

货币流通速度和产出变动的 动态一般均衡分析

耿中元 曾令华*

摘要 结构冲击如何影响我国货币流通速度和产出变动的动态一般均衡分析结果表明:货币、制度冲击使货币流通速度和产出基本上同向变动。短期内,技术冲击使货币流通速度下降,表明我国狭义货币具有奢侈品特征。就货币流通速度的变动而言,制度和货币冲击具有持久的正向效应,制度冲击最重要,货币冲击次之,技术冲击不重要,没有长期影响。就产出的变动而言,货币冲击产生了持久的“Tobin 效应”,制度、技术冲击具有显著、持久的正向效应。制度冲击最重要,技术冲击次之,货币冲击不重要。

关键词 货币流通速度, 动态一般均衡, 结构冲击

一、问题的提出

货币的(收入)流通速度是货币经济学的一个关键概念,是体现名义产出水平和货币数量之间关系的宏观变量。对货币流通速度把握不准,货币需要量就不能被准确预测,从而货币供给就不可能适量,货币形势及整个经济形势就有可能向社会不合意的方向转化。各国货币当局在货币政策的制定与实施上也十分慎重地考虑货币流通速度的变化及其影响,以货币供应量为货币政策中介目标的国家更是如此。因此,对货币流通速度的影响因素进行实证研究具有重要意义。

关于货币流通速度影响因素的实证研究大多是在传统货币需求框架下进行的。货币流通速度与货币需求是一物两面,实际货币需求主要受收入等规模变量和利率、通货膨胀预期等机会成本变量及制度变量的影响,从而货币流通速度也受上述变量影响。

以往大多数研究很少在考虑实际部门与货币部门动态相互作用的一般均衡框架下探讨货币流通速度变化的影响因素。然而,近年来,随着货币理论的发展,国外经济学界开辟了货币流通速度实证研究的新方向:通过预付现

* 耿中元,哈尔滨工业大学管理学院;曾令华,湖南大学金融学院。通讯作者及地址:耿中元,黑龙江哈尔滨市南岗区法院13号哈尔滨工业大学管理学院金融与贸易系,150001;电话:13030015753;E-mail: gwwhy19@sina.com。作者感谢两位匿名审稿专家对本文提出的宝贵的修改意见,当然,文责自负。

金模型 (cash-in-advance model)、搜寻模型 (search model) 引入货币, 在动态一般均衡框架下研究货币流通速度的变动性及决定因素。总体说来, 动态一般均衡分析的核心思想是从微观层面着手分析宏观问题, 将“宏观”层面上的均衡转化为微观上“代表性主体”的动态最优化问题, 利用一般均衡条件下的个体最优化来解释总量现象。这也是现代宏观经济学遵循的经典研究范式。反观我国经济学界对货币流通速度影响因素的实证研究, 运用动态一般均衡框架的很少见, 与国际研究前沿存在较大差距。再者, 研究货币流通速度的变动, 就不得不研究货币增长对产出的效应。产出波动的源泉及实际部门和货币部门之间的联系一直是宏观经济学研究的焦点问题之一。基于上述考虑, 本文将通过改进的预付现金模型引入货币, 构筑一个动态一般均衡框架, 运用结构向量自回归 (structural vector autoregression, 即 SVAR) 模型, 研究我国货币冲击、制度冲击和技术冲击对货币流通速度和产出变化的影响。

二、理论模型

(一) 模型框架

我们考虑经济中一代表性个体寻求最大化其终生效用

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t),$$

其中, c_t 表示 t 期人均消费, β ($0 < \beta < 1$) 为贴现率。

假定社会总的生产函数为柯布-道格拉斯生产函数。在 t 期, 代表性个体的产出为 $Y_t = A_t f(k_t)$, 其中 A_t 为技术参数, k_t 为人均资本。 f 满足稻田条件, 并且 $f' > 0$, $f'' < 0$ 。假定折旧率为 100%, 即投资等于资本存量。

为简化分析, 我们排除经济中的不确定性。代表性个体面临的预算约束为:

$$c_t + m_{t+1} + k_{t+1} = A_t f(k_t) + \frac{m_t}{1 + \pi_t} + s_t, \quad (1)$$

其中, k_t 表示 t 期开始时的实际人均资本。 $m_t = \frac{M_t}{P_{t-1}}$, 即 t 期开始时的实际人均货币持有量, P_t 为 t 期开始时的物价水平, M_t 为 t 期开始时的名义人均货币持有量。 $\pi_t = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$, 为 t 期开始时的通货膨胀率。 s_t 为 t 期开始时的个体从政府得到的一次总付转移的实际值。

除了上述预算约束外, 代表性个体还面临下列预付现金 (CIA) 约束: 部分 (η) 消费品的购买及部分 (θ) 投资必须使用现金。

$$\eta(\phi_t)c_t + \theta(\phi_t)k_{t+1} \leq \varphi(\pi_t) \left(\frac{m_t}{1+\pi_t} + s_t \right), \quad (2)$$

其中, ϕ 代表金融制度, φ ($\varphi > 0$) 代表交易频率。比例 η 、 θ 取决于 ϕ 。随着一国金融制度的发展与完善 (正向金融制度冲击), 会有若干制度因素使得比例 η 和 θ 逐渐下降。例如, 股票、债券、基金、短期票据等新的金融产品不断出现, 会增加投资品种的选择, 将在一定程度上替代货币执行价值储藏职能; 同时, 回购协议、透支、信用卡、汇票、信用证及信贷担保等信用工具和信用方式的出现, 将在一定程度上替代货币发挥交易媒介作用。这样的话, 比例 η 和 θ 会逐渐下降, 即意味着 $\eta'(\phi) < 0, \theta'(\phi) < 0$ 。这是对传统的 CIA 模型 (详见 Clower, 1967; Stockman, 1981) 的一个改进。如果约束条件 (2) 中的 η 与 θ 均为 1, 或 $\eta=1, \theta=0$, 便回到传统的 CIA 模型。约束条件 (2) 对 CIA 模型的另一个改进是允许消费间隔 (支付频率) 与货币持有间隔 (销售频率) 不同, 即一定时间内货币可能多次交易以促成更多消费和投资。交易频率 φ 受通货膨胀率影响。通货膨胀率上升时, 持有货币成本变大, 人们会减少货币持有量和持有时间, 从而交易更加频繁, 所以 $\varphi'(\pi) > 0$ 。如果约束条件 (2) 中的 $\varphi=1$, 便回到传统的 CIA 模型。

在个人预算约束 (1) 及预付现金约束 (2) 下, 代表性个体最大化其效用。最后假定政府的预算约束为: $s_t = m_{t+1} - \frac{m_t}{1+\pi_t}$, 即假定政府收入完全来自铸币收入, 政府预算每期都能达到平衡, 铸币收入完全用于一次总付转移。同时假定外生货币供给: $M_{t+1} = (1+\alpha)M_t$, α 为货币增长率。

(二) 稳态及比较静态分析

给定状态变量 m_t 和 k_t , 记 t 期的值函数为 $G(m_t, k_t)$ 。在约束条件 (1) 和 (2) 下有下列贝尔曼 (Bellman) 方程:

$$G(m_t, k_t) = \max \left\{ u(c_t) + \beta G(m_{t+1}, k_{t+1}) + \lambda \left[\varphi(\pi_t) \left(\frac{m_t}{1+\pi_t} + s_t \right) - \eta(\phi_t)c_t - \theta(\phi_t)k_{t+1} \right] \right\}, \quad (3)$$

其中, λ 为拉格朗日乘数。

由 (1) 可得, $m_{t+1} = A_t f(k_t) + \frac{m_t}{1+\pi_t} + s_t - c_t - k_{t+1}$ 。

(3) 的一阶条件为:

$$\begin{aligned} u'(c_t) - \beta G_1(m_{t+1}, k_{t+1}) - \lambda \eta &= 0,^1 \\ -\beta G_1(m_{t+1}, k_{t+1}) - \lambda \theta + \beta G_2(m_{t+1}, k_{t+1}) &= 0. \end{aligned}$$

(3) 的包络条件为:

¹ $G_1(\cdot), G_2(\cdot)$ 分别表示值函数对第 1 个、第 2 个变量的导数。

$$G_1(m_t, k_t) = \frac{\beta}{1+\pi} G_1(m_{t+1}, k_{t+1}) + \frac{\lambda\varphi}{1+\pi},$$

$$G_2(m_t, k_t) = \beta G_1(m_{t+1}, k_{t+1}) A f'(k).$$

由以上一阶条件和包络条件可得该经济的一个稳态均衡方程²:

$$A f'_k(k) = \frac{1}{\beta^2} [\varphi(\alpha)]^{-1} (1 + \alpha - \beta) \theta(\phi) + \frac{1}{\beta}. \quad (4)$$

此外, 还可得到另一个稳态均衡方程³:

$$\eta A f(k) + [\theta(\phi) - \eta(\phi)] k = \phi(\alpha) m. \quad (5)$$

通过对方程(4)和方程(5)及 $Y = A f(k)$ 进行求导及微分处理, 可得 α 、 ϕ 及 A 对产出水平的影响⁴:

$$\frac{dY}{d\alpha} = \frac{A f'_k(k)}{A f''_k(k) \varphi \beta^2} \left[1 - \frac{(1 + \alpha - \beta) \varphi'(\alpha)}{\varphi(\alpha)} \right] \neq 0, \quad (6)$$

$$\frac{dY}{d\phi} = \frac{A f'_k(k)}{A f''_k(k) \varphi \beta^2} (1 + \alpha - \beta) \theta'(\phi) > 0, \quad (7)$$

$$\frac{dY}{dA} = f(k) - \frac{A [f'_k(k)]^2}{A f''_k(k)} > 0. \quad (8)$$

货币流通速度为⁵:

$$V = \frac{Y}{m} = \frac{c+k}{m} = \frac{\varphi}{\eta + (\theta - \eta) k/Y}. \quad (9)$$

由(9)可得 α 、 ϕ 及 A 对货币流通速度的影响:

$$\frac{dV}{d\alpha} = \frac{V}{\varphi} [\varphi'(\alpha) + V(\eta - \theta) d(k/Y)/d\alpha] \neq 0, \quad (10)$$

$$\frac{dV}{d\phi} = \frac{V^2}{\varphi} \left[(\eta - \theta) d(k/Y)/d\phi + \left(\frac{k}{Y} - 1 \right) \eta'(\phi) - \frac{k}{Y} \theta'(\phi) \right] \neq 0, \quad (11)$$

$$\frac{dV}{dA} = \frac{V^2}{\varphi} (\eta - \theta) d(k/Y)/dA = 0. \quad (12)$$

其中, 方程(12)在哈罗德中性技术进步的假定下成立。⁶

下面我们结合上述模型的结果具体分析货币冲击、制度冲击和技术冲击对产出和货币流通速度的影响。

第一, 从(6)式、(10)式来看, 货币增长率的上升对产出和货币流通速度的效应不确定。这可以从以下两方面来解释: 一种情形下, 货币增长率的上升导致了通货膨胀率的上升(稳态时货币增长率等于通货膨胀率), 这增

² 具体推导过程见附录1。

³ 具体推导过程见附录2。

⁴ 具体推导过程见附录3。

⁵ 具体推导过程见附录4。

⁶ 在经典文献中, 哈罗德中性技术进步的假定非常普遍, 因为它是稳态均衡存在的前提条件(King, 1988)。而且, 若生产函数为柯布-道格拉斯生产函数, 则哈罗德中性、希克斯中性及资本增进型技术进步实质上是一样的(戴维·罗默, 中文版, 1999)。

加了持有货币的机会成本，因而降低了投资的净收益率，导致投资下降，产出和消费也随之下降，即出现“反向 Tobin 效应”⁷。在投资的净收益率下降的情况下，资本产出比 (k/Y) 下降，这意味着 $d(k/Y) < 0$ 。这样的话，由 (10) 式可知，如果 $\theta > \eta$ ，则货币流通速度上升；反之，如果 $\theta < \eta$ ，则货币流通速度可能下降，也可能上升。这样在上述一般均衡模型中，通胀率可能通过对资本和产出的效应间接影响货币流通速度，货币流通速度与通货膨胀可能负相关，这有别于传统货币需求框架下的结论（传统观点认为货币流通速度与通货膨胀正相关）。另一种情形下，货币增长率的上升，即通货膨胀率的上升显著提高交易频率 φ ，这将释放出—部分货币进入投资领域，从而增加投资，进而增加产出和消费，即出现“Tobin 效应”。而且，从 (9) 式可以看出，较高的交易频率对货币流通速度有正向影响。

第二，金融制度 ϕ 的正向冲击使得 η 、 θ 下降，即更多的消费和投资不必直接使用现金，这将直接减少货币持有量。由于货币存在机会成本，金融制度 ϕ 的正向冲击（如信用交易制度的改善）也会降低投资的边际成本，从而增加资本、产出和消费，正如 (7) 式所示。金融制度 ϕ 的正向冲击减少了货币持有量，其直接的效应是加快了货币流通速度（由 (11) 式等号右侧中括号里的第二、三项体现）。然而金融制度 ϕ 的正向冲击也增加了投资和产出，这间接地增加了货币需求，降低了货币流通速度。所以，金融制度 ϕ 对货币流通速度的总体影响不明确。不过，从 (11) 式来看，在面对金融制度 ϕ 的正向冲击时，如果 $\eta > \theta$ ，则货币流通速度上升。

第三，技术参数 A 的正向冲击（技术进步）增加了资本的边际产品，进而提高了稳态时的资本存量和产出水平（如 (8) 式所示），消费也随之增加；相应地，为了满足更高水平的投资和消费需求，货币需求也将增加。在柯布—道格拉斯生产函数及哈罗德中性技术进步假定下，产出与实际货币需求将同比例变动，因而，从 (9) 式可以看出，货币流通速度将保持不变。

三、实证检验

（一）研究方法步骤的简要说明

本文将运用结构向量自回归 (SVAR) 模型，探讨货币冲击、制度冲击和技术冲击对我国货币流通速度和产出变化的影响。

自 20 世纪 80 年代初 Sims 的研究开始，向量自回归 (VAR) 模型取代了传统的联立方程模型，在很多研究领域取得了成功。然而，VAR 模型也存在

⁷ 如果货币被作为资产而持有，较高的货币增长率会使资本持有量相对于货币持有量增加得更多，从而增加产出和消费，这被称为“Tobin 效应”。而如果将货币看作生产要素，或者如果资本品的购买必须要预先支付货币，较高的货币增长率则会出现相反的结果，即“反向 Tobin 效应”。详见 Tobin (1965)。

着自身的不足,其核心问题是模型结果很难用于结构分析,不能充分体现经济变量作用的双向和反馈关系;另一个问题是模型中的待估参数通常过多,只有所含变量较少的 VAR 才可以得到比较满意的估计结果。结构向量自回归(SVAR)模型产生于 20 世纪 80 年代中期 Blanchard and Quah (1989) 对货币政策的分析。该方法通过对普通 VAR 模型施加长短期识别约束条件,可以分析经济变量对结构冲击的响应,还可以减少模型的待估参数。⁸20 世纪 90 年代以来,人们对 SVAR 进行了深入研究,并广泛用于分析货币冲击和实际冲击的传导机制。

为了估计 SVAR 模型,要求所考察的变量必须是平稳的。所以我们首先对变量进行平稳性检验,然后设定 SVAR 模型的识别条件,进而分析各种结构冲击对货币流通速度和产出的动态效应轨迹,即进行脉冲响应分析,最后考察各种结构冲击对货币增长率、货币流通速度和产出的相对重要性,即进行方差分解。

(二) 变量说明、数据来源及平稳性检验

本文所考察的三个变量是货币增长率、货币流通速度和产出。本文使用 1994—2005 年的季度数据。数据选取之所以从 1994 年开始,基于以下原因:1994 年以前,我国的季度 GDP 数据不完整,虽然可以用季度工业总产值替代季度 GDP,也可以使用一些技术将年度 GDP 数值分解为季度 GDP 数值,但上述方法在计算货币的收入流通速度时可能会导致较大的误差。本文中我国货币流通速度采用的是狭义货币 M1 的流通速度(V),因为前文理论模型中货币主要发挥交易媒介作用,M1 的作用与该作用比较接近。货币增长率采用的是基础货币(MB)的增长率(以基础货币对数的一阶差分表示⁹),理由如下:基础货币的外生性强于狭义货币和广义货币,这更符合前文理论模型的假定及满足后文 SVAR 模型的识别条件。货币供应量(M1)、GDP、数据来自《中国人民银行统计季报》各期,基础货币数据来自《中国人民银行统计季报》中“货币当局资产负债表(负债)”中的“储备货币”数据。我们用季度名义 GDP 值除以消费价格的季度定基比指数得到季度实际 GDP(RGDP)。由于我国没有公布定基比指数,首先用我国公布的消费物价月环比指数构造月定基比指数(以 1993 年 12 月为基期),再把每季度三个月的消费价格月定基比指数用几何平均的方法计算出定基比季度指数。消费物价月环比指数 2001—2005 年的数据来自《中国经济景气月报》各期、1997—2000 年的数据来自宋海林和刘澄(2003)、1997 年以前的数据来自谢安(1998)。实

⁸ 关于 SVAR 模型的原理及推导过程可参见计量经济学软件 EViews5.0 的帮助文件及高铁梅(2006)。

⁹ 对于不大的变化,变量的增长率相当于对变量做对数差分处理。

际 GDP、货币流通速度和基础货币数据均经过 X-12 方法消除季节因素后再取对数值。本文实证检验使用的有关数据见附录 5。在进行计量分析时，使用的软件是 EViews5.0。

在估计 SVAR 模型之前，首先对各个变量进行平稳性检验，采用的是 ADF 检验，结果见表 1。从表 1 可以看出：基础货币在 1% 显著水平上、货币流通速度以及产出均在 10% 显著水平上满足一阶单整过程，即各变量的一阶差分是平稳的。

表 1 各个变量的平稳性检验结果

变量	检验类型 (C, T, N)	ADF 统计量	临界值	结论
LMB	(C, T, 0)	-2.976	-4.166*	I(1)
D(LMB)	(C, 0, 0)	-6.687	-3.581*	
LV	(C, 0, 3)	-1.530	-3.578*	I(1)
D(LV)	(0, 0, 4)	-1.708	-1.612**	
LRGDP	(C, T, 9)	-1.503	-4.219*	I(1)
D(LRGDP)	(C, 0, 3)	-2.778	-2.604**	

注释：检验类型(C, T, N)分别表示单位根检验方程中包括的常数项、时间趋势和滞后项的阶数。D 表示变量的一阶差分。*、** 分别表示 1%、10% 显著水平的临界值。最优滞后阶数根据 AIC、SC 准则和残差的诊断检验结果等综合确定。L 表示变量的对数。

(三) SVAR 模型识别条件的设定

我们估计一个包含货币增长率、货币流通速度和产出三个变量的自回归系统。根据前文理论模型，影响产出和货币流通速度的因素可分为三类相互正交的结构冲击——货币冲击 ϵ_α 、制度冲击 ϵ_ϕ 、技术冲击 ϵ_A ，这三类冲击分别对应于 α 、 ϕ 、 A 的变化，也分别对应于货币增长率、货币流通速度和产出三个因变量的扰动。

由于前文平稳性检验结果表明基础货币、货币流通速度、产出均是一阶单整过程，其一阶差分是平稳的，我们取其对数差分，记为 $D(LMB)$ 、 $D(LV)$ 和 $D(LRGDP)$ 。记向量 $X_t = [D(LMB), D(LV), D(LRGDP)]'$ ， $\epsilon_t = [\epsilon_\alpha, \epsilon_\phi, \epsilon_A]'$ 。在变量满足平稳性条件的情况下，移动平均形式的结构模型可表示为：

$$X_t = B(L)\epsilon_t, \quad (13)$$

其中， $B(L) = I + B_1L + B_2L^2 + \dots$ 是滞后算子 L 的系数矩阵多项式。

在宏观经济研究中，短期中实际部门和货币部门的相互作用争议较多，而长期中对二者关系的认识则较为一致，所以我们对所研究的三个变量关系施加长期约束。由于模型中包含三个变量，为了进一步从 VAR 模型中识别结构扰动，需要施加三个长期约束。根据前文的理论结果 (12)，技术冲击对货币流通速度没有长期影响，这表明 (13) 式长期系数矩阵 $B(L)$ 中的 B_{23} 等于

零。为了识别模型,我们还假定长期中货币增长率的变化不受制度冲击和技术冲击的影响,这意味着(13)式长期系数矩阵 $B(L)$ 中的 B_{12} 、 B_{13} 等于零。这是个很强的假定,但是出于简化问题的需要,作这一假定是合理的:其一,在主流宏观经济学中,货币基本都被假定为外生的。其二,作该假定是为了满足SVAR模型的识别条件。如果不作该假定,为了满足SVAR模型的识别条件而作出其他假定的话,会与我们前文理论模型的基本结论相矛盾。

作出上述长期约束之后,结构模型方程(13)就可以表示为如下形式:

$$\begin{pmatrix} D(LMB) \\ D(LV) \\ D(LRGDP) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C_1 \\ C_2 \\ C_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} B_{11} & 0 & 0 \\ B_{21} & B_{22} & 0 \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_a \\ \varepsilon_\phi \\ \varepsilon_\lambda \end{pmatrix},$$

其中, C_1 、 C_2 、 C_3 为常数项。

(四) 脉冲响应分析

脉冲响应函数可描述系统中某一内生变量发生的冲击(shock)对其他变量的动态效应轨迹。我们首先估计包含货币增长率和货币流通速度、产出的一阶差分变量的未施加限制性条件的VAR模型,根据AIC和SC准则、滞后参数的 t -统计值及残差的诊断检验结果等,判定VAR模型的最优滞后阶数为4。施加长期约束条件后,在EViews 5.0中用蒙特卡罗模拟方法重复100次得到脉冲响应函数。下面我们分别分析货币冲击、制度冲击、技术冲击对货币流通速度和产出的动态效应。

1. 货币冲击对货币流通速度和产出的动态效应

从图1、图2可以看出,货币冲击在前7个季度对产出和货币流通速度的影响波动性较大,自第7个季度以后便基本稳定在长期水平上。货币冲击使得货币流通速度和产出基本上同向变动。货币冲击对货币流通速度整体上具有持久的正向效应,这主要是因为:交易频率对通货膨胀比较敏感,通货膨胀导致持币成本增加,从而促使交易更加频繁,进而使得货币流通速度上升。货币冲击对产出整体上具有持久的正向效应,这表明在我国存在“Tobin效应”,即在我国货币被作为资产而持有,较高的货币增长率有助于增加产出和消费。

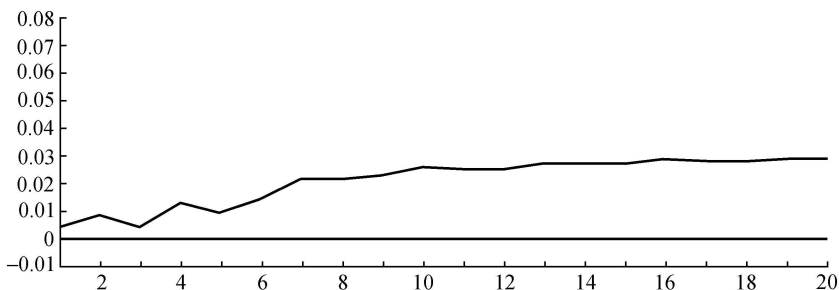


图1 货币冲击对货币流通速度的动态效应

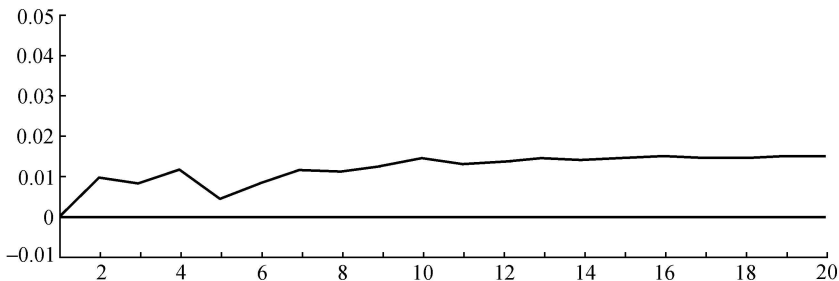


图2 货币冲击对产出的动态效应

2. 制度冲击对货币流通速度和产出的动态效应

从图3和图4可以看出,正向金融制度冲击(金融制度的发展与完善)使得货币流通速度和产出基本上同向变动,对货币流通速度和产出有显著的、持久的正向影响¹⁰,整体上呈现反向驼峰状(reverse hump-shaped)效应,影响力度在两季度内达到极小值,随后逐步增大,在大约七个季度之后达到长期稳定水平。这种情况可能是由于我国是发展中国家,制度冲击作用的发挥有一个适应过程,制度冲击发生后,人们对制度冲击也存在一个观望期,并不能马上对制度冲击作出反应,制度冲击的正向效应可能下降;待制度冲击发生一段时间以后,制度冲击的正向效应开始逐步上升并稳定下来。正向金融制度冲击对货币流通速度的正向效应可从两方面解释:一方面,正向金融制度冲击(如信用交易制度的改善)减少了货币持有量,其直接的效应是加快了货币流通速度;另一方面,我国消费品购买使用现金的比例可能大于投资使用现金的比例,这样的话,正向金融制度冲击会导致货币流通速度上升。正向金融制度冲击对产出具有正向效应,符合我们的理论预期,这是由于金融制度的发展与完善降低了投资的边际成本,从而增加了资本,进而增加了产出。当然,这也与金融发展促进经济增长的观点相一致。

¹⁰ 细心的读者可能会提出以下疑问:根据 Bordo and Jonung(1987)的研究,一国货币流通速度的变化轨迹基本都呈“U”形。金融创新是货币流通速度在达到“U”形谷底后逐渐提升的重要影响因素。我国的现实是,货币流通速度自改革开放以来基本呈长期下降态势,还未出现反转的迹象。金融创新对货币流通速度的提升作用是极其有限的。而本文得出制度冲击(主要是金融制度创新)对货币流通速度有显著、持久的正向影响,这与我国的现实不矛盾吗?其实并不矛盾。我们估计 SVAR 模型使用的是货币流通速度的对数差分形式,这实际上是表示货币流通速度的增长率,与货币流通速度的水平值不同。货币流通速度的水平值下降并不代表货币流通速度的增长率也下降。利用 HP 滤波方法,对 1994 年第 1 季度至 2005 年第 4 季度间狭义货币流通速度的水平值和增长率进行趋势分解(结果见附录 6),结果发现,我国狭义货币流通速度水平值的趋势序列基本呈下降势头,但狭义货币流通速度增长率的趋势序列则表现出上升势头,尽管是轻微的。分析货币流通速度的持续下降,指的是货币流通速度的水平值,金融制度的发展与完善中肯定有提升货币流通速度水平值的因素,只不过是提升货币流通速度水平值的因素在我国还未起到主导性作用。本文分析制度冲击对货币流通速度的影响,指的是货币流通速度的增长率,在货币流通速度增长率有轻微上升趋势的影响因素中,制度冲击(主要是金融制度创新)有显著、持久的正向效应,并不足为怪,这与金融创新导致货币流通速度上升的结论也是相符的。

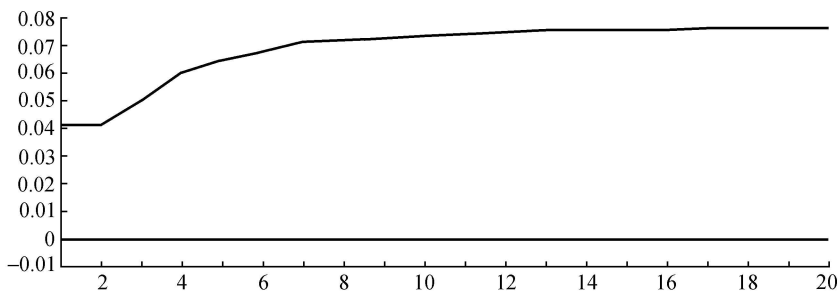


图3 制度冲击对货币流通速度的动态效应

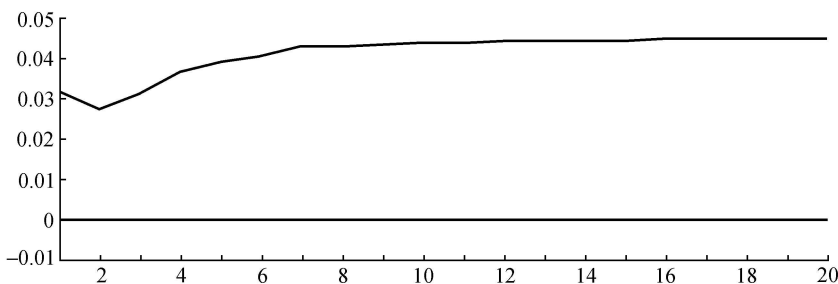


图4 制度冲击对产出的动态效应

3. 技术冲击对货币流通速度和产出的动态效应

从图5至图6可以看出,技术冲击对货币流通速度的效应很短暂,其效应自第5个季度以后便基本上趋向于零,没有长期影响,这与我们前文对SVAR模型施加的长期约束相一致。在短期中,产出冲击使得货币流通速度在第3—5季度内下降,这表明短期中我国狭义货币M1具有奢侈品的特征,即随着收入上升,货币需求的增加幅度更大。技术冲击对产出有显著的、持久的正向影响,即技术冲击增加了资本的边际产品,进而提高了资本存量和产出水平。技术冲击对产出的正向效应在开始时比较平稳,然后有所下降,自第4个季度以后趋于长期的平稳水平。这表明技术进步会很快促进产出增长,但其对产出增长的促进作用会随着时间的推移出现短暂的下降,之后稳定在长期水平上。

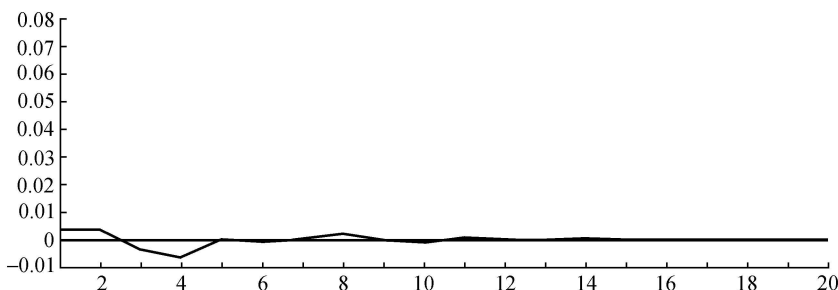


图5 技术冲击对货币流通速度的动态效应

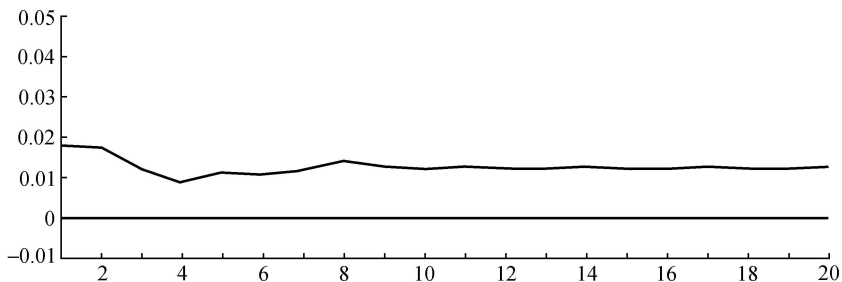


图6 技术冲击对产出的动态效应

(五) 方差分解

预测误差方差分解技术可将系统的预测均方误差分解成系统中各变量冲击所做的贡献。因此，方差分解给出的是每一随机信息对 VAR 模型中各变量影响的相对重要性。表 2 给出了方差分解结果，可以看到货币、制度、技术三种结构冲击对货币增长率、货币流通速度变化率和产出增长率的相对重要性。较长时期中货币增长率的变动受自身冲击的影响最为显著，超过 91% 的比例，而其余不足 9% 归因于制度冲击和技术冲击。这表明技术冲击和制度冲击长期内对货币增长率的影响并不显著。这与我们对 SVAR 模型施加的长期约束条件比较一致。货币流通速度的变动有 94% 以上的比例为制度冲击和货币冲击所解释，技术冲击的解释力不足 6%。这也比较符合我们对 SVAR 模型

表 2 货币、货币流通速度、产出增长率扰动方差的分解结果

方差分解	结构冲击		货币冲击	制度冲击	技术冲击
	季度				
货币增长率 $D(LMB)$	1		98.2028	1.0076	0.7896
	2		97.0064	0.9948	1.9987
	4		92.8860	2.1032	5.0109
	8		91.6608	2.2762	6.0630
	12		91.6099	2.2901	6.1000
	20		91.5760	2.3031	6.1209
货币流通速度 增长率 $D(LV)$	1		0.7630	98.4724	0.7647
	2		1.8200	97.4209	0.7591
	4		5.8414	90.7195	3.4391
	8		9.8469	84.8177	5.3354
	12		10.3013	84.1600	5.5387
	20		10.5035	83.9394	5.5571
产出增长率 $D(LRGDP)$	1		0.0110	76.7195	23.2695
	2		6.3891	72.1061	21.5048
	4		6.8034	70.5190	22.6777
	8		11.2646	66.6761	22.0593
	12		11.6063	66.2830	22.1108
	20		11.6975	66.1996	22.1029

施加的长期约束条件。货币流通速度的变动 83% 以上由制度冲击所解释, 这与 Bordo and Jonung (1987) 的研究结果一致: 制度变量是货币流通速度的重要决定因素。在产出的变动中, 制度冲击是最重要的因素, 贡献率在 66% 以上; 技术冲击次之, 贡献率在 21% 以上; 货币冲击相对不重要, 贡献率不足 12%。

四、结论与政策含义

本文在动态一般均衡框架下、运用结构向量自回归模型 (SVAR), 基于我国的经验数据, 研究了货币冲击、制度冲击和技术冲击对货币流通速度和产出变化的影响。

实证检验表明:

1. 从脉冲响应分析结果来看, (1) 货币冲击使得货币流通速度和产出基本上同向变动。货币冲击对产出有持久的正效应, 即在我国存在“Tobin 效应”。货币冲击对货币流通速度有持久的正向效应, 主要是因为通货膨胀导致持币成本增加, 从而使得交易更加频繁。(2) 制度冲击使得货币流通速度和产出基本上同向变动。制度冲击对产出具有显著的、持久的正向效应, 符合理论预期。制度冲击对货币流通速度也具有显著的、持久的正向影响。这是因为制度冲击减少了货币持有量, 我国消费品购买使用现金的比例可能大于投资使用现金的比例。(3) 技术冲击对产出有比较显著的、持久的正向影响, 对货币流通速度没有长期影响, 符合理论预期。在短期中, 产出冲击使得货币流通速度下降, 这表明短期中我国狭义货币 M1 具有奢侈品的特征。

2. 从方差分解结果来看, 对 SVAR 模型施加的长期约束条件得到了很好的满足。在我国货币流通速度的变动中, 制度冲击是最主要的影响因素, 货币冲击次之, 技术冲击相对不重要。在产出的变动中, 制度冲击是最重要的影响因素, 技术冲击次之, 货币冲击相对不重要。

上述结果表明, 制度冲击对我国货币流通速度和产出具有显著的正向效应, 是影响我国货币流通速度和产出的主要因素。鉴于此, 可考虑通过进一步深化金融改革、加强金融制度创新来逐步改善目前我国货币流通速度较低的现状, 以及促进产出的增长。

附录 1

记 t 期的值函数为 $G(m_t, k_t)$ 。在正文中约束条件 (1) 和 (2) 下有下列贝尔曼方程:

$$G(m_t, k_t) = \max \left\{ u(c_t) + \beta G(m_{t+1}, k_{t+1}) + \lambda \left[\varphi(\pi_t) \left(\frac{m_t}{1 + \pi_t} + s_t \right) - \eta(\phi_t) c_t - \theta(\phi_t) k_{t+1} \right] \right\}, \quad (A1)$$

其中, λ 为拉格朗日乘数。

由正文 (1) 式, 可得: $m_{t+1} = A_t f(k_t) + \frac{m_t}{1 + \pi_t} + s_t - c_t - k_{t+1}$ 。

(A1) 的一阶条件为:

$$u'(c_t) - \beta G_1(m_{t+1}, k_{t+1}) - \lambda \eta = 0, \quad (\text{A2})$$

$$-\beta G_1(m_{t+1}, k_{t+1}) - \lambda \theta + \beta G_2(m_{t+1}, k_{t+1}) = 0. \quad (\text{A3})$$

(A1) 的包络条件为:

$$G_1(m_t, k_t) = \frac{\beta}{1 + \pi} G_1(m_{t+1}, k_{t+1}) + \frac{\lambda \varphi}{1 + \pi}, \quad (\text{A4})$$

$$G_2(m_t, k_t) = \beta G_1(m_{t+1}, k_{t+1}) A f'(k). \quad (\text{A5})$$

由 (A2), 可得:

$$\beta G_1(m_{t+1}, k_{t+1}) = u'(c_t) - \lambda \eta. \quad (\text{A6})$$

由 (A4)、(A6), 可得:

$$G_1(m_t, k_t) = \frac{1}{1 + \pi} [u'(c_t) - \lambda \eta] + \frac{\lambda \varphi}{1 + \pi}. \quad (\text{A7})$$

稳态均衡时, $m_{t+1} = m_t$, $k_{t+1} = k_t$, 由 (A6)、(A7) 可得:

$$\frac{\beta}{1 + \pi} [u'(c_t) - \lambda \eta] + \frac{\lambda \varphi \beta}{1 + \pi} = u'(c_t) - \lambda \eta.$$

由上式, 可得:

$$\lambda = \frac{(\beta - 1 - \pi) u'(c_t)}{\beta \eta - \beta \varphi - (1 + \pi) \eta}. \quad (\text{A8})$$

将 (A8) 代入 (A2), 可得:

$$u'(c_t) = - \frac{\beta \eta - \beta \varphi - (1 + \pi) \eta}{\varphi} G_1(m_{t+1}, k_{t+1}). \quad (\text{A9})$$

(A2) $\times \left(-\frac{\theta}{\eta}\right)$ + (A3), 再利用 (A9), 可得

$$\left[\frac{\theta}{\eta} \cdot \frac{\beta \eta - \beta \varphi - (1 + \pi) \eta}{\varphi} + \frac{\beta \theta}{\eta} - \beta \right] G_1(m_{t+1}, k_{t+1}) = -\beta G_2(m_{t+1}, k_{t+1}). \quad (\text{A10})$$

利用 (A5), 由 (A10) 可得:

$$-\beta^2 A f'_k(k) = \frac{\theta}{\eta} \cdot \frac{\beta \eta - \beta \varphi - (1 + \pi) \eta}{\varphi} + \frac{\beta \theta}{\eta} - \beta.$$

由上式可得 $A f'_k(k) = \frac{1}{\beta^2} [\varphi(\pi)]^{-1} (1 + \pi - \beta) \theta (\phi) + \frac{1}{\beta}$ 。

由 $m_t = M_t / P_{t-1}$, $M_{t+1} = (1 + \alpha) M_t$, 可得

$$m_{t+1} P_t = (1 + \alpha) m_t P_{t-1}.$$

由上式, 可得: $\frac{m_{t+1}}{m_t} = (1 + \alpha) \frac{P_{t-1}}{P_t}$ 。

又由 $\pi = (P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$, 可得 $\frac{P_t}{P_{t-1}} = 1 + \pi$,

所以, $\frac{m_{t+1}}{m_t} = \frac{1 + \alpha}{1 + \pi}$ 。

稳态时 $m_{t+1} = m_t$, 代入上式, 可得 $\alpha = \pi$ 。

所以, $A f'_k(k) = \frac{1}{\beta^2} [\varphi(\alpha)]^{-1} (1 + \alpha - \beta) \theta (\phi) + \frac{1}{\beta}$ 。

附录 2

将 $s_t = m_{t+1} - \frac{m_t}{1+\pi_t}$ 代入正文 (1) 中, 可得:

$$c + k_{t+1} = Af(k).$$

将 $s_t = m_{t+1} - \frac{m_t}{1+\pi_t}$ 代入正文 (2) 中, 可得:

$$\begin{aligned} \text{即} \quad & \eta c_t + \theta k_{t+1} = \varphi(\pi) m_{t+1}, \\ & \eta [Af(k) - k_{t+1}] + \theta k_{t+1} = \varphi(\pi) m_{t+1}, \\ & \eta Af(k) + (\theta - \eta) k_{t+1} = \varphi(\pi) m_{t+1}. \end{aligned} \quad (\text{B1})$$

稳态时, $k_{t+1} = k_t$, $m_{t+1} = m_t$, $\pi = \alpha$.

所以, (B1) 即为:

$$\eta Af(k) + [\theta(\phi) - \eta(\phi)]k = \varphi(\alpha)m.$$

附录 3

$$\text{令 } F_1(k, m; \alpha, \phi, A) = Af'_k(k) - \frac{1}{\beta^2}[\varphi(\alpha)]^{-1}(1+\alpha-\beta)\theta(\phi) - \frac{1}{\beta},$$

$$F_2(k, m; \alpha, \phi, A) = \eta Af(k) + (\theta - \eta)k - \varphi(\alpha)m,$$

$$\frac{\partial F_1}{\partial k} = Af''_k(k), \quad \frac{\partial F_2}{\partial k} = \eta Af'_k(k) + \theta - \eta, \quad \frac{\partial F_1}{\partial m} = 0, \quad \frac{\partial F_2}{\partial m} = -\varphi(\alpha), \quad (\text{C1})$$

$$\frac{\partial F_1}{\partial \alpha} = \frac{(1+\alpha-\beta)\varphi'(\alpha)\theta}{\varphi^2(\alpha)\beta^2} - \frac{\theta}{\varphi(\alpha)\beta^2}, \quad \frac{\partial F_2}{\partial \alpha} = -\varphi'(\alpha)m, \quad (\text{C2})$$

$$\frac{\partial F_1}{\partial \phi} = -\frac{(1+\alpha-\beta)\theta'(\phi)}{\varphi(\alpha)\beta^2}, \quad \frac{\partial F_2}{\partial \phi} = [Af(k) - k]\eta'(\phi) + k\theta'(\phi), \quad (\text{C3})$$

$$\frac{\partial F_1}{\partial A} = f'_k(k), \quad \frac{\partial F_2}{\partial A} = \eta f(k). \quad (\text{C4})$$

应用涉及雅可比矩阵的比较静态分析形式体系, 上述系统可变成

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial F_1}{\partial k} & \frac{\partial F_1}{\partial m} \\ \frac{\partial F_2}{\partial k} & \frac{\partial F_2}{\partial m} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dk \\ dm \end{bmatrix} = - \begin{bmatrix} \frac{\partial F_1}{\partial \alpha} & \frac{\partial F_1}{\partial \phi} & \frac{\partial F_1}{\partial A} \\ \frac{\partial F_2}{\partial \alpha} & \frac{\partial F_2}{\partial \phi} & \frac{\partial F_2}{\partial A} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d\alpha \\ d\phi \\ dA \end{bmatrix}. \quad (\text{C5})$$

将 (C1)、(C2)、(C3)、(C4) 代入 (C5), 最终可得到:

$$\frac{dk}{d\alpha} = \frac{\theta}{Af''_k(k)\varphi(\alpha)\beta^2} \left[1 - \frac{(1+\alpha-\beta)\varphi'(\alpha)}{\varphi(\alpha)} \right], \quad (\text{C6})$$

$$\frac{dk}{d\phi} = \frac{1}{Af''_k(k)\varphi(\alpha)\beta^2} (1+\alpha-\beta)\theta'(\phi), \quad (\text{C7})$$

$$\frac{dk}{dA} = -\frac{f'(k)}{Af''_k(k)}. \quad (\text{C8})$$

由 $Y = Af(k) = Af[k(\alpha, \phi, A)]$, 可得:

$$\frac{dY}{d\alpha} = Af'_k(k) \frac{dk}{d\alpha}, \quad \frac{dY}{d\phi} = Af'_k(k) \frac{dk}{d\phi}, \quad \frac{dY}{dA} = f(k) + A[f'_k(k)] \frac{dk}{dA}. \quad (\text{C9})$$

将 (C6)、(C7)、(C8) 分别代入 (C9), 即得:

$$\frac{dY}{d\alpha} = \frac{Af'_k(k)}{Af''_k(k)\varphi\beta^2} \left[1 - \frac{(1+\alpha-\beta)\varphi'(\alpha)}{\varphi(\alpha)} \right],$$

$$\frac{dY}{d\phi} = \frac{Af'_k(k)}{Af''_k(k)\phi\beta^2} [(1+\alpha-\beta)\theta'(\phi)],$$

$$\frac{dY}{dA} = f(k) - \frac{A[f'_k(k)]^2}{Af''_k(k)}.$$

附录4

在附录2中，已得到： $c+k_{t+1}=Af(k)=Y$ 。

稳态时， $k_{t+1}=k_t$ ，所以

$$c+k=Y.$$

由正文中(5)，可得到： $m = \frac{\eta Af(k) + (\theta - \eta)k}{\phi}$ ，

所以，

$$V = \frac{Y}{m} = \frac{(c+k)\phi}{\eta Af(k) + (\theta - \eta)k} = \frac{(c+k)\phi}{\eta(c+k) + (\theta - \eta)k} = \frac{(c+k)\phi}{c\eta + \theta k}$$

$$= \frac{Y\phi}{(Y-k)\eta + \theta k} = \frac{\phi}{(1-k/Y)\eta + \theta k/Y} = \frac{\phi}{\eta + (\theta - \eta)k/Y}.$$

附录5 1994—2005年我国有关季度宏观经济数据

季度	GDP (亿元)	基础货币 (亿元)	狭义货币 M1(亿元)	季度定基CPI
1994年1季度	8620	13612.3	16437	106.4
1994年2季度	7979	14138.3	17676.4	110.1
1994年3季度	9476	15193.8	19009.5	119.6
1994年4季度	18930.8	17217.8	20540.7	128.5
1995年1季度	9811	17588.4	21026.2	137.5
1995年2季度	13054	17297	21420.4	138.9
1995年3季度	13630	18705.8	22493	139.4
1995年4季度	21238	20759.8	23987.1	143.1
1996年1季度	13156	21513.6	23909.3	149.5
1996年2季度	16600	21349.6	24620.1	151
1996年3季度	15919	22509.2	26336	150.1
1996年4季度	22918	26888.5	28514.8	152.3
1997年1季度	14685.6	26811.4	29629	156.1
1997年2季度	18494.8	27485.2	31074.7	153.9
1997年3季度	17971.6	28379.9	32244.6	151.3
1997年4季度	23620	30632.8	34826.3	152.1
1998年1季度	15899.4	29213.4	33110.7	155.7
1998年2季度	18831.6	30589.8	33775.7	155.7
1998年3季度	19704.4	28177.4	36501.4	152.4
1998年4季度	25117.6	31335.3	38953.7	153.8
1999年1季度	16784	29185.8	38053.6	155
1999年2季度	19405	28799.8	38821.8	151.1
1999年3季度	20611	29393.2	41913.9	149.2
1999年4季度	25254	33620	45837.3	151.1
2000年1季度	18172.7	32290.3	45158.5	153.3
2000年2季度	21318.7	32469.9	48024.4	149.4

(续表)

季度	GDP (亿元)	基础货币 (亿元)	狭义货币 M_1 (亿元)	季度定基CPI
2000年3季度	22 632.5	33 845.9	50 616.9	148
2000年4季度	27 279.7	36 491.4	53 147.2	150.7
2001年1季度	19 894.9	34 697.7	53 033.4	152.6
2001年2季度	23 047.1	34 396.8	55 187.4	151.2
2001年3季度	24 284.9	35 727.5	56 644	149.5
2001年4季度	28 706.1	39 851.7	59 871.6	150.8
2002年1季度	21 020	41 221.1	59 474.8	151.7
2002年2季度	24 516	40 554.5	63 144	149.7
2002年3季度	26 146	39 864	66 799.8	148.4
2002年4季度	30 716	45 138.2	70 881.8	149.8
2003年1季度	23 562	44 113.3	71 438.8	152.7
2003年2季度	26 491	43 206	75 923.2	150.3
2003年3季度	29 061	46 730.4	79 163.9	149.6
2003年4季度	38 137.9	52 841.4	84 118.6	153.8
2004年1季度	27 106	50 461.1	85 815.6	156.6
2004年2季度	31 682	51 305.8	88 627.1	157.1
2004年3季度	34 356	53 150	90 439.1	157.3
2004年4季度	43 371	58 856.1	95 969.7	158.5
2005年1季度	37 957	57 588.3	94 743.2	160.9
2005年2季度	42 025	57 360.2	98 601.3	159.7
2005年3季度	44 803	60 771.2	100 964	159.3
2005年4季度	57 536	64 343.1	107 278.8	160.7

资料来源：GDP、基础货币、狭义货币 M_1 数据来自 1996 年第 1 期至 2006 年第 1 期《中国人民银行统计季报》。各数据均未经季节调整。CPI 定基比季度指数按以下方法计算：首先用我国公布的 CPI 月环比指数构造月定基比指数（以 1993 年 12 月为基期），再把每季度三个月的 CPI 月定基比指数进行几何平均计算出 CPI 定基比季度指数。CPI 月环比指数 2001 年—2005 年的数据来自《中国经济景气月报》各期，1997—2000 年的数据来自宋海林和刘澄（2003），1997 年以前的数据来自谢安（1998）。

附录 6 我国季度货币流通速度水平值和增长率的趋势分解图

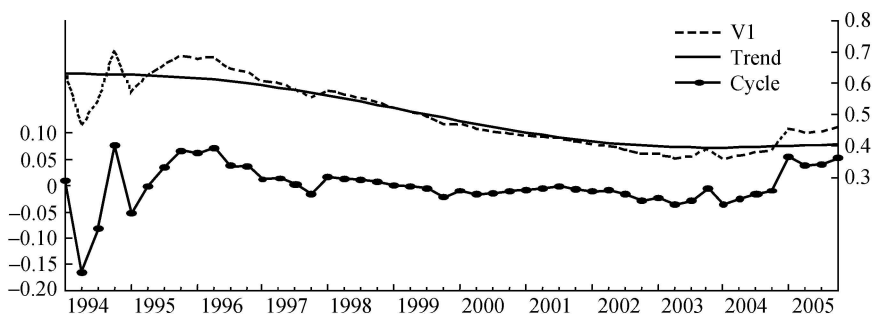


图 7 我国狭义货币流通速度水平值的趋势分解

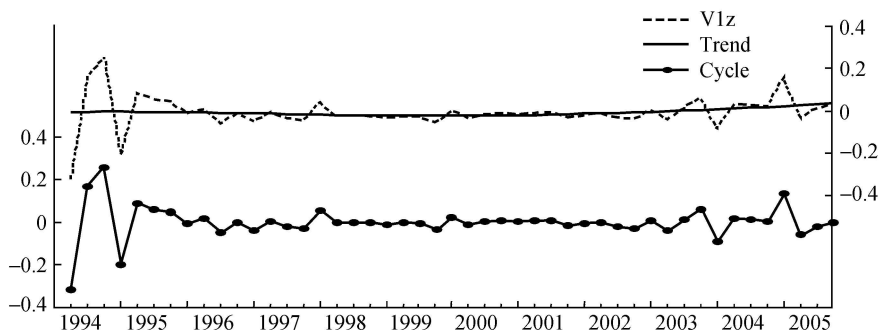


图8 我国狭义货币流通速度增长率的趋势分解

参考文献

- [1] Basu, P., and P. Dua, "The Behavior of Velocity and Nominal Interest Rates in a Cash-in-Advance Model", *Journal of Macroeconomics*, 1996, 18(3), 463—477.
- [2] Blanchard, O., and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Disturbances", *American Economic Review*, 1989, 79(4), 655—673.
- [3] Bordo M., and L. Jonung, *The Long-run Behavior of the Velocity of Circulation, The International Evidence*. Cambridge: Cambridge University Press, 1987.
- [4] 陈磊,《中国经济周期波动的测定和理论研究》。大连:东北财经大学出版社,2005年。
- [5] Clower, R., "A Reconsideration of Microfoundation of Monetary Theory", *Western Economic Journal*, 1967, 6(1), 1—9.
- [6] 戴维·罗默,《高级宏观经济学》,苏剑译。北京:商务印书馆,1999年。
- [7] E. 罗伊·温特劳布,《经济数学》,王宇、王文雨译。北京:经济科学出版社,1999年。
- [8] 高铁梅,《计量经济分析方法与建模》。北京:清华大学出版社,2006年。
- [9] Hodrick, R., N. Kocherlakota, and D. Lucas, "The Variability of Velocity in Cash-in-Advance Models", *Journal of Political Economy*, 1991, 99(2), 358—383.
- [10] Hromcova, J., "A Note on Income Velocity of Money in a Cash-in-Advance Economy with Capital", *Economics Letters*, 1998, 60(1), 91—96.
- [11] Jafarey, S., and A. Masters, "Output, Prices, and the Velocity of Money in Search Equilibrium", *Journal of Money, Credit and Banking*, 2003, 35(6), 871—886.
- [12] King, R., C. Plosser, and S. Rebelo, "Production, Growth, and Business Cycles I: The Basic Neoclassical Model", *Journal of Monetary Economics*, 1988, 21(2), 195—232.
- [13] Mendizaábal, H., "The Behavior of Money Velocity in High and Low Inflation Countries", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2006, 38(1), 209—228.
- [14] Palivos, T., and P. Wang, "Money, output and income velocity", *Apply Economics*, 1995, 27(11), 1113—1125.
- [15] 史晨昱,“用一般均衡模型透视宏观经济动态轨迹——2004年诺贝尔经济学奖得主学术思想述评”,《上海证券报》,2004年10月13日第4版。

- [16] 宋海林、刘澄,《中国货币信贷政策理论与实证》。北京:中国金融出版社,2003年。
- [17] Stockman, A., “Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-advance Economy”, *Journal of Monetary Economics*, 1981, 8(3), 387—393.
- [18] Tobin, J., “Money and Economic Growth”, *Econometrica*, 1965, 33(4), 671—684.
- [19] Wang, W., and S. Shi, “The Variability of Velocity of Money in a Search Model”, *Journal of Monetary Economics*, 2006, 53(3), 537—571.
- [20] 谢安,“对我国消费价格指数编制方法的一点看法”,《统计研究》,1998年第3期,第73—74页。
- [21] 赵留彦,“货币化、货币流通速度与产出:扩展的CIA约束与中国的经验”,http://www.wise.xmu.edu.cn/Seminar/guonei_lunwen/赵留彦.pdf, 2006年4月15日。

Movements of Money Velocity and Output: A Dynamic General Equilibrium Analysis

ZHONGYUAN GENG

(Harbin Institute of Technology)

LINGHUA ZENG

(Hunan University)

Abstract In the dynamic general equilibrium framework, this paper analyzes the effects of monetary, institutional and technological shocks to the velocity of money and output in China. Our empirical results show that the velocity of money and output move in the same direction when monetary and institutional shocks happen. In the short run, technological shocks slow down the velocity of money, indicating that money is a luxury good in China. Institutional and monetary shocks have permanent and positive effects on the velocity of money while technological shocks have no long-run effects. As for the movement of output, monetary shock produces permanent Tobin effects, and institutional and technological shocks have significant and permanent positive effects.

JEL Classification C5, E5, O4