

中国货币政策效应与传导之谜

——基于结构 VAR 的分析

中国财政金融政策研究中心 瞿强

摘要：近年来，随着国内外经济形势的变化，货币政策在宏观调控中备受瞩目，但是关于货币政策的实际效应以及传导，一直在理论和政策两方面存在较大分歧；为了从基础上讨论这一问题，本文利用迄今为止最长期、最完整的时间序列数据，构建一个 6 变量结构性向量自回归模型（SVAR），初步刻画并分析货币政策的主要指标对实际经济的影响及其传导路径；得出一个基本的观察，即信贷无论是对产出还是价格变化都有较为显著的影响。

一、引言

自 2007 年以来，受国内外因素的影响，中国高速增长的经济似乎出现了一些问题，通胀率上升并维持在一个较高的水平，经济增长有减速之虞，中小企业破产的显著增加，则直接带来了失业问题。在此背景下，作为宏观调控政策体系的主体，货币政策再一次成为讨论的焦点，并常常被寄以厚望。实际上，对一个逐步转型于计划经济的政府来说，强调货币政策的重要性一直是一种思维惯性。

问题是，货币政策对实际经济（特别是经济增长、物价控制）究竟有多大的效用？它的具体传导路径是什么？这是我们在讨论货币政策时首先要考虑的前提。

先看货币政策的传导。这是一个像货币本身一样存在众多争论的话题，到目前为止，关于货币政策传导机制的一个比较完整的理论概括，见于米什金 1995 年为美国《经济学展望》杂志编辑的一期专辑（Mishikin etc., 1995），其中邀请几位代表性人物，对三种主流理论进行了系统阐述。泰勒（Taylor）坚持传统的凯恩斯主义观点，强调货币资金利率的作用，认为货币政策变化，引起短期市场利率变化，经由市场预期作用，影响长期利率，进而实际投资，最终影响产出；梅尔泽（Meltzer）强调货币主义观点，认为货币政策变化，引起普遍的资产价格调整，通过“托宾 Q 效应”影响投资，通过“财富效应”影响消费，最终影响产出；伯南科（Bernanke）则提出了新的信贷观点，认为货币政策变化，影响资产价格，影响企业和银行的净价值，进而影响经济中的信贷规模，最终影响产出。围绕这三大理论存在大量的理论分析与实证检验；但是分歧仍然很大。

就中国货币政策传导而言，上述三种理论均有很大局限，就第一种观点而言，投资对利率的弹性不大；就第二、第三种观点而言，由于上市公司在产出的比重、金融资产在居民资

产结构中的比重均在 15%左右, 资产价格变化对投资、消费和信贷的影响受到很大制约。因此, 分析中国货币政策的传导机制, 一方面, 必须联系现有的金融体系市场化程度, 以及特殊的增长格局中各经济主体的行为特征; 同时, 还要注意依赖行政力量的政策操作对金融体系发展的长期影响。学术界对上述各种理论都有探讨, 政策部门具有代表性的看法集中在中国人民银行与 IMF2004 年组织的一次专题研讨会中 (金琪主编, 2005)。

本文不沿着上述理论流派进行分析, 而是从它们的共同基础出发, 就是说, 无论何种传导机制与理论, 首先都需要解释货币政策的效应。这既是一个必要的前提, 也是另一个长期争论的政策问题, 它背后涉及到一个更基本的理论问题, 就是货币 / 货币政策对实际经济活动有多大的影响。

在中国讨论货币政策效应时, 一个代表性的看法是比较每个年度中央银行货币数量、贷款规模以及物价水平的目标值与实际值之间的缺口 (例如谢平 2005)。

表 1 中国货币政策的目标值与实际值 (单位: %; 贷款增加额 (10 亿 RMB))

年份	M1		M2		金融机构贷款增加额		物价水平	
	目标值	实际值	目标值	实际值	目标值	实际值	目标值	实际值
1998	17	11.9	16-18	15.3	900-1000	11491	5	-2.6
1999	14	17.7	14-15	14.7	1355	1285	2	-1.4
2000	15-17	16	14-15	12.3	1100	1335	1	0.4
2001	13-14	12.65	15-16	14.42	1300	1291	1-2	0.7
2002	13	16.82	13	16.78	1300	1848	1-2	-0.8
2003	16	18.7	16	19.6				
2004	17	13.6	17	14.6				
2005	15	11.8	15	17.6				
2006	14	17.5	16	16.9				

资料来源:《中国金融统计》各期。

但是, 上述方法显然存在一个悖论: 货币政策的实际值与目标值一直存在较大偏差, 但是, CPI 与经济增长总体上是稳定的。

如果以货币数量、信贷规模为指标, 其缺口说明中央银行对货币总量与信贷规模的控制能力有限, 中国近十年的货币政策有效性较弱; 如果以后者为指标, 货币政策的最终目标基本实现, 货币政策表现良好。这两者之间究竟存在何种冲突, 如何解释? 对未来有何启示?

而且, 为什么从 2007 年下半年开始, 中国的 CPI 重新开始显著上升? 这种上升是此前宽松的货币政策经过一段较长的“时滞”开始发挥作用, 还是实际经济运行本身过热的必然反映, 还是内外经济失衡的结果? 如果这几种因素同时具有, 是否可以适当分析各自的权重?

这对于准确判断当前通胀的成因，因而对于采取何种反通胀政策，具有重要意义。

货币政策有效性的理论基础是货币对实际经济的作用，简单地说，就是货币是否中性？无论何种经济学理论，对于这一问题大致存在基本共识，货币在长期中是中性的，但是在短期中是非中性的。因而，货币政策的有效性问题的本质上是属于短期经济分析范畴的。新古典学派以卢卡斯为代表，认为短期中没有预期到的通胀对经济有真实效应，而预期到的通胀则没有效应；相应的政策主张是提高政策透明度、增加中央银行反通胀的信誉等等。另一方面，新凯恩斯主义则从市场不完全、价格粘性出发，为短期货币政策的作用提供了更大的空间。

一个更重要的问题是，传统的货币政策分析中，货币自然处于核心地位；但是随着金融体系的变化，尤其是金融市场的发展，货币的作用不断受到质疑；在美国、日本等国家，货币政策操作中，利率自 90 年代以来，其重要性已经取代货币数量；但是，在中国似乎难以得出这样的结论。此外，作为推动实际经济结构变化、影响经济金融整体活动的主要因素，即信贷规模，应该如何考虑？

二、关于货币政策效应的实证研究

（一）研究货币政策的基本思路：区分“长期规则”与“短期冲击”

20 世纪 80 年代以来，向量自回归（VAR）模型，在宏观经济尤其是货币政策的实证研究领域得到广泛应用。当然，对这一方法存在的一些问题，例如有效性、界限，经济学解释（即模型的“识别问题”），还有争论。

在对货币政策效果进行实证分析时，首先需要区分“政策规则”（Policy rule）和“政策冲击”（policy shock）。前者是货币政策长期、内生、原则性的运营，可以理解为货币政策对基本经济运行的正常反应；后者则是对“规则”的短期偏离，属于外生性的政策变化，是货币政策试图调节经济的反映。VAR 方法检验的就是货币政策冲击的效应，因此，必须将两者区别开来。这种分析方法应该说触及到关于货币信贷数量与实际经济之间关系的基本思想；也就是说，货币是被动适应经济活动需要，还是具有短期非中性效应。前者对应 Rule，后者对应 Shock。

我们将表示货币政策基本取向的指标表示为“ x ”，即货币政策变量，主要有两种类型，一种是短期利率，另一种是货币信贷数量（例如基础货币、货币供应量、存款准备金、信贷规模）等。

将可能受货币政策影响的经济系统中的其他主要变量设为 z ，例如实际产出、就业、物价、货币供应量、资产价格、汇率等。

这样，我们就可以将货币政策的“外生冲击”和“内生反应”写成如下的公式：

$$x=f(z)+\varepsilon \quad (1)$$

这里，函数 $f(\cdot)$ 刻画的是经济变量 z 和政策变量 x 之间的系统性关系，相当于货币政

策内生的、被动的反应,因此也称为“政策反应函数”。如果这种关系在较长时间中是稳定的,就意味着货币政策是基于一定的规则来操作的,所以, $f(z)$ 又称作“货币政策规则”、或“反馈规则”(feedback rule)。例如,根据泰勒规则将短期利率当作政策指标,就可以推导出中央银行的最优政策措施,也可以理解为货币或货币政策对实际经济发展的正常反应。

相反, ε 则是上述政策规则难以解释的政策变化,是外生的“政策冲击”。中央银行有可能根据对不同的经济形势的判断(例如金融危机、国际政策协调、甚至大的自然灾害等),短期中采取宽松或紧缩的政策,从而偏离其长期规则。此外,在实际政策决策过程中,不同的力量之间的博弈也可能形成政策冲击。由于这些原因,“政策冲击”在模型中表示为随机变量。

对货币政策效果的评估与分析,实际上主要是分析 ε 的影响。

在计量分析中,一般并不仔细区分引起政策外生变化的每一个具体原因,通常是将其合起来通称为“政策冲击”。这些冲击中,既有为适应短期形势变化,进行合理调控的部分,也有可能包含中央银行在受到政治压力、国际压力、舆论压力时,过度调控的部分。这两部分效应在实证分析时,是很难区分的。

采用 VAR 模型分析货币政策效应,实际上是使用各变量的过去值或“滞后值”来估算现在值。如果基本的经济制度、结构以及相应的经济主体的行为方式发生了变化,这种估计方法就会出现很大问题。因此,在用 $f(z)$ 表示政策规则时,一个隐含的前提是,经济制度和结构基本稳定。如果制度发生变化,例如货币政策目标、汇率制度发生变化,相应地,经济主体的行为、各经济变量之间的相互关系都有可能改变,这就是大家熟知的“卢卡斯批评”。此外,货币政策外部环境变化,例如企业的生产率、人们的预期、风险偏好、持有货币的意愿、银行贷款意愿等,在模型中被解释为诸如“实际冲击”、“货币需求冲击”这样的“结构冲击”。模型中另一个前提是,这些结构冲击不能影响模型中内生的相互关系。

当然,在实际分析中,上述经济制度、结构和行为的变化并不容易识别。因此,使用 VAR 分析货币政策效应,的首要任务之一,就是要区分这种政策效应是由“政策冲击”引起的,还是由更根本的“政策规则”变化引起的。

(二) 从向量自回归 (VAR) 到结构性向量自回归 (SVAR)

所谓自回归 (AR) 是用变量自己的过去值来解释 (即回归) 的时序列模型。VAR 是单变量自回归模型的向量版。

为什么近年来,分析方法普遍从 VAR 转向 SVAR?

1960—70 年代,宏观经济学实证研究领域流行的是以联立方程为基础的计量模型。Sims (1980) 对这种方法的过于主观的“识别约束”提出了批评 (即 “incredible identification”), 并发展了标准的 VAR 模型,强调“让数据自己说话”,单纯分析变量

之间的动态统计关系，并不说明变量相互之间的理论关系（即经济结构），甚至是尽量刻意排除先验的理论约束。但是，这种方法反过来又被传统的计量经济学家批评为“乏理论的”（atheoretical）（Cooley & Leroy, 1985）。此后，VAR 方法沿着受事前信息（prior information）约束的“约束型 VAR”（restricted VAR）的方向发展，SVAR 就是其中的一种。可以说，SVAR 就是在时间序列分析和传统的计量经济学的不断争论中产生的一种折衷性的分析方法。

SVAR 的定义：

SVAR 是以 VAR 动态联立方程表现的结构模型所对应的简化式模型（也称简化式模型，reduced-form）为前提，同时明确考虑模型中各变量之间的识别约束，试图解释变量间经济关系的一种方法。（对变量之间相互关系的识别约束又可以分为两类，从经济的短期变化和长期变化角度看，经济冲击应该明确区分为暂时的冲击和永久性冲击。短期的冲击是通过对变量间方差—协方差行列式的识别；长期冲击则是通过长期乘数为零来识别，从数学的角度说，就是滞后多项式中任意两个变量之间的参数之和为零的约束）。

简言之，SVAR 中的结构，指的是模型中发生的外生冲击，无论是“实际冲击”，还是“货币政策冲击”，都是作为经济学中可以解释的“结构冲击”，是可以识别的（identify）。因此，“结构性 VAR”也可以等同于“可识别的 VAR”。

（三）SVAR 的建模与识别：

首先，设作为分析对象的 n 个经济变量的 t 期值构成的向量为 $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{nt})'$ ，其中的变量受到以下因素的影响，第一，其他变量的 t 期值；第二，该变量本身以及其他变量 p 期滞后值的影响；第三，该变量以外变量的影响，而且这种影响独立于其他变量非预期变化（这就是所谓的结构性冲击）。这些特点可以表示为以下近似线性的模型，

$$A_0 X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

A_i ($i=0, \dots, p$) 是 $n \times n$ 维系数矩阵，反映变量之间内生的、可以由经济理论解释的相互关系；

ε_t 是 n 维结构冲击向量，各个冲击是白噪音，均值为零，且相互独立。根据这些假设，则 ε_t 的协方差矩阵 D 显然是对角矩阵。

（2）式是结构性 VAR 模型。

在 SVAR 模型中，假设各种冲击之间相互没有影响，也即冲击之间是正交的。经济体系中虽然存在多种冲击，但是假设这里分解、识别的冲击是与其他冲击没有相互关系的，最根本的冲击。只有根据这个假设，才能分析各个冲击的独立的动态影响（也即脉冲响应）。这是 SVAR 通常的假设，而传统的宏观计量模型中一般没有这个要求。

系数行列式 A_i 的约束取决于不同的识别方法。但是，共同之处在于，尽量排除先验的、任意的假定。这也是 VAR 模型与传统的宏观计量模型的区别。

传统的宏观经济模型规模庞大, 动辄由几十甚至几百个方程构成的联立方程体系, 其中对系数的约束, 主要是根据研究者的主观判断 (或者事前估计所显示的系数的显著性水平) 来进行的 (其中大部分为零约束)。这样一来, 模型往往由于约束过多, 会出现 “过度识别” (over identification) 的问题。正是出于这一点, Sims (1980) 提出了一种替代性的、主观前提相对较少的 SVAR 模型。

当然, SVAR 也有自身的问题。由于约束条件较少, 待估计的参数数量必然增加, 因而, 系统中的变量数量就要受到限制。就不可能用大规模的联立方程组来进行估计。此外, 由于相对于样本数据来说, 参数较多, 估计的结果可能不够稳定 (可参见古扎拉蒂, 2005)。因此, VAR 模型通常属于小规模模型, 变量大多为 3、4 个, 最多不超过 7、8 个。

SVAR 的识别。SVAR 模型的识别主要分为两个步骤。

首先, 估计 SVAR 所对应的简化式 VAR 模型 (reduced form VAR); 然后, 根据估计的结果与识别约束, 推导出 SVAR 的系数向量以及结构冲击。

(2) 式表示的 SVAR 模型两边左乘 A^{-1}_0 , 就可得到相应的简化式 VAR 模型,

$$X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \cdots + B_p X_{t-p} + u_t \quad (3)$$

这里的系数行列式 $B_0, B_1, \cdots, B_p$ 为, $B_i = A^{-1}_0 A_i$, u_t 是简化式的误差项向量,

$$\Sigma_u = B^{-1}_0 V_\varepsilon (B^{-1}_0)' \quad (4)$$

u_t 中, 通常含有多个结构冲击, 因此需要从其中识别最根本的结构冲击。

简化式 VAR 中的各个方程虽然可以利用 OLS 进行估计, 但是正因为是简化式, 所以估计的结果很难进行经济解释, 为此必须变换为有识别约束的 SVAR。

由 (3) 式可以看出, 待估计的系数为 $(B_1, B_2, \cdots, B_p)$ 的 pn^2 个, 以及对称矩阵 u_t 的协方差矩阵 Σ_u 中 $n(n+1)/2$ 个系数。另一方面, 为了得到 (2) 式的 SVAR, 需要识别的系数是 $A_i (i=0, \cdots, p)$ 中 $(p+1)n^2$, 以及作为对角矩阵的 ε_t 的协方差矩阵 D 的 n 个系数。因此, 从简化式 VAR 识别结构性冲击, 至少需要 $n(n-1)/2$ 个识别条件。

因此, 结构型 VAR 的识别问题, 可以归结为假设什么样的识别约束。使用不同的识别约束, 就会有不同的变换矩阵 R , 从而导出不同的 SVAR 模型。SVAR 分析中最关键的问题就是如何选择适当的识别条件。

通常, 识别约束决定于结构模型系数矩阵的假设。主要有两类, 一类是短期约束 (也称同期约束), 这是关于变量之间在同一时期关系的约束; 另一类是长期约束, 指的是关于结构冲击累积效果的约束。其中短期约束还可以分为递归约束 (recursive) 与非递归约束。

(1) 短期递归约束

设一个 4 变量系统的系数矩阵 B_0 为下三角阵,

$$\mathbf{B}_0 = \begin{bmatrix} \mathbf{b}_{11} & 0 & 0 & 0 \\ \mathbf{b}_{21} & \mathbf{b}_{22} & 0 & 0 \\ \mathbf{b}_{31} & \mathbf{b}_{32} & \mathbf{b}_{33} & 0 \\ \mathbf{b}_{41} & \mathbf{b}_{42} & \mathbf{b}_{43} & \mathbf{b}_{44} \end{bmatrix}$$

这里有 6 个零约束条件。

下三角阵，意味着我们只关心变量之间同一时点上的依赖关系，即：\$X_1\$ 独立于其他变量，\$X_2\$ 只依赖于 \$X_1\$，\$X_3\$ 依赖于 \$X_1, X_2\$，\$X_4\$ 依赖于所有其他三个变量。也就是说，变量之间的依赖关系是逐次扩大的（递归的）。结果，系统中外生性最强的变量放在最前面，相反，内生性最强的放在最后面。

由于 \$\mathbf{B}_0\$ 是下三角阵，它的逆阵 \$\mathbf{B}_0^{-1}\$ 也是下三角阵。由于 \$\mathbf{B}_0^{-1} = \mathbf{R}\$，因此，根据递归约束，\$\mathbf{R}\$ 也是下三角阵。一般地，\$k\$ 个变量系统有 \$k(k-1)/2\$ 个零约束，上述 4 变量系统中有 6 个零约束，因此，\$\mathbf{R}\$ 的元素是恰好识别的（just identified）。

递归约束中变量的顺序，也即变量外生性程度取决于研究者的主观判断。例如，对于货币政策变量的外生性，有时需要根据制度特征，事先进行假设。

Sims (1992) 在四个基本变量（利率 \$r\$、货币 \$m\$、物价 \$p_d\$、产出 \$y\$）的基础上，增加两个变量（汇率 \$e\$、国际商品价格 \$p_i\$）形成 6 变量模型，对 5 个国家（美国、英国、德国、法国、日本）的货币政策冲击的效果进行估计。基于递归约束（注意 6 个变量的顺序关系是，\$r\$、\$e\$、\$p_i\$、\$m\$、\$p\$、\$y\$）将正交化的利率作用货币政策冲击进行识别。

这种识别方法框架，对此后很多研究有重要影响，表现在，第一，在讨论货币政策冲击时，被估计的脉冲响应的形状、符号进行综合评估，看它们与基本经济理论是否一致。第二，指出“Price puzzle”，以及相应的解决方法。所谓“物价之谜”，指的是利率冲击（货币政策紧缩冲击）非但没有导致物价下降，而是导致物价上升这样的违背常态的脉冲响应结果。Sims (1992) 认为原因在于，原先的方程体系中没有包含物价指数、汇率这些指标，而这些指标是反映未来价格动向的先行指标，也是中央银行可以用来预测通胀的指标。如果增加这些指标，就能够消除，或至少是减少所谓的“物价之谜”。（通过对 4 变量体系和 6 变量体系的比较）。

此外，还有人将金融变量与非金融变量进行区分，采用“分块递归”的约束方法 (Block Recursive)；例如 Christiano, Eichenbaum and Evans (1999)。他们的模型是一个 7 变量模型 (\$y, p_d, p_i, r, TR, NBR, m\$)，其中 \$TR\$ 是存款准备，\$NBR\$ 是非借入准备。最初的三个变量构成了实际经济变量模块 \$\mathbf{Y}_t\$ (\$3 \times 1\$ 向量)，最后的三个变量构成了金融变量模块 \$\mathbf{Z}_t\$ (\$3 \times 1\$ 向量)；中间是作为货币政策指标的短期利率（在美国是联邦基金利率）\$MP_t\$。因此，变量向量 \$\mathbf{X}_t\$ 为，

$$\mathbf{X}_t = [\mathbf{Y}_t, MP_t, \mathbf{Z}_t]' \quad (5)$$

据此，识别约束是，

$$\mathbf{B}_0 = \begin{bmatrix} \mathbf{b}_{11} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{b}_{21} & \mathbf{b}_{22} & \mathbf{0} \\ \mathbf{b}_{31} & \mathbf{b}_{32} & \mathbf{b}_{33} \end{bmatrix} \quad (6)$$

($\mathbf{b}_{11}$, $\mathbf{b}_{31}$, $\mathbf{b}_{33}$) 是 3×3 、 $\mathbf{b}_{21}$ 是 1×3 , $\mathbf{b}_{32}$ 是 3×1 矩阵, $\mathbf{b}_{22}$ 是标量, $\mathbf{0}$ 是 $\mathbf{0}$ 矩阵。

所谓分块识别, 顾名思义, 就是以模块为单位, 分别进行递归约束。

(6) 式的识别, 意味着以下的约束, 第一, 货币政策以及金融变量模块的变化, 对实际变量模块, 在同一时期中没有影响; (因为产出和物价的变化需要时间, 在很短的时期中, 不受货币政策和金融因素的影响)。第二, 货币政策决策 (同一时期中) 的信息集中, 包含实际变量模块, 但是不包含金融变量模块。(因为货币政策决策时, 可以利用同一时期的产出指数、或 GDP 数据, 而货币数量则不然。当然, 这一点是有争论的)。

(2) 短期非递归约束

非递归约束不再要求 $\mathbf{B}_0$ 为下三角矩阵, 而是根据经济理论、制度特征, 进行零约束的识别方法。在这种情况下, 约束数可能大于识别所必要的数量, 出现过度识别。由于系数矩阵不是下三角阵, Cholesiki 分解无法使用, $\mathbf{B}_0$ 中的系数采用极大似然法来估计。

例如, Blanchard & Watson (1986): 设有 4 变量 (物价 p , 产出 y , 政府支出 g , 货币供应量 m) 体系, 考虑如下的总供给、总需求模型的识别方法。

$$\begin{bmatrix} p \\ y \\ g \\ m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & b_1 & 0 & 0 \\ -b_2 & 0 & b_3 & b_4 \\ b_5 & b_6 & 0 & 0 \\ b_7 & b_8 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p \\ y \\ g \\ m \end{bmatrix} + \text{滞后项} + \text{结构冲击} \quad (11)$$

各式之间的关系为,

总供给函数: $p = b_1 y$

总需求函数: $y = b_4 m - b_2 p + b_3 g$

政府支出规则: $g = b_6 y + b_5 p$

货币供应规则: $m = b_8 y + b_7 p$

短期非递归约束识别方法的特点是明确对应着经济结构和理论。本文下一节对中国货币政策冲击的分析拟采用这种方法。

关于货币政策冲击识别的小结:

对SVAR识别的关键, 在于对简化式VAR误差项 (冲击, u_t) 正交化结构冲击的识别。结构冲击其中之一, 可以被解释为货币政策冲击。不同识别方法演变, 可以大致归纳为以下三点,

第一, 货币政策冲击的识别, 最基本的分歧在于政策指标的选择。具体说来, 如果系统中包括利率和货币数量, 是将正交化后的利率公式 (短期利率结构公式) 的误差项当作货币政策冲击, 还是将货币数量公式 (存款准备、基础货币、或者狭义、广义货币数量结构公式)

当作货币政策冲击？虽然大多数研究是将短期利率（同业拆借利率）当作货币政策手段，但是也有一部分研究采用货币数量。这种区别关系到实际中货币政策的制度安排，应该根据实际情况来选择。

第二，模型中应该包含那些变量？如何进行识别约束？（1）式那样的原则性的政策反应究竟应该如何具体设定？这里，作为政策判断而使用的经济变量，究竟那个应该包含在估计体系中？此外，这些变量相互之间的关系，应该表现为何种结构（或者说进行何种约束）？这些问题必须同时进行考虑。

第三，基于上述考虑估计出来的货币政策冲击，以及其他结构冲击，从总体上看，是否有适当的效应？换言之，估计出来的脉冲反应，是否能给与经济学（结构性）的解释？首先要检验的问题是，货币政策冲击本身是否会导致出现“价格之谜”等异常的效应？

三、对中国货币政策效应与传导的检验：1996—2008

基于以上对 SVAR 方法在货币政策实证分析中的一般性应用，借鉴岩渊（1990）的一个 6 变量 SVAR 体系，本文对中国近十几年来货币政策的效应和传导机制进行分析，这种分析也可以更宽泛地看作是主要金融变量对实际经济的影响。

（一）对数据与模型的解释：

不言而喻，变量的选择对实证结果具有重要意义。一方面遗漏重要变量，会影响估计结果的稳健性（robustness），另一方面，VAR 方法待估参数较多，对数据要求较大，两者之间需要进行权衡。在用 VAR 方法分析货币政策时，基本的变量是货币数量（m），短期利率（r），产出（y），价格（p）。考虑到 20 世纪 80 年代以来在货币政策研究领域，银行信贷的重要性，以及中国经济不断的对外开放，这里加入两个新的变量，即金融机构贷款（l），和汇率（实际有效汇率 EER，简称 e）。

设 X_t 、 ε_t 分别为，

$$X_t = [R_t, M_t, Y_t, P_t, L_t, E_t]'$$

$$\varepsilon_t = [\varepsilon_{Rt}, \varepsilon_{Mt}, \varepsilon_{Yt}, \varepsilon_{Pt}, \varepsilon_{Lt}, \varepsilon_{Et}]'$$

则动态结构模型可以写作，

$$\begin{bmatrix} R_t \\ M_t \\ Y_t \\ P_t \\ L_t \\ E_t \end{bmatrix} = A_0 \begin{bmatrix} R_t \\ M_t \\ Y_t \\ P_t \\ L_t \\ E_t \end{bmatrix} + A_1 \begin{bmatrix} R_{t-1} \\ M_{t-1} \\ Y_{t-1} \\ P_{t-1} \\ L_{t-1} \\ E_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + A_p \begin{bmatrix} R_{t-p} \\ M_{t-p} \\ Y_{t-p} \\ P_{t-p} \\ L_{t-p} \\ E_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{Rt} \\ \varepsilon_{Mt} \\ \varepsilon_{Yt} \\ \varepsilon_{Pt} \\ \varepsilon_{Lt} \\ \varepsilon_{Et} \end{bmatrix} \quad \begin{matrix} (1-1) \\ (1-2) \\ (1-3) \\ (1-4) \\ (1-5) \\ (1-6) \end{matrix}$$

上述模型中, (1-1) 为中央银行货币政策反应函数, (1-2) 为货币市场均衡方程 (LM 曲线), (1-3) 为实际生产方程 (IS 曲线), (1-4) 为物价方程 (或总供给方程), (1-5) 为贷款市场均衡方程, (1-6) 为汇率方程。

估计期间为 1996 年 1 月至 2008 年 6 月, 采用月度数据, 总计 140 个样本。之所以从 1996 年开始, 原因有两个, 一个是中国的 M2 数据从这一年份才开始编制, 此外, 也可以避开 1994 年汇率改革造成的较大的制度变化影响。采用月度数据是为了满足自由度要求, 当然, 期间间隔较小, 不利于分析变量在短期中的相互关系。

由于中国的中央银行不直接使用短期贴现利率作为货币政策操作工具, 这里采用银行间 7 天加权平均拆借利率作为代理变量; 物价采用 CPI 指数; 鉴于产出 (GDP) 没有月度数据, 所以采用“工业企业增加值增速”作为代理变量; 为了比较 M1 和 M2, M 分别用 M1 和 M2 进行检验; 贷款是“金融企业本外币贷款余额”; 汇率是实际有效汇率。

以上数据除实际有效汇率来自 BIS 以外, 其余均来自中国人民银行, 数据均进行了季节调整, 并进行了对数变换。

通过单位根检验, 发现原数列存在较明显的时间趋势, 因此对各个变量采用一阶差分; 再经 AIC 检验, 参照 (表 1), 以及 Sim (1980)、岩渊 (1990), 确定变量的滞后期为 6 期。

表 1 数据的平稳性检验

	t 统计量	p-值
r	-3.83	0.000
m1 (m2)	7.81 (18.14)	1.000 (1.000)
y	-1.75	0.075
p	-0.22	0.6037
l	0.93	0.906
e	0.51	0.826
	t 统计量	p-值
$\Delta \log(r)$	-16.93	0.000
$\Delta \log(m1) (\Delta \log(m2))$	-10.07 (-8.70)	0.000 (0.000)
$\Delta \log(y)$	-22.51	0.000
$\Delta \log(p)$	-10.57	0.000
$\Delta \log(l)$	-19.44	0.000
$\Delta \log(e)$	-12.85	0.000

Included observations: 140

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1561.594	NA	8.99e-18	-22.22277	-22.09670	-22.17154
1	1651.519	170.8570	4.16e-18	-22.99312	-22.11063*	-22.63451*
2	1696.957	82.43839	3.65e-18	-23.12796	-21.48904	-22.46195
3	1723.600	46.05332	4.20e-18	-22.99428	-20.59894	-22.02089
4	1773.980	82.76781*	3.47e-18*	-23.19971*	-20.04795	-21.91893
5	1795.159	32.97920	4.38e-18	-22.98799	-19.07981	-21.39982
6	1821.723	39.08651	5.17e-18	-22.85319	-18.18858	-20.95763
7	1845.347	32.73684	6.46e-18	-22.67639	-17.25537	-20.47345
8	1866.760	27.83588	8.47e-18	-22.46800	-16.29055	-19.95767

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

（二）第一阶段估计：对简化式模型（VAR）的估计

作为 SVAR 估计的第一步，先估计简化式 VAR，由于简化式 VAR 估计出来的系数难以进行经济学解释，所以这里的重点是观察 6 个变量之间的葛兰杰因果关系（表 2）

表 2 葛兰杰因果检验（Granger Test）结果

(1) M2 情形

	R	M2	Y	P	L	E
R	0.00	0.05	0.95	0.23	0.00	0.26
M2	0.77	0.00	0.47	0.64	0.16	0.31
Y	0.16	0.09	0.00	0.00	0.92	0.52
P	0.01	0.84	0.06	0.00	0.97	0.54
L	0.32	0.10	0.25	0.26	0.00	0.12
E	0.16	0.00	0.42	0.98	0.77	0.00

(1) M1 情形

	R	M1	Y	P	L	E
R	0.00	0.08	0.90	0.17	0.00	0.35
M1	0.60	0.00	0.79	0.05	0.43	0.13
Y	0.27	0.01	0.00	0.00	0.96	0.90
P	0.02	0.78	0.11	0.00	0.88	0.88
L	0.21	0.85	0.34	0.42	0.00	0.06
E	0.26	0.00	0.76	0.76	0.94	0.00

注：一般地，格兰杰因果检验在考察序列 x 是不是序列 y 产生的原因是采取这样的做法：先估计当前的 y 值被其自身滞后值所解释的程度，然后检验通过引入序列 x 的滞后值是否可以提高 y 的被解释程度，如果是，则称序列 x 是 y 的格兰杰原因，此时 x 的滞后期系数具有统计显著性，通常要进行双向检验。这里是利用行变量对列变量进行解释，数字越小，表示格兰杰原因越强。

从表2可以看出，M1对价格有较强的预测能力，而M2对产出有较强的预测能力；此外，很重要的一点是，在M2情形中，贷款无论对产出、物价还是利率都比货币数量有更强的预测能力，这在一定程度上说明，在对主要经济变量变化的解释方面，信贷观点是成立的。

(三) 识别约束与第二阶段估计

现在我们从第一阶段的简化式过渡到SVAR分析。为此，必须对同期（本文中为一个月）中变量之间的相互关系（ A_0 ）进行明确的识别约束。

简化式冲击和结构冲击之间的关系可以看作是一种联立方程体系的变形，我们基于下式进行识别约束，即

$$u_t = A_0 u_t + e_t$$

设各变量简化式冲击分别为 r_t , m_t , y_t , p_t , l_t , e_t ，相互关系为

$$r_t = a_{12} m_t + \varepsilon_{Rt} \quad (1)$$

$$m_t = a_{21} r_t + a_{23} y_t + a_{24} p_t + a_{25} l_t + \varepsilon_{Mt} \quad (2)$$

$$y_t = a_{31} r_t + a_{34} p_t + a_{35} l_t + \varepsilon_{Yt} \quad (3)$$

$$p_t = a_{42} m_t + a_{43} y_t + a_{46} e_t + \varepsilon_{Pt} \quad (4)$$

$$l_t = a_{51} r_t + a_{53} y_t + a_{56} e_t + \varepsilon_{Lt} \quad (5)$$

$$e_t = a_{61} r_t + \varepsilon_{Et} \quad (6)$$

由于模型是6变量体系，根据以前对约束条件的讨论，这里对 A_0 的系数共施加了15个识

别约束；下面分别进行解释。

(1) 式是利率函数，在本文中可以理解为中央银行货币政策的反应函数，其中的 ε_{Rt} 可以解释为“政策冲击”；(2) 式是货币市场均衡条件，或LM模型，标准的货币冲击主要受名义利率、产出、价格影响；(3) 式是IS曲线，产出受利率与价格的影响；需要注意的是，这里为了体现“信贷观点”（Bernanke & Gertler, 1989），在IS、LM曲线中分别增加了信贷变化的影响；(4) 式是价格函数；(5) 式是信贷市场均衡条件；(6) 式是汇率函数（这里为简便计，采用了利率平价理论）。

（四）实证结果及解释

先看脉冲响应。脉冲相应是衡量一个标准差的结构冲击对内生变量当前和未来取值的累积影响。这里重点讨论主要金融变量（利率、货币、贷款）对实际经济变量（产出、价格）的影响。

如果将冲击1（ ε_{Rt} ）看作是金融紧缩的指标，则它对主要经济变量的影响均不太显著。随着利率的上升，产出在短期中受到负面影响，并略有波动，随即趋于平稳；而价格水平则持续受到较弱的负面影响。这说明，在中国的货币政策操作中，利率还不是一个有效的政策指标，这一点并不难理解，一方面，利率受到较为严格的管制，而且这里采用的短期利率向长期利率的传导并不顺利。

再看冲击2（ ε_{Mt} ）。M2对利率在短期中有一个正的但不稳定的影响，在长期中，则使利率稳定在一个较高水平；产出在短期中受到较弱且而不稳定的负面影响，但随即趋于稳定。这印证了在我们的分析期间，货币短期非中性、长期中性的基本特征也是存在的。至于价格，在短期中即受到显著负的影响，并维持在较低水平；以上现象似乎与日常经验有冲突，特别是价格与货币数量出现了负相关关系，这是很多VAR，以及SVAR分析中经常出现的所谓“价格之谜”（Price Puzzle），前述Sims（1992）年提出如果在方程体系中加入相应的含有前瞻性预期信息的变量（例如国际商品价格）等，有可能减弱甚至消除这一异常现象，这一点留待以后进一步检验。但是如果以M2近似代表中国的流动性水平，似乎也可以得出一个结论，就是货币数量的变量并没有像数量论所坚持的那样，对价格和名义产出有直接的影响，这可能是中国自上世纪中期以来，金融市场日益发展，弱化了货币数量和主要经济变量之间的相互关系。

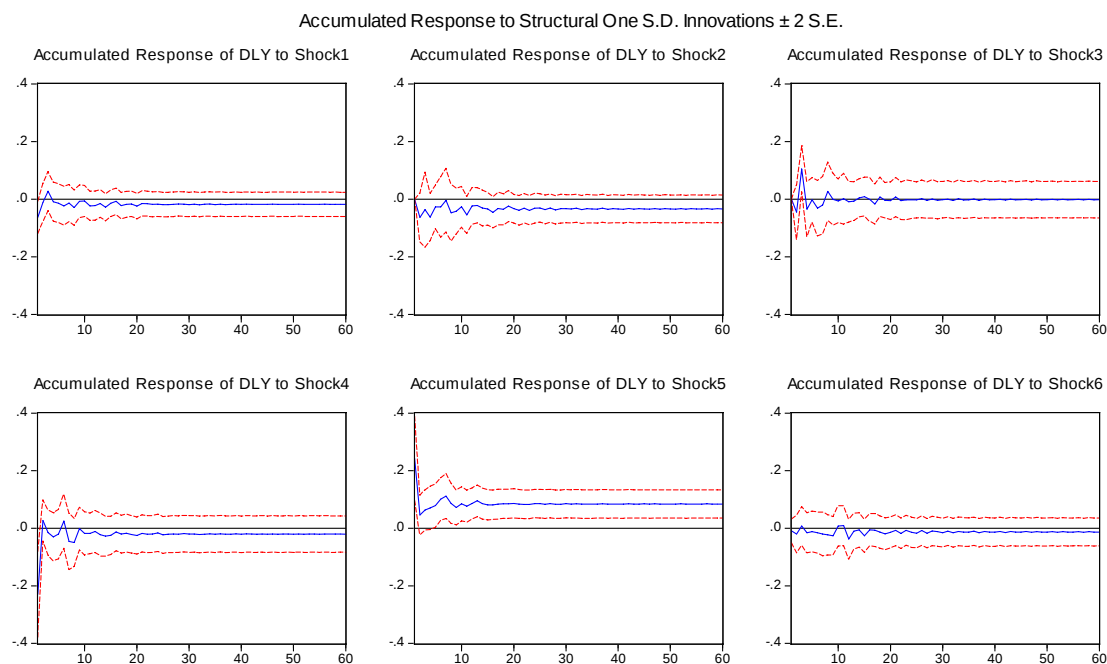
最后看冲击5（ ε_{Lt} ）。贷款的增长对产出有显著的正的影响，并在长期中维持在一个较高水平；对价格水平在短期影响较少，但逐步累积并维持在一个较高的水平上。这一冲击响应模式，与前面的格兰杰因果检验是一致的。从经济学理论上分析，自20世纪80年代以来，讨论货币政策传导机制中，“信贷观点”取得了较大进展，显示了很强的解释能力；瞿强（2008）结合奥地利学派结构性经济周期理论，比较分析了货币与信用的不同作用，强调信

贷扩展对扩展生产结构、导致经济波动中的意义。在中国的货币政策实践中，实际上始终将信贷规模做为一个重要的参考指标，在宏观调控时，甚至做为直接的控制指标。所有这些，在下面产出、价格对信贷冲击的脉冲响应模式中都得到较显著的支持。

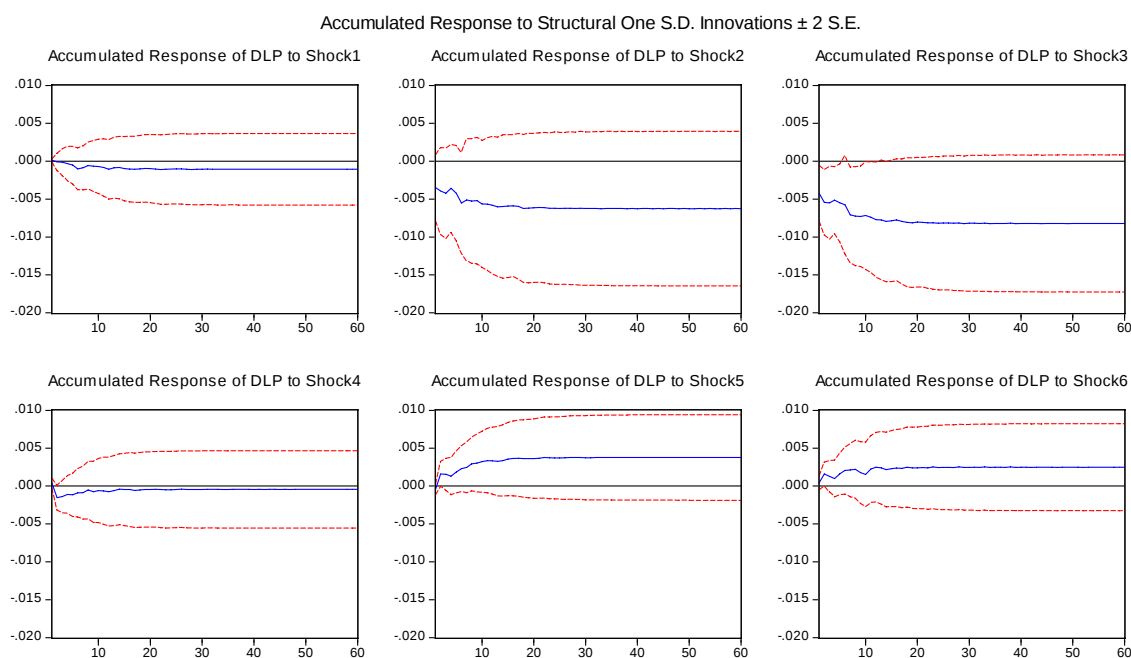
最后，还需要顺便提一下，本文的模型中虽然包含了汇率因素，但是，汇率的变化对产出的影响非常有限，对价格虽然可能借助货币因素有一定的影响，但也不甚明显，这可能是因为，在中国长期以来，一方面，由于资本管制，汇率变化不容易引起资本的流动；另一方面，像利率一样，汇率本身受到较大干预，维持在一个相对固定的水平上。

总之，通过对与货币政策关系较为密切的几个主要金融变量的观察，我们至少可以初步发现，在分析期间内，利率、汇率、货币数量都不是非常显著的政策指标，而信贷规模则是一个有较强解释能力的指标。

(1) 产出对一个单位金融变量变化的累积脉冲响应



(1) 价格对一个单位金融变量变化的累积脉冲响应



方差分解:

方差分解是将系统中每个变量的波动（预测方差）按其成因分解为与冲击相关的组成部分，从中看出各种冲击对模型变量变化的相对重要性。

从（1）中可以看出，对产出变化预测误差的解释中，货币数量贡献较小，而贷款的贡献较大，在短期中高达 0.51，随即下降并稳定在 0.32 左右；从（2）中可以看出，对价格预测误差的解释中，货币数量的贡献在短期中高达 0.40，经过半年左右即快速下降到 0.31 左右，而贷款的贡献始终维持在 0.1 左右；产出的变化作为供给因素贡献率最大。

（1）对产出预测的方差分解

Period	S. E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5	Shock6
1	0.340195	3.456109	0.000000	0.000000	45.47713	50.99943	0.067334
6	0.533984	3.390029	2.361769	16.08979	42.92806	34.69036	0.539988
12	0.553486	3.510038	3.667367	16.06953	42.43654	32.71638	1.600133
18	0.557457	3.689071	3.753335	16.18616	41.95401	32.31509	2.102338
24	0.558846	3.722782	3.858278	16.25992	41.78188	32.16014	2.217001
30	0.559295	3.720289	3.886340	16.25943	41.73572	32.11337	2.284849
36	0.559523	3.722918	3.897277	16.27344	41.70550	32.08788	2.312988
42	0.559696	3.722038	3.908920	16.27950	41.68311	32.06891	2.337527
48	0.559777	3.721829	3.913982	16.28364	41.67208	32.05995	2.348521

(2) 对价格预测的方差分解

Period	S. E.	Shock1	Shock2	Shock3	Shock4	Shock5	Shock6
1	0.005545	0.036723	40.02294	58.31422	0.483212	0.541889	0.601023
6	0.006792	0.762434	32.72834	42.61543	8.666601	10.33561	4.891585
12	0.007074	1.094739	30.95324	43.26735	8.438324	10.12793	6.118417
18	0.007114	1.225313	30.85561	43.04270	8.487019	10.13947	6.249882
24	0.007121	1.256813	30.82930	42.99608	8.483398	10.14212	6.292283
30	0.007124	1.265448	30.81958	42.98601	8.484431	10.13937	6.305154
36	0.007125	1.267929	30.81428	42.97911	8.485728	10.13714	6.315815
42	0.007125	1.268546	30.81226	42.97641	8.484962	10.13564	6.322180
48	0.007126	1.268759	30.81103	42.97454	8.484515	10.13448	6.326674

(四) 结语

近年来,随着国内外经济形势的变化,货币政策在宏观调控中备受瞩目,但是关于货币政策的实际效应以及传导路径,一直在理论和政策两方面存在较大分歧;为了从基础上讨论这一问题,本文比较分析了关于货币政策效应研究的不同方法,重点讨论了近年来,在这一领域中较为广泛采用的结构性 SVAR 方法;并利用迄今为止最长期、最完整的时间序列数据,构建一个 6 变量结构性向量自回归模型 (SVAR),初步刻画并分析货币政策的主要指标对实际经济的影响及其传导路径。通过比较分析利率、货币数量、汇率和信贷等主要金融变化的产出、价格等实际经济变化的影响模式,观察到信贷是一个特别关注的变量,这一点既有相应的理论支持,同时也符合中国经济运行和货币政策操作的实际情况。

当然,SVAR 方法本身在理论界也还存在不同看法;同时,就本文作者关注的日本、美国两个国家采用这一方法的多项实证研究结果看,分歧仍然比较大。本文仅就中国的数据进行了初步的分析尝试,通常,在应用这一方法时,还应该对不同的模型设计及其计量结果进行比较分析;此外,还可以将“无递归约束”与“递归约束”、“分块递归约束”等方法进行比较。这些都是进一步研究所需要的。

参考文献

1. 刘斌编著,2003,《国内外中央银行经济模型开发与应用》,中国金融出版社。
2. 伊林,格哈德 (Gerhard Illing),2002 (1997),《货币政策理论—博弈论方法导论》,社会科学出版社。
3. 金琦 (主编),2005,《中国货币政策传导机制—中国人民银行与国际货币基金组织研讨会论文集》,中国金融出版社。

4. 易丹辉主编, 2002, 《数据分析与 Eviews 应用》, 中国统计出版社。
5. 瞿强, 2006, “货币经济学的困境与进展”(在社科院金融所的演讲), 见《中国金融论坛》, 2008。
6. 古扎拉蒂, D., 2005, 《计量经济学基础》(4ed), 中译本, 中国人民大学出版社。
7. 岩淵純一, 1990, 「金融変数が実体変数に与える影響について」、日本銀行金融研究所『金融研究』No. 9 (3)。
8. 照山博司, 2001, 「VAR による金融政策の分析: 展望」、財務省財務総合研究所「フィナンシャル レビュー」Sept.
9. 宮尾龍蔵, 2006, 『マクロ金融政策の時系列分析』、日本経済新聞社。
10. Cooley, T. and S. Leroy, 1985, “Atheoretical Macroeconometrics: A Critique”, *Journal of Monetary Economics*, 16, Nov.
11. Christiano, L., J. Eichenbaum, and C. Evans, 1999. “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?” In John B. Taylor and Michael J. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, pp. 65–148.
12. Friedman, B., 1995, “Does Monetary Policy Affect Real Economic Activity? Why Do We Still Ask This Question?”, in *Monetary Policy in a Integrated World Economy*, Ed. by Horst Siebert, Institute Weltwirtschaft der Universität Kiel.
13. Mishikin, F., 1995, Symposium on the Monetary Transmission Mechanism, *Journal of Economic Perspective*, 9(4), pp. 3–10.
14. Sims, C., 1980, “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, 48(1), pp. 1–48.
15. Sims, C., 1992, “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy,” *European Economic Review*, 36, pp. 975–1000.
16. Sock, J., and M. Watson, 2001, “Vector Autoregressions”, *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), pp. 101–115.
17. Walsh, C., 2003, *Monetary Theory and Policy*, 2ed, MIT Press.