

基于非线性 RBC 模型的我国经济周期波动研究

陈利锋

(广东省委党校 经济学教研部,广东 广州 510053)

[摘要]通过采用非线性移动平均方法求解得到了一个三部门的中国经济周期模型,在此基础上考察并比较了线性模型与非线性模型对于中国经济现实数据的拟合程度。实证分析结果发现,非线性移动平均模型相对较好地拟合了中国经济的现实数据,原因可能在于:(1)非线性移动平均模型的二阶核密度与三阶核密度函数均表明以产出为代表的变量的二阶成分与三阶成分对于变量的变化具有持续性、显著性作用,而线性模型则忽略了高阶成分;(2)线性逼近过程中引入了大量的外生参数,这些参数校准与估计过程中的偏误导致线性模型对现实数据的拟合程度较差。因此,采用非线性模型考察中国经济周期可能优于线性模型。

[关键词]实际经济周期;经济波动;三部门经济;居民消费;政府开支;财政政策;非线性 RBC 模型

[中图分类号]F812.2 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2013)05-0009-07

一、引言

自 Kydland 和 Prescott 对经济周期进行开创性研究以来,实际经济周期(Real Business Cycle, RBC)理论就被广泛应用于实际经济问题的分析和解决之中^[1]。这一理论模型通过对代表性主体的效用最大化行为进行优化分析而得到宏观经济变量的波动,从而为量化政策行为分析提供了较好的理论框架。已有的关于经济周期的研究大量采用的是包含政府部门的三部门模型,但研究结果却发现 RBC 模型对现实经济的解释能力仍然有限^[2]。黄贇琳采用三部门 RBC 模型对中国经济周期行为进行拟合,结果发现三部门 RBC 模型对中国经济现实(尤其是政府支出和就业)的波动性与持续性拟合得相当糟糕^[3]。吕朝凤和黄梅波的研究也得到了类似的结论^[4]。那么,为什么三部门 RBC 模型无法较好地拟合现实经济呢?这是否意味着三部门 RBC 模型在对中国经济现实的拟合方面显得苍白无力呢?

从模型的计算方法来看,已有研究均对 RBC 模型进行了线性化处理(线性模型),这一方法简化了计算的复杂性,因而得到了较为广泛的应用,具有代表性的研究是 Smets 和 Wouters(SW),他们通过引入大量的外生冲击而使得模型对现实数据具有较好的拟合能力^[5]。然而,Chari 等以及 Canova 和 Paustian 对这一方法提出了批评,他们认为 SW 模型中包含了很多现实中可能不存在甚至无法识别的外生冲击,这可能会造成模型结论的偏误,如 SW 模型认为工资加成(Wage Markup)冲击可以解释美国产出波动的 46%^[6-7]。Gali 认为模型结论产生偏误的原因在于模型的误设,即模型中未包含失业这一变量,并引入失业变量对模型进行了改进^[8]。另外,还有一些研究通过对经济周期模型计算方法的改进来实现模型对现实经济的更好拟合。Schmitt-Grohe 和 Uribe 首次使用二阶扰动分析方法将非线性方法引入到 RBC 的分析当中^[9]。Fernandez-Villaverde 和 Rubio-Ramirez 明确采用非线性方

[收稿日期]2013-05-29

[基金项目]国家社会科学重大招标项目(08&ZD037)

[作者简介]陈利锋(1982—),男,湖北黄冈人,广东省委党校经济学教研部副教授,博士,主要研究方向为货币与金融经济学、结构宏观计量经济学。

法来求解动态随机一般均衡模型^[10]。Gomme 和 Klein 通过采用二阶逼近方法获得扰动解而使得非线性分析更为直观^[11]。Lan 和 Meyer-Gohde 采用非线性移动平均法(Nonlinear Moving Average, NMA)将模型中各内生变量表述成 NMA 形式,并基于变量的 NMA 扰动表述进行非线性分析^[12]。Schorfheide 对线性模型的不足进行了分析,并认为非线性方法在很大程度上能够避免线性模型结论的偏误^[13]。

借鉴已有研究成果,结合本文研究所需,本文基于 NMA 方法考察了一个包含政府部门的三部门 RBC 模型,分析并比较了线性模型与非线性模型对现实数据的拟合程度。与已有研究相比,本文主要做了如下工作:(1)采用 NMA 方法对中国经济周期模型进行了重新考察,并采用矩匹配方法比较了线性模型与非线性模型对中国经济现实数据的拟合程度;(2)NMA 方法在设定模型中假设不存在相关外生冲击,本文打破了这一假定,计算了一个相关外生冲击的二阶核密度函数。由于现实中外生冲击可能存在相关性,因此本文的模型设定方法更加具有现实意义。

二、三部门 RBC 模型设定

(一) RBC 模型设定

由于三部门真实经济周期模型中包含政府部门,因此经济中的总消费为居民消费与政府消费之和。本文的设定参考了黄贇琳^[3]的研究中所采用的非完全替代的总消费函数:

$$TC_t = C_t G_t^b \quad (1)$$

式(1)中,参数 b 反映了居民消费与政府开支之间的关系。居民的效用函数设定如下:

$$U = E \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [(TC_t^\theta)(1 - L_t)^{1-\theta}]^{1-\gamma} / (1 - \gamma) \right\} \quad (2)$$

式(2)中, β 为主观贴现因子, L_t 为劳动。经济中的资源约束条件为 $Y_t = C_t + I_t + G_t$,投资函数为 $I_t = K_t - (1 - \delta)K_{t-1}$,假定生产函数规模报酬不变,则有 $Y_t = \exp(z_t)K_{t-1}^\alpha L_t^{1-\alpha}$,其中 α 为物质资本对产出的弹性系数。技术冲击满足 $z_t = \rho_z z_{t-1} + e_t^z$ 这一条件,其中 ρ_z 为技术冲击的持续性参数, e_t^z 表示均值为 0、方差为 σ_z^2 的独立白噪声。因此资源约束方程转变为 $C_t + K_t - (1 - \delta)K_{t-1} + G_t = Y_t$ 。与已有的三部门 RBC 模型类似,政府开支 $g_t = \ln G_t - \ln G^{ss}$ 满足 $g_t = \rho_g g_{t-1} + e_t^g$ 这一条件,其中 ρ_g 为技术冲击的持续性参数, G^{ss} 为稳态值, e_t^g 是均值为 0、方差为 σ_g^2 的独立白噪声。

基于以上设定,代表性居民的优化问题对应的一阶条件与横截条件为:

$$1 = \beta E_t [R_{t+1} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\theta(1-\gamma)-1} \left(\frac{G_{t+1}}{G_t} \right)^{b\theta(1-\gamma)} \left(\frac{1 - L_{t+1}}{1 - L_t} \right) (1 - \theta) (1 - \gamma)] \quad (3)$$

$$1/C_t = (1 - \theta)L_t / (1 - \alpha)\theta(1 - L_t)Y_t \quad (4)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t [\beta^t C_{t+i}^{-\gamma} K_{t+i+1}] = 0 \quad (5)$$

其中, $R_t = \alpha(Y_t/K_{t-1}) + 1 - \delta$ 表示物质资本收益率,式(3)为消费的欧拉方程,式(4)为居民家庭消费与闲暇的最优抉择,式(5)为横截条件。

(二) 模型的非线性移动平均表述

已有的 RBC 模型大多数采用对数线性化的方法对模型进行求解,但由于已有 RBC 模型在对数线性化的过程中忽略了变量的高阶项,因此求解结果可能会造成一定的偏误。基于这一考虑,本文采用非线性移动平均方法对 RBC 模型进行处理。若定义 $y_t = (C_t, K_t, L_t)'$, $u_t = (g_t, z_t)'$,则以上模型方程(3) - (5)可以表述为:

$$E_t [f(y_{t-1}, y_t, y_{t+1}, u_t)] = 0 \quad (6)$$

在以上非线性理性预期模型中,本文将外生冲击表述为:

$$z_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho_z^j e_{t-j}^z; g_t = \sum_{j=0}^{\infty} \rho_g^j e_{t-j}^g \quad (7)$$

借鉴 Lan 与 Meyer-Gohde 的研究成果^[12],本文得到展开的 M 阶泰勒模型为:

$$y_t = \sum_{i=0}^M \frac{1}{m!} \sum_{i_1=0}^{\infty} \sum_{i_2=0}^{\infty} L \sum_{i_m=0}^{\infty} \left(\sum_{s=0}^{M-m} \frac{\sigma^s}{s!} \frac{\partial y^s}{\partial \sigma_{i_1} \partial \sigma_{i_2} \dots \partial \sigma_{i_s}} \right) (e_{t-i_1} \otimes e_{t-i_2} \otimes L e_{t-i_m}) \quad (8)$$

式(8)中, σ 为表示经济系统不确定性的参数, 当 $\sigma = 1$ 时, 经济系统是完全随机的, 当 $\sigma = 0$ 时, 经济系统是确定的; $\partial y^s / \partial \sigma_{i_1} \partial \sigma_{i_2} \dots \partial \sigma_{i_s}$ 表示变量 y 的 s 阶连续偏导数; $e_t = (e_t^g, e_t^z)'$, \otimes 表示克罗内克积 (Kronecker Product)。一般而言, 随着时间的推移, 变量的高阶成分的变化对于变量自身的影响会逐渐衰减, 因而在大多数情况下只需将 M 的取值设定为 2 或者 3 即可。式(8)是非线性移动平均方法的核心方程, 在大多数情形中, 我们均难以得出式(8)中各个变量的非线性移动平均表达式, 但是可以借助 Lan 和 Meyer-Gohde^[12] 提供的 Matlab 程序得到外生冲击下各变量的脉冲响应函数, 进而分析各变量的动态变化路径。

三、模型的参数化

本文在此部分主要对上述非线性模型进行校准, 由于线性模型的结构性参数均可由非线性模型表示, 因此此部分校准的结果也可以用于线性模型。总消费函数中的参数 b 反映了居民消费与政府开支之间的比重, 黄贇琳估算的这一比重为 0.36^[3], 本文选取这一结果作为参数 b 的取值。同时, 依据吕朝凤与黄梅波的估计结果^[4], 本文设定资本在产出中份额 α 以及消费与闲暇的跨期替代率 θ 的取值分别为 0.5 和 0.8。依据 He 等的估计结果^[14], 本文选取主观贴现因子 β 以及物质资本折旧率的取值分别为 0.98 和 0.04。

(一) 技术冲击及其持续性估计

依据本文设定的生产函数可知 $\exp(z_t) = Y_t / (K_{t-1}^\alpha L_t^\alpha)$, 由此可以得到技术冲击的数值, 采用 HP 滤波方法提取技术冲击的趋势成分与周期成分, 并对周期性成分进行回归得到 $\hat{z}_t = 0.532 \hat{z}_{t-1}$, 因此技术冲击的持续性参数为 0.53。同时, 本文根据回归得到的残差来计算残差的标准差, 并将其作为技术冲击的标准差, 估计结果为 0.034。

(二) 政府支出系数的估算

本文选取中国 1979 年至 2012 年的政府支出数据, 采用 HP 滤波法提取周期性成分进行回归得到 $\hat{g}_t = 0.56 \hat{g}_{t-1}$ 。同时, 将回归残差的标准差作为政府支出冲击的标准差, 得到估计结果为 0.051。

(三) 稳态参数的估算

对于模型稳态参数的估算, 基于变量之间的关系以及研究的需要, 本文首先需要对稳态时的劳动力供给进行估算。依据黄贇琳的研究结果^[3], L 的稳态取值为 0.542, 闲暇 $(1-L)$ 的取值为 0.458, 基于这一稳态取值便可以得到其余参数的稳态值。

(四) 相对风险规避系数的估算

已有研究较少对这一参数进行估算, 虽然黄贇琳以及吕朝凤和黄梅波的研究均基于消费的欧拉方程对这一参数进行了估算^[3-4], 但由于模型设定与使用的数据在时间跨度等方面存在差异, 因此难以直接借用他们所得到的估计结果。基于这一考虑, 本文采用类似的方法重新估计了这一数值。基于消费欧拉方程即式(3), 结合模型稳态条件 R 与 L 的取值, 本文得到相对风险规避系数的取值为 0.62, 由此将这一参数的校准值设定为 0.6, 具体如表 1 所示。

表 1 参数的校准值

b	α	β	θ	γ	δ	ρ_z	σ_z	ρ_g	σ_g
0.36	0.5	0.98	0.8	0.6	0.04	0.53	0.034	0.56	0.051

四、外生冲击的效应

NMA 方法通过计算外生冲击对变量冲击效应的二阶成分与三阶成分来减少由对数线性化模型引起的偏误, 并通过计算变量的二阶核密度函数与三阶核密度函数来考察变量的二阶成分与三阶成

分在变量变化过程中的作用及其重要性。本文以产出变量为例对 NMA 方法所得结果进行验证,并对线性模型可能存在的偏误进行简要的说明。

图 1 给出了产出对政府开支冲击的一阶成分、二阶成分、三阶成分以及一阶成分的风险修正项。从图 1 可以看出,一阶成分在变量的变化中占据主要地位,其余成分的作用均相对较小。一阶成分的风险修正项为正,说明对数线性化模型低估了产出的波动性。这一研究结论与已有的研究结论相一致,如黄贇琳利用模型估算的产出标准差为 2.29^[3],而实际数据为 3.33;吕朝凤与黄梅波利用模型估算的产出标准差为 2.80^[4],而实际数据为 3.16。

另外,本文计算了外生冲击(技术冲击与政府开支冲击)下产出的二阶核密度函数与三阶核密度函数,以考察产出的二阶成分与三阶成分在产出波动中的重要性。图 2 中的左图给出了技术冲击下产出的二阶核密度函数,产出的二阶核密度函数的斜纹反映的是在 $i=j$ 时二阶项对产出变化的贡献,而斜线之外的部分则表示当 $i \neq j$ 时二阶项对货币政策冲击下产出脉冲响应的修正。向上凸起的二阶核密度函数表明外生冲击对产出的二阶成分存在持续性效应,并且这一效应具有一定的前瞻性,即预期的技术进步也可以影响产出。图 2 中的中图表示技术冲击与政府开支冲击同时存在情况下产出的二阶核密度函数。向下凹的二阶核密度函数表明外生冲击对于产出二阶项具有持续性显著效应,也表明产出具有较强的记忆性,即过去的外生冲击对于产出的影响具有相当的持续性。图 2 中的右图表示政府开支冲击下产出的二阶核密度函数,向下凹的二阶核密度函数表明产出对于过去的冲击具有相当的记忆性。以上三个图的结果均表明产出的二阶项对外生冲击下产出的波动具有显著性影响。因此,忽略产出的二阶成分可能会低估外生冲击时产出的反应程度。

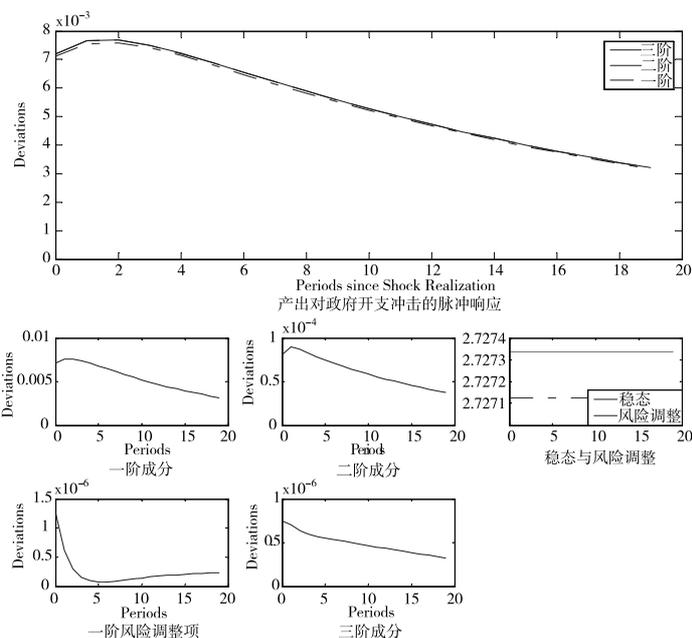


图 1 产出对政府支出冲击的脉冲响应函数

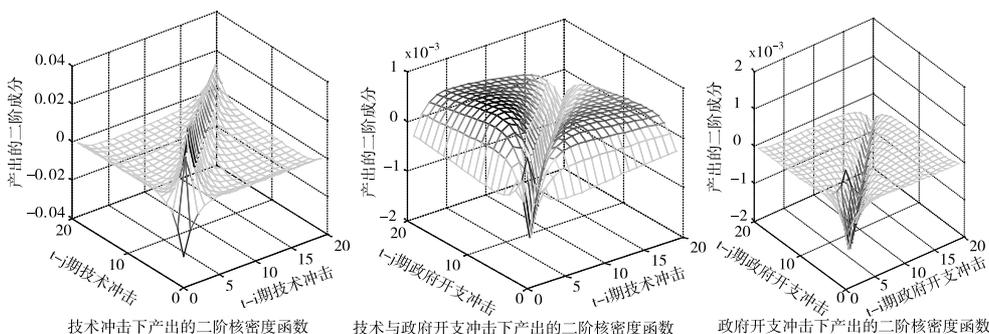


图 2 产出的二阶核密度函数

图 3 给出了技术冲击与政府开支冲击下产出的三阶核密度函数。三阶核密度函数的斜纹反映的是在 $i=j=k$ 时三阶项对产出变化的贡献,而斜线之外的部分则表示当 $i \neq j \neq k$ 时三阶项对货币政策冲击下产出脉冲响应的修正。与二阶核密度类似,三阶核密度向下延伸说明产出的三阶项对外生冲

击的反应具有较长的持续性以及较强的记忆性。因此,忽略产出的三阶成分可能会低估外生冲击时产生的反应程度。

五、矩匹配

本文采用矩匹配 (Matching of Moments) 方法来考察模型经济 (Model Economy) 与现实经济的匹配程度。在实际应用中,学者们往往采用二阶矩匹配方法,即通过计算标准差(波动性)、一阶自相关系数(持续性)、周期性以及模型与现实数据的相关程度等指标来判断模型对现实的拟合程度。

本文所采用的相关数据均来源于《新中国六十年统计资料汇编》与相关年份统计年鉴(1979—2012年),并对所有数据采用对称CF滤波方法提取周期性成分。本文采用的主要指标如下:(1)采用支出法计算的GDP作为产出指标,并选用GDP平减指数剔除名义GDP中物价的影响成分进而得到实际GDP;(2)采用居民消费价格指数作为通胀率来计算实际消费;(3)把固定资产形成总额作为物质资本,并采用固定资产投资价格指数将其折算成实际物质资本;(4)把当年年末固定资本形成总额与上一年年末固定资本形成总额之间的差额作为当年总投资量,并采用固定资产投资价格指数将其折算成实际总投资量;(5)在就业指标的选取方面,黄贇琳、吕朝凤和黄梅波采用就业人口占比这一指标^[3-4];王君斌与王文甫采用单位从业人员总计作为就业指标^[15]。本文选用后者作为就业指标,原因在于前者在核算过程中存在较大的漏报,并且这一指标统计中包含了大量的隐性失业,从而直接导致了研究结论的偏误^[16]。后者尽管也存在一定的误差,但其与经济周期波动的联系更为明显。

基于以上数据,表2给出了模型数据与现实数据之间二阶矩匹配的结果。首先,从模型数据与现实数据的波动性来看,模型中各个变量的波动性与现实数据比较接近,但模型数据略小于现实数据。其次,从持续性来看,大多数模型变量在外生冲击下表现出的持续性略大于现实数据。再次,从产出的周期性来看,模型数据与现实数据具有相一致的周期性特征,这一研究结论说明了非线性移动平均模型实现了对现实的较好拟合。最后,模型数据与现实数据的相关程度指标显示,大多数模型数据与现实数据的相关程度均接近0.9,这说明本文所采用的NMA方法较好地拟合了中国经济周期的现实。

从表2中非线性移动平均模型结果来看,产出的波动为3.01,小于消费波动(3.32)、投资波动(7.86)与政府支出波动(4.05)。这一结果表明在所有变量中,投资的波动最为剧烈,这一结论与已有的大多数研究结论相同。近些年来(尤其在金融危机期间),投资在促进我国经济复苏以及拉动

经济增长过程中扮演着极其重要的角色,政府出于防止经济过热的考虑而进行的宏观调控使得所有模型变量中投资表现出最为剧烈的波动。就业的波动最小,接近产出波动的一半,这是中国经济周期特征的独特之处,这可能是因为中国经济中存在相当数量的隐性失业以及政府通过财政政策(如基础设施建设等)吸引了大量的社会就业。

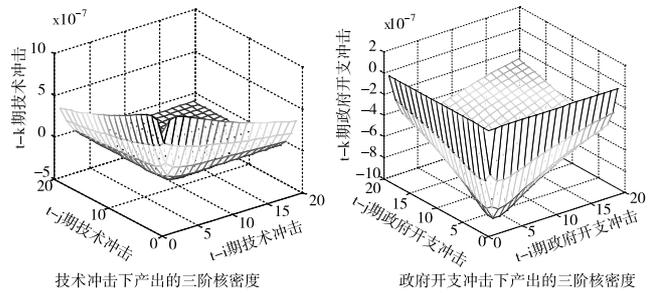


图3 产出的三阶核密度函数

表2 二阶矩匹配(非线性模型V.S现实经济)

变量	实际经济			非线性模型经济			相关程度
	波动性	持续性	周期性	波动性	持续性	周期性	
产出	3.07	0.82	1.00	3.01	0.89	1.00	0.93
消费	3.39	0.67	0.52	3.32	0.71	0.61	0.89
投资	7.98	0.89	0.75	7.86	0.86	0.72	0.92
资本	2.17	0.86	0.84	2.09	0.89	0.83	0.92
就业	1.33	0.69	0.72	1.27	0.67	0.75	0.80
政府支出	4.26	0.79	0.88	4.05	0.80	0.77	0.82

为便于比较,本文考察了线性模型经济与实际经济的二阶矩匹配程度,结果如表 3 所示。从波动性来看,线性模型各主要变量的波动性均小于现实数据。从持续性来看,线性模型各变量的持续性均大于现实数据,这一结论意味着在采用线性模型分析产出、就业等变量的持续性特征时,研究结果往往夸大了这些变量的持续性,因而在采用线性模型进行政策分析时应该保持适当的谨慎。从周期性特征来看,线性模型各变量与产出之间的周期性特征均小于实际数据,这意味着线性模型对于现实数据的拟合能力有限。

最为关键的是线性模型数据与现实数据的相关性均小于非线性移动平均模型,这一结论意味着线性模型对于现实数据的拟合程度比非线性移动平均模型要差,原因在于线性模型在对数线性化过程中忽略了对模型变量中具有持续性、显著性影响的高阶成分(本文中的二阶成分与三阶成分)的分析。

另外,相对于 NMA 模型,线性模型在线性逼近过程中产生了很多额外的参数,进而在模型校准过程中产生了一定的偏误。

表 3 二阶矩匹配(线性模型 V.S 现实经济)

变量	实际经济			线性模型经济			相关程度
	波动性	持续性	周期性	波动性	持续性	周期性	
产出	3.07	0.82	1.00	2.92	0.95	1.00	0.42
消费	3.39	0.67	0.52	2.65	0.83	0.75	0.37
投资	7.98	0.89	0.75	3.87	0.98	0.69	0.39
资本	2.17	0.86	0.84	1.24	0.92	0.43	0.62
就业	1.33	0.69	0.72	0.68	0.88	0.46	0.71
政府支出	4.26	0.79	0.88	3.53	0.86	0.67	0.63

六、结论与政策含义

本文通过采用非线性移动平均方法求解得到了一个三部门的真实经济周期模型,并考察了线性模型与非线性模型预测数据对中国现实数据的拟合程度。研究结果发现,无论是基于外生冲击下模型主要变量(如产出、就业、消费、投资、资本以及政府支出)的持续性、波动性以及与其产出的周期性匹配程度,还是模型预测数据与现实数据的相关程度,非线性移动平均模型均相对较好地拟合了中国现实经济周期的现实数据,主要原因在于:(1)线性模型在其对数线性逼近过程中,由于对高阶项的忽略而造成了模型预测的偏误,因此线性模型对现实数据的拟合程度相对较差。NMA 模型包含了线性模型忽略的风险修正项,由此降低了模型潜在的偏误。(2)线性模型在其对数线性逼近过程中引入了大量的外生参数,因而校准过程中的偏误相对较大。由于我国经济周期统计数据的时间序列长度有限,因此即使采用现实数据进行估计,大量外生参数的引入也会降低估计的有效性,进而使得模型估计结果可能产生偏误。NMA 模型中需要校准的参数较少,因而相对于线性模型而言,非线性模型降低了校准与模型参数化过程中引起的偏误。

本文的研究具有重要的政策含义:(1)长期以来,投资在我国经济增长过程中扮演着十分重要的角色,即使在 2007 年至 2009 年金融危机期间,依靠投资拉动经济增长的呼声也一直不绝于耳。相对于其他变量,投资在中国经济周期中的波动最为剧烈。已有研究表明,经济波动会引起社会福利损失,那么基于经济稳定与社会福利损失的角度考虑,熨平经济波动是有益的。因此,转变依靠投资拉动经济增长的传统方式对于缓和经济波动和促进长期经济增长具有重要的意义。(2)政府支出表现出较大的波动性特征,也就是说,政府支出对于中国经济的周期性波动具有重要作用。由于我国财政政策偏重服务于经济增长,带有明显的相机抉择特征,进而使得政府支出也具有较大的波动性特征。因此,本文结论意味着采用财政政策规则有利于降低中国经济周期性波动。

参考文献:

- [1] Kydland F E, Prescott E C. Time to build and aggregate fluctuations[J]. *Econometrica*, 1982, 50: 1345 - 1370.

- [2] Mendoza E G. Real business cycles in a small open Economy[J]. American Economic Review, 1991, 81: 797 - 818.
- [3] 黄贇琳. 中国经济周期特征与财政政策效应[J]. 经济研究, 2005(6): 27 - 39.
- [4] 吕朝凤, 黄梅波. 习惯形成、借贷约束与中国经济周期特征[J]. 金融研究, 2011(9): 1 - 13.
- [5] Smets F, Wouters R. Shocks and frictions in US business cycle: a bayesian DSGE approach[J]. American Economic Review, 2007, 97: 586 - 606.
- [6] Chari V V, Patrick J K, Ellen R. New Keynesian models: not yet useful for policy analysis[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2009, 1: 242 - 266.
- [7] Canova F, Paustian M. Business cycle measurement with some theory[J]. Journal of Monetary Economics, 2011, 58: 345 - 361.
- [8] Gali J. Unemployment fluctuations and stabilization policies: a new keynesian perspective [M]. Cambridge, MA: MIT Press, 2011.
- [9] Schmitt-Grohe S, Uribe M. Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2004, 28: 755 - 775.
- [10] Fernandez-Villaverde J, Rubio-Ramirez J. Solving DSGE models with perturbation methods and a change of variables[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2006, 30: 2509 - 2031.
- [11] Gomme P, Klein P. Second-order approximation of dynamic models without the use of tensors[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2011, 35: 604 - 615.
- [12] Lan Hong, Meyer-Gohde A. Solving DSGE models with a nonlinear moving average[R]. Humboldt-Universitat zu Berlin, Institut fur Wirtschaftstheorie II Working Paper, 2011.
- [13] Schorfheide F, Herbst E. Evaluating DSGE model forecasts of comovements[J]. Journal of Econometrics, 2012, 171: 152 - 166.
- [14] He D, Zhang Wenlang, Shek J. How efficient has been China's investment? Empirical evidence from natinal and provincial data[J]. Pacific Economic Review, 2007, 12: 596 - 617.
- [15] 王君斌, 王文甫. 非完全竞争市场、技术冲击与中国劳动力就业[J]. 管理世界, 2010(1): 23 - 36.
- [16] 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.

[责任编辑: 王丽爱, 杨凤春]

A Study on Chinese Business Cycle Based on the Nonlinear RBC Model

CHEN Li-feng

Abstract: This paper uses the nonlinear moving average method to get a model of the Chinese business cycle, based on which the fitness of the nonlinear model with the linear model is investigated and compared. Empirical analysis shows that the NMA model fits the economic data better. This paper argues that the reasons are: (1) the linear model ignores the high-order components; and (2) much more exogenous parameters was introduced during the linearization process and led to much more bias when the parameters are calibrated. So, the nonlinear moving average model is better than linear models.

Key Words: actual business cycle; economic fluctuation; three-sector economy; household consumption; government expenditure; fiscal policy; nonlinear RBC model