

# 中国改革历程中的产出和价格波动： 货币所扮演的角色

张茵 万广华\*

**摘要** 中国经济正在其改革历程中经历着经济增长和通货膨胀的周期性波动。关于货币在这些波动中所起的作用,经济学家有着不同的观点。本文运用基于交易方程式的结构化 VEC 模型,对这些观点进行了探讨。我们发现,在长期,货币对产出和价格的变化做出适应性调整,而并非这些变化的原因。而在短期,价格变动要归因于那些对货币和价格有持久影响而对真实产出没有持久影响的冲击。这些冲击对多数的货币波动负责,并且强烈地影响产出。

**关键词** 产出波动,价格波动,结构化 VEC 模型

## 一、引言

货币在引发以及传导经济波动中的角色一直是经济学界意见分歧的焦点之一。并且,由于货币政策是市场经济中稳定经济的主要工具,对这一问题进行研究的意义就更加被突显出来。转型经济中所发生的通货膨胀以及产出的波动给我们提供了一个机会,即在经济和社会制度快速变动的背景下来重新研究和检验针对这一问题的各种不同理论的可靠性。由于这些转型经济中的货币管理过去在中央政府的计划下往往显得微不足道,因此在今天更好地了解货币以及其他宏观经济变量之间的关系就显得至关重要。

本文研究了中国这个世界上最大的转型经济的转型历程。中国经济在改革过程中,产出增长以及通货膨胀都表现出了周期性的波动。各种不同的假说试图对这些波动的成因以及波动的传导机制进行解释,这些假说对货币在经济中所扮演的角色有着不同意见,从而也导致了这些假说在对于不同货币政策所产生的影响这一层面上产生了分歧。大多数的实证研究都是在对货币、产出以及价格之间的因果关系进行葛兰杰检验(e. g., Chen, 1989; Chan, Deaves 和 Wang, 1992; Li 和 Leung, 1994; Hasan 和 Taghavi, 1996; Yu, 1997)或是对货币需求函数进行估计(e. g., Chow, 1987; Hafer 和 Kutan, 1994; Huang, 1994; Qin, 1994; Hasan, 1999)。结果,关于货币需求函数的研究取得了一些成果,而关于因果关系的研究结论却是不明确的:货币对产

\* 西北农林科技大学经济管理学院。通讯作者和地址:万广华,西北农林科技大学经济管理学院, 712100 电话(029)87081209, E-mail: guanghuawan@yahoo.com。

出和价格(产出或价格)既可能存在着单向因果关系,也可能存在着双向的因果关系。因而,我们可以说,现有的关于这方面的实证研究难以对关于货币理论的不同争论的有效性进行评估。

以上实证研究的失败,部分原因可以归结为葛兰杰检验方法的局限性以及传统货币需求函数的设定。除了人所共知的葛兰杰检验有把时间上的领先解释为理论上的成因这一缺陷外,葛兰杰检验对向量自回归模型的设定形式也不稳定。更重要的是,由实证检验得到的因果关系,即使无可争议,却并未告诉我们是怎样的冲击导致了表示“原因”的变量的变动,也没有给出对表示“结果”的变量进行定量的方法,传统的货币需求函数只是描述了长期条件下的均衡关系,而对短期中货币以及其他变量之间的相互作用关系却所言甚少。典型的货币需求函数假定价格与名义货币是同质的。正如下面将说到的,这种假定很可能是不合理的。

研究货币、产出和价格之间的结构关系的更加有效的方法是直接检验隐含在不同观点中的各种假设。为了把因为模型设定所产生的偏差最小化,我们将在统一的框架下对不同理论进行检验。在第二部分,我们认为费雪方程式可以适用于各种竞争性的观点。并且,我们将会强调对长期均衡以及短期动态进行区分的必要性。这样,就使得矢量误差修正模型(VEC)成为合理的建模策略。在第三部分,我们将详细展开,我们把实证分析分为两阶段:第一阶段着重于识别货币、产出以及价格之间长期关系的具体形式,还有单个变量对货币失衡的反应。在第二阶段,我们利用第一阶段的信息来描述结构模型的特征,这样,我们就可以对不同冲击的传导过程进行追踪以及对冲击的影响进行量化。在第四部分,我们将对本文的主要结果进行讨论。本文的研究结果显示了货币、产出以及价格之间的长期稳定的关系。然而,本文的结果不支持将大部分产出和价格的波动归因于货币冲击的结论。看起来,经济中的货币供给更像是被动地适应产出和价格的变化而不是主动的影响产出和价格。在第五部分,本文将对中国的产出和价格波动中的货币因素做一个总结。

## 二、关于货币—产出—价格之间关系的不同观点

表1是对关于在中国改革进程中货币对产出和价格波动的影响的不同观点的一个总结。第一种观点对转型经济中的货币、产出和价格之间存在系统性的关系的说法提出了质疑。这种观点认为有许多因素会对货币需求产生影响和干扰,例如,在计划经济时代由于数量配给而导致的超额货币的发放,家庭户谨慎性储蓄动机的增强,一些经济交易的货币化以及再货币化以及不断发展的金融深化。这一理论的结论是,即使货币的确可以影响产出和价格,货币与产出和价格之间的关系也不足以稳定到可以利用这一关系制定货币政

策。这种观点可能可以解释为什么许多的转型国家更倾向于追求汇率稳定而不是货币稳定。<sup>1</sup>

表 1 关于货币—产出—价格之间关系的各种观点

观点	可检验的含义		政策含义	表达式	VEC 模型的计算结果
	长期关系	货币 其他			
1	不稳定	—	货币不能作为名义锚	—	不存在协整关系
2	稳定	内生	(a) 盯住货币数量是不适宜的 (b) 货币可以作为反映其他货币政策制度以及需求管理政策的信息变量	$m^s = m^d$ $= a_1 y + a_2 p - a_3 i$	(a) 存在协整关系 (b) 拒绝货币弱外生性的假设
3	稳定	外生 货币的变动影响真实产出	通过盯住货币数量来达到稳定产出的目的	$y =$ $\frac{1}{a_1} m^s + \frac{a_2}{a_1} p + \frac{a_3}{a_1} i$	(a) 存在协整关系 (b) 货币具有弱外生性 (c) 产出对误差修正项的反应要比价格更为敏感
4	稳定	外生 货币的变动影响价格	通过盯住货币数量来达到稳定价格的目的	$p =$ $\frac{1}{a_2} m^s - \frac{a_1}{a_2} y + \frac{a_1}{a_2} i$	(a) 存在协整关系 (b) 货币具有弱外生性 (c) 价格对误差修正项的反应要比产出更为敏感
5	稳定	外生 长期来看价格和货币同比例变化	(a) 从长期来看, 盯住货币数量可以稳定价格 (b) 短期内价格政策的影响是不稳定的	$m^s - p = a_1 y - a_3 i$	(a) 存在协整关系 (b) 货币具有弱外生性 (c) 价格和货币的同质性

第二种观点则认为, 对转型经济中以货币总量为目标的货币政策, 其主要困难并不在于货币需求的不稳定, 而在于货币的内生性 (Peebles, 1991; Development Research Institute, 1995; Chang 和 Hou, 1997)。当政府缺乏行之有效的办法或者政治目的来实现对货币总量的控制的时候, 制定数量上的目标是没有意义的。然而, 这并不是说货币总量这一指标要被彻底抛到脑后, 相反, 货币数量本身包含着产出、价格以及货币需求的其他决定因素的信息。由于货币的数据相对较为易得, 货币总量的变化应该受到密切注意, 并且应该据此知道财政、收入、利率以及汇率政策。

而第三种观点的倡导者则强调中国的金融体系是以国有银行为主导的。(Bennett 和 Dixon, 2001)。大部分企业特别是国有企业 (SOEs), 依赖银行对其投资以及运营资金进行融资。因此, 货币政策通过银行的贷款直接影响总需求和总供给。这种货币政策对价格的影响是不确定的, 这是因为存在着影

<sup>1</sup> 例如, 爱沙尼亚、立陶宛和保加利亚采用了联系汇率制。而匈牙利、拉托维亚和斯洛伐克则宣布它们可以对国家的汇率作小幅度的调整。

响通货膨胀的一些非货币因素的影响,比如相对价格的重新调整、价格改革、粮食价格的波动、货币贬值等等。

与上一种观点相反,第四种观点则并不认为货币和真实的经济活动存在着联系。这种观点认为,中国经济的一些制度因素,比如说政府支持国有企业的承诺,使得企业可以突破银行的金融限制(Wang, 1991; Brandt 和 Zhu, 2000, 2001)。因而,货币供给的变化所产生的影响主要是针对价格而并非真实的经济活动。

第五种观点则来源于意图估计货币需求的实际余额的研究。这一观点实质上体现了货币主义的看法,即货币数量的变化会引起价格同方向的同比的变化。货币供给也许在短期会影响真实产出,而在长期,真实产出会趋向于“自然”状态,这种“自然”状态独立于货币量而由经济中的劳动、资本、自然资源、技术以及制度所共同决定。

为了了解这些不同的观点在多大程度上与现实吻合,我们希望能够应用一个具有一般性而能够兼容不同观点的分析框架,以保证我们对不同观点的检验结果的可比性。一个合适的框架就是交易方程: $MV = PT$ 。其中  $M$  表示名义的货币余额,  $V$  表示货币的流通速度,  $T$  表示总的实际交易量,  $P$  表示  $T$  的价格指数。

交易方程式的对数形式是:

$$m + v = p + t, \quad (1)$$

这里的小写字母表示其对应于大写字母相应变量的对数值。尽管交易方程是在交易完成后才能被确定的,但是当我们把等式(1)辅以因果关系的假设之后就可以把交易方程转化为观点2到观点5的特定表述了。然而,在做这种转换之前,有必要先对交易方程做三点修改:(a)交易方程中的总交易量要用最终产出  $y$  来代替,这是因为后者才是决策者所更感兴趣的。由于我们并没有充分的理由说明总产出和总交易量的比值是不变的,这样,  $y$  的系数也不一定是一个定值。(b)货币作为一种财富的储存方式,和其他的资产形式存在替代或是竞争的关系。如果货币能够很容易的和其他形式的资产进行交换,那么资产的回报率就和货币的流通速度有密切的关系。因此,名义利率作为持有货币的机会成本的代理变量,应该被纳入货币均衡关系之中。<sup>2</sup>(c)在前人有关货币需求的研究中,价格与货币通常被假设为具有同质性。但是,因为影响价格的因素与影响货币的因素并不一定完全吻合,因此上文提到的同质性假设是值得商榷的。因此,货币与价格的系数不应该像式子(1)那样被假设为是相等的。作了这些改动之后,式子(1)变为

<sup>2</sup> 中国的货币直到1996年才能在经常账户下可兑换,而至今在资本账户下仍然不可兑换。国内资产和外国资产的替代关系基本上可以忽略。

$$m + a_3 i = a_1 y + a_2 p. \quad (2)$$

在这个式子中， $i$  表示名义利率。式子 (2) 现在就可以作为一种框架，把各种不同的观点表示成结构模型。

第一种观点成立的必要条件是式子 (2) 中的四个变量之间并不存在着稳定的关系。如果它们之间确实具有稳定的关系的话，式子 (2) 就可以充分确立货币均衡。在这个方程的基础上加上不同的行为假设，我们就可以得到四个特定的货币模型，其中每一个模型对应于下面的一种观点。正如表 1 的倒数第二列所显示的那样，“经济中的货币量是内生的”这一观点意味着名义货币余额的供给会内生调整到与名义货币余额需求相等的水平上。实际中存在的货币数量由真实产出水平、价格以及货币的流通速度（受名义利率的影响）所共同决定。用以表述第三种观点的模型与朴素的 LM 模型相似：价格是刚性的；货币存量由货币供给外生决定；货币供给的变动影响真实产出。而根据第四种观点，货币供给变化主要影响的是价格。因而，这种观点实质上是一种关于价格决定的假说。一旦把价格作为内生变量，我们可以用式子 (2) 来表示这种观点。而第五种观点建立在三个假设之上——货币是外生决定的，价格是内生决定的以及货币与价格同比变化。令价格的系数  $a_2$  单位化为 1，并且将实际货币余额作为因变量，式子 (2) 就变成了表示第五种观点的模型。

显然，这些模型的实证相关性会随着研究的时间范围的变化而变化。例如，内生变量既会加速促进外生变量的变化，也会因为外生变量的变化而变化。这种相互关系就使得短期内外生变量和内生变量变化的先后关系变得复杂。如果进行短期分析，那么几种不同的观点都会得到实证结果的支持。另外，这五种观点的一些推论在长期更能经受考验。因为预期以及价格的调整是需要时间的，因此即使均衡关系成立，短期的考察可能并不能发现这些变量之间的稳定关系。出于同样的原因，观点五所假设的价格与货币的同质关系只有在长期才能成立。所以，恰当的用来对货币、价格和产出之间的关系进行评估的实证方法必须能够对短期和长期进行必要的区分。结构性的 VEC 模型方法可以较为容易地进行区分，因此我们将采用这个模型进行我们的研究。

关于结构性的 VEC 模型方法在许多计量经济学的教科书中都可以找到相关的介绍（比如 Hamilton, 1994；Enders, 2004）。只要对这种方法进行简要的了解就可以了解本文对这一方法的应用。假设  $n \times 1$  的矢量  $x$  为  $I(1)$ ，如果存在着一个一个  $n \times r$  的非奇异矩阵  $\beta$ ，使得  $\beta'x$  等于  $I(0)$ ，那么  $x$  中的变量就称作存在着协整关系。根据葛兰杰表示定理， $x$  的一阶矢量自回归的导出型可以参数化的表示为

$$\Delta x_t = \sum_{k=1}^{p-1} \Pi_k \Delta x_{t-k} - \Pi x_{t-1} + e_t, \quad (3)$$

这里  $\Delta$  表示一阶差分因子， $\Pi_k$  和  $\Pi$  表示  $n \times n$  的矩阵，矢量  $e$  是以零为期望，

$\sum$  为方差协方差矩阵的白噪声。我们精简  $\Delta x$  的决定因素使得式子的表示形式得以简化。矩阵  $\Pi$  可以分解为  $\Pi = \alpha\beta'$ , 其中  $\alpha$  的维度与  $\beta$  一样。如果矩阵  $\beta$  每一列的参数被看作是描述  $x$  的变量之间的一种均衡关系的话, 那么  $\beta'x_{t-1}$  就表示在上一期中对  $r$  个均衡关系的偏离, 而回复均衡的速度则通过  $\alpha$  来描述。Johansen (1988) \ Johansen 和 Juselius (1990) 证明协整向量  $r$  的个数可以用最大似然估计以及似然比检验来确定。对  $\alpha$  与  $\beta$  的施加限制条件的情况可以用同样的方法来检验。

式子 (3) 的矢量移动平均 (VMA) 形式可以写为  $\Delta x_t = C(L)e_t$ ,  $C(L)$  表示关于滞后变量的  $n \times n$  的含差分算子  $L$  的多项式矩阵。这个 VMA 等式不能直接用于计算脉冲响应函数以及预测误差方差分解, 这是因为  $e$  的 Wold 转换中的各个元素并不是相互独立的。直观上,  $e$  的每一个元素都是驱动这个系统的主要冲击的组合, 因而由  $e$  的元素并不能得到直接的经济解释。假设  $e$  是这些基本冲击  $\epsilon$  的线性变换, 也就是说  $e = A\epsilon$ , 这里  $A$  是一个  $n \times n$  的矩阵,  $A \neq I_n$ ,  $\epsilon$  的元素期望为零且没有序列相关。那么, 式子 (3) 的结构化 VMA 形式可以表示为:

$$\Delta x_t = C(L)A\epsilon_t = A(L)\epsilon_t. \quad (4)$$

除了把  $\epsilon$  的方差单位化以及充分利用估计出来的  $\sum$  外, 要使得对  $A$  中的参数能恰好识别, 还需要  $n(n-1)/2$  的额外的限制条件。

King, Plosser, Stock 和 Watson (1991) 证明了, 协整矢量的数量的信息可以和对长期影响矩阵  $A(1)$  的限制条件相结合来进行部分识别。更具体地说, 因为  $\beta$  的秩为  $r$ ,  $x$  所包含的  $n$  个变量将分享  $n-r$  个随机趋势,  $n-r$  个随机趋势中每个趋势由独立的冲击所引起。这些  $n-r$  种冲击将对  $x$  产生持久的影响, 而剩下的  $r$  种冲击的影响将随着时间的推移而逐渐减小消失。这就使得矩阵  $A(1)$  的秩必须为  $n-r$ , 这样就持久冲击和暂时冲击区分开来了。King 等人认为 Blanchard-Quah 方法 (Blanchard 和 Quah, 1989) 可以用来识别持久冲击, 也就是说, 矩阵  $A(1)$  中对应于持久冲击的分块矩阵经过正确的重新排序之后应该可以转化成三角矩阵<sup>3</sup>。

为了用结构化的 VEC 模型对第二部分所讨论的各种观点进行检验, 要确定的第一件事是要知道货币、产出、价格以及名义利率或者其中的任意两者或三者是否存在着协整关系。而否定协整性的论据并不等同于支持第一种观点的结论性的证明。遗漏变量所引起的偏差也会导致非协整性, 也就是说, 仅凭这四个变量并不能完全确定一个货币均衡。然而, 支持协整性关系存在的论据却可以否认第一种观点, 并且可以证明这四个变量之间是存在着系统

<sup>3</sup> 除非  $r=1$ , 否则  $r$  个暂时冲击就不可识别。

性相关关系的。此外，我们预计可能只存在惟一的一种协整关系（或者说，矩阵  $\beta$  只有一列）。

为了比较观点 2 到观点 4 的有效性，我们将会对两种类型的论据进行检验。第一种类型的论据是货币、产出和价格对货币性失衡的反应。如果这个变量在相应式子中的  $\alpha$  系数不显著的话，那么这个变量就可以看作是具有弱外生性的。具有弱外生性的变量很少受货币性失衡的影响。因此，如果我们发现货币具有弱外生性的话，那么观点 2 便站不住脚了。相反，假如弱外生性被拒绝的话，那么观点 3 和观点 4 便值得怀疑了。如果货币是外生的话，通过检验以及比较价格和产出方程中系数  $\alpha$  的显著程度以及大小程度，观点 3 和观点 4 相对而言的优点就可以为我们所了解了。

具有弱内生性的变量可以看作是持久冲击的来源。这与协整向量的数目一起，可以帮助决定矩阵  $A(1)$  的形式，因此可以帮助决定结构模型的识别。具有革新意义的脉冲响应函数以及预测误差方差分解法这些度量工具，当应用到已经可被识别的模型之后，将会使我们具有洞察力来了解不同冲击的传导过程以及这些冲击对价格以及产出波动的历史上的影响。这些就是第二种类型的论据。

为了比较观点 2 到观点 4 的可靠性，我们将会对两类证据进行检验。第一类证据是货币、产出和价格对货币市场失衡的反应。这三个变量各自所在的等式中对应的  $\alpha$  中的系数反映了它们各自对货币市场失衡的反映。如果一个变量在其等式中所对应的  $\alpha$  中的系数不显著，那么这个变量就可以看作具有弱外生性。具有弱外生性的变量很少对货币偏离均衡作出反映。因此，如果我们发现货币具有弱外生性的话，那么观点 2 便站不住脚了。相反，假如弱外生性被拒绝的话，那么观点 3 和观点 4 就会受到质疑。但是，如果货币的确是外生的话，通过检验以及比较价格和产出方程中系数  $\alpha$  的显著程度及其大小，我们就可以肯定观点 3 和观点 4 相对于其他观点的价值了。

具有弱内生性的变量可以被看作是持久冲击的来源。这一认识与对协整向量数目的识别一起，可以用来决定矩阵  $A(1)$  的形式，因此可以进一步帮助对结构模型进行识别。把上文提到的具有革新意义的脉冲响应函数以及预测误差方差分解法这些度量工具应用于识别出来的结构模型，将会使我们能够洞察不同冲击的传导过程以及这些冲击对价格以及产出波动的历史上的影响。这些则构成了第二类证据。

还有一些实证上的问题。第一个问题涉及到货币实际上的定义。显然，狭义地定义货币还是广义的定义货币对检验结果是有影响的。在前人的研究中，度量货币的方法各不相同，而且前人的研究结果也并未显示这几种度量方法中哪一种更优于其他的度量方法。因而，在季度数据可得的情况下，我们对三种可选的度量方法都进行协整关系的检验。三种货币总量是  $M_0$ （流通中的货币）， $M_1$ （ $M_0$  加上活期存款）以及  $M_2$ （ $M_1$  加上定期存款、储蓄存

款以及其他存款)。

第二个问题是关于名义利率变量的选取。在与我们的研究相关的一系列利率的指标当中,一年期的储蓄存款利率是惟一一个定义一致并且在充分长的时间跨度下都可得的利率变量。然而,不幸的是,这个利率并不是市场利率,而是由行政力量所决定的。这个利率对于三种货币总量来说具有不同的含义。储蓄存款是  $M_2$  的主要组成部分,同时也是  $M_0$  和  $M_1$  的替代资产。因此,我们将预期储蓄存款的利率与  $M_0$  和  $M_1$  负相关,而与  $M_2$  正相关。

对真实产出变量的选取同样受限于数据的可得性。由于真实产出的季度数据仅从 1994 年起可得,因此我们把工业产值作为真实产出的代理变量。至于价格,在我们研究所需要的足够长的时间长度下,我们仅有 RPI 和 CPI 作为可得的价格指数。这两个指标在样本区间 1985—2000 年间表现得非常相似。因为 CPI 的价格指数构成中包括了交通运输、住房以及医疗服务等这些直到最近还受到政府严格控制的价格,因此我们选择 RPI 来减少偏差。然而,即使是选择 RPI,这个指数仍然会由于价格的双轨制而产生扭曲,特别在 1991 年之前。

产出和价格的数据来自于中国国家统计局出版的各期《中国统计月报》。我们把最原始的月度数据转换成季度数据并用 X-11 方法对数据进行调整。货币方面以及利率的数据则来自国际货币基金组织出版的《国际金融统计 2002》上的季度数据。正如表 2 所列的单位根检验的结果所显示的那样,所有时间序列都可以被刻画成服从  $I(1)$  过程。<sup>4</sup>

表 2 单位根的检验结果

变量( $x_t$ )	ADF <sup>a</sup>		PK( $l=3$ ) <sup>b</sup>		KPSS( $l=3$ ) <sup>c</sup>	
	$\tau_\mu$	$\tau_\tau$	$Z_\mu$	$Z_\tau$	$\eta_\mu$	$\eta_\tau$
工业产出	-0.19( $l=1$ )	-2.05( $l=2$ )	-0.17	-2.13	1.69	0.15
RPI	-1.47( $l=1$ )	-1.27( $l=1$ )	-1.90	-0.10	1.61	0.24
流通货币( $M_0$ )	-1.70( $l=0$ )	-0.60( $l=0$ )	-1.57	-0.86	1.68	0.28
狭义货币( $M_1$ )	-0.51( $l=0$ )	-1.54( $l=0$ )	-0.49	-1.80	1.70	0.15
广义货币( $M_2$ )	-2.15( $l=0$ )	0.12( $l=0$ )	-2.13	0.14	1.70	0.22
利率	-0.95( $l=0$ )	-0.12( $l=0$ )	-0.63	-1.25	0.54	0.30

注释 样本时期是从 1985 年第一季度到 2000 年第四季度。这里报告的是基于时间序列水平的结果。对于这些序列的一阶差分序列我们做了同样的检验。检验结果表明这些序列经过一阶差分后所形成的序列是平稳的。

a. ADF(Augmented Dickey-Fuller)检验。括号中的数字是回归中所包含的滞后项的个数。我们一直增加滞后长度直到滞后长度为 8 时的 Ljung-Box  $Q$  统计量不能在 5% 的置信水平下拒绝无自相关假设,从而确定最后选取的滞后长度。 $\tau_\mu$  在 5% 以及 10% 的置信水平下的置信值分别是 -2.89 和 -2.58。而对于  $\tau_\tau$  则是 -3.45 和 -3.15。

b. Phillips-Perron 检验。Bartlett 核函数(Bartlett Kernel)带宽的选取根据 Newey 和 West 在 1987 年所提出的方法和准则来进行。 $Z_\mu$  和  $Z_\tau$  的置信值分别与  $\tau_\mu$  和  $\tau_\tau$  的相同。

c. 这个检验由 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt 和 Shin 在 1992 年提出。 $\eta_\mu$  在 5% 以及 10% 置信水平下的置信值分别为 0.463 和 0.347。而  $\eta_\tau$  则分别为 0.146 和 0.119。

<sup>4</sup> Perron(1989)论证时间序列中确定性部分的断点可能会造成单位根检验的结果偏向于接受单位根的结果。根据 Perron(1997)这个序列需要检验是否存在结构性断点,而断点的日期是内生给定的。结果显示,所有情况都支持单位根假设。序列的一阶差分是稳定的。一阶差分的单位根检验结果不再在表 2 中显示。

### 三、实证结果及其经济含义

#### (一) 货币、产出和价格的长期联系

我们将要进行研究的模型是向量  $x = [y, m, p, i]$  的三种 VAR 系统。这里  $m$  在三种模型设定下分别代表  $M_0$ 、 $M_1$ 、 $M_2$  的对数值， $y$  和  $p$  分别是工业产出和 RPI 的对数值， $i$  是一年期储蓄存款的名义利率， $i$  在模型里用百分数的形式来表示。另外，所有 VAR 系统的等式中都包含常数项。

##### 1. 对长期联系的估计

我们以信息准则 BIC 和 HQ 用来确定 VAR 系统变量间的滞后长度。如果上述这两种判断准则的结果不吻合，我们将用似然比检验作为补充性的检验手段。基于表 3 所示的结果，每个模型变量的滞后长度我们将选取为滞后 2 期。我们将采用 Johansen 过程进行协整分析。表 4 到表 6 分别显示了对每个模型的分析结果。每张表中的 A 部分显示了  $\lambda_{\text{trace}}$  检验的结果。统计量已经用 Reinsel 和 Ahn (1992) 所提出的小样本校正因子做了调整。

表 3 模型中的滞后长度

模型	BIC	HQ	LR
$M_0$	2	2	
$M_1$	1	2	$H_0: p=1, H_1: p=2, \chi^2(16) = 58.17(0.00)$
$M_2$	1	2	$H_0: p=1, H_1: p=2, \chi^2(16) = 56.81(0.00)$

注释：“BIC”和“HQ”两列中的值表示在不同标准下最优的滞后长度。“LR”列中的  $H_0$  表示零假设而  $H_1$  表示备选假设。LR 检验的统计量服从自由度为 16 的开方分布。括号中的数字是 LR 统计量的边际显著性。

表 4  $M_0$  模型的协整分析

面板数据 A 秩条件检验					
	$H_0$	$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$
$\lambda_{\text{trace}}$ 检验	$H_1$	$r > 0$	$r > 1$	$r > 2$	$r > 3$
	调整后的统计量 <sup>a</sup>	46.75*	21.95	7.34	0.10
面板数据 B 估计的误差修正参数的估计量					
		$y$	$m$	$p$	$i$
协整矢量( $\hat{\beta}$ )		-2.885	1.000	1.790	-0.128
负载矢量( $\hat{\alpha}$ )		0.018	0.014	-0.031	1.083

注释：

a. 小样本的修正因子为  $(T - np) / T$ ，这里  $T$  表示有效观察值的数目， $m$  表示模型的维数而  $p$  表示模型的滞后长度。

\* 我们采用 Osterwald-Lenum 在 1992 年提供的置信值。结果发现零假设在 10% 的置信水平下被拒绝。

对于  $M_0$  模型，不存在协整关系 ( $\gamma=0$ ) 的零假设在 5% 的置信水平下被接受，但是在 10% 的置信水平下被拒绝。没有任何证据表明存在着多于一个的协整关系。表 4 中的 B 部分显示了在令  $\gamma=1$  时对  $\beta$  和  $\alpha$  的估计。根据对  $\beta$

的估计,  $M_0$  与价格负相关而与利率正相关。这明显是不合逻辑的。再者,  $M_0$  的系数是正的, 这意味着系统是不稳定的。把以上的情况综合考虑, 表 4 中的结果表明  $M_0$ 、工业产出、价格以及利率之间并不存在着均衡关系。

表 5 报告了对  $M_1$  模型进行估计的结果, 其中的秩检验表明存在着一个协整关系。对  $\alpha$  和  $\beta$  的估计量的符号跟我们所预期的完全一致。特别是,  $\hat{\beta}$  中利率的系数为正, 这与我们之前的讨论相一致, 在之前的讨论中我们提到, 狭义的货币需求应该和拥有货币的机会成本——储蓄存款的名义回报是负向相关的。而负荷向量  $\alpha$  的估计系数表明估计出的协整向量正好表征了这个系统所要达到的均衡关系。

表 5  $M_1$  模型中的协整分析

面板数据 A 秩条件检验					
$\lambda_{\text{trace}}$ 检验	$H_0$	$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$
	$H_1$	$r > 0$	$r > 1$	$r > 2$	$r > 3$
	调整后的统计量 <sup>a</sup>	48.22**	23.27	7.50	0.03
面板数据 B 整个模型					
		$y$	$m$	$p$	$i$
协整向量( $\hat{\beta}$ )		-1.346	1.000	-0.373	0.019
负载向量( $\hat{\alpha}$ )		0.338	-0.240	0.052	-0.848
$H_0$ 半利率弹性为零 <sup>b</sup>		$\chi^2(1) = 3.15(0.08)$			
$H_0$ 利率的弱外生性 <sup>b</sup>		$\chi^2(1) = 0.10(0.76)$			
面板数据 C 基于利率的部分模型					
		$y$	$m$	$p$	$i$
协整向量( $\hat{\beta}$ )		-1.354	1.000	-0.362	0.018
负载向量( $\hat{\alpha}$ )		0.341	-0.242	0.052	—
$H_0$ 价格的同质性 <sup>b</sup>		$\chi^2(1) = 5.25(0.02)$			
$H_0$ 货币的弱外生性 <sup>b</sup>		$\chi^2(1) = 3.55(0.06)$			
$H_0$ 产出的弱外生性 <sup>b</sup>		$\chi^2(1) = 10.30(0.0)$			
$H_0$ 价格的弱外生性 <sup>b</sup>		$\chi^2(1) = 0.76(0.38)$			
自相关 <sup>c</sup>	L-H(15); $\chi^2(123) = 126.55(0.39)$ LM(1); $\chi^2(9) = 12.85(0.17)$ LM(4); $\chi^2(9) = 12.83(0.17)$	正态性 <sup>c</sup>		$\chi^2(9) = 31.09(0.00)$	

注释:

a. \* 请见表 3 的注释。

\* \* 零假设在 5% 的置信水平下被拒绝。

b. 这些是 LR 检验。检验统计量服从卡方分布。括号里的值表示拒绝零假设的边际置信水平。

c. 这些是关于残差的多变量自相关以及正态性的检验。L-H(15) 基于用前 15 个滞后项所做的自相关以及交叉相关的 Ljung-Box 检验; LM(1) 对一阶自相关所做的 LM 检验; 对四阶自相关所做的 LM 检验。

表 6 中秩条件的检验结果有力地支持了  $M_2$  模型中存在着一个协整向量的结论。短期内四个变量对系统偏离均衡状态的反映(用  $\hat{\alpha}$  表示)表明这个

系统是稳定的。令人意外的是  $\hat{\beta}$  中利率的系数是负的。然而，在确认利率确实应该进入协整向量来描述长期关系之前，必须对把这个负值作为异常的结果而分外小心。

表 6  $M_2$  模型中的协整分析

面板数据 A 秩条件检验					
$\lambda_{\text{trace}}$ 检验	$H_0$	$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$
	$H_1$	$r > 0$	$r > 1$	$r > 2$	$r > 3$
	调整后的统计量 <sup>a</sup>		60.66***	25.83	9.75
面板数据 B 对于整个模型					
	$y$	$m$	$p$	$i$	
协整矢量( $\hat{\beta}$ )	-1.357	1.000	-0.817	0.010	
负载矢量( $\hat{\alpha}$ )	0.256	-0.186	0.039	-0.412	
$H_0$ 半利率弹性为零 <sup>b</sup>			$\chi^2(1)=0.74(0.39)$		
$H_0$ 利率的弱外生性 <sup>b</sup>			$\chi^2(1)=0.08(0.78)$		
$H_0$ 半利率弹性为零以及利率的弱外生性 <sup>b</sup>			$\chi^2(1)=0.74(0.69)$		
面板数据 C 具有长期排斥和利率弱外生性的模型					
	$y$	$m$	$p$	$i$	
协整矢量( $\hat{\beta}$ )	-1.498	1.000	-0.605	—	
负载矢量( $\hat{\alpha}$ )	0.227	-0.189	0.026	—	
$H_0$ 价格的同质性 <sup>b</sup>			$\chi^2(1)=5.98(0.01)$		
$H_0$ 货币的弱外生性 <sup>b</sup>			$\chi^2(1)=9.87(0.00)$		
$H_0$ 产出的弱外生性 <sup>b</sup>			$\chi^2(1)=17.52(0.0)$		
$H_0$ 价格的弱外生性 <sup>b</sup>			$\chi^2(1)=1.39(0.24)$		
自相关 <sup>c</sup>	L-H(15): $\chi^2(123)=125.72(0.42)$		正态性 <sup>c</sup> $\chi^2(9)=147.65(0.00)$		
	LM(1): $\chi^2(9)=8.05(0.53)$				
	LM(4): $\chi^2(9)=10.72(0.30)$				

## 注释

a, b, c 请见表 3 和表 4 的注释。

\*\*\* 零假设在 1% 的置信水平下被拒绝。

因为  $M_1$  和  $M_2$  模型中的协整关系只有一个，所以我们就没有必要为了识别  $\alpha$  和  $\beta$  再添加限制条件<sup>5</sup>，对  $\alpha$  和  $\beta$  施加任何限制条件都只能导致过度识别。因此，我们可以对  $\alpha$  和  $\beta$  中利率系数的显著程度进行检验。在表 5，B 部分的最后一行中，我们发现利率在  $M_1$  模型中存在着部分的协整关系——系数为零的零假设在 8% 的显著水平下被拒绝。而作为对比，我们发现同样的零假设在  $M_2$  模型中甚至在 35% 的置信水平下仍然没有被拒绝。长期研究中未能把利率考虑在内也许导致了  $\hat{\beta}$  中利率的系数出现了符号的偏差。同样的，利率在两个模型中都呈现了弱外生性。在长期因素中排除利率以及利率具有弱外

<sup>5</sup> 一般来说，一个秩为  $r$  的协整矩阵，需要  $r(r-1)$  个限制条件来对  $\alpha$  与  $\beta$  进行识别。

生性的联合假设在  $M_2$  模型中被拒绝了。

基于上述检验结果,我们将对原先的模型进行修改并且重新估计。新的  $M_1$  模型将考虑到名义利率变量,这就是说,在 VEC 系统中没有关于利率变量的等式,但是利率仍然被包括在协整向量里。而在新  $M_2$  模型中,利率变量不包含在协整向量里。表 5 和表 6 中的 C 部分显示了对  $\alpha$  与  $\beta$  进行重新估计的结果。进一步地,我们将仅对修改过的  $M_1$  和  $M_2$  模型中的价格与货币之间的同质性以及这两个变量的弱外生性进行检验。

## 2. 假设检验

第一个有待检验的假设是价格和货币在长期同比变化。这一假设在  $M_1$  和  $M_2$  的模型中都被拒绝了。像我们在第二部分中所陈述的那样,传统的货币需求方程具体设定了实际货币余额是如何决定的。但这里估计出来的协整向量并不支持这一设定。在这里的情况下,真实货币余额需求这个概念是没有意义的,因为对名义货币存量或对价格的冲击对货币的影响比对价格的影响更小,这样就改变了真实货币余额数量。

至于弱外生性检验, $M_2$  的弱外生性在一个较低的显著性水平上被拒绝。 $M_1$  不具有弱外生性的证据要弱得多,但零假设仍能在 6% 的显著性水平上被拒绝。这些结果证实了我们的第二个观点,即货币适应产出和价格的变化。这些结果也为价格的弱外生性提供了证据,但不能证实真实产出具有弱外生性。通过观察系数估计量的大小,我们知道,在所有变量中  $y$  调整得最快,而  $p$  调整得最慢。这样,名义需求的变化对真实产出有影响,而对价格没有影响。

对比  $M_1$  和  $M_2$  模型估计的系数的大小,我们看到,在  $M_1$  模型中, $\hat{\beta}$  中价格的系数比在  $M_2$  模型中要小得多,这说明在长期,价格和广义货币  $M_2$  之间有着更紧密的联系。注意到真实产出的系数仍然是在  $M_2$  模型中较大。但是, $\alpha$  中的系数在  $M_1$  中较大,说明  $M_1$  系统更快的适应非均衡误差。

## 3. 诊断性检验

为了保证我们估计出来的模型是在统计上正确地描述了整个数据集,我们对修改后的  $M_1$  和  $M_2$  模型的残差项做了自相关和正态性的多重检验。正如表 5 和表 6 最后一行所示的那样,两个模型自相关性不明显,但正态性检验也并未通过。尽管正态性检验的结果使我们必须谨慎地解释前面的发现,但正态性检验未能通过并未严重到足以颠覆前面的分析结果,因为 Johansen 过程具有强鲁棒性,对于非正态分布的残差项也同样适用 (Gonzalo, 1994)。

参数的稳定性是转型经济的计量建模中需要特别关注的问题。检验协整向量的结构稳定性的方法之一是 Hansen 和 Johansen (1999) 所提出的多重递归过程。图 1 显示了对修改过的  $M_1$  和  $M_2$  模型应用多重递归过程的检验结果。对于每个模型我们都计算了两个检验统计量:我们用每个子样本对 VEC

模型的每个参数重新估计，得到  $Z$  统计量；另一方面，我们固定短期参数，对协整向量进行重新估计，得到  $R$  统计量。在对这些检验统计量进行图示之前，我们把这些统计量按 95% 的比例进行调整，那么如果检验统计量的值大于 1，就意味着零假设在 5% 的置信水平下被拒绝。这个检验的零假设是对全部样本所做的协整向量的估计值在对子样本所做的协整向量的估计值所张成的空间内。因此，对于特定的子样本做检验，一旦拒绝零假设就意味着这个子样本的最后部分出现了结构变化。正如两张图所示的那样，用两个模型对所有的子样本所做检验的  $R$  统计量全部都小于 1。对  $M_1$  模型做检验得到的  $Z$  统计量在 1989—1991 年间以及在 1994 年大于 1。而对  $M_2$  模型做检验所得到的  $Z$  统计量在 1994 年的最后两个季度也大于 1。这些结果意味着对长期模型所估计的参数在样本区间内是相当稳定的。而对于短期模型中的估计系数则不太稳定，特别对于  $M_1$  模型。然而，不稳定的时期并没有持续很长时间，总体来说并没有发生结构性变化。

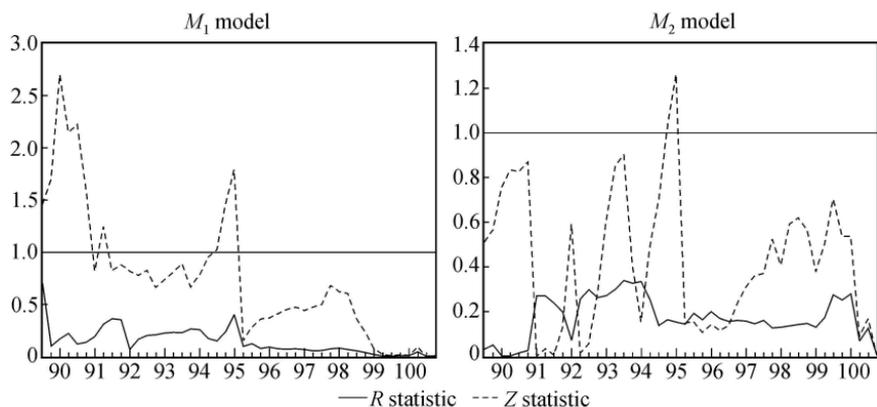


图 1 对协整向量稳定性所做的检验

## (二) 货币、产出和价格的短期动态

这一部分试图对有条件的  $M_2$  模型进行结构性的解释。而我们并不对  $M_1$  模型进行类似的分析，因为正如下面要进行的分析所显示的， $M_1$  模型在样本区间内相对不稳定。

在上部分中的分析说明了有条件的  $M_2$  模型中的三个内生变量  $y$ ， $m$ ， $p$  之间存在着一个协整关系。因此，这个模型是由对这三个变量有永久影响的两种冲击所驱动的。除了这两种长期冲击，这个系统的短期动态同样受到一个暂时冲击的影响。正如在第三部分所说的那样，因为暂时冲击已经被识别出来了，因此对模型中结构性冲击的恰好识别要求引入一个限制条件来分离两种持久冲击。

简化式模型由一个实际变量以及两个名义变量组成。一种可能被接受的说法是，两个持久冲击可能来自于长期名义与实际的两分法假设。也就是说，

实际产出的长期行为仅仅由实际因素所决定,例如技术、制度以及要素禀赋。上述的分析同样说明了价格具有弱外生性,也就是说价格冲击可能是其中一种持久冲击的来源。考虑到我们的样本区间包括了那些经历价格改革以及货币名义上的贬值的时间,那么对价格的预期存在着独立冲击的假设就是合理的。因此,货币、产出和价格之间结构关系的表示式可写为:

$$\left. \begin{aligned} y_t^* &= y_{t-1}^* + \epsilon_t^1, \\ E_t p_{t+1} &= E_{t-1} p_t - \lambda(y_t^* - y_{t-1}^*) + \epsilon_t^2, \\ m_t &= a_1 y_t + a_2 p + \epsilon_t^3, \\ p &= E_{t-1} p_t + \gamma(y_t - y_t^*), \\ \text{参数 } a_1, a_2, \gamma, \lambda &> 0. \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

(5)式中的前两个等式描述了产出 $y^*$ 以及价格预期中的持久组成部分的演化情况。实际产出的持久冲击由 $\epsilon^1$ 所驱动。价格预期的持久冲击由 $\epsilon^1$ 与 $\epsilon^2$ (这里的 $\epsilon^2$ 与 $\epsilon^1$ 相互独立)共同驱动,影响的方向为负。第三个等式则是总需求函数,暂时冲击 $\epsilon^3$ 将会影响名义需求。最后一个等式则表示了总供给函数。容易知道,当系统达到均衡也即 $y_t = y_t^*$ 以及 $p_t = E_{t-1} p_t$ 的时候,实际冲击 $\epsilon^1$ 对三个变量都会产生影响。价格冲击 $\epsilon^2$ 对货币以及价格有持久影响而对产出则没有持久影响。而 $\epsilon^3$ 对上述变量均没有持久影响。这样,对结构性冲击的充分识别便完成了。运用这样的识别方案对上述进行估计的 $M_2$ 模型的简化式进行识别将产生下列结果。

### 1. 脉冲响应

产出、价格和 $M_2$ 对三种结构化冲击的动态响应如图2所示。实线表示的是一个标准差冲击对变量的影响。对冲击的反应的一个标准差的置信区间由虚线表示。<sup>6</sup>

如图2中所列的第一列图表所示,真实产出在受到一个实际的持久冲击之后要经历4到5年才能调整并回复到均衡状态。而名义值则对产出的扩张反应则迅速做出了反应,很快就完成了冲击所造成的长期增加值的80%的调整。对价格的反应则估计得并不准确。看起来似乎价格对持久的实际冲击并没什么反应。这个结果与早先所说的价格的弱外生性的论据是相一致的<sup>7</sup>。因为假如当货币性失衡发生而价格不进行调整的话(这正是弱外生性所表明的),那么价格将主要由那些构成一般随机趋势的冲击来驱动。

在图2所示的第二列图表中,第二种持久冲击可能对产出产生大约持续1

<sup>6</sup> 标准差源自对这一模型进行重复1000次的Monte Carlo模拟。

<sup>7</sup> 脉冲响应函数是在没有价格弱外生性的条件下得到的。这样就使得我们可以把脉冲响应函数作为对弱外生性结果鲁棒性的检验。

年的显著正影响。而这种冲击的影响逐渐衰减，在大约 5 年后就消失了。价格以及货币存量在长期是上升的。然而，价格对冲击的响应要比货币的响应要强烈并且迅速。价格在长期上升的 60% 在受到冲击的第一年就可以实现，而货币则是 40%。因此，货币是被动的适应价格以及产出的变化的。

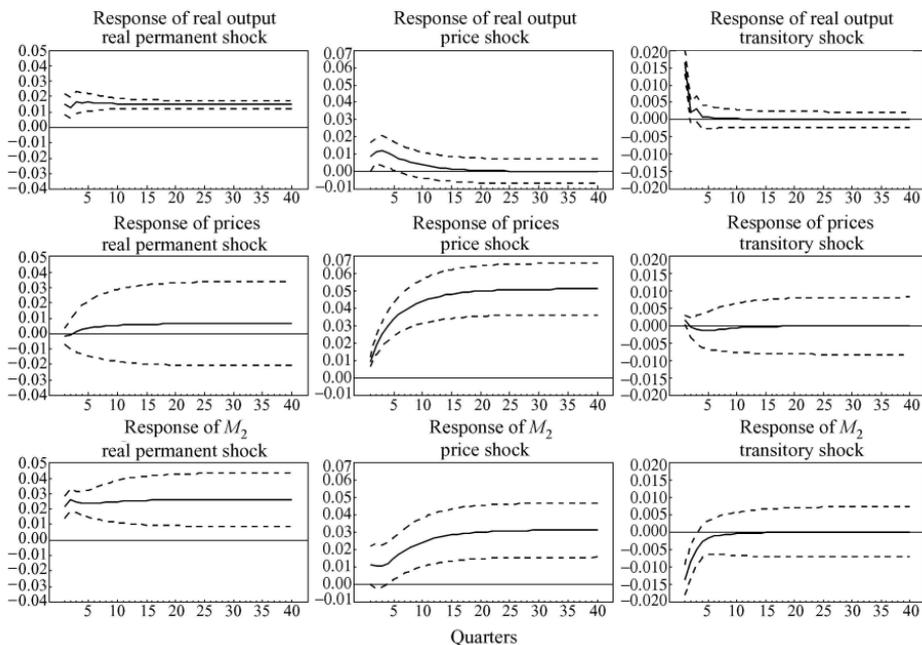


图 2 结构化冲击的脉冲反应

而图 2 中的第三列图显示了对暂时冲击的响应情况。在影响的程度方面，暂时冲击对产出的初始影响基本上和持久实际冲击的影响一致。但是，这种影响非常短暂并在接下来的两个季度之内就消失了。暂时冲击对价格的影响基本上可以忽略，因为在暂时冲击下，价格只上升了不到 0.2%<sup>8</sup>，而且在统计上不显著。而暂时冲击则使货币存量暂时产生了相对大幅度的减少。这些结果与当总需求受到正向冲击时货币当局做出快速反应来平抑通货膨胀压力的现象是相符的。以上结果也可能归因于货币需求所受到的负向冲击，特别是当货币是内生的时候。在没有其他方式来持有财富的情况下，货币需求的下降将会导致对实际财产需求的上升，从而使得总需求和产出上升。

## 2. 方差分解

冲击包含着新的信息。冲击使得当期所实现的变量值与基于以前各期的信息所做出的预测值不一致。预测误差方差分解提供了一种度量方法，用于测算在不同预测时间范围内个体冲击对特定变量的预测误差影响的大小。对

<sup>8</sup> 这一结果再次与价格弱外生性相一致，但该结果并不能说明什么问题，因为暂时性冲击对弱外生性变量并没有同期影响（Fisher 和 Huh，1999）。

有条件的  $M_2$  模型进行分解的结果如表 7 所示。

表 7 预测误差中可被结构性冲击解释的部分

季度	工业产出			价格			$M_2$		
	真实冲击	价格冲击	暂时冲击	真实冲击	价格冲击	暂时冲击	真实冲击	价格冲击	暂时冲击
1	43.77 (22.50)	15.03 (18.63)	41.20 (14.97)	2.16 (24.41)	95.11 (24.23)	2.74 (4.95)	61.74 (23.72)	16.76 (23.78)	21.50 (12.04)
2	46.80 (24.66)	26.52 (22.24)	26.68 (10.66)	0.49 (23.74)	98.89 (23.87)	0.62 (2.45)	71.27 (24.39)	14.95 (24.58)	13.78 (9.58)
3	52.12 (26.39)	29.55 (24.67)	18.33 (8.44)	0.46 (23.77)	99.21 (24.01)	0.33 (2.35)	74.74 (24.91)	14.92 (25.16)	10.35 (8.18)
4	55.79 (27.07)	30.06 (25.77)	14.15 (6.91)	0.67 (23.96)	99.07 (24.24)	0.26 (2.42)	75.74 (25.49)	16.20 (25.78)	8.06 (6.98)
8	67.10 (26.69)	24.79 (25.94)	8.11 (4.77)	1.24 (24.47)	98.65 (24.75)	0.11 (2.44)	68.63 (27.42)	27.68 (27.74)	3.69 (4.28)
20	82.02 (22.84)	13.83 (22.41)	4.14 (3.43)	1.63 (24.82)	98.34 (25.06)	0.03 (2.40)	51.83 (29.74)	47.14 (29.95)	1.03 (2.78)
40	89.78 (21.42)	7.87 (21.09)	2.35 (3.03)	1.75 (24.91)	98.24 (25.14)	0.01 (2.40)	45.47 (30.63)	54.11 (30.78)	0.43 (2.61)
60	92.86 (21.59)	5.50 (21.28)	1.65 (2.95)	1.78 (24.94)	98.21 (25.16)	0.01 (2.40)	43.65 (30.92)	56.08 (31.05)	0.27 (2.59)

注释 括号里的数字为对这一模型进行重复 1000 次的 Monte Carlo 模拟而得到的标准差。

正如我们所讨论的那样,实际的持久冲击是决定产出变化的最重要的因素。在短期内,特别是一年内,实际持久冲击的影响会被其他的两种冲击的联合影响所抵消。价格冲击对价格的影响将远远大于其他两种冲击,所有时期内超过 95% 的预测误差方差都可以被价格冲击所解释。这个结果验证了脉冲响应的分析结果:价格变化主要由包含第二种随机趋势的冲击所驱动。相反,对于货币量的变化,尽管价格冲击最终将会成为长期影响货币量的最重要的因素,但是在五年的时间范围内,货币受实际持久冲击的影响更大。暂时冲击在短期内也会对货币将产生相当大的影响。

### (三) 讨论

尽管中国人民银行——中国的中央银行——直到 1998 年才正式取消年度的信贷计划,但早在 20 世纪 90 年代初,中国人民银行就开始以控制货币总量为政策目标了。是否能解决两个实际问题决定了这种盯住货币数量的制度是否能够获得成功。第一个是货币总量是否具有可控性。本研究的结果表明,在均衡状态发生偏离的情况下,价格并不会发生多大变动,而货币以及实际产出则会做出调整以使系统重新回到均衡状态。因此,名义货币余额由影响货币需求的诸因素所内生决定,而货币当局没有能力或是并不愿意对货币流动性进行限制。这样,以为盯住货币数量为目标的体制是不切实际的。

盯住货币数量的制度所需要第二个条件是货币与其他变量特别是货币与

价格以及实际产出之间要存在着可以预测的实证关系。协整分析表明两个货币总量  $M_1$  和  $M_2$  与实际产出和价格存在着协整关系，而  $M_1$  还和利率存在着协整关系。不仅如此，在整个样本时期内估计的长期关系都相当稳定。因此，尽管货币量由影响货币需求的诸因素所内生决定，它仍然能够对名义需求的变化提供有价值的信息。长期来看，价格的稳定性与稳定的货币增长可以同时实现。

至于货币总量应该被看作一个信息变量而更加受到重视，在这点上，用  $M_2$  作为衡量货币总量的指标要比用  $M_1$  更好。参数稳定性的检验表明  $M_2$  与产出以及价格的关系更加稳定。从协整向量的估计系数来看， $M_2$  也和其他变量有着更为密切的关系。考虑到当前迅速发展的股票以及债券市场，还有将来可能进行的改革，例如对外国投资者开放资本市场，我们在解释  $M_2$  以后的发展情况时就需要格外慎重。 $M_1$  模型中协整向量包括利率变量意味着货币以及其他变量的长期关系受到人们资产组合决策的影响。 $M_2$  模型中长期关系没有包括回报率应归因于现金以及银行存款的替代资产比较少。如果国内债券和股票的供给增加，以及获得外国货币和资产变得更加容易的话， $M_2$  模型的稳定性将大打折扣。

此项研究的结果同时也有助于澄清对货币和其他变量实证建模中的几个问题。首先，价格同质性被估计货币需求的各种研究所广泛引用，但实际上却是个有问题的假设。在  $M_1$  模型和  $M_2$  模型中，这一假设都不成立。这样，一个关于真实货币余额需求的模型在样本时期内在实证上无关。另外，既然价格是具有弱外生性而不是内生的，诸如 Chow (1987) 和 Hasan (1999) 把价格当作货币的函数的做法一般来说，就不具有合理性<sup>9</sup>。由于类似的原因，由于真实产出存在内生性，运用估计出的长期联系去预测对名义货币余额的短期需求也仍然是不合适的。

## 四、结 论

本文考察了关于货币在中国改革历程的产出和价格波动中所起的作用的不同观点。我们采用了结构性 VEC 模型的方法。在交易方程式的基础上，我们用 Johansen 协整过程来估计把真实产出和价格与三个货币总量相联系的长期联系。在此基础上进行一系列检验，得到在实证上更加趋于合理的简化式。通过区分协整分析中指出的持久性冲击和暂时性冲击，以及对持久性冲击运用递归性结构，可以识别模型的短期结构。研究的发现引出了样本时期内中国产出和价格波动的货币方面的几个主要特征。

<sup>9</sup> 但是，这些研究中的数据 and 样本时期与现在的研究不同。

首先,货币适应产出和价格的变动,而不是导致这些变动。其次,货币和价格即使在长期也并不是同比变化。第三,名义利率的变动引起资产组合的调整,而不是改变支出决策。最后,对价格预期的冲击是价格波动的主要原因。这类冲击还强烈地影响真实产出,并在很大程度上可以解释货币波动。

## 参考文献

- [1] Bennett, J. and H. D. Dixon, "Monetary Policy and Credit in China: A Theoretical Analysis", *Journal of Macroeconomics*, 2001, 23, 297—314.
- [2] Blanchard, O. J., "Why Does Money Affect Output? A Survey", in B. M. Friedman and F. H. Hahn, (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 2. Amsterdam: North-Holland, 1990, 779—835.
- [3] Blanchard, O. J. and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*, 1989, 79, 655—673.
- [4] Brandt, L. and X. Zhu, "Redistribution in a Decentralized Economy: Growth and Inflation in China Under Reform", *Journal of Political Economy*, 2000, 108, 422—439.
- [5] ———, "Soft Budget Constraint and Inflation Cycles: A Positive Model of the Macro-dynamics in China During Transition", *Journal of Development Economics*, 2001, 64, 437—457.
- [6] Chan, M. W. L., R. Deaves and C. Wang, "An Analysis of Money and Output in the Industrial Sector in China", *Journal of Asian Economics*, 1992, 3, 271—288.
- [7] Chang, G. H. and J. Hou, "Structural Inflation and the 1994 'Monetary' Crisis in China", *Contemporary Economic Policy*, 1997, 15, 73—81.
- [8] Chen, C. H., "Monetary Aggregate and Macroeconomic Performance", *Journal of Comparative Economics*, 1989, 13, 314—324.
- [9] Chow, G. C., "Money and Price Level Determination in China", *Journal of Comparative Economics*, 1987, 11, 319—333.
- [10] Development Research Institute, Nankai University, "Price Shocks and Macroeconomic Stability in the Course of Incremental Reform", *Economic Research Journal*, 1995, 2, 8—12.
- [11] Enders, W., *Applied Econometric Time-Series*, 2nd edition. New York: John Wiley and Sons, 2004.
- [12] Goldfeld, S. M., "The Case of Missing Money", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976, 3, 683—730.
- [13] Gonzalo, J., "Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships", *Journal of Econometrics*, 1994, 60, 203—233.
- [14] Hafer, R. W. and A. M. Kutan, "Economic Reforms and Long-run Money Demand in China: Implications for Monetary Policy", *Southern Economic Journal*, 1994, 60, 936—944.
- [15] Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- [16] Hasan, M. S., "Monetary Growth and Inflation in China: a Re-examination", *Journal of Comparative Economics*, 1999, 27, 669—685.
- [17] Hasan, M. S. and M. Taghavi, "Money, Output, Price and Causality in Mainland China", *Applied Economics Letters*, 1996, 2, 101—105.
- [18] Hansen, H. and S. Johansen, "Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR Models", *Econometrics Journal*, 1999, 2, 306—333.

- [ 19 ] Huang , G. B. , " Money Demand in China in the Reform Period : an Error Correction Model " , *Applied Economics* , 1994 , 26 , 713—719.
- [ 20 ] Johansen , S. , " Statistical Analysis of Cointegrating Vectors " , *Journal of Economic Dynamics and Control* , 1988 , 12 , 231—254.
- [ 21 ] Johansen , S. and K. Juselius , " Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money " , *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* , 1990 , 52 , 169—210.
- [ 22 ] King , R. G. , C. I. Plosser , J. H. Stock , and M. W. Watson , " Stochastic Trends and Economic Fluctuations " , *American Economic Review* , 1991 , 81 , 819—840.
- [ 23 ] Li , K. W. and W. S. C. Leung , " Causal Relationships Among Economic Aggregates in China " , *Applied Economics* , 1994 , 26 , 1189—1196.
- [ 24 ] Peebles , G. , " Explaining Narrow Money Growth in China " , *Comparative Economic Studies* , 1991 , 33 , 83—110.
- [ 25 ] Perron , P. , " The Great Crash , the Oil Price Shock , and the Unit Root Hypothesis " , *Econometrica* , 1989 , 57 , 1361—1401.
- [ 26 ] ——— , " Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables " , *Journal of Econometrics* , 1997 , 80 , 355—385.
- [ 27 ] Qin , D. , " Money Demand in China : The Effect of Economic Reform " , *Journal of Asian Economics* , 1994 , 5 , 253—271.
- [ 28 ] Reinsel , G. C. and S. K. Ahn , " Vector Autoregressive Models with Unit Roots and Reduced Rank Structure : Estimation , Likelihood Ratio Test , and Forecasting " , *Journal of Time Series Analysis* , 1992 , 13 , 353—375.
- [ 29 ] Stock , J. H. and M. W. Watson , " Interpreting the Evidence on Money-income Causality " , *Journal of Econometrics* , 1989 , 40 , 161—181.
- [ 30 ] Wang , Y. , " Economic Reform , Fixed Capital Investment Expansion , and Inflation : A Behavioural Model Based on the Chinese Experience " , *China Economic Review* , 1991 , 2 , 3—27.
- [ 31 ] Yi , G. , " The Monetization Process in China During the Economic Reform " , *China Economic Review* , 1991 , 2 , 75—95.
- [ 32 ] Yu , Q. , " Economic Fluctuation , Macro Control , and Monetary Policy in the Transitional Chinese Economy " , *Journal of Comparative Economics* , 1997 , 25 , 180—195.

## Output and Price Fluctuations in China 's Reform Years : What Role did Money Play ?

YIN ZHANG GUANGHUA WAN  
( North West A & F University )

**Abstract** The Chinese economy has undergone cyclical fluctuations in growth and inflation in the reform period. Contrary views exist on the role of money in such fluctuations. This paper assesses these views employing structural VEC models based on the exchange equation. It is found

that in the long run money accommodates , rather than causes , changes in output and prices. In the short run , price fluctuations are mostly attributable to shocks that have permanent effects on prices and money but not on real output. These shocks also account for a large proportion of fluctuations in money , and strongly influence the movements of output.

**JEL Classification** E32 , E49 , O53