

---

---

# 通货膨胀、经济增长与货币供应： 回归货币主义？

张成思<sup>\*</sup>

---

**内容提要** 本文研究了 1978 至 2011 年间中国通货膨胀、经济增长与货币供应的互动机制。本文将中国内生性货币供应机制融入货币主义理论模型，阐明其与新凯恩斯现代宏观模型的内在联系，并以此构建动态模型系统，以信息准则和序列相关性双重约束设立计量模型，对通货膨胀率、真实经济增长率与货币增长率的互动机制进行经验分析。研究表明：无论在短期还是中长期，货币增长率都显著驱动通货膨胀，但对真实经济增长却没有驱动效应。因此，调整货币供应机制是管理通货膨胀的关键。但是要实现了对经济增长的有效调控，就必须改变总量调控的货币政策执行模式，而货币主义与新凯恩斯主义的折中与融合为宏观决策提供了可选路径。

**关键词** 通货膨胀 经济增长 货币 货币主义 新凯恩斯

---

## 一 引言

自 1978 年改革开放至今，通货膨胀与经济增长一直是中国宏观调控最重要的经济指标，而货币供给增长率被视为是调控通货膨胀与经济增长的主要政策工具，中国人民银行的《货币政策执行报告》也明确指出货币供给增长率是中国中央银行最主要的中介目标。因此，通货膨胀、经济增长与货币供应的互动机制无论在国内学术界还是决策层都备受关注。对于中国来说，深入研究改革开放至今相关变量之间的互动机

---

<sup>\*</sup> 张成思：中国人民大学财政金融学院 中国财政金融政策研究中心 北京市海淀区中关村大街 59 号 100872 电子信箱：zhanges@ruc.edu.cn。

本研究受到国家自然科学基金项目(71173224)和中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金)资助。作者感谢匿名审稿人的中肯意见。作者文责自负。

制,在一定基础理论框架下探索货币增长率如何影响通货膨胀率与经济增长率,并据此进行针对性的短期和中长期宏观战略调整,对促进中国经济增长模式平稳转型进而实现经济可持续发展具有重要意义。

正是基于以上原因,同时随着中国宏观经济数据的逐步积累和完善,国内学界对这一问题进行了一系列经验研究。但是经过十几年的研究,通货膨胀、经济增长与货币供应的相互影响机制不但没有变得日益清晰,反而越来越模糊,更没有形成广泛共识,这无疑给宏观决策带来了极大困扰。从已有文献来看,既有货币中性的结论(即货币增长率对经济增长率没有影响,参见周锦林,2002;陆军和舒元,2002),也有货币非中性的结论(曾令华,2000;黄先开和邓述慧,2000;刘金全和刘志强,2002;王少平和李子奈,2004);既有货币增长率显著驱动通货膨胀率的结论(刘金全等,2004;杨丽萍等,2008;李斌,2010;伍戈,2011),又有货币增长率并非通货膨胀率显著驱动因素的结论(刘霖和靳云汇,2005;杨溢,2011)。

从表面上看,已有研究的不同结论可能是由于数据样本区间、相关指标定义以及计量方法不尽相同而导致的。但是仔细阅读相关文献可以发现,问题的关键在于宏观理论框架与经验分析之间的脱节以及动态模型设立细节的模糊处理。首先,已有文献对通货膨胀、经济增长与货币供应互动机制的研究主要是以计量分析(协整)为主线,以数据序列的统计属性(如平稳性)进行相应的变量选择和计量回归,缺乏一般性的宏观理论模型框架约束。例如,同样是分析货币供应与通货膨胀的关系,有的文献回归的变量序列是货币增长率与通货膨胀率(刘霖和靳云汇,2005),而有的文献实际回归的却是货币增长率增幅与通货膨胀率增幅之间的关系(刘金全等,2004)。即使变量的数据处理相同,不同文献在计量模型中选择变量的个数也各不相同。这样,相关结论对样本区间和指标定义等容易出现高度敏感性。其次,对已有文献逐篇详细审读还可以发现,其所用模型的滞后阶数选择、模型残差是否序列相关等细节问题没有明确依据,这也是导致最终得出不同结论的关键问题之一(动态模型残差序列相关将导致所有统计推断无效)。

事实上,通货膨胀、经济增长与货币供应的互动机制问题并不仅仅是一个经验问题,宏观理论模型约束(特别是对变量形式的选择)与严谨的计量分析同等重要。从基本理论发展的脉络来看,上世纪70~80年代成为从货币主义向新凯恩斯主义理论转变的分水岭时代。上世纪七八十年代以前,关于通货膨胀与经济增长问题的研究很多是以Friedman(1956、1970)货币数量论为代表的货币主义理论框架为基础。货币与价格或者货币增长率与通货膨胀率(即价格增长率)之间的关系成为相关研究的焦

点。但是,随着以 Calvo(1983)等为代表的新凯恩斯主义黏性价格理论与动态随机一般均衡(DSGE)模型相结合,同时随着以美国为代表的西方国家在1982年以后摒弃货币总量而选择利率作为货币政策工具之后,强调货币指标重要性的货币主义理论日渐淡出宏观经济学分析框架。至今,包含真实经济产出、通货膨胀率和利率(而非货币)的分析框架已然成为现代宏观分析的主流模型。因为该模型系统既相对简约,同时又能相对全面地刻画主要宏观经济指标的动态关系,所以也被称为现代宏观分析的“玩具模型”(toy model; Blanchard, 2009)。

虽然新凯恩斯宏观模型是主流理论,但是由于历史发展阶段不同,货币供应增长率在中国宏观经济发展中仍然居于重要地位,因此完全照搬凯恩斯理论分析中国的相关问题并不合理。同样,机械地依据传统的货币主义理论进行分析,又会忽视中国货币供应机制的内生性问题(货币主义理论假设货币供应是外生变量)。为此,本文将中国内生性货币供应机制融入货币主义理论模型,在基本理论框架的约束下进行经验分析,以期获得通货膨胀、经济增长与货币供应之间的互动关系。

本文的主要贡献在于两个方面:一是基于内生性货币供应机制下的货币主义理论建立动态模型系统,阐明其与新凯恩斯宏观模型的内在联系,并在理论框架的约束下选择经验分析的相关变量;二是在经验分析中对动态模型设立和序列相关性等问题进行精细化考察,对核心变量的短期动态和长期均衡机制进行综合分析,并依据多维度的稳健性检验,获得改革开放至今中国通货膨胀、经济增长与货币供应互动机制的一般性规律。我们将会看到,这种规律性结论并不随样本区间变化和变量定义变化而发生改变,这也是本研究的主要贡献所在。

在结构安排上,文章第二部分构建内生性货币供应机制下的货币主义理论模型,阐明其与新凯恩斯现代宏观模型的内在联系以及在分析中国问题上的适用性;第三部分是数据分析和典型事实说明;第四和第五部分分别对之前建立的模型系统进行短期动态机制和长期均衡机制分析;第六部分阐释结果的政策启示并总结全文。

## 二 理论分析框架:货币主义与新凯恩斯主义的内在一致性

关于通货膨胀、经济增长与货币供应相互关系的理论分析框架,最有影响力的应该是Friedman(1956、1970)提出的著名的货币数量论。根据这一理论,在均衡状态下,货币存量 $M$ 与价格 $P$ 以及真实经济产出 $Y$ 之间存在以下等式关系:

$$M = kPY \quad (1)$$

其中  $k$  用来衡量人们愿意持有的货币与名义收入的比率,其倒数  $V=1/k$  表示货币流通速度。根据等式(1),货币主义学派认为,当货币存量发生变化时,例如货币存量突然增加,那么短期内总需求很有可能受到刺激也开始增加,总产出相应也可能增加。但是由于受到产能的限制,追求利润最大化的企业就会对产品进行提价。这样最终货币存量的增长效应就主要反映在物价的上涨方面,而没有实质性地促进真实经济产出增加。在极端情况下(货币流通速度基本不变), $M$  的变化率与  $P$  的变化率完全相等,即货币存量增长率等于通货膨胀率,此时真实经济产出没有任何变化。

等式(1)是理解传统货币主义核心理论的基础。对等式(1)两侧取对数并进行一阶差分,我们可以将其重新写成如下形式:

$$\Delta M_t + \Delta V_t = \Delta P_t + \Delta Y_t \quad (2)$$

其中  $\Delta M_t$  表示货币存量增长率,其他变量的定义与此类似。进一步假定货币流通速度基本稳定,那么等式(2)可以重新写成:

$$\Delta P_t = \Delta M_t - \Delta Y_t \quad (3)$$

在货币主义学派看来,等式(3)暗示价格变化率(即通货膨胀率)与货币增长率在长期会出现同比例变化。即使货币增长率对经济产出具有一定正向影响,这种影响也只能在短期内存在,从长期看必定会消失,即所谓的货币中性论。

但是,等式(3)的理论设定是高度程式化的,不容易准确刻画现实状态。特别是在运用月度或季度数据进行建模时,必须考虑真实世界中价格契约的存续长度以及各变量之间的动态影响过程。事实上,这种静态理论方程很难捕捉现实世界中由于认知、理解和调整等过程所带来的时滞效应。因此,考虑到实际世界中的时滞效果,将滞后效应引入等式(3)比较合理,即:

$$\Delta P_t = \alpha(L)\Delta M_{t-1} - \beta(L)\Delta Y_{t-1} \quad (4)$$

其中  $\alpha(L) = \alpha_1 + \alpha_2 L + \alpha_3 L^2 + \dots + \alpha_n L^{n-1}$  是滞后算子多项式, $n$  是最优滞后阶数,在实践中可以使用相应的信息准则等指标进行确定, $\beta(L)$  的定义与此类似。

虽然模型(4)考虑了货币增长率和经济增长率对通货膨胀率的滞后影响机制,但这样一个单向等式仍然不能全面刻画中国相关变量作用机制的现实情况。因为货币主义理论强调中央银行可以不受过多约束而实现对货币供应的有效调控,所以等式(4)的政策层面解读是货币供应外生性。但是中国的货币供给过程受到经济产出、通货膨胀率水平以及强制结售汇制度下的外汇占款等影响,具有明显的内生性特征。这种内生性是银行与公众对经济变化做出反应的结果,其形成机制与体制变革有关(万解秋和徐涛,2001)。

因此,模型(4)中的核心变量(即  $\Delta P_t$ 、 $\Delta M_t$  和  $\Delta Y_t$ )实际上是在一个动态系统中彼此内生决定的。需要说明的是,在这种动态系统内,货币供应的内生性并不意味着中央银行无法通过调节货币供给量进行宏观调控,只是这种调控必须在相关变量影响机制的约束下进行。基于以上考虑,真实经济增长率、通货膨胀率和货币供应增长率的互动机制可以使用向量自回归(VAR)系统进行概括,即:

$$X_t = \Phi(L)X_{t-1} + e_t \quad (5)$$

其中  $X_t = [\Delta P_t, \Delta M_t, \Delta Y_t]'$ , 表示内生变量的时序向量,  $\Phi(L)$  表示向量滞后算子多项式,  $e_t$  是冲击向量。

事实上,模型(5)与 Blanchard(2009)所归纳的新凯恩斯“玩具”模型存在着内在联系。在新凯恩斯模型系统内,投资储蓄(IS)方程、菲利普斯曲线方程和基于泰勒规则的货币政策反应方程是三个核心要素。如果使用  $i_t$  表示名义利率,并沿用等式(5)中的其他变量符号,那么新凯恩斯模型系统的程式化形式可以表示为:<sup>①</sup>

$$\Delta Y_t = \alpha_{11}(i_t - \Delta P_t) + \varepsilon_{yt} \quad (6)$$

$$\Delta P_t = \beta_{21}E_t\Delta P_{t+1} + \beta_{22}\Delta Y_t + \varepsilon_{pt} \quad (7)$$

$$i_t = \gamma_{31}\Delta Y_t + \gamma_{32}\Delta P_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中等式(6)描述的是 IS 模型,等式(7)刻画的是新凯恩斯菲利普斯曲线,等式(8)是货币政策反应方程(泰勒规则)。等式中的扰动项  $\varepsilon$  依次分别表示需求冲击、供给冲击和货币政策冲击。

这一系统所刻画的是基于利率的货币政策与经济互动的逻辑。具体来说,真实利率(即名义利率剔除通货膨胀率)下降会刺激投资,从而带动真实经济产出增长加快(等式(6)),而经济产出增长率上升(及通货膨胀预期上扬)会带来通货膨胀上升压力(等式(7)),此时决策层就会针对通货膨胀率和经济增长率的变化而调节利率工具(等式(8)),而利率发生变化以后又会再次通过 IS 等式(6)作用于真实经济产出。这样,经济增长率、通货膨胀率与利率就形成了明确的动态传导机制。

虽然新凯恩斯“玩具”模型在宏观经济分析中得到了广泛的认同,但是由于不同国家经济运行机制彼此之间存在差别,因此在分析中国宏观经济变量互动机制中,需要特别注意货币政策工具的差别。尽管近年来价格型工具在中国货币政策传导机制中越来越受重视,但目前中国的利率市场化程度与西方发达国家相比仍然存在较大差

① 注意,模型(6)~(8)是非常程式化的表述形式,此处只是用来说明各核心变量之间的作用关系。在更一般的设定下,模型中还经常加入各变量的滞后项,用以捕捉通货膨胀持久性和利率平滑性等典型特征。不过,即使在这种更一般的设定下,最终仍然可以证明货币主义模型与新凯恩斯主义模型的内在一致性。

距,中国人民银行也明确提出中国货币政策主要以总量控制为中介目标。因此我们可以利用下面的货币需求函数(即 LM 关系式,其中  $M$ 、 $P$  和  $Y$  仍然分别表示货币总量、价格总水平与真实经济产出,  $f(\cdot)$  表示函数关系):<sup>①</sup>

$$\frac{M_t}{P_t} = f(Y_t, i_t) \quad (9)$$

经过对数线性化、线性差分并与模型(6)~(8)相结合,从而将货币供给增长率引入动态系统。同时,由于系统内经济变量一般会表现出一定的惯性(平滑性)特征,并且现实中经济变量的彼此影响存在滞后效应,因此在模型系统中各等式右侧一般还要包含滞后项。这样整理之后可以获得以下模型系统:

$$\Delta Y_t = a_{11} \Delta M_t + a_{12} \Delta P_t + lags + \varepsilon_{yt} \quad (10)$$

$$\Delta P_t = b_{21} E_t \Delta P_{t+1} + b_{22} \Delta Y_t + lags + \varepsilon_{pt} \quad (11)$$

$$\Delta M_t = c_{31} \Delta Y_t + c_{32} \Delta P_t + lags + \varepsilon_{mt} \quad (12)$$

其中各等式中的“lags”表示各变量的滞后项(具体阶数可以由信息准则确定),用以捕捉现实中客观存在的动态效应。不难看出,如果将  $E_t \Delta P_{t+1}$  用  $\Delta P_{t+1}$  代替(此时额外引入一个随机扰动项),那么模型(10)~(12)实际上构成了一个典型的结构向量自回归(SVAR)模型,即:

$$A_0 X_t = A(L) X_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i. i. d. N(0, \Omega) \quad (13)$$

其中  $\varepsilon_t$  表示由彼此正交的供给冲击、需求冲击和货币政策冲击所组成的结构随机扰动项,其方差-协方差矩阵  $\Omega$  为对角矩阵。

依据标准的时序分析理论,SVAR 模型的估计可以通过对系数矩阵  $A_0$  加以一定的约束条件(如设为下三角矩阵),使其满足 SVAR 的识别条件要求,进而获得估计结果。但并不是研究所有问题只要涉及 VAR 模型就一定要用 SVAR,要视研究目的而定。这里我们可以通过 VAR 模型的结构式与缩减式之间的转化将模型(13)转换成缩减 VAR 模型的形式,即:

$$X_t = \Phi(L) X_{t-1} + e_t, \quad e_t \sim i. i. d. N(0, \Omega_e) \quad (14)$$

① 在完全市场环境下,通过货币需求函数将货币和利率的关系引入玩具模型是可行的。但是值得注意的是,就中国货币政策调控的具体模式而言,情况要更为复杂一些。中国目前实行的是数量型和价格型相结合的调控模式,数量型手段包括窗口指导、宏观审慎管理等。在这种格局下,这些调控手段对应的变量可能也会卷入货币与利率的抵换关系中,所以此时仅凭利率来解释货币供应量就可能会有失偏颇。不过,如果此处理论表达式中额外引入上述指标,那么货币主义理论对应的模型系统也需要考虑类似问题,因此同样可以阐明新凯恩斯模型框架与货币主义学派模型系统的一致性。在实际分析过程中,由于此类变量指标的数据(特别是季度数据)难以获得,因此会给经验分析带来一定的困扰。为了简化问题,此处基于传统货币需求函数来考虑货币和利率的关系式。

其中,  $\Phi(L) = A_0^{-1}(\sum_{i=1}^n A_i L^{i-1})$ ,  $e_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$ ,  $\Omega_e = A_0^{-1} \Omega(A_0^{-1})'$ 。

不难看出,基于新凯恩斯模型框架推导出的模型(14)与之前允许货币内生的货币主义学派模型系统(5)完全一致。因此,无论基于货币主义分析框架还是新凯恩斯现代宏观模型,包含真实经济增长率、通货膨胀率和货币总量增长率的VAR模型系统可以作为分析三者之间互动关系的基本模型。<sup>①</sup>当然,在开放经济环境下,特别是在人民币汇率非自由浮动的情况下,还可以考虑将汇率变量纳入该模型系统。我们将在第四部分的一系列稳健性分析中对此进行考察。

### 三 数据与典型事实

#### (一)数据说明

本文的样本区间为1978年1季度至2011年4季度,分析中使用的数据以第二部分介绍的模型为基准,同时还包括一系列稳健性分析使用的数据序列。总体来说,分析中共涉及四类变量,即真实经济产出变量、价格变量、货币变量和汇率变量。在对模型的基础性分析中,我们使用真实国内经济产出(GDP)作为真实经济产出指标,使用消费者价格指数(CPI)作为价格指标,使用广义货币总量M2作为货币总量指标,使用真实有效汇率(REER)作为汇率指标。在稳健性检验中,我们还分别使用GDP平减指数(GDPIPI)、狭义货币总量M1和美元兑人民币汇率(USCH,直接标价法)作为价格、货币和汇率的度量指标。

在经验分析中既有短期动态分析又有长期均衡分析,所以变量数据既要用到增长率形式,又要用到水平值序列,因此有必要对具体序列的原始形式、数据处理等做进一步说明。首先,对于真实GDP,由于中国目前只公布1992年1季度以来的名义GDP季度数据和对应期间的不变价格增长率(即真实GDP增长率),因此我们首先根据这两个序列的数据并以1997年为基年,推算出1992年1季度至2011年4季度真实GDP的水平值。然后,我们利用Abeyasinghe和Rajaguru(2004)的方法将1992年以前国家统计局公布的年度真实GDP数据分解为季度数据,从而获得1978年1季度至2011年4季度真实GDP的完整序列。

对于价格指标,我们从国家统计局和《中国经济景气月报》获得1978年1月至

<sup>①</sup> 技术进步等因素可能也会内生推动货币发行,但鉴于相关指标季度数据难以获得,此处没有对技术进步的影响进行分析。

2011 年 12 月的消费者价格指数同比及环比增长率(环比数据从 1995 年 1 月开始才有),即 CPI 的增长率形式(通货膨胀率),然后以 1995 年 10 月为基准依据同比与环比序列换算出消费者价格指数,并获得在长期均衡分析中使用的 CPI 水平值。经验分析中使用的季度频率数据由对应季度内的月度平均值转换获得。价格指标的另一个变量,即 GDP 平减指数,依据名义 GDP(1992 年以前使用年度数据的季节平均值转化获得)与真实 GDP 的水平值进行推算获得,其同比增长率即为 GDP 平减指数通货膨胀率。

对于货币总量指标,M2 和 M1 水平值的季度数据均来源于国际金融统计(IFS),各自的同比增长率作为对应的货币增长率变量。

对于汇率指标,真实有效汇率是常用的考察人民币对一篮子货币的汇率总体变化情况的重要指标,而美元兑人民币汇率是双边关系中最重要汇率,因此本文在稳健性分析中的开放环境分析时考虑这两种汇率。这两种汇率的原始数据也来源于国际金融统计,各自的同比增长率在短期动态机制的经验分析中使用。

以上介绍的所有数据,水平值序列均经过 Census X12 季节性调整,且为自然对数形式。因为增长率序列均为同比形式,所以不必再进行季节性调整。为了方便说明,在下面分析中,我们使用  $\Delta CPI$  表示 CPI 同比增长率(通货膨胀率),其他含有差分符号  $\Delta$  的变量与此类同。另外,尽管理论模型(5)或(14)的动态系统表明核心变量的短期动态机制以各变量的增长率形式为基准,即经济增长率、通货膨胀率和货币增长率,但进行经验分析之前仍然需要检验和确定各个变量的平稳性特征。为此,我们对所有变量进行了 ADF 和 PP 两个单位根检验(原假设均为含有单位根)。

表 1 相关变量单位根检验结果:1978 年 1 季度至 2011 年 4 季度

| 水平值<br>(自然对数) | ADF<br>(p 值) | PP<br>(p 值) | 增长率<br>(同比)    | ADF<br>(p 值) | PP<br>(p 值) |
|---------------|--------------|-------------|----------------|--------------|-------------|
| <i>CPI</i>    | 0.617        | 0.658       | $\Delta CPI$   | 0.036        | 0.075       |
| <i>M2</i>     | 0.513        | 0.347       | $\Delta M2$    | 0.137        | 0.026       |
| <i>M1</i>     | 0.610        | 0.565       | $\Delta M1$    | 0.037        | 0.007       |
| <i>GDPIP</i>  | 0.905        | 0.929       | $\Delta GDPIP$ | 0.062        | 0.055       |
| <i>REER</i>   | 0.070        | 0.072       | $\Delta REER$  | 0.001        | 0.014       |
| <i>USCH</i>   | 0.212        | 0.289       | $\Delta USCH$  | 0.024        | 0.019       |
| <i>GDP</i>    | 0.887        | 0.973       | $\Delta GDP$   | 0.005        | 0.014       |

说明:ADF 检验中不含时间趋势项(含截距项),滞后阶数由 AIC 确定(最大设定为 8);PP 检验中采用 Bartlett 核估计方法和 Newey-West 自动带宽;表中报告的 p 值依据 MacKinnon(1996)计算。

表1报告了所有变量的水平值和对应的同比增长率序列的单位根检验结果( $p$ 值)。对于所有水平值序列,ADF和PP检验的结果都完全一致,而且在传统显著性水平下(如5%)序列含有单位根的原假设不能被拒绝。对于增长率序列,含有单位根的原假设一般都被拒绝。虽然 $\Delta M2$ 的检验结果稍有冲突(ADF检验 $p$ 值 $>10\%$ ,而PP检验 $p$ 值 $<5\%$ ),但鉴于ADF检验的功效相对较低,而且PP检验对于边际分布可能存在结构性变化的序列检验结果更加稳健,所以判定M2增长率为平稳序列相对合理(同理判定 $\Delta GDP$ )。

## (二)典型事实

自改革开放以来,中国的经济增长率、通货膨胀率和货币增长率之间表现出典型的互动特征。图1描绘了自1978~2011年中国真实GDP增长率、CPI通货膨胀率和货币增长率的时序路径。从图中可以看到,虽然3个核心变量各自的时序路径不完全相同,但是总体演进态势比较相近,而且各变量的波峰波谷出现的时点似乎存在某种规律性变化。另一个相似之处就是上世纪80和90年代货币增长率的大幅振动同时伴随着通货膨胀率与经济增长率的高波动,而上世纪90年代末期之后,3个变量的波动性都明显下降,不过在2007~2008年全球新型金融危机后有较为明显的上升,其中货币增长率和通货膨胀率表现得尤为明显。

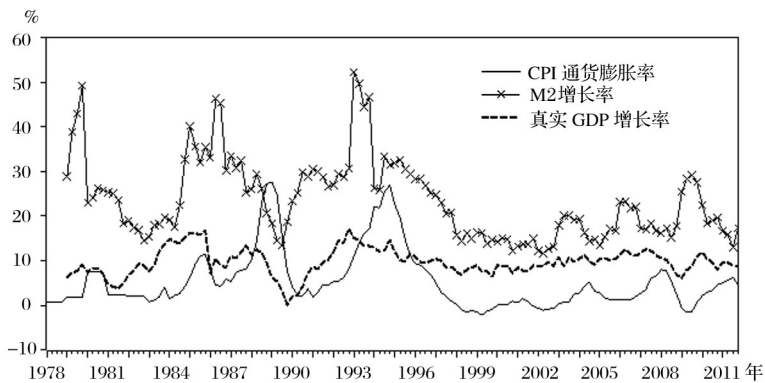


图1 中国真实GDP增长率、CPI通货膨胀率和M2增长率：  
1978年1季度至2011年4季度

从通货膨胀率与货币增长率的时序路径对比来看,伴随着货币增长率的上升与下降,CPI通货膨胀率也随之出现波峰和波谷,而且在大部分时期,货币增长率先于CPI通货膨胀率1到2年时间。其中,在上世

纪80和90年代,货币增长率对CPI通货膨胀率的时间领先明显超过之后的时期,这可能暗示上世纪90年代末之后中国货币政策的滞后效应有明显改善。同时,货币增长率与通货膨胀率的这种先后变化态势的相似之处,也暗示二者之间可能存在较高的动态相关性。

从经济增长率与货币增长率的时序路径对比来看,二者似乎也存在较高的相关性,而且这种相关性在上世纪 90 年代末之前表现得更加明显一些。例如在 1987 ~ 1990 年期间二者几乎同步回落,而且几乎同时在 1990 年下降到局部最低点,此后二者又同步回升。不过二者回升到下一个波峰值的时点不同,GDP 增长率在 1993 年达到峰值,而货币增长率直到 1994 年才上升到局部最高位。进一步仔细对比二者在其他时间段的演进路径我们发现,在很多时期 GDP 增长率似乎领先于货币增长率。

总起来看,图 1 不仅初步刻画了中国真实经济增长率、通货膨胀率和货币增长率的动态(先后)变化关系,而且更重要的是暗示三者 in 现实经济运行中的高度相关性。当然,从严格意义上讲,相关性并不一定意味着变量之间必然存在驱动关系,也就是动态系统中的“因果”关系。因此,下文对经济增长率、通货膨胀率与货币增长率之间的驱动关系进行计量检验。

### 四 短期动态机制

#### (一) 基本结果

对于核心变量的短期动态机制,我们使用前面设定的 VAR 模型,首先检验基本模型中(暂未考虑开放环境)经济增长率、通货膨胀率与货币增长率之间的格兰杰因果关系。对于开放环境下汇率因素的影响及其他敏感性检验,我们将在后面的稳健性分析中进行讨论。这里基于 VAR 模型的格兰杰因果关系检验虽然从技术角度讲相对简单,但模型设立中滞后阶数的正确选择却并不容易,而且直接影响检验结果和结论。这一细节在已有研究中并未引起足够重视,特别是在信息准则所依据的最高阶数、模型残差是否具有序列相关性等问题方面缺少明确说明,而这恰恰是可能导致不同结论的关键问题之一。因为对于 VAR 这样的动态模型来说,如果残差存在序列相关性,那么模型估计和格兰杰因果关系检验等统计推断将既不具有无偏性又不具有一致性。因此这里(以及其他类似研究)对这一细节的说明不能省略,否则就可能陷入“想要什么结论就可以得到什么结论”的误区。

根据标准的时序分析理论(张成思,2012),动态时序模型要获得准确有效的统计推断,最重要的是模型无序列相关性与简约性:在尽可能简约的模型设立下同时满足模型的扰动项没有显著的序列相关性。因此,本文在模型滞后阶数的选择上使用双重约束措施,即以 AIC 信息准则和 VAR-LM 序列相关性检验共同判定最优滞后阶数。这样设立模型的优点在于既能确保模型残差没有显著序列相关性,又能尽量满足计量

建模的简约性要求。具体来说,在给定最大滞后阶数为 8 的条件下,首先利用 AIC 准则确定最优滞后阶数,然后应用 VAR-LM 序列相关性检验确定是否具有序列相关性。如果检验无显著序列相关性,则此滞后阶数即为最优;如果有序列相关性,则遵循从一般到特殊的模型设立原则,从 8 阶向下依次检验对应模型的序列相关性,在没序列相关性的组内选择 AIC 最小值对应的滞后阶数即为最优。

基于以上设计,我们对基本模型进行格兰杰因果关系检验。根据定义,格兰杰因果关系检验就是对模型(5)中矩阵  $\Phi(L)$  对应系数的联合显著性水平进行检验。以  $\Delta CPI_t$  为因变量的等式为例,检验  $\Delta GDP_t$  是否是其格兰杰因果关系就是检验回归等式右侧  $\Delta GDP_t$  所有滞后项系数是否同时为 0。按照这一检验原理,表 2 报告了以模型(5)为基础的格兰杰因果关系检验结果,其中  $\text{lag}(\Delta CPI_t)$  表示回归等式右侧  $\Delta CPI_t$  的滞后项,其他符号定义与此类似。为检验不同样本区间是否对结果有影响,表 2 不仅报告了 1978~2011 年整个样本区间的检验结果,而且还分别报告了以世纪之交(2000 年)为基准之前和之后的对应结果。

表 2 基本模型的格兰杰因果关系检验结果(p 值)

|                            | 1978Q1 ~ 2011Q4 |                |               | 1978Q1 ~ 1999Q4 |                |               | 2000Q1 ~ 2011Q4 |                |               |
|----------------------------|-----------------|----------------|---------------|-----------------|----------------|---------------|-----------------|----------------|---------------|
|                            | $\Delta GDP_t$  | $\Delta CPI_t$ | $\Delta M2_t$ | $\Delta GDP_t$  | $\Delta CPI_t$ | $\Delta M2_t$ | $\Delta GDP_t$  | $\Delta CPI_t$ | $\Delta M2_t$ |
| $\text{lag}(\Delta GDP_t)$ |                 | 0.677          | 0.019         |                 | 0.685          | 0.088         |                 | 0.259          | 0.102         |
| $\text{lag}(\Delta CPI_t)$ | 0.058           |                | 0.025         | 0.006           |                | 0.603         | 0.008           |                | 0.000         |
| $\text{lag}(\Delta M2_t)$  | 0.870           | 0.000          |               | 0.845           | 0.001          |               | 0.988           | 0.009          |               |
| VAR-LM                     | 0.540           |                |               | 0.057           |                |               | 0.072           |                |               |

说明:表中报告的是 Wald 显著性检验统计量的 p 值(原假设是无格兰杰因果关系);VAR 模型最优滞后阶数由向量残差序列相关性检验(VAR-LM,包含滞后 4 期)和 AIC 统计量共同确定(最大为 8); $\text{lag}(CPI_t)$ 代表格兰杰因果关系检验中等式右侧所有 CPI 项的滞后期(其他表示法类似)。表 3 同。

首先,我们考察整个样本区间的检验结果,其中第 1 列报告的结果是以  $\Delta GDP_t$  为因变量的因果关系检验,从中可以看出,在传统显著性水平下,货币增长率不是真实 GDP 增长率的格兰杰因果关系的原假设不能被拒绝,但通货膨胀率不是真实 GDP 增长率的格兰杰因果关系的原假设可以被拒绝(在 10% 水平下)。也就是说,货币增长率对真实经济增长不具有动态驱动效应,而通货膨胀率对真实经济增长具有较为显著的动态驱动效果。接下来的两列是分别以  $\Delta CPI_t$  和  $\Delta M2_t$  为因变量的格兰杰因果关系检验结果。对于 CPI 通货膨胀率,结果显示货币增长率是其格兰杰因果关系,而真实

GDP 增长率不是其格兰杰因果关系；对于货币增长率，经济增长率和通货膨胀率都是其格兰杰因果关系。

其次，我们进一步考察表 2 中 2000 年之前和之后对应子样本区间的检验结果。通过与整个样本区间结果的对比可以看到，对于  $\Delta GDP_t$  和  $\Delta CPI_t$  作为因变量来说，格兰杰因果关系检验的结论与整个样本区间的结论完全一致（其中  $\Delta CPI_t$  对  $\Delta GDP_t$  动态驱动效应的显著性更明显）。而对于  $\Delta M2_t$  作为因变量来说，格兰杰因果关系检验结果在 2000 年之前和之后却与整个样本区间的结果不完全一致：整个样本区间  $\Delta GDP_t$  和  $\Delta CPI_t$  都是  $\Delta M2_t$  的格兰杰原因，而在 2000 年之后和之前的子样本区间内  $\Delta GDP_t$  和  $\Delta CPI_t$  分别（而不是同时）是  $\Delta M2_t$  的格兰杰原因。

因为将  $\Delta M2_t$  作为因变量的回归方程可以看成是货币政策反应方程的一种形式（ $\Delta M2_t$  是中国货币政策主要工具），所以子样本结果在货币政策反应机制上的不一致性恰恰反映出数据蕴含的信息与中国经济发展规律的一致性，暗示了中国经济发展过程中政策目标在经济增长与通货膨胀两者之间权重上的微妙变化。这种结果与 1995 年《中国人民银行法》中正式规定货币政策目标是“保持货币币值的稳定，并以此促进经济增长”的语义内涵高度一致，即“币值稳定”是第一重要目标（至少在 1995 年以后如此）。从现实责任层面看，中国人民银行在立法上被明确央行地位之后，其对通货膨胀的反应必然会比对经济增长更加坚决，毕竟经济增长被视为多部门的合力结果，而如果物价上涨过快则央行难辞其咎。

综合表 2 中的检验结果，我们发现以下几点是值得特别注意的一般性规律：第一，货币增长率显著驱动通货膨胀率，但对真实经济增长率没有显著的驱动效应；第二，通货膨胀率对真实经济增长率的驱动效应是显著的；第三，不同时期通货膨胀率和真实经济增长率对货币增长率的驱动效应有所变化，在上世纪，货币增长率对通货膨胀表现为单向驱动，但近年来通货膨胀率对货币增长率的双向驱动效应更为明显。值得说明的是，不管是整个样本区间估计还是不同子样本区间，VAR 模型的滞后项选择都确保对应模型的残差序列在 5% 的显著性水平下没有序列相关性，从而为这几点一般性规律的可信度提供了保证。

### （二）稳健性分析

为了验证以上结论是否具有稳健性，我们做了 6 个稳健性检验，分别考虑了开放环境下汇率因素的影响以及核心变量对不同度量指标的敏感性。按照类似的 VAR 模型设立和格兰杰因果关系检验过程，表 3 报告了 6 个稳健性检验对应的格兰杰因果关系检验结果。为方便说明，我们分别使用 A ~ F 来标识 6 个检验对应的 VAR 模型。

首先,A 和 B 是将基本模型拓展到开放环境下的模型系统,考虑汇率因素与经济增长率、通货膨胀率和货币增长率之间可能存在的互动关系,汇率变量分别使用真实有效汇率和美元兑人民币汇率(直接标价法)对应的同比增长率序列。其次,因为在新凯恩斯“玩具”模型中经常使用 GDP 缺口而非 GDP 增长率来刻画真实经济运行情况,所以表 3 中 C 和 D 分别使用 HP 滤波(惩罚系数为 1600)和线性时间趋势剔除法获得真实 GDP 缺口(分别使用  $HPGAP$  和  $LDGAP$  表示)代替 GDP 增长率来检验基本结论的敏感性。最后,E 和 F 分别对应的是使用 GDP 平减指数通货膨胀率代替 CPI 通货膨胀率以及使用狭义货币 M1 的增长率代替 M2 增长率的检验结果。

表 3 稳健性检验结果(格兰杰因果关系检验 p 值)

|   |                              | $\Delta GDP_t$ | $\Delta CPI_t$   | $\Delta M2_t$ | $\Delta REER_t$ |
|---|------------------------------|----------------|------------------|---------------|-----------------|
| A | $\text{lag}(\Delta GDP_t)$   |                | 0.887            | 0.001         | 0.145           |
|   | $\text{lag}(\Delta CPI_t)$   | 0.057          |                  | 0.030         | 0.011           |
|   | $\text{lag}(\Delta M2_t)$    | 0.923          | 0.009            |               | 0.000           |
|   | $\text{lag}(\Delta REER_t)$  | 0.554          | 0.007            | 0.013         |                 |
| B |                              | $\Delta GDP_t$ | $\Delta CPI_t$   | $\Delta M2_t$ | $\Delta USCH_t$ |
|   | $\text{lag}(\Delta GDP_t)$   |                | 0.478            | 0.005         | 0.013           |
|   | $\text{lag}(\Delta CPI_t)$   | 0.117          |                  | 0.014         | 0.006           |
|   | $\text{lag}(\Delta M2_t)$    | 0.987          | 0.000            |               | 0.000           |
| C |                              | $HPGAP_t$      | $\Delta CPI_t$   | $\Delta M2_t$ |                 |
|   | $\text{lag}(HPGAP_t)$        |                | 0.412            | 0.002         |                 |
|   | $\text{lag}(\Delta CPI_t)$   | 0.009          |                  | 0.055         |                 |
|   | $\text{lag}(\Delta M2_t)$    | 0.677          | 0.001            |               |                 |
| D |                              | $LDGAP_t$      | $\Delta CPI_t$   | $\Delta M2_t$ |                 |
|   | $\text{lag}(LDGAP_t)$        |                | 0.498            | 0.000         |                 |
|   | $\text{lag}(\Delta CPI_t)$   | 0.001          |                  | 0.007         |                 |
|   | $\text{lag}(\Delta M2_t)$    | 0.697          | 0.001            |               |                 |
| E |                              | $\Delta GDP_t$ | $\Delta GDPPI_t$ | $\Delta M2_t$ |                 |
|   | $\text{lag}(\Delta GDP_t)$   |                | 0.000            | 0.144         |                 |
|   | $\text{lag}(\Delta GDPPI_t)$ | 0.488          |                  | 0.103         |                 |
|   | $\text{lag}(\Delta M2_t)$    | 0.615          | 0.010            |               |                 |
| F |                              | $\Delta GDP_t$ | $\Delta CPI_t$   | $\Delta M1_t$ |                 |
|   | $\text{lag}(\Delta GDP_t)$   |                | 0.259            | 0.021         |                 |
|   | $\text{lag}(\Delta CPI_t)$   | 0.005          |                  | 0.013         |                 |
|   | $\text{lag}(\Delta M1_t)$    | 0.232          | 0.007            |               |                 |

对于所有稳健性检验,我们最为关注的是之前针对表 2 的几点一般性规律是否变化。首先是货币增长率对经济增长率和通货膨胀率的动态影响情况。从表 3 来看,无论是加入汇率因素还是使用不同的真实经济变量指标、通货膨胀率指标或货币总量指标,检验结果无一例外地表明,货币增长率对真实经济产出没有驱动效应,而显著驱动通货膨胀率。其次,通货膨胀率对真实经济产出的驱动效应在大多数情况下(除 B 和 E 外)仍然显著。最后,除 E 外,通货膨胀率和真实经济增长率对货币增长率的驱动效应都具有显著性,即货币增长率对通货膨胀和经济增长的历史表现都具有显著反馈机制。综合短期动态机制的所有分析,以上三点一般性规律具有较高的稳健性,特别是货币增长率对经济增长的中性和对通货膨胀率的显著驱动效应在所有情况下都成立。在实践中,我们考虑到本文样本期间内 M1 和 M2 的统计口径曾经做过调整的问题,因此还利用中国人民银行按可比口径发布的 M1 和 M2 同比增长率(可用样本区间为 1997 年 1 季度至 2011 年 4 季度)进行相关检验,以上结果基本不变。

## 五 长期均衡机制

### (一)协整检验

长期均衡机制分析的序列是价格、真实经济产出以及货币总量的水平值(自然对数形式)。通过长期均衡机制分析,我们不仅能够检验相关变量之间是否存在长期均衡关系,同时在长期均衡模型的修正体系下还可以同时获得基于误差修正模型的各个变量增长率形式的互动机制,并可以进行与第四部分类似的格兰杰因果关系检验。对于向量系统下的长期均衡机制分析,我们需要首先运用标准的 Johansen 协整分析方法来检验变量之间是否存在长期均衡关系。为此,我们将含有  $n$  个变量的 VAR 模型(5)重新写成如下形式:

$$\Phi^*(L)\Delta X_t = C + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

此时  $X_t$  表示变量水平值序列组成的向量,并且:

$$\begin{cases} \Pi = -\Phi(1) = \sum_{i=1}^p \Phi_i - I_n \\ \Phi^*(L) = I_n - \sum_{i=1}^{p-1} \left(-\sum_{j=i}^p \Phi_j\right)L^i \end{cases} \quad (16)$$

在以上定义中,  $(n \times n)$  维矩阵  $\Pi$  的属性是 Johansen 协整关系检验的核心。简单地讲, Johansen 协整检验实际上是一个循环检验过程,从检验第一个总体假设  $r = \text{rank}$

( $\Pi$ )=0 开始(rank 表示矩阵的秩),这个假设对应的是 VAR 系统内的所有变量都是非平稳的,且不存在协整关系。接下来检验  $r=\text{rank}(\Pi)=1$  的情形,依次类推一直到 一个平稳系统对应的  $r=\text{rank}(\Pi)=n$ 。这个循环过程用来检验向量系统内是否以及存在几个协整关系。当此过程进行至不能拒绝原假设  $H_{0r}$  时,对应的协整关系个数估计值就是  $r$ 。

需要注意的是,根据 Johansen 协整分析方法,基于矩阵  $\Pi$  特征根的迹统计量和极大特征根统计量都可以用来检验协整关系,但迹统计量相对而言更加精确。另外,由于在原假设条件下,相关统计量的分布与传统分布不同,所以传统假设检验结果不能直接用来进行统计推断。问题的根源在于传统的统计推断要假设变量为平稳序列,而这里在原假设条件下,变量是非平稳的。因此,在实际检验过程中,需要使用 MacKinnon 等(1999)运用仿真方法计算的相应统计量的  $p$  值。

根据以上介绍的方法,表 4 报告了 Johansen 协整检验结果。<sup>①</sup> 为保证结果的稳健性,我们分别考虑封闭环境下的 3 变量基础模型和开放经济下加入有效汇率的 4 变量模型。不难看出,无论是基础模型还是拓展模型,在循环检验的第一轮(即协整个数为 0 的原假设下),所对应的  $p$  值都小于 5%,说明在传统显著性水平下,没有协整关系的原假设被拒绝。而对于至多 1 个协整关系的原假设,对应统计量的  $p$  值都明显高于 10%,表明存在 1 个协整关系的原假设不能被拒绝。作为比较,表 4 还报告了循环检验的第三轮结果,即针对至多 2 个协整关系的原假设检验结果。不难看出,在传统显著性水平下,至多 2 个协整关系的原假设也不能被拒绝。但基于循环假设检验的顺序与停止原则,判定相关变量存在 1 个协整关系比较合理。

表 4 Johansen 协整检验结果

| 原假设(协整个数) | [GDP, CPI, M2] | [GDP, CPI, M2, REER] |
|-----------|----------------|----------------------|
| 无         | 0.000          | 0.005                |
| 至多 1 个    | 0.503          | 0.317                |
| 至多 2 个    | 0.266          | 0.499                |
| VAR-LM    | 0.086          | 0.056                |

说明:表中报告的是迹统计量  $p$  值;各变量以及协整向量中都不含有确定性趋势;各模型滞后阶数设立过程同表 2。

<sup>①</sup> 在 Johansen 协整模型的设立中,我们根据张成思(2012)提出的协整分析模型中确定性趋势设立的标准,假设 VAR 模型系统内的组成变量以及协整向量都不含有确定性趋势。

表 4 的结果表明,物价、经济产出和货币总量(及有效汇率)之间存在一个长期均衡关系。所谓长期均衡关系,意思是说从长期来看,这些变量之间存在一个稳定的一一抵换关系。这样,即使在短期内各变量之间的联系出现偏离均衡状态的现象,这种偏离所形成的时间序列也是平稳的,并且从长期看正负偏离的程度彼此抵消(期望值为 0)。当然,以上过程只是检验了物价、经济产出和货币之间是否存在协整关系以及协整关系的个数,并没有反映出协整关系的具体特征。要刻画这种长期均衡机制的特点,还需要估计出反映协整关系特征的误差修正模型。在获得误差修正模型之后,变量差分形式的格兰杰因果关系检验也可随之进行。我们下面具体阐述。

## (二)误差修正与格兰杰因果关系

误差修正模型的设立与估计主要涉及协整向量和调整系数,前者刻画了系统内变量之间的长期均衡关系,后者反映了出现偏离均衡状态后协整系统的修正特征。为便于说明,我们根据标准的时序分析理论,将模型(15)重新写成:

$$\Phi^*(L)\Delta X_t = C + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t = C + AB'X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

其中矩阵 B 代表协整向量(B'表示矩阵转置),A 表示调整系数矩阵。在此定义框架下,如果令  $Z_{t-1} = B'Y_{t-1}$ ,则不难看出向量  $Z_{t-1}$  是向量  $Y_{t-1}$  通过协整向量 B 的作用之后形成的误差序列。当  $t-1$  期出现这种误差(即偏离长期均衡状态)后,协整系统将在下一期(即  $t$  期)对此进行修正,从而确保长期均衡关系的稳定存在。那么修正的幅度有多大?这就是模型(17)中定义的调整系数矩阵 A 所反映的内容。因此,误差修正模型体现的是一种动态的修正机制。事实上,只要向量协整关系的个数  $r$  检验完毕之后,协整向量 B 和调整系数矩阵 A 的估计就是 Johansen 协整分析过程中的一个副产品。因此,通过上面介绍的 Johansen 协整分析方法,在特征根估计出之后,矩阵 B 的列就是对应的特征根向量。传统的统计推断可以应用于调整系数矩阵 A,也适用于动态系数矩阵  $\Phi(L)$ 。这得益于误差修正模型系统内的  $Z_{t-1}$  是平稳序列的特性。

根据上述理论分析,表 5 报告了 Johansen 误差修正模型估计的经验结果,包括协整向量 B 和调整系数矩阵 A 的估计值。注意,因为要识别协整向量 B,所以模型系统中第一个变量对应的系数被标准化为 1。以 3 变量的基础模型为例, $B' = (1 \quad 0.808 \quad -0.667)$  刻画了真实经济产出、价格指数和货币总量之间的长期均衡关系,并且这种均衡关系在 1% 的显著性水平下具有统计显著性。对于调整系数矩阵,  $A' = (-0.039 \quad -0.114 \quad -0.043)$ ,表明当系统内变量之间在短期内出现正向非均衡状态时(正的偏离误差),三者均会反向修正,其中 CPI 的修正幅度最大也最为显著。也就是说,CPI 主导了模型系统由暂时性非均衡向长期均衡调整的动态机制。



## 六 结论与启示

本文研究了改革开放至今中国通货膨胀、经济增长与货币供应之间的互动机制问题。本文在理论模型拓展与经验分析的细节方面做了两点基础性贡献。第一,在理论框架的构建上,本文没有简单地取舍不同学派的理论模型,而是从货币主义和新凯恩斯主义各自理论的基本模型中找到内在逻辑联系,并在这样的逻辑联系下充分考虑中国的货币供应内生机制特征,进而建立动态模型系统。第二,在动态模型系统的经验分析过程中,本文明确了动态时序模型滞后阶数选择的双重约束机制,即以信息准则与序列相关性检验相结合并依据数据频率确定最大初始滞后期(季度数据一般为8期)的基本规则,三者缺一不可。另外,我们还需要充分认识到,在基于经济金融理论的动态时序分析中,单位根检验只是一种常规性诊断检验,不能完全被动依赖单位根检验结果来判定变量平稳性而忽略变量的经济含义和宏观理论模型的约束。否则,就容易陷入不同样本、不同频率和不同检验方法所得结论不同的困境。

通过理论模型框架的规范和动态时序分析,本文获得了关于中国通货膨胀、经济增长与货币供应之间的互动机制特征,即货币增长率显著驱动通货膨胀率,但对真实经济增长不具有显著驱动效应;另外,通货膨胀率和真实经济增长率都影响货币增长率的调整,而且近年来通货膨胀率对货币增长率调整的影响更为明显。本文分别通过短期动态机制和长期均衡机制以及其他各种敏感性分析发现,以上结论并不随样本区间、变量定义以及长短期分析框架的变化而变化。因此,这些结论是值得决策层关注并具有政策参考价值的一般性规律。

从结论的政策涵义来看,调整货币供应机制显然是管理中国通货膨胀的关键。但是由于货币增长率的调整对经济增长的促进作用并不明显,因此要实现真实经济增长的有效调控,可能需要改变当前以总量调控为主导的货币政策执行模式。这意味着,在政策施行过程中,既要吸取货币主义理论中以货币供应来调节通货膨胀的主张,又要重视新凯恩斯主义关于价格刚性和以利率调控宏观经济的结论,而货币主义与新凯恩斯主义的折中与融合可能是未来宏观政策调整的有效路径选择。当然,在中国,利率是否较货币总量对经济产出有更好的调控作用,至少目前来说还有待于进一步研究和探索。另外,我们也要注意,近年来金融创新加快,货币在预测通货膨胀走势方面的准确度可能会受到影响,这显然对中国加快利率市场化、向价格型调控为主的宏观政策转型提出了新的要求。

## 参考文献:

- 黄先开、邓述慧(2000):《货币政策中性与非对称性的实证研究》,《管理科学学报》第6期。
- 李斌(2010):《从流动性过剩(不足)到结构性通胀(通缩)》,《金融研究》第4期。
- 刘金全、刘志强(2002):《中国货币政策非中性》,《吉林大学社会科学学报》第4期。
- 刘金全、张文刚、刘兆波(2004):《货币供给增长率与通货膨胀率之间的短期波动影响和长期均衡关系分析》,《中国软科学》第7期。
- 刘霖、靳云汇(2005):《货币供应、通货膨胀与中国经济增长——基于协整的实证分析》,《统计研究》第3期。
- 陆军、舒元(2002):《长期货币中性:理论及其中国的实证》,《金融研究》第6期。
- 万解秋、徐涛(2001):《货币供给的内生性与货币政策的效率》,《经济研究》第3期。
- 王少平、李子奈(2004):《我国货币需求的协整分析及其货币政策建议》,《经济研究》第7期。
- 伍戈(2011):《对中国通货膨胀的实证研究:从一般到特殊的建模方法》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 杨丽萍、陈松林、王红(2008):《货币供应量、银行信贷与通货膨胀的动态关系研究》,《管理世界》第6期。
- 杨溢(2011):《货币供应与通货膨胀的动态关系研究》,《经济理论与经济管理》第7期。
- 曾令华(2000):《货币短期非中性的政策意义及实证分析》,《金融研究》第9期。
- 张成思(2012):《金融计量学——时间序列分析视角》,中国人民大学出版社。
- 周锦林(2002):《关于我国货币中性问题的实证研究》,《经济科学》第12期。
- Abeyasinghe, T. and Rajaguru, G. “Quarterly Real GDP Estimates for China and ASEAN4 with a Forecast Evaluation.” *Journal of Forecasting*, 2004, 23(6), pp. 431-447.
- Blanchard, O. J. “The State of Macro.” *Annual Review of Economics*, 2009, 1(1), pp. 209-228.
- Calvo, G. A. “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework.” *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12(3), pp. 383-398.
- Friedman, M. “The Quantity Theory of Money: A restatement,” in Milton. Friedman, eds., *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago: University of Chicago Press 1956.
- Friedman, M. “A Theoretical Framework for Monetary Analysis.” *Journal of Political Economy*, 1970, 78(2), pp. 193-238.
- MacKinnon, J. “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests.” *Journal of Applied Econometrics*, 1996, 11(6), pp. 601-618.
- MacKinnon, J.; Haug, A. and Michelis, L. “Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration.” *Journal of Applied Econometrics*, 1999, 14(5), pp. 563-577.

(截稿:2012年6月 责任编辑:李元玉)