

# 货币增长是否导致了通货膨胀?<sup>\*</sup>

## ——基于因果关系的动态视角

费兆奇

**内容摘要：**本文通过构造 GF 统计量检验了我国 2001 年以来货币增长与通货膨胀的动态因果关系，并通过设计“格兰杰-F”检验和“格兰杰-F”统计量考察了经济增长在货币增长与通货膨胀传导关系中所扮演的角色。研究发现：货币增长并非总是通货膨胀的格兰杰原因；2008 年以后，货币增长逐渐成为影响物价水平的主因，但经济增长是实现这一因果关系的主要途径之一；在经济增速放缓时期，由于货币因素所导致的物价水平上涨能够刺激经济增长。

**关键词：**货币增长 通货膨胀 格兰杰-F 检验

**中图分类号：**F831      **文献标识码：**A

### 引言

近两年来，我国的货币政策是在货币供应与信贷增长率有所下降，但通胀率不断上升的背景下展开的。例如，为了缓解逐渐抬头的通胀压力，我国逐步退出了激进的危机管理货币政策，自 2010 年 1 月至 2011 年 8 月，央行法定存款准备金比率总计提高 12 次，并达到了 21.5% 的高位；存贷款基准利率总计提高 5 次，一年期的存、贷款基准利率分别上升至 3.5% 和 6.56%；除此之外，在 2011 年的利率调整中，央行还提高了活期存款基准利率，由原来的 0.36% 提高至 0.5%。在上述货币政策操作的背景之下，我国货币供应量 ( $M_2$ ) 的增长率由 2010 年 1 月的 25.98% 下降至 2011 年 8 月的 13.5%；然而，同期的通货膨胀仍然呈持续走高的态势，从 1.5% 上升至 6.2% 的水平。为此，央行是否能够通过影响货币供应量的途径对物价水平进

行调控，再次成为宏观经济和货币政策关注的焦点问题。

Friedman et al. (1992) 货币主义者认为通货膨胀是一种货币现象，短期内的货币增长可以引起产量的增加和物价水平的上涨；但在长期内，货币的增长会完全反映在物价总体水平的上涨上，从而对经济增长产生抑制作用。Weber (1995) 研究认为，通胀率和货币供应量无论长期还是短期都具有非常强的相关性，长期内，货币供应量的增加必然导致通货膨胀率上升，支持了 Friedman 的观点。McCandles & Weber (1995) 对 110 个国家 1960–1990 年间的考察表明，长期来看货币增长率和通胀率存在较强的相关性，而同产出水平不相关。然而，凯恩斯学派认为，增加货币供给量并不一定导致通货膨胀。他们认为如果经济并没有达到充分就业，增加货币供应量就不一定产生通货膨胀，此时，适度的通货膨胀有利于刺激有效需求，促进生产与增加就业。Friedman & Kuttner

**作者简介：**费兆奇，经济学博士，中国社会科学院金融研究所助理研究员。

**\* 基金项目：**本文是国家社科基金重大项目“中国货币供应机制与未来通货膨胀风险研究”（批准号 09&ZD036）的阶段性成果之一。

(1992, 1993) 通过分析美国 1960—1990 年的数据, 表明货币、产出和价格之间的均衡关系在近些年并不稳定, 认为货币供应量不适合作为货币政策的中介目标。Bernanke & Mihov (1999) 通过 VAR 模型检验了美国货币增长和物价水平的传导关系, 发现货币增长首先会影响产出, 之后才会导致物价水平的上涨。

国内学者方勇和吴剑飞 (2009) 运用贝叶斯方法研究了中国本轮通胀的诱发因素, 发现主要原因是近年来中国货币的过度发行, 而外部冲击则是次要因素。苏剑 (2011) 分析了我国目前通货膨胀的特点和成因, 他认为, 国内流动性过剩导致了商品价格和资产价格的普遍上涨。欧阳志刚和史焕平 (2011) 发现, 2009 年第三季度至 2010 年第三季度期间, 我国货币供给过剩且过剩幅度快速增加, 在该机制下, 央行从紧的货币政策对通胀和经济增长的调节效应相对较强。然而, 王国刚 (2009) 认为货币并不一定是引起物价变动的唯一因素, 他系统分析了我国近些年物价变动的情况及成因, 通过数据论述, 发现中国近些年的制度变革和食品类的临时性冲击也是影响物价的重要因素。持类似观点的文献还有: 王宏利 (2005) 发现货币供应量对于物价的调控作用并不明显; 桑百川等 (2008) 认为中国物价上涨的主要原因并不是货币因素, 而是结构性的供应短缺以及相应的成本推动问题。

从上述研究可以看出, 相关文献基于不同的方法和检验期间得出的结论不尽相同, 甚至相互对立。其中的原因在于大部分文献对货币增长与通货膨胀的实证研究处于静态检验的阶段; 然而, 随着世界经济和金融一体化的发展, 特别是对于转型巨大、发展迅速的中国经济体来说, 货币政策传导的静态检验通常失去了实际意义。静态检验的结果可能会随着样本期间的延伸, 由显著变为不显著, 甚至由正显著变为负向显著, 使得相关问题的研究结果极不稳定, 失去了对实际问题的指导价值。此外, 多数文献集中于货币增长与通货膨胀之间数量关系的研究; 但从实践角度来看, 央行更关注二者的因果关系, 即是否可以通过货币供应量的调控, 引导物价水平在一个合理的区间范围内

波动。

为了解决上述问题, 本文在“格兰杰检验”的基础上, 将因果关系等定性研究的问题进行数量论证, 提出了一套动态的研究方法。从因果关系的角度检验我国 2001 年以后货币增长与通货膨胀的动态关系, 同时考察经济增长在二者的传导过程中所扮演的角色。格兰杰检验是 Granger (1969) 提出, 并由 Sims (1972) 推广的检验变量之间因果关系的一种方法。在本文中, 它可以解决货币增长是否引起通货膨胀的问题, 主要研究近期的通货膨胀能够在多大程度上被过去的货币增长所解释, 加入货币增长的滞后值是否使解释程度提高。如果货币增长对通货膨胀的预测在统计上显著时, 就认为货币增长是通货膨胀的格兰杰原因。目前, 格兰杰检验在学术界和实物研究领域被广泛采用; 但该方法的不足在于, 它只是在设定的显著性水平上解决“是”与“非”的问题, 即货币增长是通货膨胀的格兰杰原因, 或货币增长不是通货膨胀的格兰杰原因, 它是对相关问题的一个定性研究和静态检验。本文的主要贡献在于, 通过动态格兰杰因果关系检验, 构造了 GF 统计量并设计了“格兰杰-F”检验和“格兰杰-F”统计量, 旨在对货币增长和通货膨胀的因果关系进行数量论证, 并主要解决以下问题:

第一, 该格兰杰因果关系在既定的显著性水平上是否稳定, 格兰杰因果关系的强度是否随时间发生变化? 第二, 是什么因素导致了该格兰杰因果关系的发生, 即导致货币增长引起物价水平变化的因素是什么? 或者, 货币增长通过什么渠道影响物价水平的变化? 第三, 货币增长引起的通货膨胀是否影响了经济增长?

## 一、研究方法

格兰杰因果关系的定义是: 如果一个变量的滞后值能帮助预测另一个变量, 那么这个变量就是另一个变量的格兰杰原因, 其公式为:

$$\begin{bmatrix} \text{CPI}_t \\ \text{M}_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{CPI}_{t-1} \\ \text{M}_{2t-1} \end{bmatrix} + \cdots +$$

$$\begin{bmatrix} a_{11}^p & a_{12}^p \\ a_{21}^p & a_{22}^p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} CPI_{t-p} \\ M_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

当且仅当系数矩阵中的系数  $a_{12}^p$  全部为 0 时，变量  $M_2$  不能“格兰杰”引起  $CPI$ ，等价于  $M_2$  外生于  $CPI$ 。此检验的原假设  $H_0$  为： $a_{12}^p$  全部为 0，即  $M_2$  不是  $CPI$  的格兰杰原因。如果原假设被拒绝，可以认为  $M_2$  是  $CPI$  的格兰杰原因。

本文构造的 GF 统计量基于动态递归格兰杰检验。递归格兰杰检验的方法是：假定检验区间为  $t_0-t_T$ ，首先选定一个合适的子区间  $t_0-t_n$  ( $n < T$ ) 进行格兰杰检验，然后随着新观测值的增加，重新对扩大的样本区间进行格兰杰检验，直至样本区间的尾端 ( $t_T$ )。

$$GF\text{ 统计量} = \frac{S_t}{F_{\text{临界值},t}}$$

其中， $S_t = \frac{(RSS_{0,t} - RSS_{1,t}) / p}{RSS_1 / (t_T - 2p - 1)}$  服从 F 分布。 $RSS_{1,t}$  是 (1) 式中  $CPI$  方程的残差平方和； $RSS_{0,t}$  是  $CPI$  方程中不含  $M_2$  滞后变量的残差平方和。P 是滞后期间， $t_T$  是检验区间的时间终值。 $F_{\text{临界值},t}$  是在  $t_T$  时刻，在既定的显著性水平上 F 分布的临界值。因此，如果  $S_t > F_{\text{临界值},t}$  ( $GF$  统计量  $\geq 1$ )，则说明  $M_2$  是  $CPI$  的格兰杰原因；反之， $M_2$  不是  $CPI$  的格兰杰原因。

由于 GF 统计量构成的时间序列可以描述  $M_2$  和  $CPI$  因果传导关系稳定性的时变特征；为

此，GF 统计量在不同检验期间的数值大小具有了数量意义：数值越大说明两个变量的格兰杰因果关系越稳定，数值的波动反映了格兰杰因果关系强度的变化。在该统计量的基础上，我们就可以考察什么因素能够预测 GF 统计量，即：货币增长导致通货膨胀的格兰杰原因是什？或者  $M_2$  通过什么渠道成为通货膨胀的格兰杰原因？为了检验上述问题，本文提出了“格兰杰—F”检验，即：考察一个外部变量（例如经济增长），与 GF 统计量（反映货币增长导致通货膨胀的格兰杰原因）的格兰杰因果关系。同时，运用动态递归法，创造了“格兰杰—F”统计量，旨在捕捉这一因果传导关系的动态特征。

## 二、实证分析

### (一) 数据

本文选取  $M_2$  代表货币供给量；用定基  $CPI$  代表物价水平；由于国内生产总值仅有季度数据，因此用月度工业增加值代表经济增长 (GDP)。为了获取平滑数据，分别对  $M_2$ 、 $CPI$  和 GDP 取对数。样本的检验区间为 2001 年 1 月至 2011 年 8 月。所有数据来源于万德数据库。

格兰杰因果关系检验需要被考察数据具有平稳的特征，为此，本节首先采用 ADF 方法对  $M_2$ 、 $CPI$  和 GDP 三个数据进行单位根检验（见表 1）。

表 1 时间序列的单位根检验

变量	检验形式 (c,t,k)	ADF 统计量	1% 临界值	P 值	结论
$M_2$	(c,t,4)	-2.091	-4.034	0.545	不平稳
$CPI$	(c,t,1)	-3.197	-4.032	0.186	不平稳
GDP	(c,t,4)	-2.119	-4.034	0.530	不平稳
$M_2$ 一阶差分形式	(c,0,3)	-5.332	-3.484	0.000	平稳
$CPI$ 一阶差分形式	(c,0,1)	-8.098	-3.483	0.000	平稳
GDP 一阶差分形式	(c,0,3)	-10.327	-3.484	0.000	平稳

注：(1) 检验形式中的 c 和 t 表示带有常数项和趋势项，k 表示滞后阶数；(2) 滞后期 k 的选择标准是以 AIC 和 SC 准则进行判断。

由表 1 可以看出， $M_2$ 、 $CPI$  和 GDP 三个变量在 1% 的显著水平上都不能拒绝零假设，即都存在单位根，或表述为这三个时间序列都是不

平稳的。而各变量的一阶差分形式在 1% 的显著水平下都拒绝了零假设，因此不存在单位根，即一阶差分后各变量都是平稳的。因此，三个

变量均服从 I(1) 过程，它们的一阶差分形式符合格兰杰检验的前提条件。

## (二) 货币增长是否为通货膨胀的主因

图 1 的 GF 统计量走势图反映了货币增长  $M_2$  是否成为通货膨胀 CPI 的格兰杰原因的时变特征，并分别描述了滞后 1 期到滞后 6 期的不同情形。其中，黑色实线表示  $M_2$  是否是引起 CPI 变动的格兰杰原因；标记的常数 1 代表在 1% 显著性水平上的判断标准。当黑色实线大于常数 1 时，说明  $M_2$  向 CPI 传导的格兰杰原因在 1% 的显著性水平上显著，黑色实线的数值越大，说明传导关系越稳定。从图 1 的 GF 统计量走势图，可以发现  $M_2$  导致 CPI 变化的因果关系具有如下特征：

第一，货币增长并非总是通货膨胀的格兰杰原因。从整个样本期间来看，GF 统计量并不是一个恒定的常数，而是随时间的推移出现剧烈波

动的特征，这意味着  $M_2$  向 CPI 传导的格兰杰因果关系并不稳定。综合不同的滞后期间可以看出，GF 统计量在 2008 年 2 月以前一直在常数“1”之下波动，说明在 2003 年 1 月至 2008 年 1 月这段时期内，我国的货币增长并不是导致物价水平上涨的原因。但在 2008 年 2 月以后，GF 统计量出现了跳跃式增长，超过了常数值“1”，并在相对较高的水平上波动，这种情形一直持续到 2009 年的年初，这说明，在 2008 年 2 月至 2009 年年初的这段时期内，货币增长在 1% 的显著性水平上是物价水平上涨的格兰杰原因。

第二，GF 统计量在 2008 年 2 月出现跳跃式增长的原因是多方面的。从商品的供求关系来看，与 2006 年相比，我国 2007 年肉猪出栏数下降了 7.68%，猪肉产量下降了 7.8%，由此导致猪肉供不应求，猪肉价格随之走高并推动食品类 CPI 及 CPI 总指数上行。从货币角度来看，我国

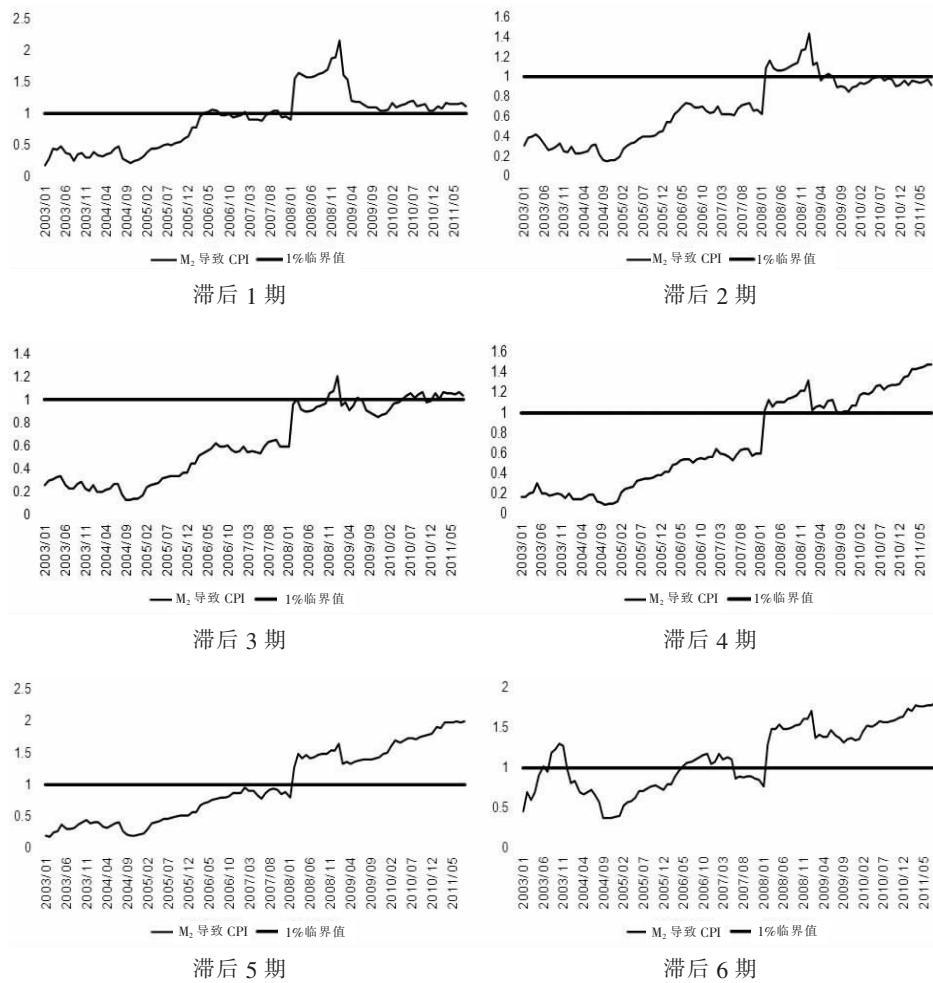


图 1 GF 统计量走势图

股市从 2007 年年底开始大幅下探，大部分资金撤离股市，而撤离股市的资金有相当一部分进入到商品和服务的流通环节之中，进而推高物价水平。在这些因素的合力作用之下，货币增长开始成为物价水平上升的主要原因。

第三，在 2009 年 1 月，GF 统计量在滞后 1 期、2 期和 3 期的情形下达到了检验区间的最高值；在滞后 4 期、5 期和 6 期的情形下达到了阶段性的高点。这说明，货币增长与通货膨胀在这一时期的因果关系最为显著。这一现象的可能原因在于，随着次贷危机在全球的蔓延，我国反危机的货币政策操作力度越来越大，在 2008 年 11 月推出 4 万亿元财政刺激措施的同时，开始实行适度宽松的货币政策。从 2008 年下半年开始数次下调 1 年期存贷款利率；法定存款准备金率从 6 月的 17.5% 下调至年底的 15.5%；从央行票据的发行量来看，2008 年 11 月和 12 月，央票的发行总量分别只有 300 亿和 600 亿元，这是自 2004 年以来最小的单月央行票据发行量。在宽松的货币政策之下，货币供应量 ( $M_2$ ) 的增速在 2008 年 11 月开始反弹，并一路飙升，对物价水平（定基 CPI 指数）的影响越来越显著。但自 2009 年 2 月开始至随后几个月，我国物价水平进入负增长阶段，货币增长在这段时间内并未引起物价水平相应的增长，为此，反映二者因果关系的

GF 统计量随后呈现出急剧下降的态势。

第四，根据滞后区间的不同，GF 统计量在 2009 年下半年以后呈现不同的特征。滞后 1 期、2 期和 3 期的 GF 统计量在 2009 年的下半年出现了大幅下探，之后在标准线“1”的周围波动，这说明货币供给对物价水平波动的解释能力并不稳定。滞后 4 期、5 期和 6 期的 GF 统计量在 2009 年下半年出现了小幅下挫之后，又快速爬升，并超过了 2009 年 1 月的阶段性高点，这说明货币增长对通货膨胀的解释能力越来越强。为什么不同滞后期间的 GF 统计量会产生不同的结果？其中的可能解释是，随着滞后期间的增加， $M_2$  向 CPI 传导的渠道可能会增多，即  $M_2$  可能并不对 CPI 直接产生影响，而是  $M_2$  通过影响一个或几个中间变量，之后中间变量再对 CPI 产生影响。下一节将对这种可能进行数量论证。

### （三）经济增长扮演了什么角色

在确定了  $M_2$  和 CPI 的因果传导关系之后，本文通过设计“格兰杰—F”检验和“格兰杰—F”统计量考察经济增长在  $M_2$  成为 CPI 的格兰杰原因中发挥了怎样的作用，即经济增长是否导致了  $M_2$  引起 CPI 的变动？或者  $M_2$  是否通过经济增长的渠道影响了 CPI 的变化？

从表 2 的“格兰杰—F”检验可以看出，GDP 不是 GF5（或 GF6）统计量的格兰杰原因

表 2 格兰杰—F 检验

原假设	F 统计量	P 值	结论
GDP 不是 GF1 统计量的格兰杰原因	0.700	0.499	接受原假设
GF1 统计量不是 GDP 的格兰杰原因	0.532	0.589	接受原假设
GDP 不是 GF2 统计量的格兰杰原因	0.894	0.412	接受原假设
GF2 统计量不是 GDP 的格兰杰原因	0.763	0.469	接受原假设
GDP 不是 GF3 统计量的格兰杰原因	0.739	0.480	接受原假设
GF3 统计量不是 GDP 的格兰杰原因	1.479	0.233	接受原假设
GDP 不是 GF4 统计量的格兰杰原因	1.451	0.239	接受原假设
GF4 统计量不是 GDP 的格兰杰原因	0.441	0.645	接受原假设
GDP 不是 GF5 统计量的格兰杰原因	3.350	0.004	拒绝原假设
GF5 统计量不是 GDP 的格兰杰原因	0.376	0.687	接受原假设
GDP 不是 GF6 统计量的格兰杰原因	3.382	0.006	拒绝原假设
GF6 统计量不是 GDP 的格兰杰原因	1.053	0.384	接受原假设

注：（1）GF1 表示滞后 1 期的  $M_2$  与 CPI 的格兰杰因果关系，GF6 表示滞后 6 期的  $M_2$  与 CPI 的格兰杰因果关系，下同；（2）由于 GDP 和 GF\* 两个变量都符合 I(1) 过程，在进行“格兰杰—F”检验之前，首先对 GDP 和 GF\* 变量进行了差分处理，下同；（3）该检验的滞后阶数根据 AIC 和 SC 准则进行判断。

在1%的显著性水平上被拒绝；而GDP不是GF1（或GF2、GF3和GF4）统计量的格兰杰原因被接受。这说明如果货币增长（M<sub>2</sub>）在5–6个月内引起了物价水平（CPI）的变化，那么经济增长是造成M<sub>2</sub>引起CPI变化的格兰杰原因；但如果M<sub>2</sub>在1–4个月内引起了CPI的变化，经济增长在中间的推动作用则并不显著。

为了更全面地说明问题，本文对M<sub>2</sub>、CPI

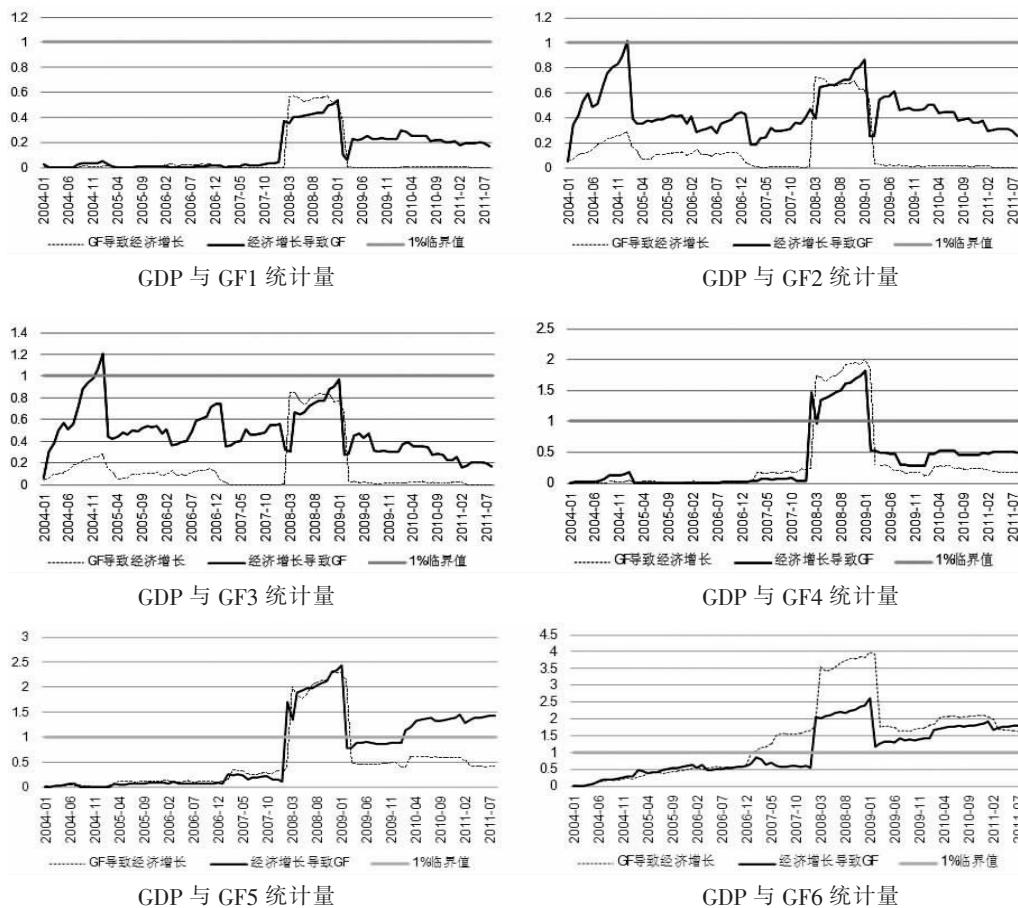
和GDP三个变量作了传统的格兰杰因果关系检验（见表3），发现M<sub>2</sub>是经济增长的格兰杰原因；经济增长是CPI的格兰杰原因。结合“格兰杰—F”检验的结果：经济增长是“M<sub>2</sub>是CPI格兰杰原因”的格兰杰原因。为此，我们发现，在相对较长的时间内（例如5–6个月），经济增长是导致M<sub>2</sub>引起CPI变化的原因，M<sub>2</sub>通过经济增长的渠道影响CPI的变化。

图2显示了“格兰杰—F”检验的结果，

表3 传统的格兰杰检验

原假设	F统计量	P值	结论
GDP不是M <sub>2</sub> 的格兰杰原因	2.963	0.024	拒绝原假设
M <sub>2</sub> 不是GDP的格兰杰原因	13.987	0.000	拒绝原假设
CPI不是GDP的格兰杰原因	4.463	0.001	拒绝原假设
GDP不是CPI的格兰杰原因	3.035	0.010	拒绝原假设

注：该检验的滞后阶数根据AIC和SC准则进行判断。



注：受篇幅限制，图2只展示了GDP与GF统计量滞后1期的格兰杰因果关系的情形。GF1表示滞后1期的M<sub>2</sub>与CPI的格兰杰因果关系；GF6表示滞后6期的M<sub>2</sub>与CPI的格兰杰因果关系。

图2 “格兰杰—F”统计量走势图

“格兰杰—F”统计量描述了GDP与“GF”统计量因果关系的动态特征。图中黑色的实线表示GDP是否为引起“GF”变动的格兰杰原因；标记的常数1代表在1%显著性水平上的判断标准。由于“GF”统计量衡量了M<sub>2</sub>成为CPI格兰杰原因的稳定性，为此，当图2中的黑色实线大于标准值“1”的时候，说明GDP是M<sub>2</sub>引起CPI变化的格兰杰原因，并且，黑色实线的值越大，说明这种因果传导关系越稳定。

从图2可以看出，“格兰杰—F”统计量随时间呈现剧烈波动的特征，这说明：经济增长并不总是M<sub>2</sub>引起CPI变化的格兰杰原因；或者，M<sub>2</sub>并不总是通过经济增长的途径来影响CPI变化。图2中GDP与GF1、GF2和GF3的因果关系并不显著，从GF4开始，GDP才阶段性地成为GF统计量的格兰杰原因。这说明在相对较长的时间（例如4个月以上），M<sub>2</sub>才能通过GDP的途径对CPI产生影响。这一结论有力地支撑了图1所反映的情形：2009年以后，M<sub>2</sub>在相对较短的时期内（3个月以内），对CPI的影响并不显著；因为在这一时期内，图2中GDP作为M<sub>2</sub>影响CPI的中间渠道并不显著。但在4—6个月相对较长的时期内，GDP作为中间渠道的作用开始变得显著（见图2），为此，M<sub>2</sub>对CPI的影响随之变得显著（见图1）。这一结论从因果关系的角度验证了Bernanke & Mihov（1999）的观点，由于价格存在某种刚性，市场中的货币增长对物价水平的冲击首先会体现在产出上，并在滞后一段时间才会在价格上有所表现，而本节的结论发现滞后的这段时间在4—6个月。

#### （四）货币增长引起的通货膨胀是否影响了经济增长

图2中“格兰杰—F”统计量描述了GDP与GF统计量因果关系的动态特征。图中黑色的虚线表示GF统计量的增长是否为GDP变化的格兰杰原因，其中GF统计量数值的大小表示M<sub>2</sub>引起CPI变化的格兰杰因果关系的强弱程度。图2的结果显示，GF4和GF5统计量在2008年这一时期能够导致GDP的增长；GF6在2008年以后能够导致GDP的增长。这说明：货币增长引起的物价水平上涨（在相对较长的时

期内，例如4—6个月）能够促进经济的增长。特别是在经济增速放缓的时期，这种因果关系更为明显。例如，2008年我国经济增速跌到10%以下，而在这一时期，我国货币增长导致的通货膨胀成为GDP增长的格兰杰原因，并且这一因果关系的强度在这一期间达到了最大值。这说明，我国政府由于增加货币供给所导致的物价水平上涨并不一定会阻碍经济的增长；而且，在经济增速放缓的时期内，由于货币增长引起的物价水平上涨还会刺激经济的增长。这一结论与凯恩斯学派的促进论基本保持一致，在经济没有达到充分就业的情况下，增加货币供应量不一定必然导致通货膨胀，此时，适度的通货膨胀有利于刺激有效需求，促进生产与增加就业。

### 三、结论、政策建议与进一步研究方向

货币增长是否是通货膨胀的主因？以及它们与经济增长之间的传导关系历来是货币政策关注的热点问题。本文在动态格兰杰因果关系的基础上，通过构造“GF”统计量检验了我国2001年以后货币增长与通货膨胀的动态因果关系；而且，通过设计“格兰杰—F”检验，和创造“格兰杰—F”统计量考察了经济增长在货币增长与通货膨胀传导关系中所扮演的角色。主要发现如下：

第一，在2001—2011年的检验期间内，货币增长并非总是通货膨胀的格兰杰原因。这一结论从因果关系的角度验证了王国刚（2009）的观点，他认为物价变动并非总是货币政策的函数，而且货币并不一定是引起物价变动的唯一因素。本文发现：M<sub>2</sub>向CPI传导的格兰杰因果关系不稳定，在2003年1月至2008年1月这段时期内，我国的货币增长并不是导致物价水平上涨的原因。但在2008年2月至2009年年初的这段时期内，货币增长在1%的显著性水平上是物价水平上涨的格兰杰原因。

第二，2009年以后，货币增长与通货膨胀的因果关系，随着检验滞后期间的延长，由不显著变为显著。本文提出的假设和检验证实，

2008年以后，在相对较长的滞后期间（例如4-6个月），货币增长是通过经济增长的渠道对物价水平产生影响，或者，经济增长是货币增长导致物价水平变化的格兰杰原因。这一结论从因果关系的角度证实了 Bernanke & Mihov (1999) 的观点，他们发现货币增长首先会影响产出，之后才会导致物价水平的上涨。

第三，货币供给所导致的物价水平上涨并不一定会阻碍经济的增长；相反，在经济低迷时期，由于货币增长所导致的物价水平上涨还会带动经济增长。

本文为以后的研究留下了一些开放性问题：首先，本文的结论并不具排它性，除了经济增长之外，货币增长也可能通过其他渠道影响物

价水平的变化，例如人均可支配收入，但受限于高频数据的可得性，本文没有对其进行检验。其次，将货币供应量和通货膨胀分开来看，能够分别对二者产生影响的因素繁多，例如汇率、外汇储备等因素可能会对货币供应量产生影响；中国的制度变革、食品的流通问题以及临时性冲击等因素可能会对物价水平产生影响。但本文的重点在于，研究货币增长与通货膨胀之间的因果传导关系，以及经济增长在这一传导关系中所扮演的角色。最后，在未来的研究中，相关问题的国别比较和验证可以对不同类型的货币政策进行评价。

（责任编辑 汪 川）

#### 参考文献：

- [1] 方勇, 吴剑飞. 中国的通货膨胀：外部冲击抑或货币超发—基于贝叶斯向量自回归样本外预测模型的实证[J]. 国际金融研究, 2009 (4): 72-78
- [2] 欧阳志刚, 史焕平. 后金融危机的货币供给过剩及其效应[J]. 经济研究, 2011 (7): 102-115
- [3] 桑百川. 我国步入成本推动型的全面通货膨胀时代[J]. 经济导刊, 2008 (1): 26-27
- [4] 苏剑. 中国目前的通货膨胀：特点、成因及对策[J]. 经济学动态, 2011 (1): 50-55
- [5] 王国刚. 物价变动并非总是货币政策的函数[J]. 经济学动态, 2009 (10): 29-35
- [6] 王宏利. 中国物价走势分析及其宏观调控[J]. 世界经济, 2005 (7): 107-126
- [7] Bernanke, B. S. et al. Inflation Targeting: Lessons from the International Experience[M]. New Jersey: Princeton University Press, 1999
- [8] Christian E. Weber. Cyclical Output, Cyclical Unemployment, and Okun's Coefficient: A New Approach [J]. Journal of Applied Econometrics, 1995 (10): 433-445
- [9] Friedman, M. The Role of Monetary Policy[J]. The American Economic Review, 1968 (58): 1-17
- [10] Friedman, M., and K. Kuttner. Money, Income, Prices, and Interest Rates [J]. American Economic Review, 1992 (82): 472-492
- [11] Friedman, M., and K. Kuttner. Another Look at the Evidence on Money-Income Causality [J]. Journal of Econometrics, 1993 (57): 189-203
- [12] Granger. C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods [J]. Econometrica, 1969 (37): 424-438
- [13] McCandless G. T. and W. E. Weber. Some Monetary Facts [J]. Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1995 (3): 13-27
- [14] Sims C. A. Money, Income and Causality[J]. American Economic Review, 1972 (62): 540-552

**Abstract:** This paper examines the time-varying Granger Causality relation between monetary growth and inflation of China through constructing the “GF” statistic, and investigates the impact of economic growth on this relation by the “Granger-F” test and “Granger-F” statistic. We find that monetary growth does not necessarily cause inflation all the time. Monetary growth has become the causality of inflation since 2008, of which the economic growth was the main carrier. And the inflation caused by monetary growth was able to promote economic growth during this period.

**Keywords:** Monetary Growth; Inflation; Granger-F Test