

通货膨胀和消费对经济增长的影响有多大*

——基于多变量结构转变模型的分析

闫超 金晓彤

内容提要:本文基于双变量及多变量结构转变模型,利用 $SupF$ 统计量检验方法、子样本估计方法以及 $UDmax$ 、 $WDmax$ 和 $SupF_T(l+1|l)$ 统计量检验方法,研究我国实际消费增长率和通货膨胀率等变量对我国实际 GDP 增长率的影响机制,研究发现我国经济增长过程中存在多个结构转变点,我国通货膨胀率和实际消费增长率对于实际产出水平的作用在不同子样本区间内不尽相同,其方向和影响程度随经济发展阶段而变化。通货膨胀防控为当前宏观经济调控的重要目标,同时,我国仍然具备经济持续稳定增长的基础条件。

关键词:经济增长 通货膨胀 消费 结构转变

一、引言

改革开放以来,我国经济已经实现了 30 多年的快速发展,国民经济实力也在整体上得到了显著加

政策重心回归货币主义,改变以货币政策刺激经济增长的传统做法,使货币政策能为经济发展提供一个稳定的物价环境。

综上建议,笔者认为,面对当前比较棘手的通货膨胀形势,(1) 政府应树立“以点带面”的物价调控思路,控制关键商品价格;(2) 稳增长和防通胀在短期内无法兼顾,应对通胀不可一味地借助紧缩性的货币政策以收缩流动性,而应考虑从增加有效供给的思路,来抑制因居民需求扩张和供给短缺造成的某些商品物价上涨;(3) 在调节可控的通货膨胀风险因素的同时,社会也应权衡通货膨胀的治理成本与收益,学会与通货膨胀共处;(4) 虽然在短期内,我们有必要继续执行紧缩的货币政策,但是不能希望货币政策能立马控制住当前的通货膨胀形势,其意义只在于防范未来通货膨胀形势的恶化,从中长期看,我国应逐渐将货币政策重心回归货币主义,减

强,平均经济增长速度达到 9% 以上。我国的经济发展始终是在起伏波动中实现的,这些经济发展历程以及经验积累,为经济学研究和未来的宏观经济政策制定提供了详实而丰富的参考依据。在这个过

少货币政策对经济活动的过度干预。

注:

① 参见 2011 年 6 月 12 日世界银行发布的 2011 年度《全球经济展望》报告,2011 年 6 月 17 日国际货币基金组织(IMF)公布的《世界经济展望最新预测》报告。

参考文献:

世界银行,1997:《2020 年的中国:新世纪的发展挑战》,中国财政经济出版社。

蔡昉,2007:《中国就业增长与结构变化》,《社会科学管理与评论》第 2 期。

汪进 尹兴中,2010:《流动性过剩、全球经济的再平衡——后危机时代国际经济金融新格局分析》,《经济学动态》第 6 期。

刘翔峰,2008:《国际大宗商品的金融属性日益凸显及中国的对策》,《金融理论与实践》第 9 期。

(作者单位:厦门大学金融系)

(责任编辑:白丽健)

* 本文得到国家社会科学基金项目(09BJY 077)、教育部人文社会科学研究项目(09YJA790081)、教育部新世纪优秀人才支持计划项目(450021230274)、吉林省科技厅软科学项目(362094070531)、吉林大学研究生创新项目(20111009)和吉林大学科学前沿与交叉学科创新项目(2010JC026)的资助。

程中,作为拉动经济增长的“三驾马车”之一,消费无疑在我国经济运行中具有举足轻重的地位,而消费需求不足始终是制约我国经济持续发展的重大难题。与此同时,近一段时间CPI的持续上升,引起了社会各界对于我国通货膨胀问题的广泛关注,新一轮通货膨胀是否已经到来逐渐成为讨论的热点。

近年来,诸多学者从不同角度出发、基于不同样本数据并采用不同计量研究方法对我国消费及通货膨胀问题进行了深入的探讨。例如龙志和和周浩明(2000)、万广华等(2001)以及杭斌和申春兰(2002)等对我国的居民消费问题进行了深入研究,发现我国居民的预防性储蓄动机对居民消费具有显著的抑制作用;而袁志刚和朱国林(2002)、罗楚亮(2004)以及田青等(2008)学者运用相关数据分析了我国居民收入、医疗和教育支出等因素对居民消费的影响,发现收入对我国居民消费具有显著的影响作用。

左大培(1992)通过对我国经济增长和通货膨胀之间关系的研究,认为在上世纪80年代,我国通货膨胀率水平与经济增长率及上年通货膨胀率有显著相关关系;汪同三(2008)认为过快的经济增长和投资增长是发生通货膨胀的动因,近几年应严防价格的结构性上涨转变为通货膨胀;李成等(2010)通过研究发现通货膨胀不确定性主要对消费有显著影响,同时我国市场经济转型使得消费对经济发展的影响越来越大,稳定通货膨胀预期成为经济稳健运行的重要环节;钱津(2010)则认为在经济高速增长阶段,中国的消费品和生产资料价格的普遍上涨是价格调整,是市场机制作用下的比价关系调整,并不是恶性的通货膨胀表现。

由于传统的相关研究仅局限于对我国消费或通货膨胀与经济增长的整体性研究以及经济发展过程中某些特定阶段的性质分析,而对于三者之间动态轨迹形成的相关经济均衡条件还缺乏必要的分析。我国的经济发展历程经历了多个经济发展阶段,经济运行的体制条件和市场条件也发生了深刻变化。因此,我们受Rapach & Wohar(2006)所做研究的启发,基于双变量及多变量结构转变模型,在利用Andrews(1993)提出的SupF统计量检验方法的同时,运用Bai & Perron(1998)提出的子样本估计方法以及UDmax、WDmax & SupF_T(l+1|l)统计量检验方法,将我国消费、通货膨胀和经济增长的动态发展过程结合起来,系统研究表征我国经济增长、通货膨胀和消费的实际GDP增长率、通货膨胀

率和实际消费增长率的时间动态轨迹中存在的双变量和多变量结构转变点,以及由结构转变点划分出的子样本区间,具体分析经济增长过程中各种因素的相互作用,这样才能够较为清晰地识别我国经济发展的基本脉络,这对总结宏观调控经验,选择有效的政策工具,清晰预测未来发展趋势等都具有重要意义。

二、结构转变模型的构建与检验方法的描述

我们借鉴Rapach & Wohar(2005)以及Rapach & Wohar(2006)在其研究中的观点,在此构建双变量结构转变模型以及多变量结构转变模型,并简要描述结构转变点的识别与检验过程。

1. 结构转变模型的构建。首先,我们可以将双变量回归模型具体表示为:

$$g_t = \beta_0 + \beta_1 z_{t-1} + \epsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (1)$$

其中, g_t 表示实际GDP增长率, z_t 代表解释变量,随机扰动项 $\epsilon_t \sim i. i. d. N(0, \sigma^2)$,方程(1)可以进一步用矩阵形式表示为:

$$g_t = x_{t-1} \beta + \epsilon_t \quad (2)$$

其中, $x_{t-1} = (1, z_{t-1})'$, $\beta = (\beta_0, \beta_1)'$ 。由于回归模型中的截距系数 β_0 和斜率系数 β_1 都能够影响实际GDP增长率 g_t 的条件期望 $E(g_t | z_{t-1})$,因此我们有必要检验参数 β_0 和 β_1 的结构稳定性。假设 β_0 和 β_1 在 k 时刻存在结构转变,则可以将方程(2)进一步表示为:

$$g_t = x_{t-1} \beta^0 + \epsilon_t, t = 1, \dots, k \quad (3)$$

$$g_t = x_{t-1} (\beta^0 + \delta) + \epsilon_t, t = k+1, \dots, T \quad (4)$$

其中, $\beta^0 = (\beta_0^0, \beta_1^0)'$, $\delta = (\delta_0, \delta_1)'$ 。而方程(3)和方程(4)式用矩阵形式表示为:

$$g = X\beta^0 + X_{0k}\delta + \epsilon \quad (5)$$

其中, $g = (g_1, \dots, g_T)'$, $X = (x_0, \dots, x_{T-1})'$, $X_{0k} = (0, \dots, 0, x_k, \dots, x_{T-1})'$, $\epsilon = (\epsilon_1, \dots, \epsilon_T)'$

2. 结构转变点的识别与检验。若结构转变点 k 事先确定,我们遵循Chow(1960)的观点对结构转变模型进行检验。从而可以得到原假设 $H_0: \delta = 0$,即在 k 时刻不存在结构转变点;备择假设 $H_1: \delta \neq 0$,即在 k 时刻存在结构转变点,在此我们将Chow检验统计量表示为:

$$F_k = [(T-2)\hat{\sigma}_k^2 - (T-4)\hat{\sigma}_k^2] / \hat{\sigma}_k^2 \quad (6)$$

考虑到在无法确定模型在 k 时刻是否存在转变点时Chow检验将会失效,Andrews(1993)在Quandt(1960)的研究基础上对Chow检验进行了改进,并提出了在转变点未知的情形下, F_k 统计量

在区间 $[\pi T, (1-\pi)T]$ 中上确界的极限分布,在此我们将该检验统计量表示为:

$$\text{Sup}F = \sup_{k \in [\pi T, (1-\pi)T]} F_k \quad (7)$$

其中, π 是基于渐近分布理论而得到的调整参数,通常将 π 值设为0.05,0.10或0.15。 $\text{Sup}F$ 统计量的极限分布取决于参数 π ,若给定一个调整参数值,我们则可以根据渐近临界值对不存在结构转变点的原假设进行检验,如果原假设被拒绝,则可以得到转变点的一致估计:

$$\hat{k} = \argmin_{k \in [\pi T, (1-\pi)T]} (\hat{\epsilon}_k' \hat{\epsilon}_k) \quad (8)$$

Andrews (1993) 提出的检验方法仅适用于对模型中是否存在一个转变点的判断,而 Bai & Perron (1998) 提出了一种估计和检验回归模型中含有多重结构转变点的方法,即假设回归模型中含有未知的 m 个转变点(由此得到 $m+1$ 个区间),则有:

$$g_t = z_{t-1} \beta^j + \epsilon_t, j=1, \dots, m+1, t=T_{j-1}+1, \dots, T_j \quad (9)$$

其中, β_j 为第 j 个区间中的回归系数向量, m 个转变点($T_1, \dots, T_m$)表示不同区间的分点(一般而言, $T_0=0, T_{m+1}=T$)。对于每个结构转变点($T_1, \dots, T_m$),通过最小化残差平方和可以得到 β^j 的最小二乘估计值:

$$S_T(T_1, \dots, T_m) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} (g_t - z_{t-1} \beta^i)^2 \quad (10)$$

令基于给定的 m 个转变点的回归参数估计值记为 $\hat{\beta}(\{T_1, \dots, T_m\})$,其中 $\beta=(\beta^1, \dots, \beta^{m+1})'$,将其代入方程(10)中可以得到转变点的估计值:

$$(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \argmin_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m) \quad (11)$$

在得到转变点的估计值以后,我们就可以直接计算最小二乘回归参数 $\hat{\beta}=\hat{\beta}(\{\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m\})$,而 Bai & Perron (2003) 基于动态规划原理提出了关于方程(11)的最小化算法,依照 Bai & Perron (2003) 的方法,通过检验不存在结构转变点的原假设以及存在 $m=b$ 个转变点的备择假设来识别方程(9)中转变点的个数(m)。令 $(T_1, \dots, T_b)$ 为转变点,且 $T_i=[T\lambda_i](i=1, \dots, b)$ 。定义参数 R 使得 $(R\beta)=(\beta^1-\beta^2, \dots, \beta^b)^{\prime}$,从而提出下述统计量:

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_b) = 1/T(T - (b+1)/2) \hat{\beta}' R [\hat{V}(\hat{\beta}) R]^{-1} R \hat{\beta} \quad (12)$$

其中, $\beta=(\beta^1, \dots, \beta^{b+1})'$ 是回归模型系数向量的估计值, $\hat{V}(\hat{\beta})$ 是 $\hat{\beta}$ 的方差-协方差矩阵估计值,

且对于异方差和序列相关而言是稳健估计。在此,不妨考虑一类与方程(12)相联系的最大 F -统计量:

$$\text{Sup}F_T(b) = F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_b) \quad (13)$$

其中, $\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_b$ 使得全局残差平方和最小, $S_T(T\lambda_1, \dots, T\lambda_b)$ 受限 $(\lambda_1, \dots, \lambda_b) \in \Lambda_\pi$,对于任意正数 π (调整参数), $\Lambda_\pi = \{(\lambda_1, \dots, \lambda_b); |\lambda_{i+1} - \lambda_i| \geq \pi, \lambda_1 \geq \pi, \lambda_b \leq 1 - \pi\}$ 。同时,双重最大值(double maximum)统计量用以检验模型中不存在结构转变点的原假设以及存在上确界为 M 个转变点的备择假设。第一个双重最大值统计量可以表示为:

$$\text{UDmax} = \max_{1 \leq m \leq M} \text{Sup}F_T(m) \quad (14)$$

对 UDmax 统计量应用不同的权重便得到第二个双重最大值统计量 WDmax ,其表达式为:

$$\text{WDmax} F_T(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} c(q, \alpha, 1) / c(q, \alpha, m) \times \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_\pi} F(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q) \quad (15)$$

其中, $c(q, \alpha, m)$ 表示 $\sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_\pi} F(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q)$ 统计量在显著性水平为 α 时的渐进临界值。最后, $\text{Sup}F_T(l+1|l)$ 统计量用以检验存在 l 个转变点的原假设 H_0 以及存在 $l+1$ 个转变点的备择假设 H_1 。首先检验 $\text{Sup}F_T(l|0)$ 统计量的显著性,如果显著,则需进一步检验 $\text{Sup}F_T(2|1)$ 统计量的显著性,如果 $\text{Sup}F_T(2|1)$ 统计量不再显著,则认为模型中仅存在一个结构转变点,如果 $\text{Sup}F_T(2|1)$ 统计量仍然显著,则需再一次检验 $\text{Sup}F_T(3|2)$ 统计量的显著性,并重复此过程。

三、通货膨胀和消费影响 经济增长的实证检验

我们基于上文所介绍的模型和检验方法,选取我国实际GDP增长率(g_t)作为被解释变量,同时选取通货膨胀率(i_t)和实际消费增长率(c_t)等指标作为解释变量,以期测度和分析我国通货膨胀、实际居民消费与经济增长在我国经济发展历程中所体现出的结构转变,同时详尽剖析了我国在不同经济发展时期通货膨胀与实际居民消费对于经济增长的作用方向和作用效果。样本区间为1983年第1季度至2011年第2季度,共114个样本,文中所涉及程序由GAUSS 9.0、Eviews 7.0以及OX 5.0语言编写完成。

1. 数据选取与描述。我们利用中经网统计数据库公布的GDP累计增长率数据计算出以2000年

为不变价的实际值,此外为了获取 1994 年以前的季度数据,我们参考 Abeyasinghe & Gulasekaran (2004) 的方法对 1994 年以前的实际年度 GDP 数据进行了季度分解,从而得出实际 GDP 季度增长率(g_t)。我们选取 CPI 来度量我国通货膨胀率,并利用社会消费品零售总额和 CPI 计算出我国实际消费季度同比增长率数据。我们在图 1 至图 3 中,分别对我国实际 GDP 增长率、通货膨胀率和实际消费增长率的时间动态轨迹及其各自的趋势成分和波动成分予以刻画。其中,各变量的趋势水平由 Hodrick & Prescott (1997) 提出的 Hodrick - Prescott (简称 H-P) 滤波技术计算得到,图中的虚线柱形图表示各变量与其趋势水平之间的差距,用以度量各变量的波动成分。

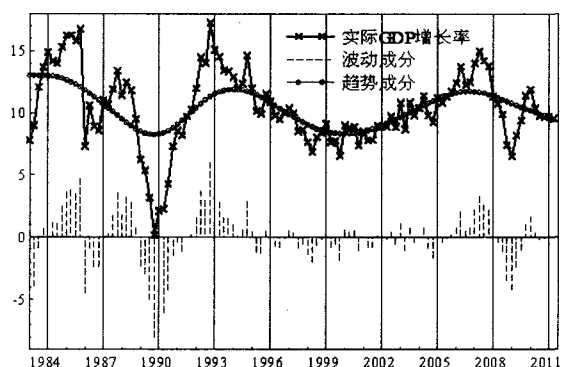


图 1 实际 GDP 增长率序列时间动态轨迹

由图 1 可以看出,在我国经济运行进程中历经了三次显著的高速增长阶段,实际 GDP 增长率分别在 1985 年、1992 年和 2007 年达到峰值。自 1983 年至上世纪 90 年代中期,我国实际 GDP 增长率呈现出较为剧烈的波动态势,而在 1996 年底我国经济顺利实现“软着陆”以后,经济增长的波动程度明显降低,呈现出较为平缓的发展态势。

从图 2 可以发现,从 1983 年第 1 季度至 2011 年第 2 季度期间,我国经济中曾出现了五次较为显著的通货膨胀过程,通货膨胀率分别在 1985 年、1989 年、1994 年、2004 年以及 2008 年达到峰值,其中 1989 年初以及 1994 年底形成了两次较为严重的高通货膨胀。特别是我们可以从图中的趋势成分和波动成分发现,在 1983 年第 1 季度至上世纪九十年代中期,我国通货膨胀出现了大起大落的波动态势,同时通货膨胀率也一直处于较高水平。自 1996 年经济实现“软着陆”以后,我国通货膨胀率有所下降,同时也平稳的保持了较低的通胀水平。

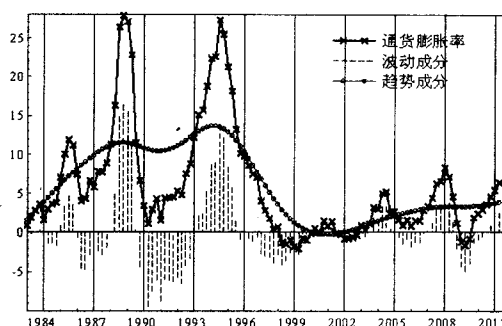


图 2 通货膨胀率序列时间动态轨迹

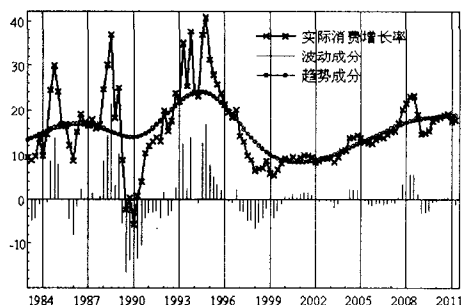


图 3 实际消费增长率序列时间动态轨迹

由图 3 可以看出,我国实际消费增长率序列在 1983 年第 1 季度至 2011 年第 2 季度的样本区间内,出现了四次峰值,分别为 1984 年、1988 年、1994 年和 2008 年。同样,自 1983 年至上世纪九十年代中期,我国实际消费增长率呈现出较为剧烈的波动态势,而在经济实现“软着陆”以后,经济增长的波动性减缓,并呈现出平稳上升的势头。

2. 双变量结构转变模型估计。我们分别将通货膨胀率(i_t)和实际消费增长率(c_t)这两个变量作为实际 GDP 增长率(g_t)的解释变量,从而构建双变量结构转变模型并得到如表 1 所示的估计结果。

表 1 双变量结构转变模型估计

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2	SupF	转变点
i	10.1842 (0.3856)	0.2974 (0.2978)	0.0920	202.82**	1996 Q1
c	7.4038 (0.5425)	1.6160 (0.2557)	0.2701	257.03**	1996 Q1

注:括号中的数值表示对应参数估计值的标准差;

* 和 ** 分别表示在 5% 和 1% 水平下显著。

由表 1 可以看出,在全样本区间内,通货膨胀率和实际消费增长率的系数为正,即从总体上看,从 1983 年第 1 季度至 2011 年第 2 季度的样本期间内,

通货膨胀和实际消费对实际GDP都具有正向影响,通货膨胀率的系数为0.2974,小于实际消费增长率的系数1.6160。 R^2 值可以度量通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 这两个变量对实际GDP增长率 g_t 的解释能力。就双变量结构转变模型而言,通货膨胀率 i_t 对实际GDP增长率 g_t 的解释能力较为微弱,为0.0920,而实际消费增长率 c_t 对实际GDP增长率 g_t 的解释能力较强,为0.2701。同时,我们应用SupF统计量对模型中不存在结构转变的原假设进行检验的结果表明,通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 均在1%的显著水平下拒绝原假设,由此可以说明通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 序列在样本区间内都存在结构性转变,进一步的检验结果说明,两个解释变量序列的转变点同为1996年第1季度。

表2 双变量结构转变模型的子样本估计

i_t			c_t		
样本区间	SupF	转变点	样本区间	SupF	转变点
1983Q1~2011Q2	42.282**	1996Q1	1983Q1~2011Q2	19.534**	1996Q1
1983Q1~1996Q1	16.184**	1988Q1	1983Q1~1996Q1	22.638**	1988Q1
1996Q2~2011Q2	15.825**	2007Q2	1996Q2~2011Q2	70.688**	2007Q3

注: **表示在1%水平下显著。

为了检验模型中是否存在多重结构转变点,我们进一步对上述模型进行检验,其估计结果如表2所示。可以看出,根据子样本估计方法分别对通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 这两个解释变量进行检验,可以得出基于全样本区间的转变点检验结果与表1中双变量结构转变模型检验结果相一致。而当我们对由转变点划分的各子样本区间进行检验时,发现通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 均显著存在多重结构转变点。具体而言,通货膨胀率 i_t 序列存在3个显著的结构转变点,我们检验样本区间1983年第1季度至2011年第2季度的SupF统计量在1%水平下显著,结构转变点为1996年第1季度,随后,对1983年第1季度至1996年第1季度的子样本区间进行检验,发现在1988年第1季度存在显著的结构转变。而对1996年第2季度至2011年第2季度的子样本区间进行检验,结果发现在2007年第2季度存在显著的结构转变点,SupF统计量依然在1%水平下显著。依照相同的方法,我们对实际消费增长率 c_t 序列进行结构转变点检验,结果发现,我国实际消费增长率 c_t 序列与通货膨胀率 i_t 序列呈现出相似的结构转变。即,在1983年第1季度至2011

年第2季度的总样本区间内发现结构转变点为1996年第1季度,SupF统计量在1%水平下显著。在对以1996年第1季度为分界点的两个子样本区间进行结构转变点检验时发现,在1983年第1季度至1996年第1季度和1996年第2季度至2011年第2季度的两个子样本区间内分别存在两个显著的结构转变点,分别为1988年第1季度和2007年第3季度,其SupF统计量均在1%水平下显著。

表3 子样本区间参数估计检验结果

变 量	i_t	c_t
子样本区间 1	1983 Q1~1988 Q1	1983 Q1~1988 Q1
$\hat{\beta}_0$	12.3553 (1.3252)	11.7014 (1.7199)
$\hat{\beta}_1$	0.4156 (1.5034)	0.0921 (0.7276)
R^2	0.8011	0.7714
子样本区间 2	1988 Q2~1996 Q1	1988 Q2~1996 Q1
$\hat{\beta}_0$	7.1520 (1.4453)	3.1763 (0.8298)
$\hat{\beta}_1$	-0.0570 (0.7084)	4.5780 (0.5064)
R^2	0.8856	0.9028
子样本区间 3	1996 Q2~2007 Q2	1996 Q2~2007 Q3
$\hat{\beta}_0$	14.7511 (0.9649)	7.4075 (0.3009)
$\hat{\beta}_1$	-0.7787 (0.4124)	1.2430 (0.1381)
R^2	0.8739	0.8752
子样本区间 4	2007 Q3~2011 Q2	2007 Q4~2011 Q2
$\hat{\beta}_0$	8.3820 (0.1623)	16.6362 (2.0366)
$\hat{\beta}_1$	1.3741 (0.3003)	2.6918 (1.0064)
R^2	0.5952	0.6433

基于子样本估计方法所得到的实证结果说明我国通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 序列当中存在着多重结构转变点。我们利用子样本估计方法对上述双变量结构转变模型在以转变点划分的多个子样本区间内进行参数估计,其结果如表3所示。可以看出对于我国通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 序列在不同的子样本区间内对我国实际GDP增长率的作用具有明显的差别。通货膨胀率 i_t 的斜率系数估计值 $\hat{\beta}_1$ 在子样本区间1和子样本区间4为正,而在子样本区间2和子样本区间3为负,其中, R^2 在第2个子样本区间内,也就是从1988年第2季度到1996年第1季度的时域区间内解释能力最强,为0.8856,但在此区间内,通货膨胀率 i_t 对实际GDP增长率 g_t 具有微弱负向影响。通货膨胀率 i_t 在2007年第3季度到2011年第2季度的时域区间内对实际GDP增长率 g_t 的解释能力最弱,为0.5952,但是此时的斜率系数估计值 $\hat{\beta}_1$ 则最大,为1.3741。实际消费增长率 c_t 序列对我国实际GDP增长率 g_t 的斜率系数估计值 $\hat{\beta}_1$ 在4个子样本区间中都为正,在第4

个子样本区间,即2007年第4季度到2011年第2季度的时域区间内,实际消费增长率 c_t 序列的 R^2 最小,为0.6433。在第2个子样本区间内,即1988年第2季度到1996年第1季度,实际消费增长率 c_t 序列的 R^2 最大,为0.9028,同时在此样本区间内,实际消费增长率 c_t 的斜率系数估计值 $\hat{\beta}_1$ 也达到4.5780的最大值。

3. 多变量结构转变模型估计。我们把我国通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 联合起来作为实际GDP增长率 g_t 的解释变量进一步构建多变量结构转变模型,并利用 $UDmax$ 、 $WDmax$ 和 $SupF_T(l+1|l)$ 统计量对模型中可能存在多重结构转变点进行检验的结果如表4所示。

表4 多变量结构转变模型估计

$UDmax^a$	$WDmax^a$	$SupF_T(1 0)^b$	$SupF_T(2 1)^c$	$SupF_T(3 2)^d$	$SupF_T(4 3)^e$
124.7192**	124.7192**	124.7192**	21.3969**	21.3969**	6.1865

注: a 表示检验原假设为不存在转变点的单边统计量, b 表示检验原假设为存在1个转变点的单边统计量, c 表示检验原假设为存在2个转变点的单边统计量,依此类推 d 和 e ;**表示在1%水平下显著。

我们发现, $UDmax$ 和 $WDmax$ 统计量结果均为124.7192,在1%水平下显著,而 $SupF_T(3|2)$ 统计量的检验结果说明在多变量结构转变模型中存在3个显著的结构转变点,而 $SupF_T(4|3)$ 的检验结果说明多变量结构转变模型不存在4个结构转变点,因此,可以认定由通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 共同作为解释变量的多变量结构转变模型具有3个显著的结构转变点。接下来,我们对总样本以及由结构转变点划分的四个子样本区间进行模型的参数估计和检验,结果如表5所示。

从表5我们可以看出,在多变量结构转变模型中, $SupF$ 的统计结果33.8961说明模型中存在显著的结构转变。在通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 共同作为解释变量的多变量模型估计结果中,我们发现通货膨胀率 i_t 的系数符号与双变量模型保持一致,即在1988年第2季度至1996年第1季度与1996年第2季度至2007年第2季度的两个样本区间内为负值,而在其他样本区间内均为正值,实际消费增长率 c_t 在总样本区间和所有子样本区间内的系数均为正值,即在整个样本区间内,我国实际消费对于经济增长都具有促进作用。同时,我们可以看出, R^2 在各子样本区间内的取值区间为0.9231至0.7973,将

我国实际GDP增长率 g_t ,通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 联合起来构建的多变量结构转变模型,其对实际GDP增长率 g_t 的解释能力与分别构建双变量结构转变模型相比有所提高。

表5 多变量结构转变模型总样本以及子样本估计及检验结果

	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	R^2	$SupF$
总样本区间 1983 Q1~2011 Q2	6.6802 (0.5159)	0.5125 (0.3209)	26.8486 (0.3210)	0.9009	33.8961**
子样本区间1 1983 Q1~1988 Q1	2.7878 (0.0023)	5.6748 (0.0009)	4.0388 (0.0012)	0.9231	
子样本区间2 1988 Q2~1996 Q1	11.1672 (0.0020)	-4.5826 (0.0015)	11.9737 (0.0010)	0.9133	
子样本区间3 1996 Q2~2007 Q2	18.7637 (0.0020)	-1.3874 (0.0016)	2.3789 (0.0016)	0.8189	
子样本区间4 2007 Q3~2011 Q2	19.6475 (0.0082)	0.9267 (0.0069)	4.3475 (0.0070)	0.7973	

注:括号中的数值表示对应参数估计值的标准差;

** 分别表示在1%的水平下显著。

四、结构转变模型的实证检验结果分析

我们基于双变量和多变量结构转变模型对我国经济增长、实际消费和通货膨胀进行了实证检验,双变量模型和多变量模型的检验结果都表明,实际消费增长率与通货膨胀率对经济增长的作用在1983年第1季度至2011年第2季度的样本区间内可以识别出三个结构转变点,分别出现在1988年、1996年和2007年。我们认为任何经济态势的形成和发展都不是一蹴而就的,因此我们的研究也不仅仅是为了单纯讨论结构转变点所发生的具体时刻。我们发现结构转变点将总样本划分为四个区间,这四个不同的样本区间体现出我国经济发展过程中所经历的不同阶段,并且在每个阶段中我国实际GDP增长率、通货膨胀率和实际消费增长率的运行轨迹均生动的体现出不同历史阶段的经济运行特点,而认识和总结我国经济发展的轨迹和形态,对于现阶段经济政策的把握和未来经济发展方向的展望都是不无裨益的。

为了更加清晰地洞悉文中所涉及三个变量所呈现出的动态轨迹,我们在图4中给出我国实际GDP增长率、通货膨胀率和实际消费增长率的多变量结构转变区间划分,其中,我们用白色和灰色的底色来区分四个不同的子样本区间,每个白、灰色底色交界处即对应多变量模型的结构转变点。从总体上看,这三个变量的时间路径大体上近似,尤其是通货膨胀率和实际消费增长率呈现出非常相似的动态发

展过程。

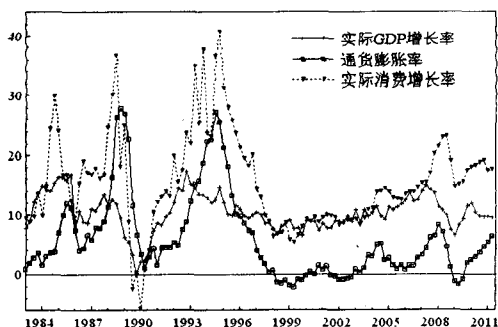


图4 多变量结构转变点子样本区间划分

在1983年第1季度至1988年第1季度的第一个子样本区间内,三个变量都呈现出波动中上扬的态势,从上文中的实证结果可知通货膨胀率与实际消费增长率对我国实际GDP增长率的斜率系数估计值 $\hat{\beta}_1$ 分别为5.6748和4.0388, R^2 为0.9231,这说明我国通货膨胀率与实际消费增长率对实际GDP增长率的解释能力较强,并且在这一阶段通货膨胀率比实际消费增长率具有更强的正向影响。

根据结构转变点的估计结果,我们将1988年第2季度至1996年第1季度划分为第二个子样本区间,在此期间我国实际GDP增长率 g_t 、通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 都经历了剧烈的波动过程,三个变量先后在1989年和1994年左右出现了峰值,又在1990年左右出现了低谷。这是我国经济发展历程中所经历的波动起伏最大、经济形势也最为复杂的一个时期。

1996年第2季度至2007年第2季度的第三个子样本区间所呈现出的主要经济发展特点为稳中有升。自1996年至1998年三个变量都出现了短暂的下降趋势后,在较长的一段时间内,实际GDP增长率 g_t 、通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 呈现出缓慢平稳上升的趋势,其中,通货膨胀率 i_t 的斜率系数估计值 $\hat{\beta}_1$ 为-1.3874,实际消费增长率 c_t 的斜率系数估计值 $\hat{\beta}_1$ 为2.3789,虽然这一时域区间内,通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 对实际GDP增长率 g_t 的作用方向相反,但作用程度却较为接近,在这一阶段已经打下了经济长期持续稳定增长的基础。

在2007年第3季度至2011年第2季度的第四个子样本区间内,通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 出现了近乎相同的动态轨迹,均在2008年达到最

高值之后下降,在2009年达到最低点后,又呈现出上扬趋势。而实际GDP增长率 g_t 在2009年降至最低值后,上升至2010年再次出现微弱下降。在这一子样本区间内,通货膨胀率 i_t 和实际消费增长率 c_t 对实际GDP增长率 g_t 表现为同向作用,通货膨胀率 i_t 的斜率系数估计值 $\hat{\beta}_1$ 为0.9267,实际消费增长率 c_t 的斜率系数估计值 $\hat{\beta}_1$ 为4.3475。从2007年第3季度至今我国通货膨胀率、实际消费增长率和实际GDP增长率在这个阶段表现出与第三子样本区间不同的波动迹象。随着石油价格急剧攀升、世界范围内粮食供给短缺、全球金融危机迅速蔓延以及汶川大地震的影响,我国实际GDP增长率在2007年下半年至2008年出现下滑,同时,通货膨胀率和实际消费增长率也出现了明显下降。从2009年开始在投资和消费扩张的引领下,实体经济反弹,而通货膨胀也再次抬头。

五、基本结论和政策启示

通过上述分析和检验,我们发现无论是双变量结构转变模型还是多变量结构转变模型的估计结果都表明,我国通货膨胀率和实际消费增长率在对实际GDP增长率产生影响的同时,也存在着多重结构转变点。在由结构转变点所划分的子样本区间中,我国通货膨胀率和实际消费增长率对于实际产出水平的作用不尽相同,其影响方向和程度随经济发展阶段的不同而变化,并且通货膨胀率、实际消费增长率和实际GDP增长率在不同阶段也呈现出迥然不同的波动性特征。这些实证检验结果不仅反映了中国经济发展所历经的变化进程,还生动刻画出在中国经济体制转轨过程中,我国价格机制、居民消费与实际产出之间的动态关联轨迹,同时,我们对于所捕捉到的这些结构转变的形成背景和原因进行深入思索和探寻也为我国未来经济的平稳快速发展带来了启示。

我们对我国1983年以来通货膨胀率、实际消费增长率和实际GDP增长率多结构转变状态的回顾和分析,其目的仍然是为了更好地展望和憧憬未来。根据计算结果和实证分析我们发现,我国市场深度和广度都留有巨大潜力,我国居民消费的基尼系数尚处于中等偏下水平,第三产业还有很大的发展余地,农村劳动力转移和城市化进程仍然富有发展空间。这些因素表明,在未来相当长的一段时间内,保

持我国经济的持续稳定增长仍然具有一定的制度条件、市场条件和资源条件。然而现实经济的发展不是依照经济理论进行的翻版,2011年以来我国经济发展态势已经悄然发生了显著变化,不仅给现阶段经济发展特征的识别制造了困难,而且也为宏观经济调控提出了新的目标和要求。在国际化和市场化的经济背景下,“保增长、扩内需、调结构”成为当前宏观调控的主要工作目标,金融危机后国外需求的急剧减少证明了外源性经济增长动因已经逐渐减弱,而国内市场的规模和容量仍然可以满足经济增长的要求。通过“刺激需求、培育需求、管理需求”充分发挥市场作用,将扩大内需的需求管理与结构调整的供给管理相结合,以实现保持经济增长的战略目标。2011年7月我国CPI同比上涨6.5%,高于6月的6.4%,并创下37个月以来的新高。通货膨胀防控再次成为宏观经济调控的重要目标。这不仅是通货膨胀动态变化的周期性体现,也是我国经济增长阶段交替性的体现。本轮通货膨胀伊始,央行已多次加息,但名义利率依然远低于通货膨胀率。从短期来看,紧缩的货币政策会提高融资成本,抑制投资和消费,导致经济增速放缓。事实上,从2010年第1季度到2011年第2季度,GDP增长率已从11.9%下降至9.5%。但从我国经济增长和通货膨胀的长期历史发展轨迹来看,通货膨胀的持续上行不仅会在一定程度抑制经济增长,还会进一步引发通货膨胀程度的加深。因此,在宏观经济调控中,要将保持经济增长的长期目标和短期目标、长期因素和短期因素、局部和全局、重点和一般、实际经济和名义经济之间的矛盾有机地结合起来,审慎选择匹配的宏观调控方式和社会资源配置模式,从而在控制通胀的基础上,为构建和谐社会打下良好的经济物质基础,也确保实现我国保持经济长期稳定增长的中长期发展要求。

参考文献:

- 杭斌 申春兰,2002:《预防性储蓄动机对居民消费及利率政策效果的影响》,《数量经济与技术经济研究》第12期。
- 李成 马文涛 王彬,2010:《通货膨胀不确定性:模型测度与经济解读》,《经济理论与经济管理》第3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11期。
- 罗楚亮,2004:《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》,

《经济研究》第4期。

- 钱津,2010:《中国式价格上涨不是通货膨胀》,《学习与探索》第3期。
- 田青 马健 高铁梅,2008:《我国城镇居民消费影响因素的区域差异分析》,《管理世界》第7期。
- 金晓彤 阎超,2010:《我国消费需求增速动态过程的区制状态划分与转移分析》,《中国工业经济》第7期。
- 万广华 张茵 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。
- 汪同三,2008:《中国宏观经济运行的深层次问题与宏观调控政策取向》,《财贸经济》第7期。
- 袁志刚 朱国林,2002:《消费理论中的收入分配与总消费》,《中国社会科学》第2期。
- 左大培,1992:《80年代我国的经济增长、通货膨胀与短缺》,《经济研究》第4期。
- 金晓彤 阎超,2010:《我国不同区域农村居民消费:收敛还是发散?》,《管理世界》第3期。
- Abeyasinghe & Gulasekaran(2004), "Quarterly real GDP estimates for China and ASEAN4 with a forecast evaluation", Journal of Forecasting.
- Andrews, D. W. K. (1993), "Tests of parameter instability and structural changes with unknown change point", Econometrica.
- Bai & Perron(1998), "Estimating and testing linear models with multiple structural changes", Econometrica.
- Bai & Perron(2003), "Computation and analysis of multiple structural change models", Journal of Applied Econometrics.
- Chow, G. C. (1960), "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions", Econometrica.
- Hodrick & Prescott(1997), "Postwar U. S. business cycles: An empirical investigation", Journal of Money, Credit and Banking.
- Quandt, R. (1960), "Tests of the hypothesis that a linear regression obeys two separate regimes", Journal of the American Statistical Association.
- Rapach & Wohar(2005), "Regime changes in international real interest rates: Are they a monetary phenomenon?", Journal of Money, Credit and Banking.
- Rapach & Wohar(2006), "Structural breaks and predictive regressive models of aggregate U. S. stock returns", Journal of Financial Econometrics.

(作者单位:吉林大学商学院)

(责任编辑:陈建青)