 经济科学出版社, 2000.