

中国新一轮“低通货膨胀”下的货币政策选择

刘金全，解瑶姝

(吉林大学，长春 130021)

摘要：本文以1996年第1季度-2014年3季度的实际国民生产总值GDP、货币供应量M0、居民消费价格指数CPI的季度同比增长率数据为基础，通过Granger因果关系检验和构建MS-VAR模型，对货币政策、通货膨胀与经济增长水平值和波动性的内在关联机制进行了研究，发现三者的关系具有区制转移特征，并据此提出了在“新常态”时期，可以通过形成适度价格膨胀、增加货币投放或降低利率等手段对供给面进行调控，将积累存量转化为消费和投资需求，进而拉动经济增长。

关键词：货币政策；通货膨胀；产出；Granger影响；MS-VAR

一、引言

2014年9月，中国居民消费者价格指数同比增长1.6%，创4年来历史新低。国际货币基金组织已把2014年对中国CPI升幅的预期从2.2%-2.3%调整到2%。这意味着后危机时期我国面临明显的通货紧缩风险，同时经济复苏缓慢和经济收缩期延长等问题凸显。此时央行会采取怎么样的货币政策就变成了各界瞩目的焦点。学术界，货币政策与经济周期的联动机制是经济学界永恒的话题，其中通货膨胀以怎样的形式作为中介变量是宏观经济学争鸣的关键。对相关理论进行梳理发现，关于通货膨胀、货币政策与经济增长间的相关性理论主要有三种。

第一种观点认为通胀能够促进经济增长。这就要求货币政策不要妨碍适度通胀的形成，甚至可以通过诱导一定程度的价格波动来刺激需求。发达国家对通货膨胀的关注始于20世纪40年代，对这一现象的分析主要围绕着价格变量到底能否促进经济增长并刺激有效总需求而进行，而后的争论则是就通货膨胀与经济周期的时变动态关联机制而展开。总的来说，凯恩斯主义的国家干预经济理论最为盛行和适用。该理论认为政府参与经济的深度和频率可以适当加强，其中通货膨胀政策有效，因为其一该政策可以充分调动闲置资源，减轻失业压力，其二通胀为经济增长铺垫了必要的资本积累，通过这两种途径都能够有效的刺激总需求，从而促进经济增长。

大量理论和实证研究也表明通货膨胀与经济增长的确存在某种依存关系。Boschen和Talbot(1991)利用通货膨胀率、产出、利率和货币供应量增长率构建了VAR模型，根据脉冲响应函数得出了短期内货币供给增长率与通货膨胀率存在显著相关性的结论^[1]。Canzoneri等(1998)指出中央银行正在失去对价格水平的控制力，因此，货币政策不再是政府调控通货膨胀的唯一途径^[2]。Rabanal(2004)使用马尔可夫区制转移模型，将产出增长率作为区制转移变量，发现美联储的货币政策反应函数具有非对称性，其在经济快速发展时期更注重控制通货膨胀，在经济低速发展时期更注重刺激增长^[3]。Ghossoub(2010)认为在富裕的经济体中通胀与经济增长呈正相关态势^[4]。总的来说，国外研究大多是“通货膨胀有益论”的支持者，认为适度的通胀率能够使社会福利水平和资源配置效率得到提升，从而有利于提高增长率，因此经济政策的主要目标之一应该是保持一定的通货膨胀水平。

H. Johnson(1972)提出了对上述理论在发展中国家的适用性的质疑，他认为通胀能够刺激发展中国家经济增长需要满足两个前提^[5]：首先，人民必须对本国币值有稳定预期，即通货膨胀必须是“温和”的；其次，通货膨胀要有利于一国的经济结构优化。我国作为发展中国家，通胀变量究竟起到了怎样的桥梁作用，国内学者给出了自己的答案。刘金全、谢卫东(2003)指出，通货膨胀率对产出水平值有正向的刺

作者简介：刘金全(1964-)，男，吉林大学商学院教授，博士生导师，长江学者特聘教授，研究方向：经济周期与经济政策计量；解瑶姝(1989-)，女，吉林大学商学院博士研究生，研究方向：经济周期与经济政策计量。

激作用,并且通货膨胀率具有显著的正向波动性“溢出效应”^[6]。龙如银(2005)采用MS模型印证了我国通货膨胀率在动态变化过程中存在区制转移机制,并认为要对通货膨胀水平进行预期管理,使之处于合理水平^[7]。张成思(2008)采用“GridBootstrap”估计法和未知断点结构突变检验,发现我国物价对货币政策冲击的反应存在滞后性^[8]。张晓峒等(2011)运用MRSTAR模型研究了我国通货膨胀率在不同周期阶段的动态特征以及通胀路径相互转移的内在机理,发现我国通胀水平大多遵循:通货紧缩→温和通胀→严重通胀→温和通胀→通货紧缩的循环路径发展,同时短期内正向冲击与负向冲击对其的影响具有非对称效应,但不具有持久性^[9]。张成思(2012)将全球化因素引入微观视角构建了通货膨胀动态机制模型,结果表明全球化因素超越了国内产出缺口对通货膨胀的作用,且通胀预期和通胀惯性对通胀水平有同等程度的影响^[10]。陆前进等(2013)利用GMM和VAR模型分析了我国通货膨胀的特征,结果显示国内信贷、外汇市场压力和美国价格水平等对通货膨胀有正向作用,而实际汇率对通货膨胀有反向影响^[11]。杨子晖等(2014)采用动量一致门槛自回归等非线性模型对亚洲部分国家的通货膨胀驱动类型进行了对比,发现中国物价在短期呈现出“供需混合驱动”特征,而在长期则面临着“成本推动”的风险,并认为中国应实施“逆风向”的货币政策来缓解物价短期上升的压力^[12]。

但由于滞胀现象的产生,出现了“促退论”的支持者,反对通货膨胀政策的广泛运用,他们发现一些通货膨胀率处于合理区间的国家还是没有实现超出自然率水平的经济快速增长,第二类观点由此诞生。他们认为,第一,极少国家能保持“温和型通货膨胀”的局面,在动荡的货币形势里,经济中的投资热情极易为通货膨胀所侵蚀。第二,就通货膨胀能调动闲置资源这一命题来说,若闲置资源是由经济结构失衡造成的,那么通货膨胀政策只会加剧经济不协调。第三,凯恩斯主义提出通货膨胀可以使工人实际工资下降从而提升资本家利润进而增加投资,但事实上通货膨胀政策所致的通胀税收不一定能够完全为政府所用,不少通胀税收变成了某些利益集团的收入,这会削弱通货膨胀拉动投资的机制。上述情况在发展中国家里更为明显,这就要求货币政策要把通胀控制在较低水平上。如黄宪慧(2006)认为应时刻保持对通货膨胀问题的高度警觉,否则经济发展将受到通胀反向冲击^[13]。钟廷勇和王盟(2011)通过建立自回归分

布滞后模型和误差修正模型对这一问题展开实证分析,结论显示通货膨胀抑制了经济发展速度^[14]。Al-lais(1968)则认为不管是通胀出于何种水平(扩张或紧缩),其对经济增长的作用都是反向的^[15]。Ghossoub(2010)则发现对贫穷国家来说,通胀与经济增长呈现负关联机制^[4]。

第三种观点认为通货膨胀与经济增长不存在关联效应。这种论断源于“货币中性”理论,货币供给的扩张或者紧缩只是同比例的反映在价格水平变化当中,在长期意义上对实际产出没有影响。就是说通货膨胀只是一种货币现象,既然价格只是货币的“影子”,那么通胀水平也就是“中性的”。Lucas(1972)通过构建模型,并引入理性预期假设,证实了两者之间不存在显著的影响效应^[16]。Montiel P. J. (1987)选取了56个国家或地区的数据作为研究样本,实证结果显示有38个国家和地区的通胀水平与经济增长完全不相关^[17]。

实际经济与名义经济之间的关联除了体现在实际变量、名义变量的交互作用机制上,也反映在中性变量如何搭建两者之间的“桥梁”上,作为中性变量的通货膨胀率水平正起到了货币规模和产出规模之间的中介作用^[18]。通胀率数据生成过程一般都包含着一些复杂的动态结构,以往的研究较少注意随着政策调控方向的转移和宏观经济环境的变迁,通货膨胀率在时间波动路径中会出现内生的结构转变,也较少关注货币政策、通货膨胀和经济增长三者之间的互动机制,而是把注意力放在两两之间水平值的相互影响上。随着经济运行阶段的变迁,三者之间的关系具有区制转移特征。所以,本文将产出增长率、货币增长率和通货膨胀率增长率组建成一个系统进行关联性研究,即基于格兰杰因果关系检验和MS-VAR模型,对货币政策(方向与力度)、通货膨胀和实际产出之间的相互作用机制进行分析与审视,以探索出三者水平值和波动性之间的关联机制,旨在为经济政策的制定提供更广泛的参考依据。

二、MS-VAR模型与Granger因果关系检验的模型构建

(一)MS-VAR模型的构建

MS-VAR模型,即马尔科夫状态转换的自回归模型是Hamilton(1989)提出的,它是允许内在要素变化的特有的计量经济学模型。用 s_t 代表不可观测的状态变量(不同条件下的经济状态);用 y_t 代表可观测的时间序列向量,其中 s_t 决定 y_t ,所有的参数条件依赖于马尔科夫链状态(s_t),用 M 来表示不可观

测状态数量,假设 $s_t \in \{1, \dots, M\}$, 则 y_t 的条件概率为:

$$P(y/Y_{t-1}, X_t, s_t) = \begin{cases} f(y_t/Y_{t-1}, X_t; \theta_1)_t & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots \\ f(y_t/Y_{t-1}, X_t; \theta_M)_t & \text{if } s_t = M \end{cases}$$

其中 $Y_{t-1} = \{y_{t-j}\}_{j=0}^{\infty}$ 为可观测的时间序列向量 y_t 过去的信息, X_t 为外生变量, θ_M 为和状态 M 相关的参数向量。

状态转换概率,即下一期从状态前一期 i 转化到状态 j 的概率的大小。可以写为 $P_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j/s_t = i)$

$$\begin{aligned} D = 1 & \text{ if } s_t = j \text{ and } s_{t+1} \neq j \\ D = 2 & \text{ if } s_t = s_{t+1} = j \text{ and } s_{t+2} \neq j \\ D = 3 & \text{ if } s_t = s_{t+1} = s_{t+2} \text{ and } s_{t+3} \neq j \\ D = 4 & \text{ if } s_t = s_{t+1} = s_{t+2} = s_{t+3} \text{ and } s_{t+4} \neq j \\ & \vdots \end{aligned}$$

因此, j 状态可写成:

$$\begin{aligned} E(D) &= \sum_{j=1}^{\infty} j \Pr[D = j] \\ &= 1 \times \Pr[s_{t+1} \neq j/s_t = j] + 2 \times \Pr[s_{t+1} = j, s_{t+2} \neq j/s_t = j] + 3 \times \Pr[s_{t+1} = j, s_{t+2} = j, s_{t+3} \neq j/s_t = j] + \dots \\ &= 1 \times (1 - p_{jj}) + 2 \times p_{jj}(1 - p_{jj}) + \dots = \frac{1}{1 - p_{jj}} \end{aligned}$$

(二) Granger 因果关系检验

Granger 因果检验是从时间序列的角度界定因果关系。两个经济变量间存在 Granger 因果关系的定义如下: 对于一个时间序列而言,就 Y 的预测效果,如果通过 Y 的过去信息得到的预测结果劣于包含了变量 X 和 Y 过去所有的信息所得到的预测结果,就可以说变量 X granger 影响了变量 Y ,即两个经济变量 X 和 Y 之间存在 granger 因果关系^[19]。构造下面两个模型来进行检验:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{t-j} + \mu_t$$

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i Y_{t-i} + \mu_t$$

对于滞后期的选择,我们可以随意选取,如果 $\beta_j = 0$ 在 $j = 1, 2, \dots, k$ 所有情况下都成立,那么 Y 将不会被 X 所引起,二者不构成因果关系。假定原假设为: $H_0: \beta_j = 0, j = 1, 2, \dots, k$ 。求出残差平方 ESS_1 和 ESS_2 以及残差平方和 RSS_1 , 并构造一个 F 统计量:

$$F = \frac{(ESS_1 - ESS_2)/m}{RSS_1/[T - (k - m + 1)]}$$

F 统计量服从第一自由度为 m , 第二自由度为 $T - (k - m + 1)$ 的分布,对于给定的显著性水平 α 下, 120

= i), 这里 $\sum_{j=1}^M P_{ij} = 1, \forall i, j \in \{1, \dots, M\}$ 。转换矩阵

(M 种状态) 可表示为:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{1M} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1} & \dots & p_{MM} \end{bmatrix}$$

根据状态转换矩阵计算得到的处于某种状态下所能持续的平均时间。设 D 为 j 状态的期望持续期,那么会有:

$$\begin{aligned} \Pr[D = 1] &= (1 - p_{jj}) \\ \Pr[D = 2] &= p_{jj}(1 - p_{jj}) \\ \Pr[D = 3] &= p_{jj}^2(1 - p_{jj}) \\ \Pr[D = 4] &= p_{jj}^3(1 - p_{jj}) \\ &\vdots \end{aligned}$$

得到临界值 F_{α} , 如果 $F < F_{\alpha}$, 则在 $(1 - \alpha)$ 的置信水平下接受原假设 H_0 , 那么 X 就非 Granger 影响 Y , 否则拒绝原假设 H_0 , 即 X Granger 影响 Y 。

三、实证检验

(一) 数据描述与处理

本文统计检验利用的数据为 1996 年第一季度到 2014 年第三季度的实际国民生产总值 GDP、居民消费价格指数 CPI 和货币供应量 $M0$ 经季节调整后的季度同比增长率(数据来源为中经网数据库)。用 GY_t 表示实际 GDP 季度同比增长率,用 $GCPI_t$ 代表通货膨胀同比增长率, $GM0_t$ 代表 $M0$ 季度同比增长率,以上是 $MS - VAR$ 模型的重要估计参数。

对于时间序列 $x_t, t = 1, 2, \dots, T$, 通过 $H - P$ 滤波使下面的损失函数最小:

$$\min_{T_t} \left\{ \sum_{t=1}^T (x_t - T_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^T [(T_{t+1} - T_t) - (T_t - T_{t-1})]^2 \right\}$$

大括号多项式的第一部分是对波动成分的度量,第二部分是对趋势成分“平滑程度”的度量。 $H - P$ 滤波依赖于参数 λ , 它起到滤波器的作用,并决定了不同的周期方式和平滑度趋势当中各种变化程度产生的权重。 $\lambda = 0$ 时,满足最小化问题的趋势等于序列 x_t ; λ 越大,估计趋势越光滑; λ 趋于无穷大时,估计趋势将接近线性函数,所以。此时序列当中对应的周期成分是: $y_t = x_t - T_t$ 。 λ 的最优选取是: $\lambda = \sigma_x^2 / \sigma_y^2$, σ_x 和 σ_y 分别是时间序列当中趋势成分和周期成分的标准差。

用 $H - P$ 滤波对 GDP、CPI 和 $M0$ 季度同比增长率提取波动成分,而后将其分别表示为 $HPGY_t$ 、

$HP(GCPI)_t$ 和 $HP(GM0)_t$; 那么其中的波动成分为 (在每个变量前面加 C 来表示): $C(GM0)_t = (GM0)_t - HP(GM0)_t$ 、 $C(GCPI)_t = (GCPI)_t - HP(GCPI)_t$ 、 $CGY_t = GY_t - HPGY_t$, 然后分别统计和描述上述变量的趋势成分 ($HP(GM0)_t$ 、 $HP(GCPI)_t$ 、 $HPGY_t$) 和波动成分 ($CGM0_t$ 、 $C(GCPI)_t$ 、 CGY_t)。

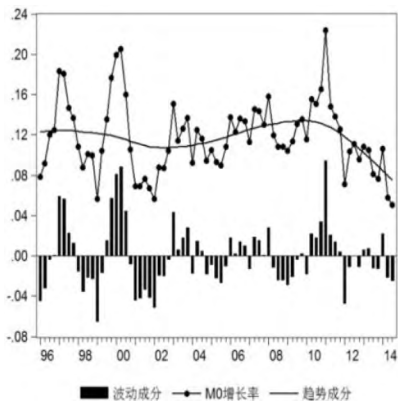


图1 M0 增长率及其分解

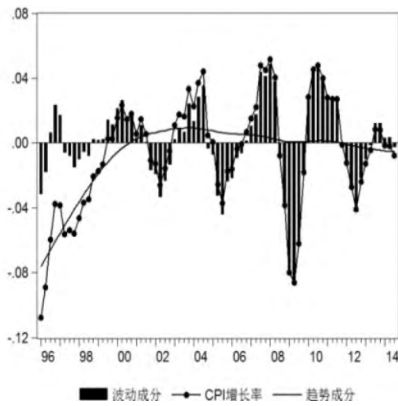


图2 CPI 增长率及其分解

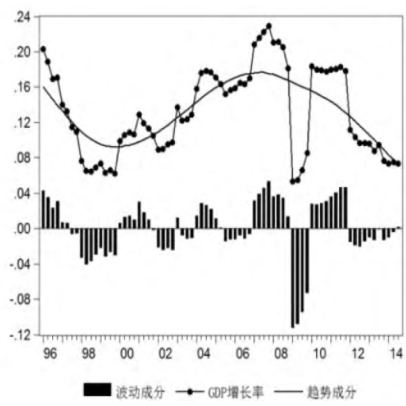


图3 GDP 增长率及其分解

观察图 1—图 3, 柱状图代表了波动成分 $CGM0_t$ 、 $C(GCPI)_t$ 、 CGY_t , 我们发现 GDP、CPI、M0 出现了一定程度的周期波动的聚类现象 (在某段时间里有幅度相似的波动), 且较高的水平值大多与较高的波动性同时出现。以上是 Granger 因果关系检验的重要参数。

(二) Granger 因果关系检验

Granger 影响关系检验不仅能够描述变量之间发生的先后关系, 还可以说明经济政策调控的方向性和着力点。下面采用 Granger 因果检验来考察货币供应增长率、通货膨胀增长率和产出增长率水平值及其波动性之间的因果关系。

表1 CPI 与 GDP 之间的 Granger 影响关系检验

原假设	F 统计量	概率
GY_t 非 granger 影响 $GCPI$	1. 57181	0. 2151
$GCPI$ 非 granger 影响 GY_t	5. 24141	0. 0076
CGY_t 非 granger 影响 $C(GCPI)_t$	5. 31395	0. 0072
$C(GCPI)_t$ 非 granger 影响 CGY_t	3. 18188	0. 0478
CPI 非 granger 影响 CGY_t	3. 25824	0. 0445
CGY_t 非 granger 影响 CPI	5. 33075	0. 0071
GY_t 非 granger 影响 $C(GCPI)_t$	1. 51775	0. 2265
$C(GCPI)_t$ 非 granger 影响 GY_t	5. 06967	0. 0089

如表 1 所示, 通货膨胀水平值和波动性都能够在 10% 的显著性水平下影响实际产出水平值和波动性; 这意味着价格水平及其波动仍然是实际产出周期波动的重要指标, 且波动性对经济增长不仅仅具有“风险效应”, 还有“溢出效应”, 这从因果关系的角度印证了“通货膨胀有益论”在我国的适用性。对于

我国经济周期来说, 适度波动将促使平均增速提高。但产出增长率对于通货膨胀率水平和波动性未形成明显反馈影响; 一个可能的解释是, 我国存在产能过剩和居民消费需求不足的现象, 使得产出无法作用到价格水平变化上。

表2 CPI 与 M0 之间的 Granger 影响关系检验

原假设	F 统计量	概率
$GCPI$ 非 granger 影响 GY_t	4. 37477	0. 0163
$GM0_t$ 非 granger 影响 $GCPI$	3. 66337	0. 0253
$C(GCPI)_t$ 非 granger 影响 $CGM0_t$	2. 61489	0. 0805
$CGM0_t$ 非 granger 影响 $C(GCPI)_t$	7. 45875	0. 0012

$CGM0_t$ 非 granger 影响 $GCPI$	7.52105	0.0011
$GCPI$ 非 granger 影响 $CGM0_t$	2.63183	0.0791
$GM0_t$ 非 granger 影响 $C(GCPI)_t$	3.80919	0.0270
$C(GCPI)_t$ 非 granger 影响 $GM0_t$	4.58730	0.0135

如表 2 所示，通货膨胀的水平值和波动性都能够显著的影响货币供应的水平值和波动性，反之亦然，这说明积极的货币政策会刺激物价上涨，紧缩性货币政策抑制物价上涨的效果良好，但货币政策是否具有非对称性在这里未能反映出来。1996 年我国经济实现了“软着陆”，期间紧缩性的货币政策成功的抑制

了通货膨胀；2007 年，全球特别是亚洲地区通货膨胀形势严峻，我国经济出现过热苗头，CPI 从 2006 年的 1.5% 迅速攀升到 3.2%，我国采取了紧缩性货币政策，6 次调高利率，10 次上调法定存款准备金率，由此控制住了物价飞涨。这些经验恰好印证了上述结论。

表 3 GDP 与 M0 之间的 Granger 影响关系检验

原假设	F 统计量	概率
GY_t 非 granger 影响 $GM0_t$	2.10098	0.1632
$GM0_t$ 非 granger 影响 GY_t	5.26045	0.0071
CGY_t 非 granger 影响 $CGM0_t$	6.70422	0.0022
$CGM0_t$ 非 granger 影响 CGY_t	4.09881	0.0209
GY_t 非 granger 影响 $CGM0_t$	2.21450	0.1170
$CGM0_t$ 非 granger 影响 GY_t	5.55613	0.0058
CGY_t 非 granger 影响 $GM0_t$	6.21745	0.0033
$GM0_t$ 非 granger 影响 CGY_t	2.82065	0.0666

分析表 3，发现在 10% 的显著性水平下，货币供应量的水平值和波动性能显著的影响实际产出的水平值和波动性，反之产出水平值未能 granger 引起货币供应量的波动性；即货币变量的波动出现在产出变量增长之前，实际情况的确如此，我国从 1996 年至今，出现过的 3 次下行经济周期都发生在紧缩性货币政策实施过后的半年之内。同时表明货币政策有效性较好，货币波动性和水平值对于增长水平存在“杠杆效应”，能够“撬动”经济增长。

(三) 基于 MS-VAR 模型的实证检验

在进行具体分析之前，先用 ADF 方法对数据进

行单位根检验，以 SIC 准则确定滞后阶数。检验表明各序列或其一阶差分序列均在 1% 的显著性水平下平稳，这意味着他们都服从一阶单整过程，继续检验其协整关系，发现变量之间均存在显著的协整关系。符合构建模型条件后，进行划分区制：区制变量根据我国实际情况把通货膨胀划分为“通胀紧缩 (s_1)”时期、“低通胀 (s_2)”时期和“通货膨胀 (s_3)”时期。对模型进行 AIC 准则、HQ 准则、SC 准则的检验，并对数似然值的区间做出判断，综合来看发现 MSIH (2) - VAR (1) 模型的解释能力较强，具体参数结果都显著。

表 4 区制转移概率及状态阶段汇总

	区制 1	区制 2	区制 3	样本数量	频率	持续期
区制 1	0.8321	0.0834	0.0846	11.1	0.0851	5.95
区制 2	3.871e-007	0.8909	0.1091	38.6	0.5807	9.16
区制 3	0.04278	0.1684	0.7888	24.3	0.3342	4.74

表 4 显示了区制转移概率的估计结果，给出了各区制的样本个数、各区制出现的频率及其平均持续期，其中变量在同一区制持续期 $D(s_i)$ 的计算方式可表示为 $D(s_i) = 1/(1 - p_{ij})$ 。上表估计结果表明货币、产出与物价之间呈现非线性和非对称关系。

区制 1 自身的持续概率为 0.8321，我国经济处

于此阶段的频率为 8.51%，平均持续期为 5.95 个季度，向区制 2 转移的概率 s_{12} 为 3.871e-007，向区制 3 转移的概率 s_{13} 为 0.04278。表明当经济处于“通货紧缩”阶段具一定的稳定性，不会轻易偏离轨道，这个阶段，大家秉持“现金为王”理念，吝于消费和投资。 s_{12} 和 s_{13} 均很小，但 s_{13} 大于 s_{12} ，说明区制 1

向区制 3 转移的可能性稍大于区制 1 向第 2 区制转移的可能性，这在实际经济运行中几乎是不可能的，除非经济运行中出现区制 1 向区制 3 的“急剧飞跃”，但在我国实际经济运行尚未出现过。

当经济进入“低通胀”阶段（即区制 2），自身持续概率变为 0.8909，频率为 58.07%，平均持续期为 9.16 个季度，经济转向区制 1 的概率 s_{21} 为 0.0834，向区制 3 转移的概率 s_{13} 为 0.1684。由此可见，我国经济处于“低通胀”阶段的时间最长，稳定性和持续性也最强，说明各变量的变动较为平缓，所以本区制恰好与前文所述“温和型通货膨胀”相耦合，此时能够较为准确的预测各变量的发展，可以

理性的计划自己消费和储蓄。相比于通货紧缩区制，它更容易进入通货膨胀轨道，所以要对通胀风险有所警惕和防范。

区制 3 自身持续概率为 0.7888，频率为 33.42%，平均持续期为 4.74 个季度，向区制 1 转移的概率 s_{31} 为 0.0846，向区制 2 转移的概率 s_{32} 为 0.1091。在通货膨胀时期，经济的脆弱性被凸现出来，削弱了其稳定性和持续能力，与轮番涨价风潮中，价格失去了其调配供需的功能。区制 3 可能会转入“低通胀”阶段，但出现“跳水”至区制 1 的可能性极小。

表 5 相关系数矩阵

区制 1				区制 2				区制 3			
	GDP	CPI	M0		GDP	CPI	M0		GDP	CPI	M0
GDP	1	-0.160	-0.048	GDP	1	0.080	0.486	GDP	1	0.118	-0.158
CPI	-0.160	1	-0.327	CPI	0.080	1	-0.088	CPI	0.118	1	0.171
M0	-0.048	-0.327	1	M0	0.486	-0.088	1	M0	-0.158	0.171	1

接下来用同期相关系数来考察三者之间的关系，结果呈现在表 5 中。在区制 1、区制 2 和区制 3 中，通胀与产出的相关系数分别为 -0.160、0.080 和 0.118，从区制 1 到区制 3 相关性渐强，证实了物价水平对经济增长间存在相关性。在三个区制中，物价与货币增长率的相关系数分别为 -0.327、-0.088 和 0.171，两者之间的负相关效应从“通货紧缩”阶段到“低通胀”阶段有所减弱，在区制 3 变为正相关，这表明货币政策可以作为调节通货膨胀和通货紧

缩工具，但是在“通货紧缩”阶段货币政策效果欠佳，可能由于经济陷入了“流动性陷阱”。在三个区制中，货币与产出的相关系数分别为 -0.048、0.486 和 -0.158，在“低通胀”阶段的相关系数为正且其绝对值远远大于其他两个区制，可见区制 2 中货币政策的有效性最强。在不同的经济周期阶段，货币供应、通货膨胀与经济增长之间的关系存在较大差异，说明三者的关系与经济周期密切相关。

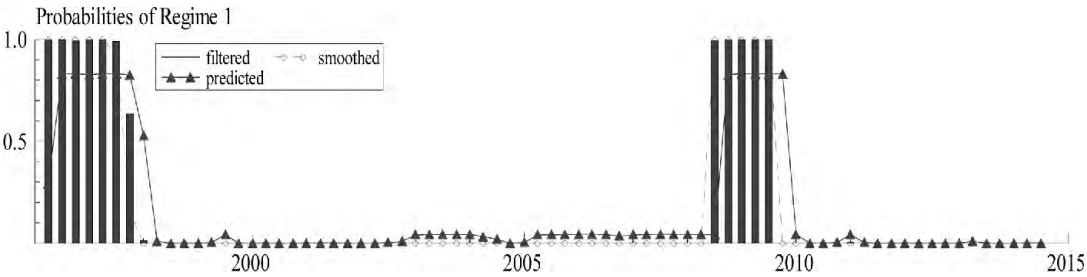


图 4 区制 1 模型平滑概率

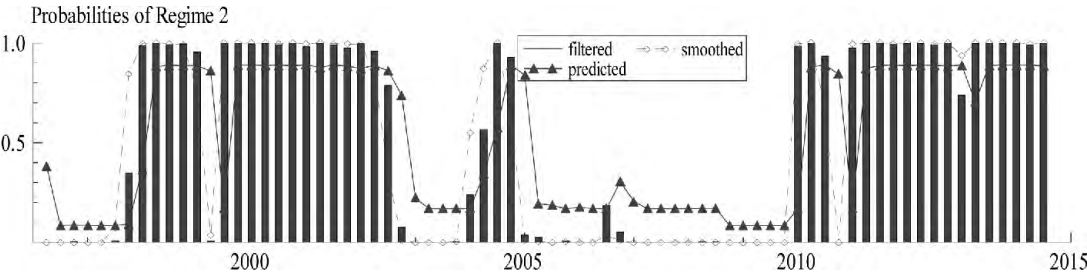


图 5 区制 2 模型平滑概率

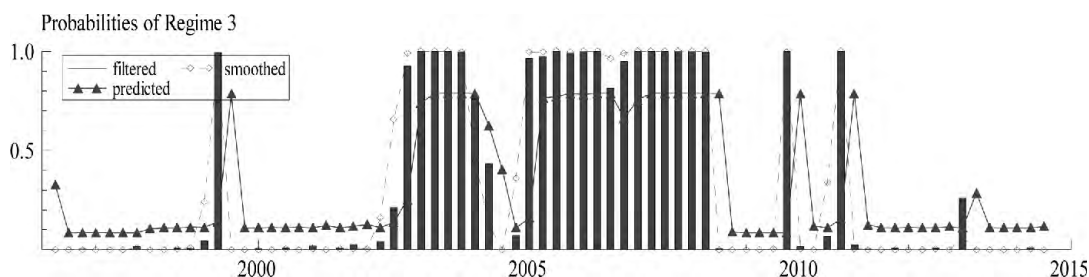


图6 区制3 模型平滑概率

图4—图6给出了三个区制下的平滑概率。如图4显示,1996年第1季度—1997年第3季度和2008年第1季度—2009年第2季度,我国经济运行处于“通胀紧缩(s_1)”时期。图5、图6显示,1997年第4季度—1999年第1季度、1999年第3季度—2003年第3季度、2004年第一季度—2005年第1季度、2009年第3季度—2009年第4季度以及2011年第1季度至今,我国经济运行都处于“低通胀”阶段;其他时间里,经济都处于“通货膨胀”阶段。这与我国实际情况高度耦合,1996年我国经济实现了“软着

陆”,但需求不足,出现了轻微的通缩现象;从2003年开始,我国经济转入“软扩张”周期,但未出现严重的通胀;随着居民消费热情的提升和出口行业的回暖,经济发展得到了加速,2005年新一轮通货膨胀过程出现;2008年“次贷危机”绑架全球,我国为防止价格上涨转化为结构性通货膨胀,我国政府采取了一系列措施遏制住了通胀;而后我国进入“新常态”时期,经济面临增长速度换挡、结构调整阵痛、前期刺激政策消化等问题^[20],目前我国经济运行处于区制2。

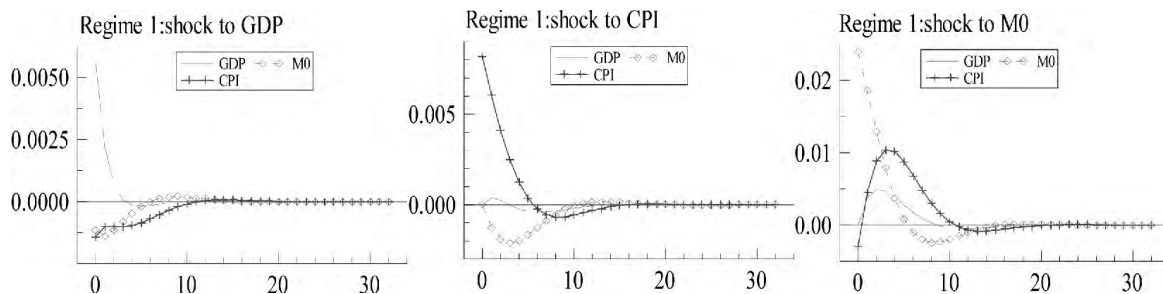


图7 区制1 脉冲响应函数

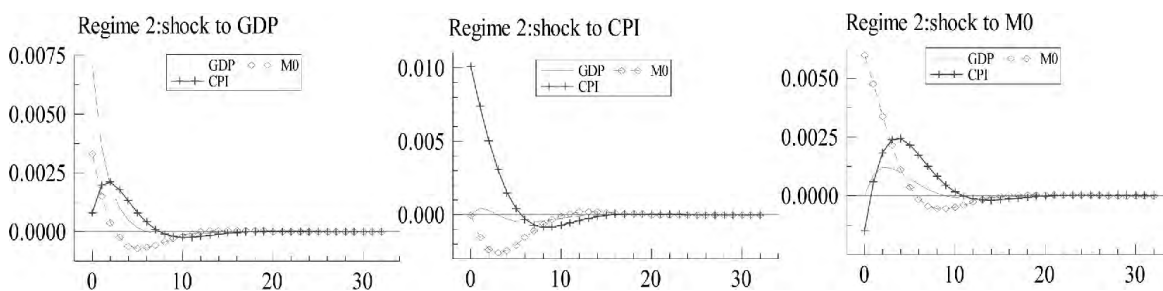


图8 区制2 脉冲响应函数

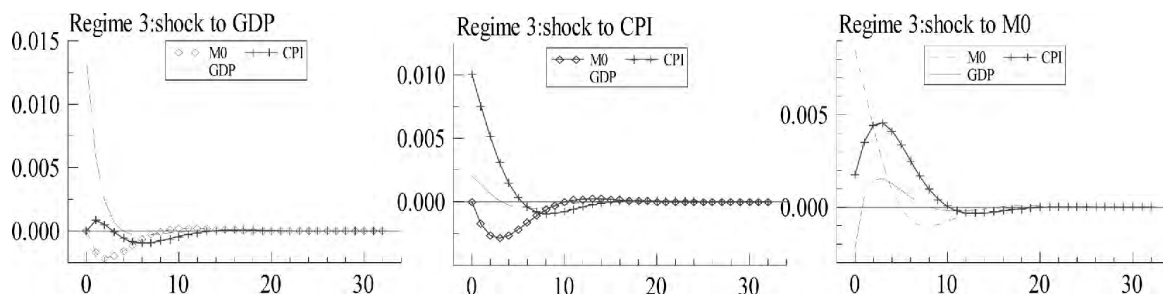


图9 区制3 脉冲响应函数

由图7—图9可知,在三区制中CPI对于自身的单位冲击,在前6—8期都具有比较显著的正向反应,

这意味着无论出现何种外生冲击,价格变化的膨胀或紧缩过程都具有持续性,这正是通货膨胀或者通货

紧缩存在持续性的动态原因。货币变量对于自身的单位冲击,在前5—6期都具有一定的正向效应,表明货币政策不具有长效性。GDP对于自身的单位冲击,在前4—5期具有比较显著的正向反应,即经济增长仅在短期内具有持续性。

在“通胀紧缩(s_1)”时期(区制1),货币政策未能起到刺激经济增长的作用,反过来,我国的经济增长对货币供应有轻微幅度的冲击,即存在一定反馈作用。这表明在此阶段单靠货币政策就达不到刺激经济的目的,参与者对利率的变化不敏感,过多的货币只会被吞噬在“流动性陷阱”中。同时,货币与产出的作用关系并不是单向的,所以货币中性命题在我国不成立,前文所述的第三类观点由此失效。通胀对产出产生了负向的冲击,产出对物价影响甚微,而货币政策无法对价格波动的形成做出贡献。本阶段经济相对萧条,居民对市场的信心指数下降,消费动力不足,所以价格的波动只会让经济陷入“滞胀”困境。

在“低通胀(s_2)”时期(区制2),货币政策和通胀水平均能够显著的诱使经济增长,这种积极效应在第6期左右消失,但产出增长率对物价水平作用不显著,货币政策对物价水平的产生了轻微的负向影响。其经济意义是,在区制2中,我国货币政策短期内不仅对实际产出有显著影响,对价格水平变化也具有实际效应。这里,通胀水平为经济增长带来了正向的牵引,所以保持适度的通胀于经济无碍,在此前文所述的第一种观点得到了印证。

在“通货膨胀(s_3)”时期(区制3),货币政策和通胀水平对经济增长的作用都较弱,较高的物价指数破坏了资源分配机制以及价格作为市场调节信号的身份,通货膨胀带来的社会福利损失有目共睹,所以政策制定者需要对通货膨胀现象保持敏感。由此可见,通货膨胀、货币政策与经济增长值之间的关系具有区制转移特征,依赖于经济发展的阶段性。

四、结论与政策建议

本文使用了Granger因果关系检验考察了经济增长率、通货膨胀率和货币政策水平值及其波动性之间的传递关系,并根据MS-VAR模型和我国实际情况把经济划分为“通胀紧缩(s_1)”、“低通胀(s_2)”和“通货膨胀(s_3)”三个区制,通过对三区制下的相关系数和脉冲响应函数分析,探索了三者之间的动态作用机制,得出了如下结论:

首先,无论是货币政策、经济增长还是通货膨胀率,较高的水平值往往都伴随着较高的波动性出现。价格波动虽然暗示风险的存在,但这种波动性也具有

“溢出效应”和“风险奖励”机制,由此可见波动性本身未必是“负能量”,对于我国经济周期来说,适度的价格波动将促使平均增速提高,还能够在收缩时期为经济再次“起飞”累积反弹的能量。这从因果关系的角度印证了“通货膨胀有益论”在我国的适用性,我国经济中虽然存在结构失衡等问题,但我国并未出现价格水平的大起大落,“促退论”在中国并不完全贴合。因此当经济增速下滑时,通过货币政策诱导的适度波动是促使经济运行转入扩张的重要手段。

其次,货币供应(虚拟经济)水平值和波动性能够Granger影响产出(实体经济)的水平值和波动成分,同时实际产出增长率冲击对货币供给增长率存在一定的反馈(正乘数)作用。因此,断定虚拟经济与实体经济之间存在某种联系,这就否定了“货币中性”理论的成立,由此衍生的通货膨胀与经济增长在我国不相关的第三类观点也被推翻了。随着实际产出的扩张,货币供应量也需要随之增加,否则虚拟经济会妨碍实体经济规模的扩张。这也意味着货币周期和产出周期可能具有相近的模式,所以当检测到货币供应增长率出现明显波动或增长率下滑时,需要警惕和预防下行经济周期的出现。

最后,通货膨胀、货币政策与经济增长值之间的关系具有区制转移特征,依赖于经济发展的阶段性,所以不能简单的判断通货膨胀对经济是有益还是有害,随着宏观经济环境的变迁,通货膨胀率在时间波动路径中出现了内生的结构转变。尽管通货膨胀带来的社会福利损失有目共睹(货币购买力下降、实际收入减少、资源分配错位等),但我国在高通货膨胀期间经济增速未见回落,在通货紧缩之时增速却有放缓,这说明我国经济运行中存在“托宾效应”^[21]。但过度通货膨胀或通货紧缩都会阻碍经济增长,而过快的产出增长会对通货膨胀产生反拉动作用,导致“跟进型通货膨胀”,所以,只有适度的通胀才是经济稳定发展的“温床”。因此,产出与物价之间的关系就像是在走钢丝,需要严格控制二者之间的平衡,把物价水平控制在合理范围内。

基于以上结论,提出以下两方面建议。

其一,目前我国经济正值增长速度换挡期、结构调整阵痛期、前期刺激政策消化期叠加的“新常态”阶段,对应着区制2的“低通胀”阶段。因此,可以通过货币政策形成适度价格膨胀造成供给冲击,将前期积累转化为消费欲望和投资需求,来拉动经济增长。

其二,我国货币变量在短期内不仅对价格水平变化有着显著影响,而且对实际产出增长率具有正向影响,货币政策是调节通货膨胀和通货紧缩的有力工具。因此,为了防止通缩紧缩,除了采取总供给和总需求的双重管理政策,还要配合扩张性货币政策。因为不能将现阶段经济增长率的回落完全归咎于价格因素,采取增加货币投放、降低利率并增强资本流动等扩张性货币政策对刺激经济仍然必要的^[22]。

总之,货币政策、通货膨胀与经济增长的关联机制错综复杂,基于 Granger 因果关系检验和 MS - VAR 模型的研究只是众多方法之一。要实现三者之间关系的进一步探索,还需要更多经济理论的支撑和更新数理模型、算法的佐证,随着我国宏观经济数据的健全和丰富以及金融市场的不断完善将会为此类课题营造越来越好的信息平台和研究环境。

参考文献:

- [1] Boschen J F , and Talbot K E. Monetary Base Growth , Deposit Growth , and Inflation in the Postwar United States [J]. Journal of Business , 1991: 313 - 337.
- [2] Canzoneri M B , and Cumby R E , Diba B T. Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? [R]. National bureau of economic research , 1998.
- [3] Rabanal P. Does inflation increase after a monetary policy tightening? Answers based on an estimated DSGE model [J]. Journal of Economic Dynamics and Control , 2007 , 31(3) : 906 - 937.
- [4] Molla - Herman A , Ghossoub R , Blisnick T , et al. The ciliary pocket: an endocytic membrane domain at the base of primary and motile cilia [J]. Journal of cell science , 2010 , 123(10) : 1785 - 1795.
- [5] Johnson H G. Inflation and the monetarist controversy [M]. North - Holland Pub. Co. , 1972.
- [6] 刘金全 , 谢卫东. 中国经济增长与通货膨胀的动态相关性 [J]. 世界经济 2003 06: 48 - 57.
- [7] 龙如银 , 郑挺国 , 云航. Markov 区制转移模型与我国通货膨胀波动路径的动态特征 [J]. 数量经济技术经济研究 2005 10: 111 - 117.
- [8] 张成思. 中国通胀惯性特征与货币政策启示 [J]. 经济研究 2008 02: 33 - 43.

[9] 陈雄强 , 张晓峒 , 张庆昌. 通货膨胀持久性及其非对称性研究——基于分位数自回归模型 [J]. 经济与管理研究 2013 03: 10 - 18.

[10] 张成思. 通货膨胀、经济增长与货币供应: 回归货币主义? [J]. 世界经济 2012 08: 3 - 21.

[11] 陆前进 , 温彬. 中国外汇市场压力与通货膨胀: 理论分析与实证研究 [J]. 财贸经济 2013 11: 45 - 56.

[12] 杨子晖 , 周林洁 , 李广众. 通货膨胀的驱动类型甄别: 基于价格传导的非对称性研究 [J]. 世界经济 2014 05: 91 - 111.

[13] 黄宪慧 , 韩海波. 中国的通货膨胀与经济增长: 基于因果关系的检验 [J]. 全国商情(经济理论研究) 2006 01: 30 - 33.

[14] 钟廷勇 , 王盟. 改革开放以来通货膨胀与经济增长关系的实证研究 [J]. 现代商业 2011 15: 138 - 139.

[15] Allais M. Growth and inflation [J]. Journal of Money , Credit and Banking , 1969 , 1(3) : 355 - 426.

[16] Lucas R E. Some international evidence on output - inflation tradeoffs [J]. The American Economic Review , 1973: 326 - 334.

[17] Montiel P J. Empirical analysis of high - inflation episodes in Argentina , Brazil , and Israel [J]. Staff Papers - International Monetary Fund , 1989: 527 - 549.

[18] 刘金全. 虚拟经济与实体经济之间关联性的计量检验 [J]. 中国社会科学 2004 04: 80 - 90.

[19] 曲国俊. 我国汽车产业周期与经济周期之间的关联性研究 [D]. 吉林大学 2011.

[20] 李扬. 中国经济发展的新阶段 [J]. 财贸经济 2013 11: 5 - 12.

[21] 刘金全 , 张鹤. 我国经济中“托宾效应”和“反托宾效应”的实证检验 [J]. 管理世界 2004 05: 18 - 24.

[22] 郭明星 , 刘金全 , 刘志刚. 我国货币供给增长率与国内产出增长率之间的影响关系检验——来自 MS - VECM 模型的新证据 [J]. 数量经济技术经济研究 2005 05: 27 - 39.

(编辑校对: 孙敏 吴洪敏)