
通货膨胀惯性、产出波动与货币政策冲击： 基于刚性价格模型的通货膨胀和产出的动态分析

王君斌*

内容提要 本文基于中国宏观季度数据,运用三变量结构向量自回归方法,给出了通货膨胀率和产出对技术冲击和货币政策冲击的反应行为,得到了三个经验事实:技术冲击引起产出持续增长,通货膨胀率呈倒驼峰形态,惯性回复稳态;扩张性的货币政策(正的货币增长率冲击)引起产出短期内温和增长,呈现驼峰形态,并缓慢回到初始状态;扩张性的货币政策引起通货膨胀率呈现驼峰形态,惯性回复稳态。同时,在随机动态一般均衡(DSGE)模型框架内引入价格刚性和垄断竞争,对模型结构参数校准后进行了数值模拟,发现模型能较好地模拟上述三大经验事实。

关键词 通货膨胀惯性 货币政策冲击 结构向量自回归 刚性价格模型

一 引言

近些年来,大量文献着力于运用货币随机动态一般均衡模型来解释经济波动中的典型事实。如 King 和 Watson(1996)认为真实经济周期模型、刚性价格模型和流动性效应模型都无法完全解释美国宏观数据所蕴含的经典事实。Gali(1999)认为与真实经济周期模型(RBC)相比,新凯恩斯模型的结果与经典事实更一致。中国学者在RBC取得了一定研究成果(龚刚和 Semmler, 2003; 卜永祥和靳炎, 2002; 陈昆亭等,

* 王君斌:上海财经大学经济学院 上海市杨浦区政立路580弄53号楼103室 200433 电子信箱:junbin219@yahoo.com 电话:021-65104571。

作者感谢两位审稿人对本文建设性的修改意见。当然文责自负。

2004;黄曠琳,2005;李浩等,2006),但是在名义刚性模型(新凯恩斯主义)方面的研究还较少,主要有:李春吉和孟晓宏(2006)基于新凯恩斯主义垄断竞争模型,分析了中国的经济波动;李春吉(2004)构建了一个随机动态一般均衡模型对中国货币经济波动进行了均衡分析。我们认为目前国内在运用随机动态一般均衡模型框架(Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE)研究宏观经济波动时存在方法论上的欠缺,即只简单地比较从实际数据和模型模拟数值得到的宏观经济变量的二阶矩来分析模型对真实经济的解释力度。这一方法的根本缺陷在于:用真实数据得到的二阶矩反映的是真实经济中所有冲击产生的效果,但是无法将所有冲击引入模型中(Christiano et al., 2005);从经参数校准后的模型中得到的脉冲反应不能当做典型事实,而只是对典型事实的模拟。根据卢卡斯准则,^①模型模拟现实越好,则其解释力度越强。

本文通过对SVAR模型施加识别假设的方法分离出货币政策冲击来分析中国宏观季度数据,得到脉冲响应,再与模型模拟得到的脉冲响应进行比较,由此避免了直接比较二阶矩带来的偏差,即无法剔除模型未涉及冲击的影响。现结构向量自回归(SVAR)模型已经成为宏观经济学分析的重要工具之一,自从Blanchard和Quah(1989)在SVAR模型中引进长期约束条件、Gali(1992、1999)引入长期约束和短期约束来识别经济冲击中的永久性冲击和暂时冲击后,SVAR模型被广泛运用于宏观经济波动、货币政策、财政政策的动态效应等相关宏观问题的分析。

根据Lucas对模型经济的评价标准,本文分两步骤展开分析和讨论。

第一步,我们从实际经济数据中得出在技术冲击和货币冲击下中国产出和通货膨胀率反应的经验事实。为此,我们必须首先从经济数据中分离出货币政策冲击(在本文中为货币增长率冲击)。货币政策冲击具有怎样的性质,如何利用这些性质来分离出货币政策冲击在理论界尚无标准。Christiano等(1998、1999、2005)、Leeper等(1996)、Cooley和Hansen(1997)等尝试解决这一问题。这些文献认为对外生货币政策冲击影响的定性结果通过了大量识别假设的稳健性(robust)检验。比如,在扩张性的货币政策冲击之后,短期名义利率会下降,产出、就业和价格会上升,即著名的流动性效应(Friedman, 1968)。本文采用Christiano等(1998)评估识别假设的原则来选择合适的识别假设,即如果在施加某一识别假设后,各变量的脉冲反应与我们试图进行比较的各模型所得的模拟结果均不符合,则我们放弃该识别假设,而不是放弃这一组模型。根据这一原则,我们选取本文所运用的识别假设。

^① 评价模型模拟现实经济能力的有效标准是:将那些我们对其在现实经济中运行规律已充分确知的冲击加入模型,若其能在多方面解释回答简单的问题,则其适合用于回答更为复杂的问题(Lucas, 1980)。

第二步,我们通过货币随机动态一般均衡模型中引入垄断竞争(不完全竞争)和名义价格刚性来构建 Calvo 式模型(Calvo,1983; Yun,1996),^①并用中国宏观经济数据、微观经验分析结果对模型结构参数进行校准,然后在稳态附近将对数线性展开解出模型的线性近似解,并进行脉冲反应实验。

本文余下部分安排如下。第二部分运用 SVAR 方法,基于中国宏观经济数据,给出产出和通货膨胀率对技术冲击和货币增长率冲击动态反应的经验事实;第三部分在随机动态一般均衡(DSGE)模型中引入垄断竞争和名义价格刚性,建立均衡系统,对参数校准,进行模型数值模拟,得到脉冲反应结果。第四部分将模型模拟结果与经验分析结果进行比较,分析模型对经验事实的解释力度,并提出政策建议。第五部分总结全文。

二 基于 SVAR 模型的经验事实

为分解和识别货币政策冲击,我们根据 Christiano 等(1998)的研究方法提出两个假设:

1. 只有技术冲击对产出和劳动生产率有永久效应;2. 产出的长期水平不受货币政策(货币供应量增长率)冲击的影响(即长期货币超中性)。

货币政策冲击对产出可能有短期效应,但没有长期效应。技术冲击与货币政策冲击相互正交。需要指出的是,货币一般均衡模型满足以上所作的假设,相关冲击对经济变量产生的假设设定具有合理的经济含义。

一些文献采用三变量 SVAR(Walsh,2002),也有文献采用更多变量的 SVAR(Altig et al.,2005)。我们认为三变量 SVAR 更适合本文要求。一方面,Sims 和 Zha(1999)认为变量越多,标准差就越大,会导致脉冲反应函数越不稳健;另一方面,中国宏观经济变量季度数据从 20 世纪 90 年代才开始有正规编制,数据长度有限,不宜做太多变量的 SVAR。我们选取的三变量为产出的周期部分、通货膨胀率和货币增长率。数据是 1992 年第一季度到 2007 年第四季度的季度数据,共 64 期,数据来源为中经专网数据库。产出的周期部分($Output_t^c$)是从对数真实 GDP 中分解出的周期部分。^②

^① Calvo(1983)构建的刚性价格模型在分析货币政策传导机制中处于中心地位。该模型假设每一时期只有一部分能够调整价格(其概率 θ 是外生给定的),从而整体经济无法对经济环境的变化做出最优反应。这类价格刚性被称为是依时而定的(time-dependent price)刚性价格,Taylor(1980)的模型也属于这一类,假定每个厂商每个一定期数才能调整价格(期数 N 是外生给定的)。

^② 产出使用的是“国内生产总值(现价)累计”,处理方法为:对数据做一次差分后得到季度现值,除以当年 GDP 平减指数并进行对数化。数据处理方法依据 Weber(1995)及 Perron(1989,1990)。

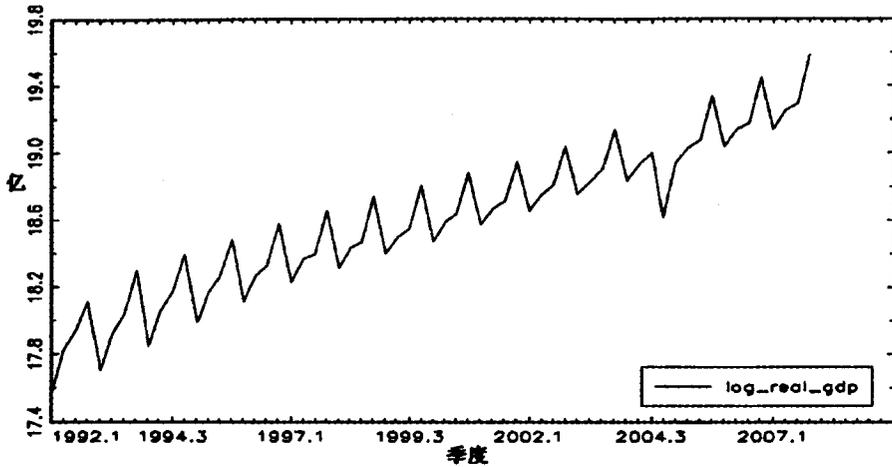


图1 对数真实产出(Log(Real CDP))

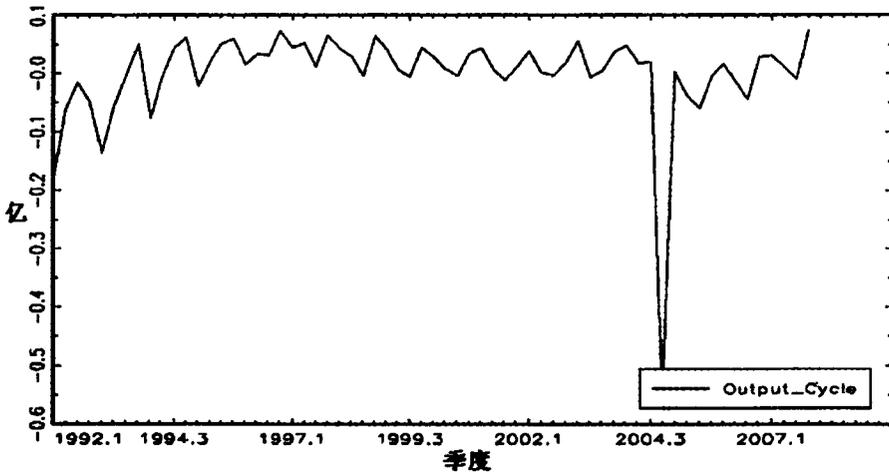


图2 产出的周期部分

我们观察到2005年第一季度可能存在断点,经过结构断点检验证实了我们这一观点。我们在从原始数据中提取周期部分时,没有采用国际上通行的HP滤波器。我们考虑当设置参数 $\lambda=1600$ 时,HP滤波器滤出的周期部分其波动周期是6到32个季度(NBER对美国经济周期的定义),而这一周期未必与中国经济波动的周期相一致(中国经济周期长度尚无标准定义)。所以我们将产出周期部分定义为产出对时间趋势、季节哑变量和结构断点哑变量回归之后的残差项,这一设置既剔除了增长部分(长波部分),又剔除了季节性周期(周期为4个季度),但不会像HP滤波器那样,对周期的长度进行了具体限制。我们认为这种数据处理,更加符合中国经济的实际情

况。 $Output_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 SD_1 + \alpha_3 SD_2 + \alpha_4 SD_3 + \alpha_5 SD_t + Output_t^c$ 。其中 SD_1 、 SD_2 、 SD_3 为季节哑变量; $D_t = 0$, 当 $t \leq T_B$; $D_t = 1$, 当 $t > T_B$ 。其中, $T_B = 2005:Q_1$; D_t 为位移函数 (shift function), T_B 为位移点或结构断点 (shift or structural break date)。按照上式进行 OLS 回归, 得到的残差项即为产出周期部分 $Output_t^c$ (图 2)。

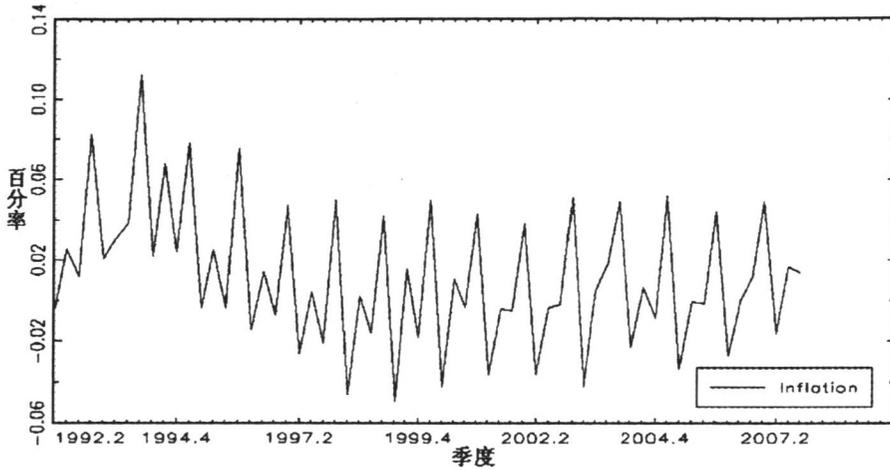
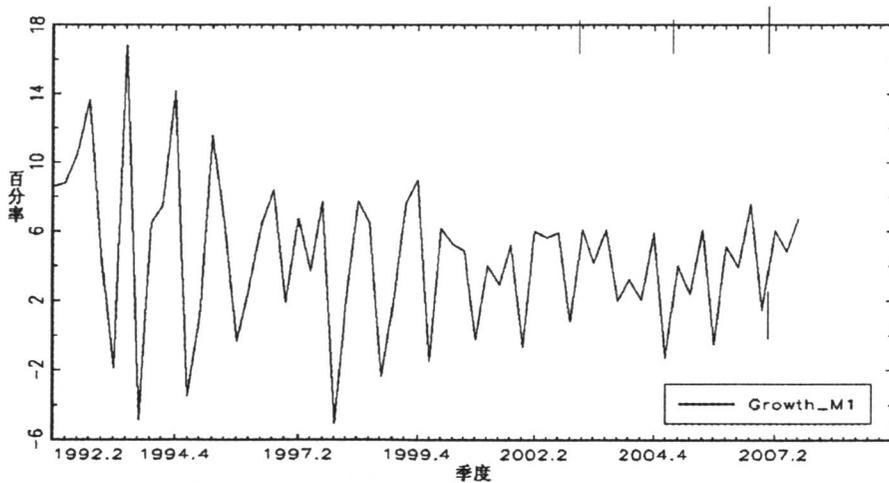


图3 通货膨胀率

图4 M_1 增长率

我们采用对数 CPI 水平的一阶差分作为通货膨胀率, 用对数 M_1 的一阶差分作为

通货膨胀惯性、产出波动与货币政策冲击

货币增长率,^①即: $Inflation(t) = \log(CPI(t)) - \log(CPI(t-1))$; $Growth_M_1(t) = \log(M_1(t)) - \log(M_1(t-1))$ 。

在得到了估计 VAR 的所需的三个内生变量时间序列后,我们估计了带季节哑变量^②的简化形式 VAR。^③ 计量结果显示,三个季节哑变量均显著。滞后长度信息标准显示,VAR 的最佳阶数为 $q=2$,见表 1。为了使置信区间更加紧凑,我们选取 $q=4$ (Chari et al., 2004)。Blanchard 和 Quah(1989)根据信息标准显示的滞后阶数为 $q=2$,但他们选择 $q=8$ 。表 2 显示,逆特征多项式的特征根均位于单位圆之外,表明 VAR (4)是稳定的。将之前所做的识别假设置于简化形式 VAR 之上,得到产出和通货膨胀率对技术冲击和货币增长率冲击的脉冲反应函数(见图 5 和图 6)。

表 1 VAR 滞后期检验

样本区间:	[1992 年第 1 季度, 2007 年第 4 季度]
内生变量:	[$Output_t^c, Inflation_t, Growth_M1_t$]
检验统计量数值:	AIC=2, FPE=2, H-QC=2, SC=2

表 2 VAR 稳定性检验

样本区间:	[1992 年第 1 季度, 2007 年第 4 季度]								
内生变量:	[$Output_t^c, Inflation_t, Growth_M1_t$]								
逆特征多项式的特征根:									
	1.1731	1.1731	1.0923	1.0923	1.3202	1.3202	1.2238	1.2238	1.1384
	1.1384	1.2282	1.2282	1.2664	1.2664	1.3049	1.3049	1.0473	1.2052

图中实线显示了各变量对冲击的脉冲反应,虚线所包含的范围是用 Bootstrap 进行 2000 次反复取样得到的 95% 置信区间(Hall, 1992)。脉冲反应的主要结果为:

1. 在正的技术冲击影响下,图 5(b)显示累积产出表现为持续性增长,在 8 个季度后达到峰值,此后一直维持在峰值附近;图 5(c)显示通货膨胀率表现为倒驼峰形态,即先持续下降,在 5 个季度后达到最低值,然后慢慢回升,再经过大约 15 个季度后回到冲击前水平。通胀率的下降阶段和上升阶段呈明显不对称,回升阶段的持续时间大约是下降阶段的 3 倍。

① 从理论上说, M_2 与通货膨胀率关系更为紧密,但 M_2 数据是从 1996 年 1 月开始的(数据来源为中经专网),长度太短,不满足本文要求。

② 如此处理是为了剔除季节性周期而又能保留相对较长周期上各变量之间可能存在的协整关系。

③ 三个内生变量顺序是产出的周期部分、通货膨胀率和货币增长率。

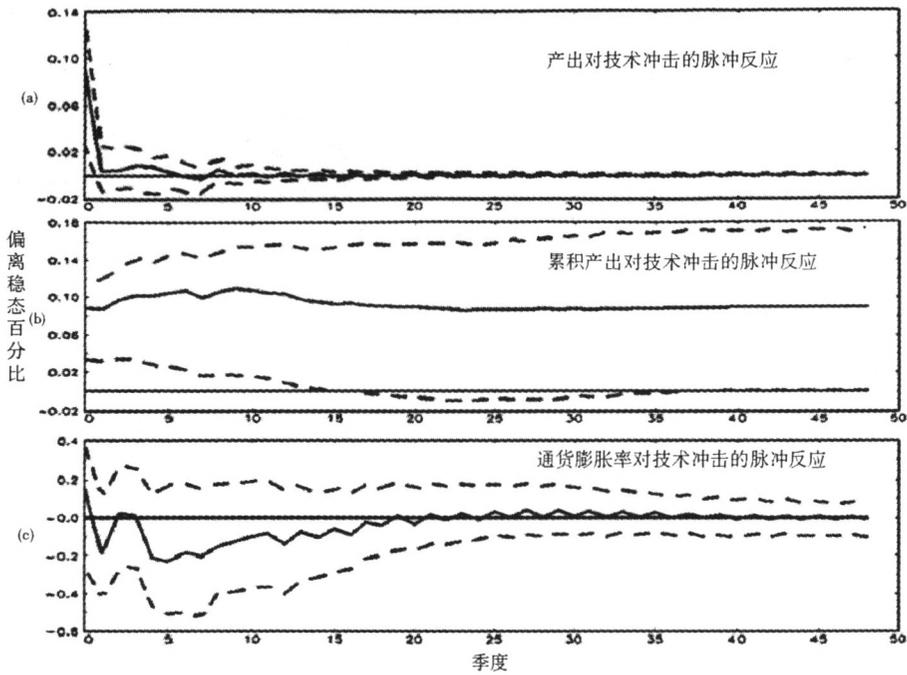


图5 产出、累积产出和通货膨胀率对技术冲击的脉冲反应

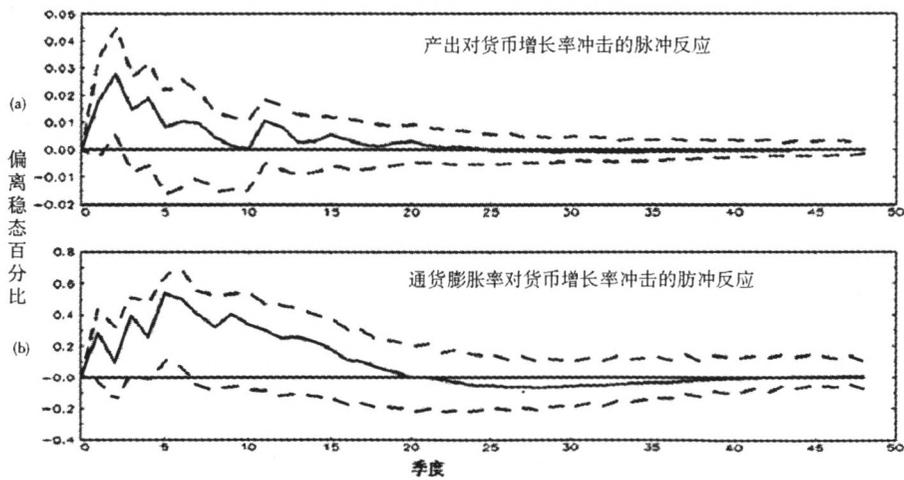


图6 产出、通货膨胀率对货币增长率冲击的脉冲反应

2. 正的货币增长率冲击引起产出温和增长(见图6(a)),产出变化呈驼峰形态,2个季度后达到峰值,然后持续下降,再经历大约16个季度后回复到冲击前水平。同

样,产出的反应也表现出不对称性,下降阶段时间大约是上升阶段的8倍。Friedman (1968)认为,货币供应量外生的增长将引起产出持续2到5年的增长。我们的结果正好落在2到5年这一区间内。

3. 正的货币增长率冲击引起通货膨胀率产生驼峰形态变化(见图6(b)),通货膨胀率在6个季度后达到峰值,再经过15个季度缓慢下降到冲击前水平,然后表现为温和的通货紧缩,再经过大约20个季度走出通货紧缩。在货币增长率冲击下,通货膨胀率表现出很强的惯性特征,表现相当明显的非对称性,下降阶段持续的时间是上升阶段时间的2.5倍。

由于在SVAR结构中,我们对冲击项施加了两个识别约束,有可能影响到通货膨胀率的动态特征,本文又从单变量角度来检验通货膨胀率的惯性特征,一方面对SVAR结果进行了稳健性检验,另一方面验证了我们施加的识别假设是合理的。结构断点检验显示通货膨胀率在2003年第4季度存在断点(见表3)。

$Inflation_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 SD_1 + \beta_3 SD_2 + \beta_4 SD_3 + \beta_5 E_t + Inflation_t^c$ 。其中 SD_1 、 SD_2 、 SD_3 为季节哑变量; $E_t = 0$,当 $t \neq T_B$; $E_t = 1$,当 $t = T_B$ 。其中, $T_B = 2003:Q_4$ 。

我们对上式作OLS回归估计,得到的残差项即为 $Labor_t$,见图7。很显然,1992年第2到1994年第4季度,1999年第1到2007年第4季度, $Inflation_t^c$ 表现出很强的持续性。同时,我们用ARIMA(p, q, i)过程来模拟 $\{Inflation_t^c\}$ 。经模型检验(见表4),ARIMA(4,0,0)是适合于 $\{Inflation_t^c\}$ 的数据产生过程(DGP, Data Generator Process)。AR部分的4个系数分别为 $\rho_1 = 0.35$ 、 $\rho_2 = 0.42$ 、 $\rho_3 = 0.03$ 、 $\rho_4 = 0.05$;所有参数都是正的,表明时间序列 $\{Inflation_t^c\}$ 中有很强的内部传导机制。因此,我们认为SVAR方法和单变量的ARIMA(p, q, i)方法都表明通货膨胀率具有很强的惯性特征。另外,图8的自相关系数函数显示, $\{Inflation_t^c\}$ 的自相关系数在前几期都比较高,第2期甚至比第1期还要高,也说明 $Inflation_t^c$ 有很强的内在传导机制,惯性较强。

表3

通货膨胀率结构断点(UR)检验

样本区间:	[1992年第1季度,2007年第4季度]
检验统计量数值:	-2.8819
结构断点:	2003 Q4(2003年第4季度)
位移函数:	$E_t = 0$,当 $t \neq T_B$, $E_t = 1$,当 $t = T_B$,其中, $T_B = 2003:Q_4$
位移函数系数估计值:	0.0274(t 统计量=1.4697)

说明:参考Lanne等(2002)。

表 4 通货膨胀率波动成分的 $ARIMA(p,q,i)$ 模型检验

样本区间:	[1992年第1季度,2007年第4季度]
AIC:	$p=5, q=5$
H-QC:	$p=5, q=0$
SC:	$p=2, q=0$
模型:	$ARIMA(4,0,0)$
似然比:	-91.843
逆特征多项式的特征根:	3.282 3.282 1.797 1.095
AR 部分系数估计值:	$\rho_1=0.35, \rho_2=0.42, \rho_3=0.03, \rho_4=0.05$

说明:参考 Lanne 等(2002)。

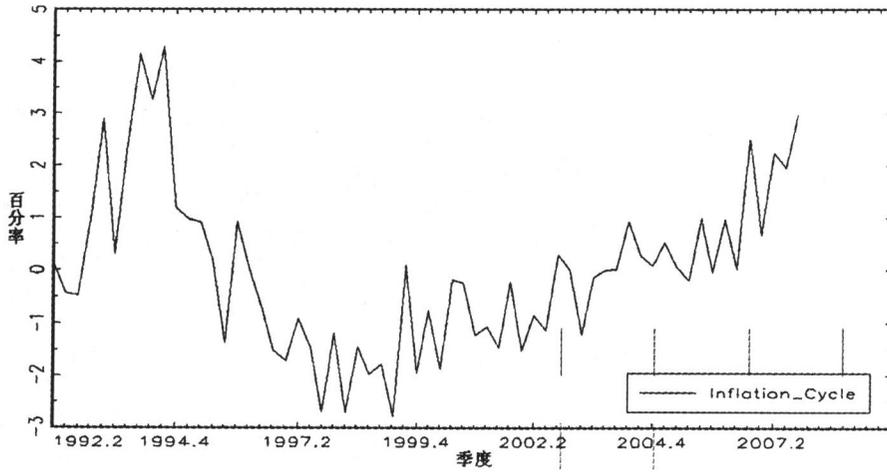


图 7 通货膨胀周期部分

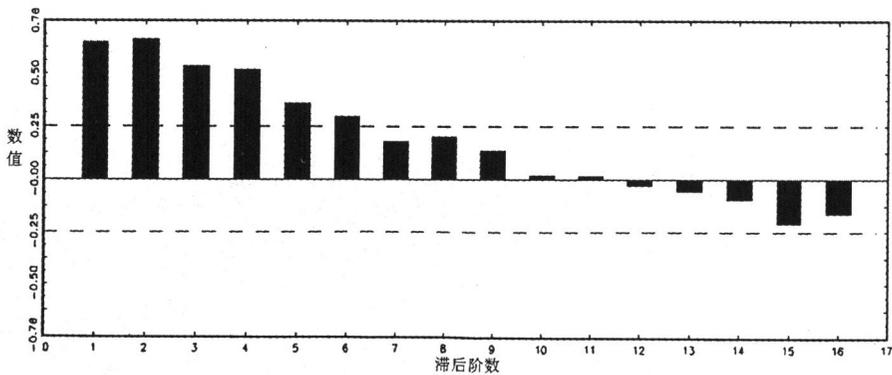


图 8 通货膨胀率周期部分的自相关系数

三 模型说明及模拟结果

基于如上的中国货币经济的经验事实可发现,重要经济变量在受到冲击时同样有持久性并呈现驼峰形态:正的技术冲击引起产出持续性增长;正的货币增长率冲击引起产出温和增长,产出变化呈驼峰形态;正的货币增长率冲击引起通货膨胀率产生驼峰形态变化。这与美国货币经济存在关键的共同点(Cogley and Nason, 1995; Cooley and Hansen, 1997; Christiano et al., 2005; Altig et al., 2005)。为此,本文根据 Calvo(1983)和 Yun(1996)的研究,在动态一般均衡模型框架中引入垄断竞争和名义价格刚性来构建模型。事实上,在中国的现实经济中,存在大量的垄断竞争行业(如电力、通讯、石油等)和名义价格刚性(如油价、通讯资费、电价调整等),因而引入垄断竞争和名义价格刚性来构建模型是合理的。模型包括三类经济主体:家户、厂商和货币当局。家户进行消费、提供劳动、进行储蓄和拥有真实货币余额及实物资本。厂商有三类:最终产品厂商所处的是完全竞争市场,他们使用中间产品来生产。中间产品厂商是垄断竞争者,使用资本和劳动来生产具有差异性的产品,他们在设定价格时面临价格粘性。资本品生产者所处的是完全竞争市场,根据变化的资本品价格来调整成本,使用最终产品来生产新资本。货币当局执行货币政策。

(一)家户

在经济中存在着可以活无限期的家庭组成的连续统,单位化为1。每一个个体消费最终产品 C_t , 提供劳动 N_t 。储蓄包含3部分:真实货币余额($\frac{M_t}{P_t}$)、债券(B_t)和资本(K_t)。瞬时效用函数为: $U(C_t, \frac{M_t}{P_t}, N_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \frac{a}{1-\gamma_m} (\frac{M_t}{P_t})^{1-\gamma_m} - \frac{\nu}{1+\gamma_n} N_t^{1+\gamma_n}$ 。其中 $\gamma, \gamma_m \leq 1, \gamma_n > 0$ 。为了保证平衡增长路径的存在,根据 Farmer(1997),瞬时效用函数 $U(C, \frac{M}{P}, N)$ 必须是关于 C 和 $\frac{M}{P}$ 的齐次函数, 即 $\gamma = \gamma_m \leq 1$ 。

代表性家户选择 $\{C_t, N_t, \frac{M_t}{P_t}, \frac{B_t}{P_t}, K_t\}_{t=0}^{\infty}$ 来最大化自身效用:

$$\max E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \frac{a}{1-\gamma_m} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\gamma_m} - \frac{\nu}{1+\gamma_n} N_t^{1+\gamma_n} \right] \right\} \quad (1)$$

$$\text{s. t. } C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{1}{R_t^n} \frac{B_t}{P_t} + Q_t [K_t - (1-\delta)K_{t-1}] = \frac{W_t}{P_t} N_t + Z_t K_{t-1} + TR_t + \Pi_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + \frac{B_{t-1}}{P_t}$$

在此我们强调时间顺序如下:在新的一期开始时,关于该期的信息家户就能得知;在 t 期已知或被选择的变量均标记为 t 。在所有相关市场开盘前,家户已经获得从上一期保存下来的财富,收到政府的一次总付转移支付 TR_t ,并决定该期的消费和投资。 C_t : t 期最终产品消费; N_t : t 期劳动供给; P_t : t 期价格水平; M_t : t 期名义货币余额; M_t/P_t : t 期真实货币余额; B_t : t 期名义债券,其名义收益率为 R_t^* ; K_{t-1} : t 期期初的资本; W_t : t 期名义工资; W_t/P_t : t 期以最终产品衡量的真实工资; Z_t : t 期资本的真实租金; δ : 资本的折旧率; Π_t : 厂商的利润; TR_t : t 期初政府付给家户的一次总转移支付; Q_t : t 期资本真实重置价格;最后,我们假设人口增长率为 0。求一阶条件:

$$\text{对 } C_t: \quad \lambda_t = C_t^{-\gamma} \quad (2)$$

λ_t 为拉格朗日乘子。

$$\text{对 } N_t: \quad \lambda_t W_t/P_t = vN_t^{\eta} \quad (3)$$

$w_t = W_t/P_t$ 为真实工资。将(2)代入(3)式,得: $W_t/P_t = vN_t^{\eta}/C_t^{-\gamma}$, 这个式子表示消费和休闲在期内的替代关系,即消费和休闲在期内的边际替代率必须相等。

$$\text{对 } m_t = M_t/P_t: \quad \lambda_t = a(W_t/P_t)^{-\alpha} + \beta E_t \lambda_{t+1} P_t/P_{t+1} \quad (4)$$

将(2)式代入,得: $C_t^{-\gamma} = a(W_t/P_t)^{-\alpha} + \beta E_t C_{t+1}^{-\gamma} P_t/P_{t+1}$, 这个式子表示持有真实货币余额的动态条件,即当期减少 1 单位消费的边际效用损失等于经通货膨胀加权的下期增加 1 单位消费带来的边际收益加上当期拥有 1 单位真实货币余额带来的边际收益。

$$\text{对 } b_t = B_t/P_t: \quad \lambda_t = \beta E_t \lambda_{t+1} R_t^* P_t/P_{t+1} \quad (5)$$

将(2)式代入,得: $C_t^{-\gamma} = \beta E_t C_{t+1}^{-\gamma} R_t^* P_t/P_{t+1}$, 这个式子是标准的欧拉方程,表示当期放弃 1 单位消费的边际效用损失等于经通货膨胀加权的下期 1 单位消费的边际效用收益。

$$\text{对 } K_t: \quad \lambda_t Q_t = \beta E_t [\lambda_{t+1} (Z_{t+1} + (1-\delta) Q_{t+1})] \quad (6)$$

将(2)式代入,得: $C_t^{-\gamma} Q_t = \beta E_t [C_{t+1}^{-\gamma} (Z_{t+1} + (1-\delta) Q_{t+1})]$, 这个式子是投资选择的动态条件,表示当期进行 1 单位投资而放弃消费所产生的边际效用损失等于下期新增的 1 单位资本带来的出租和残值出售收入用于消费带来的边际效用增加。

(二) 厂商

1. 最终产品厂商。最终产品厂商利用中间产品 Y_j 生产出同质的最终产品 Y_t 。假设存在 $[0, 1]$ 连续统的中间产品,采用 Dixit 和 Stiglitz (1977) 的生产函数形式: $Y_t = \left[\int_0^1 Y_j^{\frac{\eta-1}{\eta}} dj \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$, $\eta > 1$ 是需求价格弹性。为了生产 Y_t , 最终产品厂商选择中间产品 Y_j ,

最小化: $\min_{Y_j} \int_0^1 P_j Y_j dj$ s. t. : $[\int_0^1 Y_j^{\frac{\alpha-1}{\alpha}} dj]^{\frac{\alpha}{\alpha-1}} \geq Y_t$ 。得到均衡条件为: $Y_j = [\frac{P_j}{P_t}]^{-\alpha} Y_t$, $P_t = [\int_0^1 P_j^{1-\alpha} dj]^{\frac{1}{1-\alpha}}$, P_t 为最终产品的价格。

2. 中间产品厂商。存在 $[0, 1]$ 之间连续统的垄断竞争厂商。每个中间产品厂商的需求曲线为 $Y_j = [\frac{P_j}{P_t}]^{-\alpha} Y_t$ 。中间产品厂商向家户购买 N_j , 租借 K_{j-1} 作为生产要素, 其生产函数采用 Cobb-Douglas 函数形式: $Y_j = A_j K_{j-1}^\alpha N_j^{1-\alpha}$ 。 A_t 是外生技术, 服从:

$$\log A_t = \rho_A \log A_{t-1} + \varepsilon_t^A \quad \varepsilon_t^A \sim N(0, \sigma_A^2) \quad (7)$$

本文采用 Calvo (1983) 设置名义价格刚性的方法, 假设在每一期, 每个厂商有 $(1-\theta)$ 的概率能调整价格, θ 的概率保持价格不变。调整概率 θ 外生给定, 独立于时期和厂商。我们分两步来解决厂商的最优化问题。

第一步, 为了生产 Y_j , 给定 W_t 和 Z_t , 厂商选择 K_{j-1} 和 N_j 以最小化成本: $\min(\frac{W_t}{P_t} N_j + Z_t K_{j-1})$ s. t. : $A_j K_{j-1}^\alpha N_j^{1-\alpha} - Y_j \geq 0$ 。

令 MC_t 关于约束的拉格朗日乘子, 得到一阶条件为: $\frac{\frac{W_t}{P_t}}{(1-\alpha)Y_j} = MC_t$,

$\frac{Z_t}{\alpha Y_j} = MC_t$, 注意 MC_t 实际上为真实边际成本。经过整理得:

$$MC_t = \frac{1}{A_t} \left[\frac{W_t}{(1-\alpha)P_t} \right]^{1-\alpha} \left[\frac{Z_t}{\alpha} \right]^\alpha \quad (8)$$

可见, 不同厂商之间的真实边际成本相等。定义 $1 + \mu_t = \frac{1}{MC_t}$, μ_t 为垄断竞争厂商的净价格加成。改写一阶条件并整理得: $(1 + \mu_t) Z_t = \frac{\alpha Y_j}{K_{j-1}}$ 。

第二步, 厂商调整价格以最大化预期折现总利润。令 $MC_t^n = P_t \times MC_t$, 表示 t 期厂商的名义边际成本。令 $\Lambda_{t,t+i} = (\frac{C_{t+i}}{C_t})^{-\gamma}$ 为 $(t+i)$ 期的边际效用与 t 期边际效用之比。

在 t 期, 厂商 j 选择 P_j 解决以下最大化问题: $\max E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i [\Lambda_{t,t+i} \frac{P_j - MC_{t+i}^n}{P_{t+i}} Y_{j,t+i}]$

s. t. $Y_{j,t+i} = \left[\frac{P_j}{P_{t+i}} \right]^{-\eta} Y_{t+i}$ 。 $Y_{j,t+i}$ 是 t 期价格为 P_j 时, 厂商 j 面临的对其 $(t+j)$ 期产品的需求函数。将约束条件代入目标函数, 得: $\max E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i \left[\Lambda_{t,t+i} \frac{P_j - MC_{t+i}^n}{P_{t+i}} \left[\frac{P_j}{P_{t+i}} \right]^{-\eta} Y_{t+i} \right]$ 。经计算得最优化均衡解:

$$P_t^* = \frac{\eta}{\eta - 1} \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i \Lambda_{t,t+i} \left(\frac{1}{P_{t+i}} \right)^{1-\eta} Y_{t+i} MC_{t+i}^n}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i \Lambda_{t,t+i} \left(\frac{1}{P_{t+i}} \right)^{1-\eta} Y_{t+i}} \quad (8')$$

$$P_t^* = \frac{\eta}{\eta - 1} \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_{t,i} MC_{t+i}^n \quad (8'')$$

其中, $\varphi_{t,i} = \frac{E_t (\theta\beta)^i \Lambda_{t,t+i} \left(\frac{1}{P_{t+i}} \right)^{1-\eta} Y_{t+i}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i \Lambda_{t,t+i} \left(\frac{1}{P_{t+i}} \right)^{1-\eta} Y_{t+i}}$ 。在稳态时, $1 + \mu = \frac{\eta}{1 - \eta}$ 。可见, 厂

商选择的最优价格等于价格加成乘以未来预期的名义边际成本加权平均。最后, 给定 (1) t 期, 所有调价厂商选择相同的价格 P_t^* , 故可省略下标 j , 见 (8') 式; (2) 不调价厂商的平均价格仍为上期平均价格即 P_{t-1} , 因此 t 期的价格可表示为 $P_t = [\theta P_{t-1}^{1-\eta} + (1 - \theta) (P_t^*)^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}$, 将 (8'') 式代入得:

$$P_t = \left[\theta P_{t-1}^{1-\eta} + (1 - \theta) \left(\frac{\eta}{\eta - 1} \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_{t,i} MC_{t+i}^n \right)^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (9)$$

3. 资本品厂商。在资本品市场, 存在许多竞争性生产厂商, 将其单位化在 $[0, 1]$ 之间的连续统上。最终产品生产之后, 资本品厂商 j 购买生产要素 (投资品 I_j 和资本 K_{j-1}) 生产新资本, 以 Q_t 价格出售 (同在第 t 期)。这里假设资本品厂商租借资本 K_{j-1} 在其用于最终产品生产之后。其生产函数为: $Y_j^k = \varphi \left(\frac{I_j}{K_{j-1}} \right) K_{j-1}$, $\varphi'(\cdot) > 0$, $\varphi''(\cdot) < 0$, $\varphi(0) = 0$, $\varphi \left(\frac{I}{K} \right) = \frac{I}{K}$ 。^① 其中, $\frac{I}{K}$ 为稳态时的投资资本比。 t 期, 资本品厂商 j 选择

$\{ I_j, K_{j-1} \}$ 最优化: $\max_{\{ I_j, K_{j-1} \}} \{ Q_t \varphi \left(\frac{I_j}{K_{j-1}} \right) K_{j-1} - I_j - Z_t^k K_{j-1} \}$ 。其中 Z_t^k 为用于生产新资

① 资本生产函数的凹性 (concavity) 保证了投资调节成本的凸性 (convexity)。

本的资本租借价格, Q_t 为新资本的市场价格。关于 I_t 的一阶条件为:

$$Q_t \varphi' \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} \right) = 1 \quad (10)$$

这个式子表明了:所有的资本生产者会选择相同的投资资本比,因而可去掉下标 j ;在资本价格和投资资本比之间存在单调关系。关于 K_{t-1} 的一阶条件为: $Q_t \varphi' \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} \right) - Q_t \varphi' \left(\frac{I_{t-1}}{K_{t-1}} \right) \frac{I_t}{K_{t-1}} = Z_t^k$ 。在稳态时, $\varphi \left(\frac{I}{K} \right) = \frac{I}{K}$, $\varphi' \left(\frac{I}{K} \right) = 1$, $Q_t = \frac{1}{\varphi' \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} \right)}$, 因此稳态

时 $Q=1$ 。由 $Z_t^k = Q_t \varphi' \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} \right) - Q_t \varphi' \left(\frac{I_{t-1}}{K_{t-1}} \right) \frac{I_t}{K_{t-1}}$, 可知, 稳态时 $Z^k = 0$, 而且在稳态附近, Z_t^k 也近似为零, 可以忽略不计。

4. 加总生产。在稳态时所有中间产品厂商都选择相同的人均资本率 (K/N), 因此在稳态附近所有中间产品厂商都近似相同, 得到对称均衡。故:

$$Y_t = A_t K_{t-1}^\alpha N^{1-\alpha} \quad (11)$$

(三) 资源约束和货币当局

$$\text{最终产品的资源约束: } Y_t = C_t + I_t \quad (12)$$

$$\text{资本累积方程: } Y_t = \phi(I_t/K_{t-1})K_{t-1} + (1-\delta)K_{t-1} \quad (13)$$

$$\text{政府预算约束: } TR_t = (M_t - M_{t-1} + B_t/R_t^s - B_{t-1})/P_t \quad (14)$$

$$\text{最终消费品的通货膨胀率: } \pi_t = P_t/P_{t-1} \quad (15)$$

$$\text{利润表达式: } \Pi_t = Y_t - N_t W_t/P_t - Z_t K_{t-1} \quad (16)$$

货币当局负责执行货币政策。一般而言, 绝大多数货币当局通过控制短期名义利率来实施货币政策, 如泰勒规则, 即短期名义利率对产出缺口和通货膨胀缺口做出反应。泰勒规则实际上间接决定了货币供应量 M_t , 原因是为了使货币市场在给定的短期名义利率下达到均衡, 货币当局必须调整货币供应量以满足货币需求。有许多文献使用货币增长率作为货币政策来估计货币政策冲击的影响 (Cooley and Quadrini, 1999; Dostey and King, 2001; Walsh, 2002; Christiano et al., 2005)。在本文中, 我们也使用外生给定的货币增长率作为货币政策。

货币供应量增长率 $g_t = M_t/M_{t-1}$ 服从如下过程:

$$\log(g_{t+1}) = (1-\rho_m)\log(g) + \rho_m \log(g_t) + \varepsilon_{t+1}^m, \quad \varepsilon_t^m \sim N(0, \sigma_m^2) \quad (17)$$

其中 $0 < \rho_m < 1$, g 为稳态下货币增长率。

(四)均衡和稳态

我们给出均衡分配的含义:给定经济的偏好、技术和资源约束,给定状态变量集 $\{K_{t-1}, M_{t-1}, P_{t-1}\}$ 和外生随机变量 $\{A_t, g_t\}$,各经济主体实现约束下的最优化:农户实现预期总效用最大化,各厂商(最终产品厂商、中间产品厂商和资本品厂商)实现预期总利润最大化。在所有市场上,供给等于需求;所有资源约束得到满足(均衡体系可向作者索要)。

方程(1)到(17)组成了均衡系统,通过解均衡系统,就能得到: $\{K_t, \lambda_t, P_t, M_t, Y_t, C_t, I_t, N_t, W_t, Q_t, Z_t, R_t^a, MC_t, \pi_t, \Pi_t, A_t, g_t\}_{t=0}^{\infty}$ 的最优路径。

注意货币供应量外生这一规定与SVAR模型中的设置是相一致的。

(五)参数校准与模型求解

1. 参数校准。我们假设在平衡增长路径上的各经济变量的增长率为0,根据Farmer(1997)的研究,这一设定并不会影响模型的预测功能。我们校准参数使其与中国宏观经济数据一致,见表5。

表5 参数校准的基准值

偏好: $\beta=0.985, \gamma=1.0, \gamma_m=1.0, \gamma_n=1.0, \alpha=0.12$
技术: $\alpha=0.5, \delta=0.025, N=0.60, \eta=6, \theta=0.5, Q=1, Z=1.045, \kappa=0.3$

农户偏好参数集合 $\{\beta, \gamma, \gamma_m, \gamma_n, \alpha, v\}$ 。基于季度数据的考虑,折现率 β 设定为0.985,这意味稳态时季度资本收益率为1.5%(年度资本收益率为6%),这一设定来源于黄贻琳(2005)。 $\gamma=1.0, \gamma_m=1.0$,这意味效用函数对消费和真实持有货币量取对数形式;与国内有关效用函数的设置相一致,如李春吉和孟晓宏(2006)。 $1/\gamma_n$ 是劳动供给弹性,文献中也称作Frisch劳动供给弹性;由(2)及(3)式可知: $C_t^{-\gamma} w_t = v N_t^{\gamma_n}$,对数线性化得: $\hat{w}_t = \hat{C}_t + \gamma_n \times \hat{N}_t$;可见,当真实工资给定时,农户不仅选择消费,而且选择劳动供给;同样,当消费给定时,农户基于真实工资来选择劳动供给。大部分文献一般选取 γ_n 在(0.5,6)之间,即对应的劳动供给弹性 $1/\gamma_n$ 在(0.15,2)之间,如Zhang(2008)估计得 $\gamma_n=6.16$,由于其效用函数采用消费习惯形式,会放大其估计值(由 $(\hat{C}_t - hC_{t-1})w_t = vN_t^{\gamma_n}$ 可知)。为此,本文设定 $\gamma_n=1$ 。模型模拟显示,模型经济变量的脉冲响应对此参数取值不敏感。 $\alpha=0.12$ 为一实验设定,经过稳健性检验证明该设定是稳健的,模型对此参数设置不敏感。技术参数集合 $\{A, \alpha, \eta, \delta, \theta\}$ 。不失一般性,设定稳态时 $A=1$ 。资本分配额取 $\alpha=0.5$;Chow 与 Li(2002)利用中国1952~1998

年的数据对总量生产函数进行估计,发现规模报酬不变的 C-D 函数适用于中国,他们估计的资本份额为 0.55;国内其他学者对资本份额的估计也在 0.5 左右,如张军(2002)估计的资本份额为 0.499,王小鲁和樊纲(2000)估计的资本份额为 0.5。这意味着稳态时资本对产出的贡献率为 50%。同样,基于 Zhang(2008),需求价格弹性 η 设为 6, θ 设为 0.5(即企业平均每半年变价)。资本折旧率 δ 设定为 0.025,即年折旧率为 10%,这与国内大多数文献相一致(陈昆亭等,2004)。稳态时,劳动供给 N 由总从业人数占总人口比例的均值给出,^①近似 $N=0.60$ (黄贇琳,2005)。稳态时, $Q=1$, 稳态时的 Z 值可由其他参数算出。基于季度数据考虑, ρ_A 为 0.95(胡永刚、刘方,2007),标准差为 0.023。资本品价格对投资资本比的弹性系数 κ 取 0.3。货币增长率过程一阶自回归系数 ρ_m ,是用 1992 年第一季度到 2007 年第 4 季度的货币增长率数据由(17)式估计得到,为 $\rho_m=0.42$,标准差为 0.057。

2. 模型求解。本文使用 Marimon 和 Scott(1999)的方法来求解模型。我们对均衡系统方程组在稳态处进行对数线性化,得到对数线性化后的均衡系统,^②从而可以进行脉冲反应实验。

(六) 脉冲反应

图 9 分别为产出、累积产出和通货膨胀率对 1% 技术冲击的脉冲反应函数;图 10 分别为产出和通货膨胀率对 1% 货币增长率冲击的脉冲反应函数。横轴是季度,纵轴是偏离稳态的百分比。

(七) 传导机制分析

本文讨论通货膨胀动态性质用的是新凯恩斯菲利普斯曲线。传统的菲利普斯曲线表达式为: $\hat{\pi}_t = \omega(L) \hat{\pi}_{t-1} + \phi(L) \hat{y}_t + \varphi(L) \hat{z}_t + \xi_t$, 其中 $\omega(L)$, $\phi(L)$ 和 $\varphi(L)$ 是滞后算子 L 的多项式, X_t 通货膨胀率, \hat{y}_t 为产出相对趋势的偏离, \hat{z}_t 为其他相关变量,如失业率相对自然失业率的偏离。传统的菲利普斯曲线有两个特征:(1)过去的通货膨胀率决定当期的通货膨胀率,经济主体表现出后向决策(backward-looking);(2)当期的通货膨胀率与过去的产出正相关,即产出领先于通货膨胀率。而新凯恩斯菲利普斯曲线采用如下形式:^③ $\hat{\pi}_t = (1-\theta)(1-\beta\theta)/\theta \times MC_t + \beta E_t \hat{\pi}_{t+1}$, 或 $\hat{\pi}_t = (1-\theta)(1-\beta\theta)/\theta \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t MC_{t+i}$ 。

① 基于和实证结果相对应,采用季度数据,样本区间为[1992 Q1,2007 Q4],数据来源中经网。

② 模型的求解推导过程,均衡方程的对数线性化细节及数值化模拟方程等可向作者索要。

③ 新凯恩斯菲利普斯曲线推导过程可向作者索要。事实上,新凯恩斯菲利普斯曲线正是刚性价格模型本身内在蕴含的。本文重点讨论的是中国货币经济的特征,关心的宏观经济变量是物价、货币供给、产出等,其中物价和货币供给是名义经济变量,这些经济变量在 RBC 模型中的讨论并不成功,见 Cooley 和 Hansen(1995、1997);鉴于此,我们认为新凯恩斯菲利普斯曲线在名义经济变量的传导机制中起着中心作用。

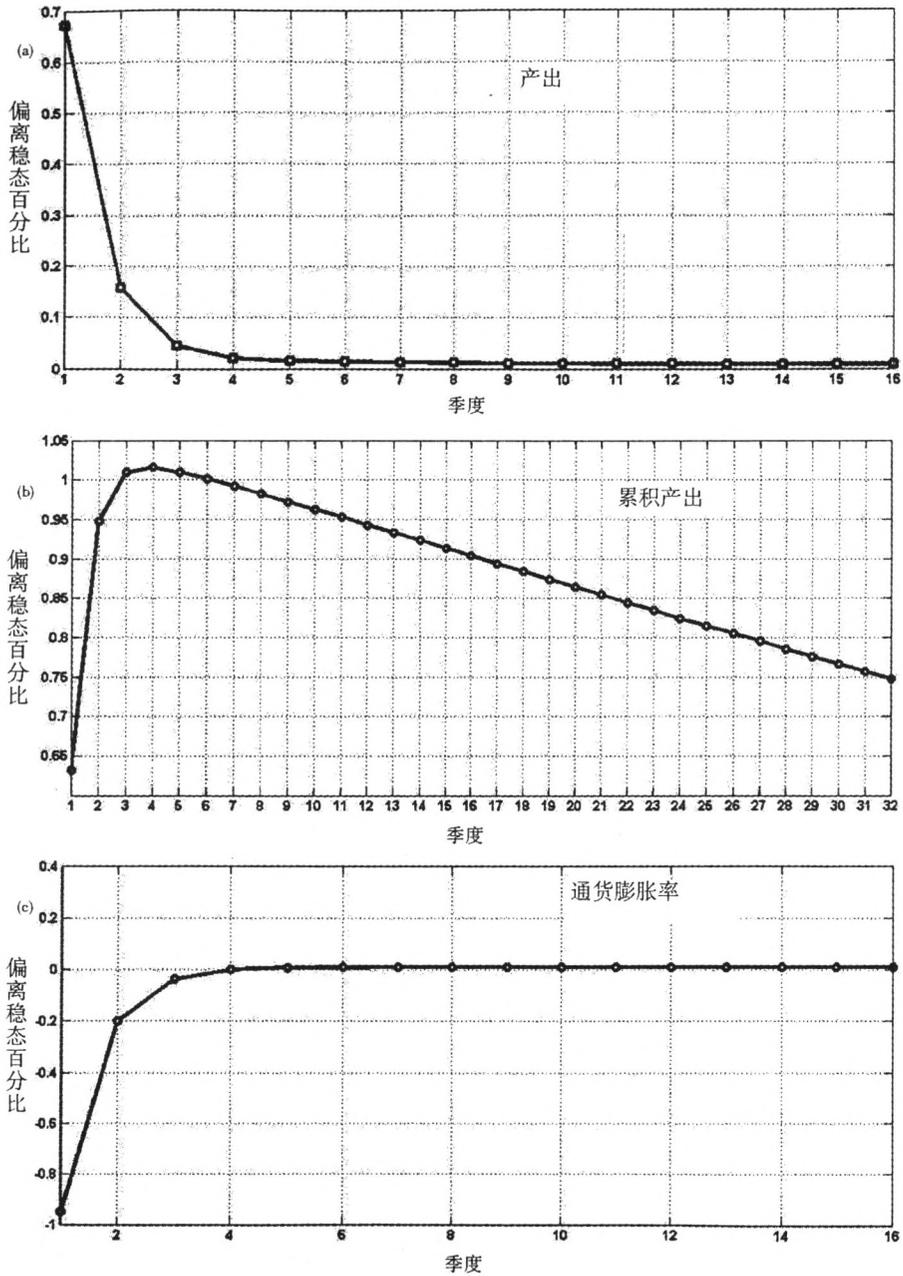


图9 产出、累积产出和通货膨胀率对技术冲击的脉冲反应

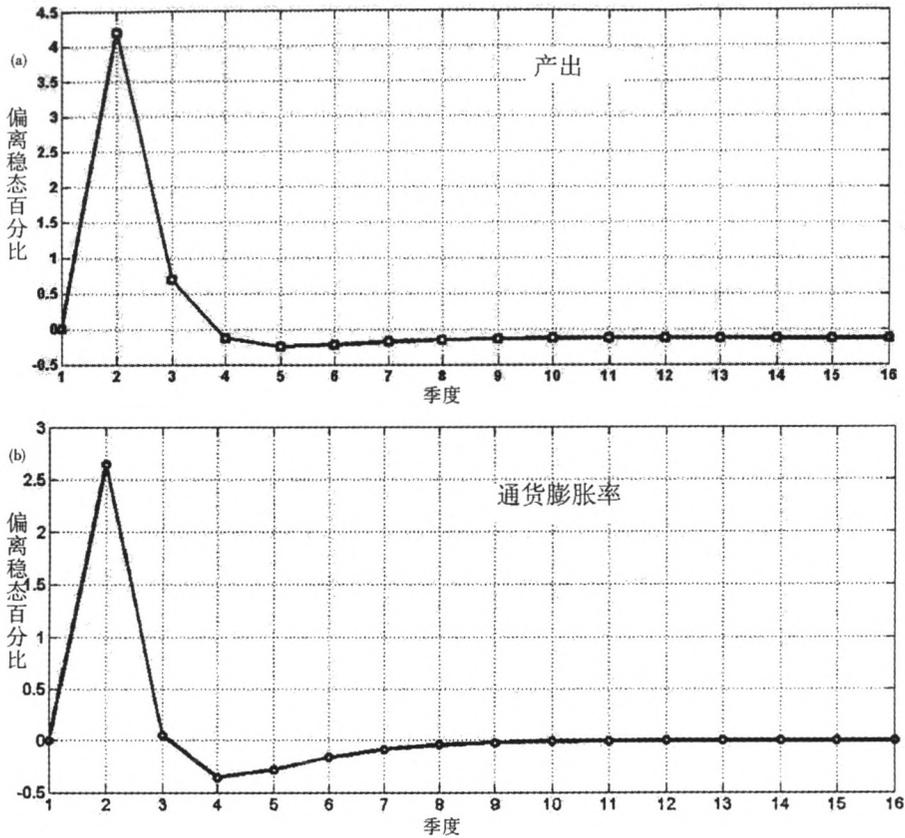


图 10 产出和通货膨胀率对货币增长率冲击的脉冲反应

显然,在新凯恩斯菲利普斯曲线中,过去的通货膨胀率不会影响当期通货膨胀率的决定,当期通货膨胀率与未来边际成本(产出)正相关,即通货膨胀率领先于产出。通货膨胀率表现出前向决策(forward-looking)。厂商在制定本期价格的时候,已经将其对未来成本和需求的预期考虑在内,因此总体的价格水平也就包含有前向预期的成分。该曲线同时也强调了价格成本加成(markup),即真实边际成本在价格决定中的作用,厂商在制订价格的时候,总是在修订以前在价格成本加成预期时的偏差。

RBC理论的支持者认为技术冲击在解释经济波动时起着中心作用,而刚性价格模型的支持者(新凯恩斯主义者)则认为主要是需求冲击,特别是货币政策冲击引起了经济周期。刚性价格模型认为,正的技术冲击会导致就业在短期内下降(相对于自然率水平),货币当局会放松货币政策,如降息或增加货币供应量,这与中国经济经验

事实是相匹配的。导致这一现象的原因是假设当正的技术冲击到来的时候,货币政策没有做出相应调整。尽管所有企业都发现了自己真实边际成本在下降,但只有部分企业能够及时将价格下调,导致价格水平的下降幅度和总需求上升的幅度没有技术水平提高的幅度大,于是就业就会下降(相对于自然率水平)。而标准 RBC 模型认为在正的技术冲击下,劳动生产率、产出和就业之间存在共动(co-movement),这既与刚性价格模型不一致,也与经济典型事实不一致。King 和 Rebelo(1999)也提到了这点。把技术冲击看成惟一的冲击源,无法解释经济典型事实。另一方面,在刚性价格模型中,当货币增长率增加时,短期内价格不变,引起真实货币余额增加,从而真实利率下降,于是边际效用降低,消费增加,需求增加,刺激厂商增加供给以满足需求,厂商劳动和资本需求增加,要素成本将上升,此时厂商的最优选择是提高价格。因为存在刚性价格,只有部分厂商能及时调整价格,于是商品的边际收益与价格能及时调整的情况相比降低,产出对货币增长率冲击的反应将较为温和。可见,凯恩斯和真实经济周期理论有关经济波动成因及其各自不同的传播机制可以在随机动态一般均衡模型这一共同框架内展现。与技术冲击一样,货币冲击同样能产生替代效应和财富效应。事实上,平均价格成本加成在货币冲击渠道中发挥着极为重要的作用,名义总需求的持续上升使得当期不能调价企业的价格成本加成下降,而高通胀预期促使调价企业选择更高的价格成本加成,于是在短期内,边际加成提高而平均加成下降。

(八) 稳健性检验

为了使结论更加可靠,我们对相关变量的脉冲反应做了稳健性检验。我们对模型结构参数取不同值进行检验:效用函数中真实货币余额的相对重要性 α 分别取 0.08、0.12 和 0.3;垄断竞争厂商的需求价格弹性 η 在 [4, 12] 之间取值;保持价格不变概率 θ 在 [0.1, 0.6] 之间取值;劳动时间的弹性 γ_n 在 [0.5, 6] 取各种不同值;投资价格弹性 κ 在 [0.1, 0.5] 之间取各种不同值。所有的实验结果都表明,我们的脉冲反应结果是稳健的:各关键变量对冲击的动态轨迹和运动方向均没有改变。

四 比较分析与政策建议

(一) 技术冲击

第一,与图 5(b) 比较,图 9(b) 显示模型能够模拟累积产出(技术冲击中 $\rho_A = 0.95$) 对正的技术冲击下的驼峰形态反应,也能模拟累积产出持续性增长。但持续性反应的具体形态差异明显,图 5(b) 显示,产出在近 20 个季度后仍然保持与峰值接近

的稳定水平,但是图 9(b) 中 20 个季度之后,产出已经较峰值下降近 1/5。另外,峰值也大相径庭,图 5(b) 为 0.1 左右,并且反应相当平坦,图 9(b) 中则达到了 1.01,并且反应变化相当快。事实上,在刚性价格模型中,由于存在投资调节成本和刚性价格,累积产出对技术冲击产生的反应呈持续性驼峰形态。其机制在于正的技术冲击提高了劳动生产率,降低了厂商的边际成本,使得厂商愿意增加投资,提高产量。但投资调节成本会抑制投资增加,使投资反应滞后变缓,从而使累积产出对技术冲击的反应存在滞后性。在 SVAR 模型中,产出对技术冲击的脉冲反应显示(见图 5(a)),产出当期强烈增加达到峰值,之后,迅速下降到稳态附近。这就意味着:累积产出对技术冲击当期反应强烈增加后,反应温和,基本上一直处于稳定水平附近。这说明中国的企业对技术冲击时的反应要比刚性价格模型中快很多,能够更快地在前几期把累积最优产量生产完成。在现实经济中,除刚性价格外,还有其他因素影响产出,并且方向相同。

第二,模型能够在一定程度上模拟通货膨胀率对技术冲击的动态反应,但是无法呈现出倒驼峰形态(见图 5(c) 和图 9(c)),图 5(c) 显示通货膨胀率变化明显,呈倒驼峰形态和非对称性,在第 5 季度达到最低点,尔后缓慢上升,回升阶段时间是下降阶段的 3 倍左右,显示出很强的非对称性。图 9(c) 显示,通货膨胀率立即下降到最低点,而后迅速上升,在第 5 期之后基本回复冲击前水平。两者的脉冲轨迹相差显著,模型最低点为 -0.92%,而 SVAR 为 -0.25%。模型无法呈现通胀率倒驼峰形态表明,模型本身仍然缺乏较强的内在传导机制。事实上,新凯恩斯菲利普斯曲线 $\hat{\pi}_t = (1-\theta)(1-\beta\theta)/\theta \times \hat{MC}_t + \beta E_t \hat{\pi}_{t+1}$ 表明,对给定的结构参数,跨期通货膨胀率之间的定量关系呈现线性特征,因而,在正的技术冲击下,模型不可能模拟通胀率的倒驼峰形态。在 SVAR 模型中,通货膨胀率在技术冲击下呈现明显的倒驼峰形态和非对称性。我们认为,中国在全面进行现代化工业化过程中,技术能够得到更为充分的应用,技术在整个经济体中逐渐扩散,因而企业可以更加充分享受技术进步,造成较长时期的边际成本下降,即便是提高产能也不用担心边际成本提高而急于提高价格,因而通货膨胀率呈现出缓慢回升到零值的过程。同样道理,负的技术冲击将引起通货膨胀率上升的惯性,这将对中国经济、人民生活造成长期不利影响。因此,鉴于中国经济中通货膨胀率这一反应形态,为了避免通货膨胀惯性,应该由政府进行价格干预,尽管会损失一部分微观经济效率,但对于控制通胀惯性、稳定通胀预期而言,是可以承受的。

(二) 货币增长率冲击

模拟结果显示,模型无法解释正的货币增长率冲击下的通货膨胀惯性和产出的持续性。在图 6(a) 中,正的货币增长率冲击后,产出在第 2 季度达到峰值,再经过 16 个

季度才回复到冲击前水平;而在图 10(a)中,产出在冲击当期达到峰值,之后,第 8 季度回复到冲击前水平。另外,图 6(b)显示,通货膨胀率在第 6 季度达到峰值,再经过 15 个季度才回复到稳态,显示了相当的惯性,而在图 10(b)中,通货膨胀率也是在冲击当期达到峰值,再经过 3 个季度后回复到稳态附近,相比惯性很弱。此外,图 6(b)显示通货膨胀率在 6 个季度后达到峰值后,经过 15 个季度缓慢下降到冲击前水平,然后表现为温和的通货紧缩,再经过大约 20 个季度走出通货紧缩,通货紧缩出现的时间非常滞后,持续时间长。而图 10(b)显示通货膨胀率在第 3 季度后,表现出通货紧缩,再经过大约 5 个季度走出通货紧缩,通货紧缩发生早,持续时间较短,表现出过度响应。同时,模型模拟的产出和通货膨胀率对正的货币增长率冲击具有比 SVAR 结果更强的效应:图 10 分别显示 1% 正的货币增长率冲击引起产出最高达 4.2% 的增长,引起通货膨胀率最高达 2.6% 的增涨幅。但是在实际数据中,1% 正的货币增长率冲击只引起产出和通货膨胀率较为温和的反应:货币增长率冲击引起产出最高值仅为 0.03% 的涨幅,引起通货膨胀率最高值仅为 0.6% 的增幅。

在刚性价格模型中,正的货币增长率冲击对产出只有短期影响,其驼峰形态并不完整,下降阶段持续性很弱,上升阶段和下降阶段几乎是呈现对称形态,而且峰值幅度较大。在 SVAR 模型中,产出呈现明显的驼峰形态和非对称性,但峰值幅度非常温和。说明在中国,货币增长率冲击能够发挥较强持续性的作用,但是由于货币政策内在传导机制的不完善,对实体经济的刺激作用很弱,当经济受到较强的负面冲击时,扩张性货币政策作用有限。对此,我们给出的一种解释是,由于中国货币当局制订利率,同时控制货币供应量,这种情况下,官方利率一般不等于市场均衡利率,此时,货币供应量的变化在一定程度上只是对于官方利率和市场利率差距的一种修正,并不会改变企业借贷的真实成本,也就不会改变企业的生产行为,因而货币政策效果较微弱。

在刚性价格模型中,正的货币增长率冲击对通货膨胀率的影响与产出类似,只有短期影响,下降阶段持续性很弱,几乎呈现对称形态。在 SVAR 模型中,通货膨胀率呈现明显的驼峰形态和非对称性,但相比模型经济而言峰值较小。另外,相对于刚性价格模型,SVAR 模型的通货膨胀率表现出更强的惯性,这说明在中国经济中,有其他因素加强了这一惯性。我们给出的解释是,因为本文所选取的数据时间区间是从 1992 年第一季度到 2007 年第四季度,这一数据段前期,中国的通货膨胀率呈现数值高且不稳定的特征(见图 7)。这一阶段正是中国开始全面推进城市改革开放的阶段,许多行业放开竞争,价格管制逐渐取消,隐性通胀表面化,加上经济主体对通货膨胀没有应对经验,出于对通货膨胀的造成损失的不当判断,往往形成较高的通货膨胀预期,由此,

通货膨胀率表现出相当的持久性,即惯性。这些情况是刚性价格模型所没有刻画的。随着市场化程度不断提高,各经济主体应对通货膨胀率的能力加强,对通货膨胀的认识深入,形成预期也更加理性,通货膨胀率的持久性也在减弱。

在真实经济中,扩张性货币政策将在更远期引起长期通缩,对货币政策的这一影响预测的难度更大。对此,我们给出的政策建议是,在进行扩张性货币政策刺激经济时,一定要考虑其在未来可能引起的通缩,可以在远期配置扩张性财政政策以抵消可能产生的通缩影响。

五 结论

本文利用三变量结构向量自回归方法,施加合理的识别假设,从实际经济数据中得出中国产出和通货膨胀率的经验事实;而后在随机动态一般均衡模型中引入不完全竞争和名义价格刚性,将模型结构参数用中国宏观数据校准后,进行脉冲反应实验,得到了产出和通货膨胀率对技术冲击和货币增长率冲击的动态反应,并将模型结果与SVAR 计量方法得到的经验结果进行了比较。由此得到的主要结论是:尽管刚性价格模型在解释中国产出和通货膨胀率在货币增长率冲击和技术冲击下的动态反应中的作用有限,但也能很好地刻画中国经济中一些重要特征:

1. 模型能够在相当程度上模拟产出在正的技术冲击下的持续性以及通货膨胀率短期内下降的现象,但很难较好地模拟通货膨胀率显著的倒驼峰形态,同时模型能够在一定程度上模拟下降阶段和回升阶段的非对称性以及通货膨胀惯性。

2. 模型无法模拟在正的货币增长率冲击下,产出的持续性和通货膨胀惯性,但能较好地模拟产出和通货膨胀率同向变化的经验事实。

未来的研究可以将模型扩展,引入更多的模型元素,如习惯形成(Fuhrer, 2000)、工资刚性(Erceg et al., 2000)等,以使模型能更好地描述中国经济运行的特征。

参考文献:

陈昆亭、龚六堂、邹恒甫(2004):《什么造成了经济增长的波动,供给还是需求——中国经济的RBC分析》,《世界经济》第4期。

龚刚、Willi Semmler(2003):《非均衡劳动力市场的真实周期模型》,《经济学(季刊)》第2卷第2期。

胡永刚、刘方(2007):《劳动调整成本、流动性约束与中国经济波动》,《经济研究》第10期。

黄曠琳(2005):《中国经济周期特征和财政政策效应——一个基于三部门RBC模型的实证分析》,《经济研究》第6期。

李浩、胡永刚、马之遥(2007):《国际贸易与中国的实际经济周期——基于封闭和开放的RBC比较分析》,

《经济研究》第5期。

李春吉(2004):《中国货币经济波动的一般均衡分析》,《财经研究》第10期。

李春吉、孟晓宏(2006):《中国经济波动——基于新凯恩斯主义垄断竞争模型分析》,《经济研究》第10期。

卜永祥、靳炎(2002):《中国实际经济周期:一个基本解释和扩张》,《世界经济》第7期。

王小鲁、樊纲(2000):《我国工业增长的可持续性》,经济科学出版社。

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

Altig, David; Christiano, Lawrence, J.; Eichenbaum, Martin and Linde, Jesper. "Firm-Specific Capital, Nominal Rigidities and the Business Cycle." *NBER Working Paper*, No. 11034, 2005.

Blanchard, Olivier J. and Quah, Danny. "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances." *American Economic Review*, 1989, 79(4), pp.654-673.

Calvo, G. "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12, pp.383 - 398.

Chari, V. V.; Kehoe, Patrick and McGrattan, Ellen. "Are Structural VARs Useful Guides for Developing Business Cycle Theories?" Manuscript, *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 2004.

Christiano, L. J.; Eichenbaum, M. and Evans, C. L. "Modeling Money." *NBER Working Paper*, No. 6371, 1998.

——. "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" in John B. Taylor and Michael Woodford edited, *Handbook of Macroeconomics*, 1999, Vol. 1A, Amsterdam: Elsevier Sci.

——. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effect of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy*, 2005, 113(1), pp.1-51.

Chow, G. C. and Li, K. W. "China Economic Growth: 1952—1998." *Economic Development and Cultural Change*, 2002, 15, pp.247-256.

Cooley, Thomas F. and Hansen, Gary D. "Money and the Business Cycle," in Thomas F. Cooley edited, *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton: Princeton University Press, 1995.

——. "Unanticipated Money Growth and the Business Cycle Reconsidered." *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, 29, pp.624-648.

Cooley, T. F. and Quadrini, V. "A Neoclassical Model of the Phillips Curve Relation." *Journal of Monetary Economics*, 1999, 44 (2), pp.165-193.

Dotsey, M. and King, R. "Pricing, Production and Persistence." *NBER Working Paper* No. 8407, 2001.

Erceg, C. J.; Henderson, D. W. and Levin, A. T. "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts." *Journal of Monetary Economics*, 2000, 46, pp.281-313.

Farmer, Roger E. A. "Money in a Real Business Cycle Model." *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, 29(4), pp.568-611.

Friedman, Milton. "The Role of Monetary Policy." *American Economic Review*, 1968, 58, pp.1-17.

Fuhrer, J. C. "Habit Formation in Consumption and Its Implication for Monetary Policy Models." *American Economic Review*, 2000, 90, pp.367-390.

Gali, J. "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U. S. Data?" *The Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107, pp.709-738.

——. "Technology, Employment and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctua-

通货膨胀惯性、产出波动与货币政策冲击

- tions?" *American Economic Review*, 1999, pp.249-271.
- Hall, P. *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*. Springer-Verlag, New York, 1992.
- Hamilton, J. B. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton New Jersey, 1994.
- Hannan, E. J. and Rissanen, J. "Recursive Estimation of Mixed Autoregressive-moving Average Order." *Biometrika*, 1982, 69, pp.81-94.
- Huang, Kevin X. D. and Liu, Zheng. "Staggered Price-Setting, Staggered Wage-Setting, and Business Cycle Persistence." *Journal of Monetary Economics*, 2002, 49, pp.405-433.
- King, R. G. and Watson, Mark W. "Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycle." *Review of Economic and Statistics*. 1996, 78, pp.35-53.
- King, R. G. and Rebelo, S. T. "Resuscitating Real Business Cycle," in John B. Taylor and Michael Woodford edited, *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1b, North Holland, 1999.
- Lanne, M.; Lutkepohl, H. and Saikkonen, P. "Comparison of Unit Root Tests for Time Series with Level Shifts." *Journal of Time Series Analysis*, 2002, 23, pp.667-685.
- Leeper, Eric M.; Christopher, A. Sims and Tao, Zha. "What Does Monetary Policy Do?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996, 2, pp.1-63.
- Lucas, Robert E., Jr. "Methods and Problems in Business Cycle Theory." *Journal of Money, Credit and Banking*, 1980, 12(4), pp.696-715.
- Marimon, Ramon. and Scott, Andrew. *Computational Method for the Study of Dynamic Economics*. Oxford University Press, New York, 1999.
- Perron, P. "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis." *Econometrica*, 1989, 57, pp.1361-1402.
- . "Testing for Unit Roots in a Time Series with a Changing Mean." *Journal of Business and Economic Statistics*, 1990, 8, pp.153-162.
- Sims, C. A. "Macroeconomics and Reality." *Econometrica*, 1980, 48, pp.1-48.
- Sims, Christopher A. and Tao, Zha. "Error Bands for Impulse Responses." *Econometrica*, 1999, 67, pp.1113-1155.
- Taylor, J. B. "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts." *Journal of Political Economy*, 1980, 88, pp.1-23.
- Walsh, C. E. "Labor Market Search and Monetary Shocks", *Elements of Dynamic Macroeconomic Analysis*, 2002.
- Weber, C. E. "Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's Coefficient: A New Approach." *Journal of Applied Econometrics*, 1995, 10, pp.433-445.
- Yun, Tack. "Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles." *Journal of Monetary Economics*, 1996, 37, pp.345-370.
- Zhang, W. "China's Monetary Policy: Quantity versus Price Rules." *Journal of Macroeconomics*, 2008, pp.1-12.

(截稿:2009年8月 责任编辑:宋志刚)