

我国货币—产出非对称影响关系的实证研究^{*}

郑挺国 刘金全

内容提要:货币与产出之间的非对称影响关系研究,近年来在宏观经济学领域受到了广泛的关注。本文运用平滑迁移向量误差修正(STVECM)模型,对1989—2007年我国货币与产出之间是否存在非对称影响关系展开实证分析。引入年产出增长率、年货币增长率以及年通货膨胀率的年度变化作为转移变量,线性检验表明我国货币、产出和价格系统存在显著的非线性;通过模型估计识别了我国货币—产出关系的经济和/或政策状态相依性;运用非线性 Granger 因果关系检验进一步证明了两者之间是一种非对称关系。概括来说,我国货币对产出的影响关系具有明显的非对称性,其依赖于经济周期的高速增长和低速增长阶段、货币供给的高速增长和低速增长阶段以及通货膨胀率的加速和减速阶段。

关键词:货币 产出 非对称 平滑迁移误差修正模型

一、引言

长期以来,货币供给—实际产出之间的影响关系一直是宏观经济学家积极关注的重点问题。这是因为货币—产出关系不仅涉及到总需求与总供给、名义经济与实际经济之间的关联,还涉及到货币政策有效性、货币政策作用机制和传导机制等方面。早期研究发现,在产出和货币的单方程中,货币对产出具有显著的 Granger 影响(Granger, 1969),这与 Friedman et al. (1963)提出的“实际产出和货币供给当中的扰动成分正相关”的结论一致。然而在近二十年里,大量研究利用不同国家数据发现实证结果随使用样本时期和所引入的变量变化,货币—产出关系的结论也存在较大差异,如 Christiano and Ljungqvist (1988)、Stock and Watson (1989),以及 Friedman and Kuttner (1993)等。这些经验研究一般采用线性向量自回归(VAR)模型或向量误差修正(VECM)模型,并以检验货币因素是否 Granger 影响产出的线性形式实现。

为解决上述出现的相异问题,经验研究着重考虑两种不同的策略。一方面由于随样本长度不同货币—产出关系可能具有易变性,一些研究考虑在 VAR 模型和 VECM 模型基础上采用固定滚动时窗(fixed rolling window)数据和增加滚动时窗(increasing rolling window)数据进行重新检验,如 Thoma (1994)、Hafer and Kutan (1997),以及 Swanson (1998)等。这类方法为全样本中获得不同时期的一致性和稳健性结果提供了保证,但时窗长度一般要求充分长,Swanson (1998)认为月度数据的可靠时窗长度应为 15 年,而 Rothman et al. (2001)甚至采用了 20 年的时窗长度。另一方面,更多研究认为应考虑货币—产出之间可能存在非线性关系,包括货币—产出的非线性影响关系、货币冲击对产出波动的非对称效应和非对称货币政策效果,例如 Morgan (1993)、Ravn and Sola (1996)、Weise (1999)、Rothman et al. (2001)、Holmes and Wang (2002),以及 Lo and Piger (2003)等。由于非线性放宽了货币—产出关系线性结构的事前约束,并可以对经济行为(如经济周期、通货膨胀或通货紧缩

^{*} 郑挺国,吉林大学数量经济研究中心,邮政编码:130012,电子信箱:jltzg@yahoo.com.cn;刘金全,吉林大学数量经济研究中心,邮政编码:130012,电子信箱:jqliu1964@yahoo.com.cn。本研究得到吉林大学“985 工程”项目“中国宏观经济分析与预测”创新基地、国家自然科学基金项目(70471016)、国家社会科学基金项目(05BJL019)和教育部人文社会科学重点研究基地 2005 年度重大项目(05JJD790078)资助。作者衷心感谢匿名审稿人的有益评论和宝贵意见,文责自负。

以及扩张性或紧缩性货币政策)给予适当的假设,所以对两者之间非线性关系的研究更具有理论意义和现实意义。国内学者在这方面也进行了大量的相关研究,例如万解秋和徐涛(2001)、刘金全和范剑青(2001)、夏斌和廖强(2001)、陆军和舒元(2002)、谢平和罗雄(2002)、冯春平(2002)、刘金全和刘兆波(2003)、赵进文和高辉(2004)、赵进文和闵捷(2005a,2005b)以及刘金全和郑挺国(2006a,2006b)等。

根据相关研究文献,很多理论模型假说可以用来解释货币与实际产出之间的非对称关系。首先,凯恩斯主义经济学认为非完全竞争市场中的总供给曲线是上凸函数,这种凸性意味着经济产出能力的实现程度与通货膨胀率水平有关。总供给曲线的凸性越强,则通货膨胀率确定性对经济增长率的影响就越大。由此可以认为货币政策在经济衰退阶段对经济行为的作用效果要比在扩张阶段的作用效果更强(Laurence and Mankiw,1994)。其次是在刚性价格或粘性工资假设下,如果名义工资向上灵活而向下粘性,那么正向货币冲击效果表现为中性,相反反向货币冲击效果则表现为非中性。因此这也表明实际产出对反向货币冲击的反应要比对正向货币冲击的反应相对更为灵敏(Cover,1992;Karras,1996)。第三是由于名义价格调整中具有菜单成本,在累积角度上菜单成本也可以导致价格变化中的非对称性调整。如果价格调整是非对称的,那么货币冲击对实际产出和通货膨胀的效果也是非对称的。也即是说,实际产出对正向货币冲击的反应要比对反向货币冲击的反应更弱(Senda,2001)。第四是加速的通货膨胀。当通货膨胀增加时,价格调整中的非对称性就会加剧,见Caballero and Engel(1992,1993),Ball and Mankiw(1994)以及Tsiddon(1993)。这表明上升的通货膨胀加剧了货币冲击对产出和通货膨胀的非对称效果。还有一种理论解释就是信贷约束。由于大公司能直接从货币市场获得资金,因此由衰退引起的信贷供给减少对大公司的影响非常微弱,相反小公司在衰退期间比扩张期间更易受到金融约束。小公司在出现信贷紧缩时降低产出的累积效果加强了反向货币冲击的作用程度,从而导致货币政策作用的非对称性(Thoma,1994)。

本文利用Rothman et al.(2001)提出的平滑迁移向量误差修正模型(smooth transition vector error correction model,简称STVECM)对1989—2007年我国货币与产出之间是否存在非对称影响关系进行实证研究。通过建立产出、货币和价格三个变量的多元非线性误差修正系统,我们考虑不同模型设定下货币对产出是否有非线性Granger影响关系。同Weise(1999)以及刘金全和郑挺国(2006b)类似,平滑迁移模型中的转移函数分别以年产出增长率、年货币增长率、年通货膨胀率、年货币增长率的年度变化以及年通货膨胀率的年度变化为转移变量。在经济学意义下,上述转移变量的设定可以度量出“经济的状态”和/或“政策的状态”,例如年产出增长率可以描述经济周期的扩张和衰退阶段,年通货膨胀率的年度变化可以描述加速通货膨胀和减速通货膨胀两种状态。

在第二部分我们将给出多元(对数型)平滑迁移向量误差修正(LSTVECM)模型的研究方法,进行模型设定和线性检验分析。第三部分估计我国货币、产出和价格三变量系统的LSTVECM模型,并对我国货币与产出之间是否存在非对称影响关系进行非线性Granger因果关系检验。最后部分是本文的基本结论。

二、多元STAR模型与模型设定

在本文中,我们采用多元STAR模型来研究我国货币—产出关系,并主要考虑由产出、货币和价格构成的一个误差修正系统。假设三元变量 $x_t = \{y_t, m_t, p_t\}$, y_t 为工业产出对数, m_t 为名义M1对数, p_t 为消费者价格指数对数。样本数据为1989年1月至2007年3月。工业产出采用季节调整和指数平滑后的实际工业产出指数(1990不变价),M1和消费者价格指数(1990不变价)均为季节调整后的数据。以上所用数据来自中经网统计数据库(<http://db.cei.gov.cn>)。

(一)模型介绍

Rothman et al. (2001) 首先应用 STVECM 模型考虑多变量的非线性误差修正系统,与 Weise (1999) 提出的平滑迁移向量自回归(STVAR)模型相似,STVECM 模型也是 STAR 模型多元情形的推广,但由于考虑了长期协整(均衡)的误差修正项,STVECM 模型比 STVAR 模型具有更好的统计性质。

假设一个 k 维 STVECM 模型可设定为

$$\mathbf{x}_t = \left(\boldsymbol{\mu}_1 + \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \boldsymbol{\Gamma}_{1,j} \mathbf{x}_{t-j} \right) (1 - G(s_t; \boldsymbol{\mu}, c)) + \left(\boldsymbol{\mu}_2 + \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \boldsymbol{\Gamma}_{2,j} \mathbf{x}_{t-j} \right) G(s_t; \boldsymbol{\mu}, c) + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (1)$$

其中 ∇ 表示 1 阶差分算子, $\boldsymbol{\mu}_i, i=1, 2$ 为 $k \times 1$ 维向量, $\boldsymbol{\varepsilon}_t, t=1, 2$ 为 $k \times r$ 维向量,对某个 $k \times r$ 矩阵 $\boldsymbol{\Gamma}_i, i=1, 2$ 表示误差修正项, $\boldsymbol{\Gamma}_{i,j}, i=1, 2, j=1, \dots, p-1$ 为 $k \times k$ 维矩阵,且 $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{kt})$ 是一个零均值、协方差矩阵为 $\boldsymbol{\Sigma}$ 的 k 维向量白噪声过程。转移函数可以为任意满足 $0 < G(s_t; \boldsymbol{\mu}, c) < 1$ 的函数形式。转移变量 s_t 可以为 \mathbf{x}_t 滞后成分的函数或一个滞后外生变量。

STVECM 模型可以认为是一个区制转移模型,其主要特征就是区制间的平滑性转移,而不是从一个区制到另一个区制的瞬间跳跃。在本文中,我们将转移函数考虑为对数型(logistic)函数形式:

$$G(s_t; \boldsymbol{\mu}, c) = \frac{1}{1 + \exp\{-\lambda(s_t - c)/\hat{\sigma}_s\}}, \quad \lambda > 0 \quad (2)$$

其中 $\hat{\sigma}_s$ 为 s_t 的样本标准差。参数 λ 表示从一个(较低)区制转移到一个(较高)区制的转移速度或调整的平滑性,而 c 可解释为两个区制间的门限值或边界值。将(2)式代入(1)式可得到对数型 STVECM 或 LSTVECM 模型。

对数型函数是关于转移变量 s_t 的一个单调递增函数。当 $s_t \rightarrow -\infty$ 时, $G(s_t, \boldsymbol{\mu}, c) \rightarrow 0$; 当 $s_t \rightarrow \infty$ 时, $G(s_t, \boldsymbol{\mu}, c) \rightarrow 1$; 当 $s_t = c$ 时, $G(s_t, \boldsymbol{\mu}, c) = 0.5$ 。还注意到当 $s_t \rightarrow \infty$ 时,若 $s_t > c$,则 $G(s_t, \boldsymbol{\mu}, c) = 1$, 而若 $s_t < c$,则 $G(s_t, \boldsymbol{\mu}, c) = 0$, (2)式变为门限 VECM 模型,见 Tsay (1998); 当 $\lambda \rightarrow 0$ 时, (2)式变为线性 VECM 模型。因此 LSTVECM 模型适合刻画货币政策单调变化和非对称实现的情形,也就是说在这种特殊情况下模型会生成转移变量 s_t 的一些动态体系,其特征为大于或小于某个门限值。

(二) 滞后阶选择与协整检验

根据 Teräsvirta (1994) 提出对单变量 STAR 模型进行设定的规则, Rothman et al. (2001) 将其推广到多元 STVECM 模型的情形。首先,考虑对 \mathbf{x}_t 的一个线性 VECM 模型,即

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{z}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \boldsymbol{\Gamma}_j \mathbf{x}_{t-j} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3)$$

其中滞后阶数 p 应满足残差 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 是近似白噪声且不存在自相关性。根据 BIC 准则和 HQ 准则,本文三维变量 VECM 模型的滞后阶数 p 选定为 3。

然后,根据线性 VECM 模型确定协整秩。如表 1 所示,在 5% 显著性水平,迹(trace)统计量和最大特征根统计量都表明拒绝无协整个数的原假设,但接受至少一个协整个数的原假设。因此,产出、货币和价格水平三变量构成的协整空间有且仅有一个协整方程,即 $r=1$ 。

另一类 STAR 模型是将转移函数由指数函数形式表示,也称指数 STAR 或 ESTAR 模型。

表 1 协整秩检验

原假设 协整个数	特征值	迹			最大特征根		
		统计量	5%临界值	概率值	统计量	5%临界值	概率值
无*	0.1647	43.5721	29.7971	0.0007	38.8712	21.1316	0.0001
至少一个	0.0215	4.7009	15.4947	0.8397	4.7001	14.2646	0.7791
至少二个	3.98E-06	0.0009	3.8415	0.9775	0.0009	3.8415	0.9775

注：“*”表示在5%水平拒绝原假设。

根据以上协整秩检验,我们设定 $r = 1$,并预先设定协整向量为 $(1, -1, 1)$, $z_t = y_t - m_t + p_t$ 表示货币 M1 的(对数)流通速度。由于本文的产出度量为工业产出,而非 GDP 之类的收入度量,所以更准确地说这是一种“伪速度(quasi-velocity)”度量。这里选择协整秩和预先设定协整向量的方法可称为是“Hendry 型”的(Rothman et al., 2001),它与经济学理论联系在一起,见 Hendry and Mizon (1993)、Söderlind and Vredin (1996)和 Carratt et al. (2000),而且后两篇文献表明 Cooley and Hansen (1995)货币均衡经济周期模型说明流通速度是平稳的。

(三)线性检验与模型选择

为识别合适的转移变量 s_t ,我们需要对许多备选变量 s_{1t}, \dots, s_{mt} 进行线性检验,分别计算其 F 型 LM 统计量,并选择检验统计量对应 p 值最小的一个,具体方法见附录 A。这里考虑以下几种代表性转移变量:产出年增长率的滞后值(${}_{12}y_{t-d}$)、货币(M1)年增长率的滞后值(${}_{12}m_{t-d}$)、年通货膨胀率的滞后值(${}_{12}p_{t-d}$)、货币年增长率年度变化的滞后值(${}^2_{12}m_{t-d}$)以及年通货膨胀率年度变化的滞后值(${}^2_{12}p_{t-d}$),其中 ${}_{12}$ 表示 12 阶差分。大量的经验和理论文献选用这些特殊转移变量作为代表,一些研究还表明这些变量或是“经济状态”或是“政策状态”的合理度量。同样这些变量的选取也受过去许多关于“状态相依”动态的宏观经济研究的启发,例如 Caplin and Leahy (1991)和 Caballero and Hammour (1994)。我们采用 12 阶差分作为转移变量的原因是希望货币—产出关系中区制是相当持续的,这样使其与经济周期或货币政策相关。另外所有月度时间序列包含潜在的大量短期波动,它们实际上没必要反映在区制变化中,所以月度 1 阶差分变化作为转移变量是不合适的,而采用 12 阶差分可以有效消除了这些短期波动。另外,对延迟参数 $d = 1, \dots, d_{\max}$,我们用上述转移变量进行线性检验,其中设延迟参数最大值 $d_{\max} = 5$,由此产生全部 25 种不同的代表转移变量。

表 2 给出了线性检验结果,依次列出了一阶泰勒近似和三阶泰勒近似下,不同延迟参数和转移变量时 LSTVECM 系统方程和产出方程的异方差稳健 LM 检验,其中 p 值根据 LM 检验的 F 型统计量获得,检验方法见附录 A。表中的结果显示了几个主要特征:首先,是否存在非线性随不同检验而变化。基于 S_1 和 S_2 检验,对许多不同转移变量在传统显著性水平拒绝原假设,特别是对系统方程的检验。比较而言, S_1 检验更多地拒绝原假设,例如对年通货膨胀率滞后或年通货膨胀率年度变化滞后, S_1 检验对系统方程在传统显著性水平几乎全部拒绝原假设,而 S_2 检验则较少地拒绝原

在本文分析中,我们将流通速度 z_t 作为 LSTVECM 模型的误差修正项。

在误差修正模型中,变量的一阶差分项一般为平稳序列,为使得系统回归不是一种伪回归必然要求误差修正项也是平稳的。

一种合理的解释就是除产出方程可能存在非线性外,货币方程和通货膨胀方程可能也存在显著的非线性特征,如果成立,那么单方程所隐含的非线性信息便涵括在系统方程中,从而导致系统方程更为频繁地表现非线性特征。

假设; 其次,不同检验支持不同的代表性转移变量。这就导致不可能基于“最小 p 值法则”来选择一个单变量作为 LSTVECM 模型的转移变量。结合不同线性检验的结果,本文主要考虑 3 个转移变量:产出年增长率的滞后 2 期值(${}_{12}y_{t-2}$)、货币供给(M1)年增长率的滞后 3 期值(${}_{12}m_{t-3}$)以及年通货膨胀率年度变化的滞后 2 期值(${}^2_{12}p_{t-2}$)。

表 2 线性检验:LM 检验

d	S ₁									
	系统检验(system-wide test)					产出方程检验(output equation tests)				
	${}_{12}y$	${}_{12}m$	${}_{12}p$	${}^2_{12}m$	${}^2_{12}p$	${}_{12}y$	${}_{12}m$	${}_{12}p$	${}^2_{12}m$	${}^2_{12}p$
1	0.228	0.096	0.003	0.060	0.041	0.118	0.315	0.150	0.813	0.063
2	0.108	0.043	0.005	0.272	0.016	0.135	0.216	0.218	0.441	0.078
3	0.045	0.105	0.009	0.694	0.046	0.078	0.241	0.284	0.636	0.186
4	0.011	0.220	0.006	0.438	0.068	0.057	0.217	0.266	0.399	0.187
5	0.006	0.179	0.002	0.401	0.034	0.063	0.395	0.257	0.262	0.164
d	S ₂									
	系统检验(system-wide test)					产出方程检验(output equation tests)				
	${}_{12}y$	${}_{12}m$	${}_{12}p$	${}^2_{12}m$	${}^2_{12}p$	${}_{12}y$	${}_{12}m$	${}_{12}p$	${}^2_{12}m$	${}^2_{12}p$
1	0.021	0.633	0.119	0.189	0.118	0.011	0.777	0.554	0.249	0.550
2	0.014	0.166	0.245	0.574	0.096	0.003	0.103	0.835	0.340	0.519
3	0.036	0.061	0.223	0.917	0.216	0.013	0.026	0.792	0.688	0.848
4	0.072	0.375	0.142	0.730	0.116	0.074	0.077	0.658	0.527	0.452
5	0.075	0.355	0.128	0.385	0.061	0.147	0.118	0.623	0.266	0.412

注:S₁和S₂分别为 Luukkonen et al. (1988)一阶、三阶泰勒近似 LM 检验结果。表中计算结果为异方差稳健 LM 检验的 F 型统计量 p 值,其中第二列为线性 VECM 系统方程的线性检验,第三列为产出方程的线性检验。

选择 ${}_{12}y_{t-2}$ 作为转移变量主要因为在 S₂ 检验中,延迟参数 $d=2$ 时 LM 检验的 F 型统计量 p 值在 ${}_{12}y_{t-d}, d=1, \dots, 5$ 中最小,其系统方程和产出方程分别对应 0.014 和 0.003,均明显小于传统显著性水平 5%。而在 S₁ 检验结果看来, ${}_{12}y_{t-2}$ 作为转移变量对系统方程和产出方程的检验均可以近似拒绝,对应 F 型统计量 p 值分别为 0.108 和 0.135 接近于 10%显著性水平。事实上对 S₂ 检验它又在所有 25 种代表转移变量的系统检验和单方程检验中有最小的 p 值。另外的一个原因就是在这个转移变量可以有效地允许模型参数随经济周期的不同阶段变化,这将体现在下文估计的转移函数中。

在 S₂ 检验中, ${}_{12}m_{t-3}$ 作为转移变量在多元(系统)情形和单变量(单方程)情形的 p 值均明显低于 10%水平,相对于 ${}_{12}m_{t-d}, d=1, 2, 4, 5$ 最小,在所有 25 个转移变量中系统方程检验和单方程检验分别列第 5 和第 4。对多变量系统 S₁ 检验, ${}_{12}m_{t-3}$ 作为转移变量可以近似拒绝线性假设,而对单方程 S₁ 检验,其对应的 F 型统计量 p 值相对较高,拒绝线性假设的概率则较低,导致这种情形产生的原因一方面可能泰勒近似展开的阶数较低,另一方面可能异方差稳健 LM 检验的较低功效。

导致弱拒绝线性原假设的可能原因主要有两点:一是 LSTVECM 模型含有较高的滞后阶数(p),大量自由度的损失导致检验功效的降低;二是异方差稳健性检验是相当保守的,并且不是非常有效。

同 ${}_{12}y_{t-2}$ 作为转移变量一样,本文使用年货币增长率的滞后值也考虑了货币供给较低和较高两个区制之间的平滑变换。如果滞后的货币增长率可作为一个有用的转移变化,并且由于 s_t 波动控制了 LSTVECM 结构中区制之间的移动,那么检验结果就实际上可以解释为货币 Granger 影响产出并且这种影响的本质是非线性的。

考虑的第三个转移变量是年通货膨胀率的年度变化值 ${}^2_{12}p_{t-2}$,这个变量在系统方程 S_1 检验和单方程 S_1 检验中具有较低的 F 型统计量 p 值,分别为 0.016 和 0.078,前者相对于 ${}^2_{12}p_{t-d}, d=1,3,4,5$,作为转移变量获得的检验结果最小,而后者则也仅稍高于 ${}^1_{12}p_{t-1}$ 的情形。对系统方程的 S_2 检验, ${}^2_{12}p_{t-2}$ 作为转移变量仍然有较高的可信性,其对应 p 值为 0.096。虽然在产出方程的 S_2 检验中未能获得较优的结果,但我们认为 S_1 检验结果可以说明模型拒绝非线性事实。实际上,转移变量 ${}^2_{12}p_{t-2}$ 的引入可以使我们可以捕捉到加速通货膨胀和减速通货膨胀过程中呈现的非线性性质。

最后,尽管通过年通货膨胀率滞后值(${}_{12}p_{t-d}, d=1, \dots, 5$)和年货币供给增长率年度变化滞后值(${}^2_{12}m_{t-d}, d=1, \dots, 5$)两个变量可能检测到系统方程中存在非线性,但它们却不能作为产出方程中存在非线性的合理解释。如表 2 所示,除以 ${}_{12}p_{t-d}, d=1, \dots, 5$ 和 ${}^2_{12}m_{t-1}$ 几种情形对系统方程的 S_1 检验拒绝线性原假设外,其余分别对系统方程和产出方程的 S_1 检验和 S_2 检验均无法拒绝线性原假设。因此,在统计意义上,我们不能接受这两个变量作为 LSTVECM 模型的转移变量。

三、模型估计和我国货币—产出关系分析

通过前一部分 LSTVECM 模型设定的线性检验,这一部分进一步分析各种不同模型设定下我国货币与产出之间是否存在非对称关系。下面以 ${}_{12}y_{t-2}$ 、 ${}_{12}m_{t-3}$ 和 ${}^2_{12}p_{t-2}$ 作为 STVECM 模型的转移变量分别估计 LSTVECM 模型,并检验这些模型设定下 (i) 货币对产出是否有显著影响关系, (ii) 这种影响关系是否呈现非对称性。

(一) 模型估计结果

表 3 给出了不同转移变量下 LSTVECM 模型产出方程的参数估计结果,参数的非线性最小二乘 (NLS) 估计方法见附录 B。当以不同转移变量估计模型时,结果表现明显的差异。以 ${}_{12}y_{t-2}$ 为转移变量和以 ${}_{12}m_{t-3}$ 为转移变量的平滑参数较小,以 ${}^2_{12}p_{t-2}$ 为转移变量的平滑参数较大,这说明前两者具有平滑性的非线性转移过程,而后者则为突变式的非线性转移过程。虽然平滑参数的标准差都非常大,但在理论上这种情形是允许的。门限参数 c 代表系统结构产生非线性的结构转变点,也称为拐点,前两个模型我们假设门限参数未知,第三个模型则假设门限参数为零,因为第三种转移变量假设可以用来捕捉加速通货膨胀与减速通货膨胀两种状态。结果表明前两种模型的门限参数估计结果相对平滑参数更为稳健。最后,不同区制下模型的其它参数也呈现较大差异性,在模型常数项、误差修正项以及差分滞后变量分别显示了不同的结果,这里不作具体展开。

如前一部分所述,本文中选用的三个转移变量 ${}_{12}y_{t-2}$ 、 ${}_{12}m_{t-3}$ 和 ${}^2_{12}p_{t-2}$ 可以分别度量经济扩张和经济衰退、高货币供给增长和低货币供给增长,以及加速通货膨胀和减速通货膨胀三类情形可能引起的非线性。因此作为 LSTVECM 模型估计结果的一部分,分析转移函数的特征是非常必要

本文主要讨论产出方程中货币与产出的关系问题,对货币方程和价格方程不作详细分析。

一般地,经验研究表明获得平滑参数的精确估计是比较困难的。原因之一就是较大值,对数型函数的形状变化很小。因此为获得的准确估计值,需要在门限值 c 的局部邻域有许多数据,由于通常不是这种情形,所以一般参数的估计值非常不精确,且当由其 t 统计量来判断时,常常表现为不显著。

的。图 1—图 3 分别给出了这三种转移变量对应的转移函数,以及我国历史时刻转移变量发生的位置。由于 y_{t-2} 表示年度(12 阶)差分,以 y_{t-2} 和 m_{t-3} 为转移变量的 LSTVECM 模型的样本从 1990 年 1 月开始,而以 p_{t-2} 的模型样本则从 1991 年 1 月开始。

如图 1(a) 所示,转移函数 $G(y_{t-2}; \theta, c)$ 的拐点 $\theta = 0.1487$,表明在年产出增长率大于 θ (经济高速增长阶段)和在年产出增长率小于 θ (经济低速增长阶段),产出、货币和价格的误差修正系统呈现为非线性过程。从分界点 $G(y_{t-2}; \theta, c) = 0.5$ 两边的数据分布观察,1990 年至 2007 年间我国经济产出分布较为均匀,高增长与低增长数据绝大部分落在 $(0.08, 0.21)$ 区间内。同时也注意到转移函数低尾和高尾部分呈现出弱非对称性的特征,这显示了我国政府对产出高增长实施了积极的宏观调控政策,对经济过热现象采取了有效的抑制措施。图 1(b) 进一步给出了转移函数 $G(y_{t-2}; \theta, c)$ 对应的区制转移时间序列图,描述了随时间变化产出增长所处经济状态的概率值 $(0 < G(y_{t-2}; \theta, c) < 1)$ 。时间序列图基本上捕捉了我国历史时刻发生的经济周期波动过程。

图 2(a) 描述了年货币供给增长率的转移函数 $G(m_{t-3}; \theta, c)$,其拐点 $\theta = 0.2858$,它将货币供给增长划分为货币供给高增长区制和货币供给低增长区制。不同于年产出增长率,以年货币供给增长率为转移函数的数据分布极不平衡,绝大多数样本数据落在拐点左侧,仅有少数样本处于高货币供给增长区制。这个事实同时也显示了转移函数低尾和高尾部分的非对称性特征。图 2(b) 为转移函数 $G(m_{t-3}; \theta, c)$ 对应的区制转移时间序列图,描述了随时间变化货币供给增长所处状态的概率值 $(0 < G(m_{t-3}; \theta, c) < 1)$ 。时间序列图表明我国仅在 1993 年至 1994 年期间发生了非常明显的货币供给高增长,这与高货币供给增长区制的数据稀疏性一致,事实上在 1994 年之后我国年货币供给增长率逐渐趋于平缓,波动性减弱,货币政策愈渐稳健。

类似地,图 3(a) 给出了年通货膨胀年度变化的转移函数 $G(p_{t-2}; \theta, c)$,这里假设其拐点 $\theta = 0$,目的是将年通货膨胀年度变化划分为加速通货膨胀区制和减速通货膨胀区制。如图所示,加

表 3 LSTVECM 模型参数估计值

参数	转移变量 y_{t-2}		转移变量 m_{t-3}		转移变量 p_{t-2}	
	2.9171 (13.399)		4.4522 (16.762)		68.5711 (1801.290)	
c	0.1487 (0.113)		0.2858** (0.131)		0 [#]	
变量	区制 1	区制 2	区制 1	区制 2	区制 1	区制 2
$const$	0.0136** (0.003)	0.0210** (0.005)	0.0138** (0.002)	-0.0049 (0.016)	0.0183** (0.004)	0.0212** (0.004)
ecm_{-1}	-0.0101* (0.005)	-0.0143* (0.007)	-0.0120** (0.004)	0.0436 (0.032)	-0.0170** (0.006)	-0.0251** (0.007)
y_{-1}	-0.0049 (0.098)	-0.0087 (0.155)	0.0648 (0.080)	-0.1963 (0.305)	0.0862 (0.123)	-0.1314 (0.101)
m_{-1}	0.0285 (0.034)	0.0102 (0.034)	0.0394+ (0.024)	-0.0247 (0.057)	-0.0166 (0.037)	-0.0336 (0.026)
p_{-1}	-0.0790 (0.110)	-0.3501+ (0.206)	-0.0860 (0.084)	-0.2783 (0.646)	-0.0935 (0.134)	0.0151 (0.121)
y_{-2}	0.0348 (0.095)	-0.2228+ (0.143)	0.0866 (0.076)	-0.5027** (0.239)	0.0342 (0.120)	-0.0814 (0.096)
m_{-2}	-0.0102 (0.034)	0.1753** (0.036)	0.0065 (0.026)	0.3449** (0.077)	-0.0237 (0.038)	0.1087** (0.027)
p_{-2}	0.2469** (0.108)	0.3839+ (0.205)	0.2601** (0.079)	0.9643+ (0.541)	0.5494** (0.156)	0.3229** (0.112)

注:第 2 至 4 列分别表示以 y_{t-2} 、 m_{t-3} 和 p_{t-2} 为转移变量,LSTVECM 模型参数的 NLS 估计值。括弧()中数值为参数估计值对应的标准差,#表示固定参数。“**”、“*”和“+”分别表示参数估计量在 1%、5%和 10%水平下显著。

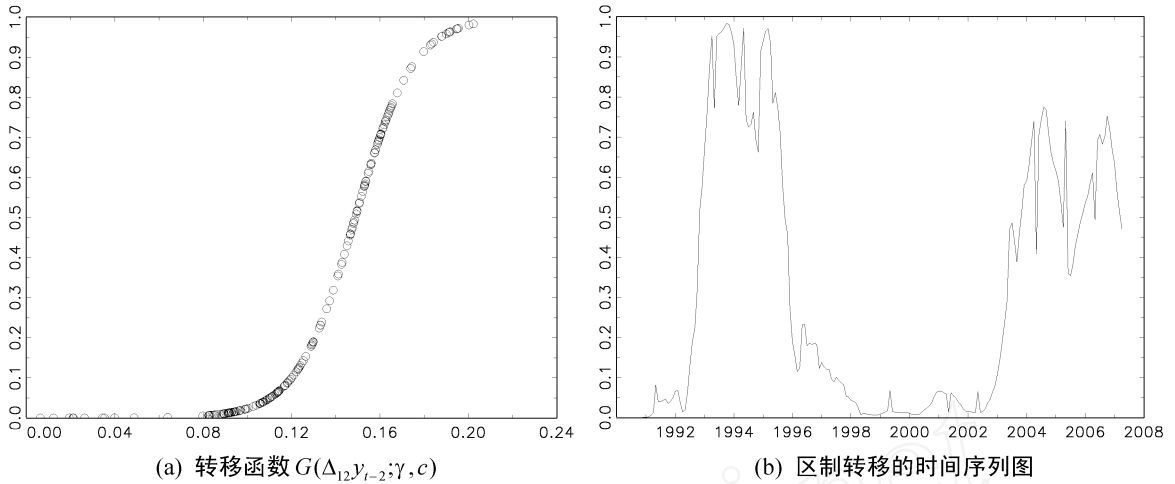


图 1 转移函数：样本数据 1990 :01—2007 :03

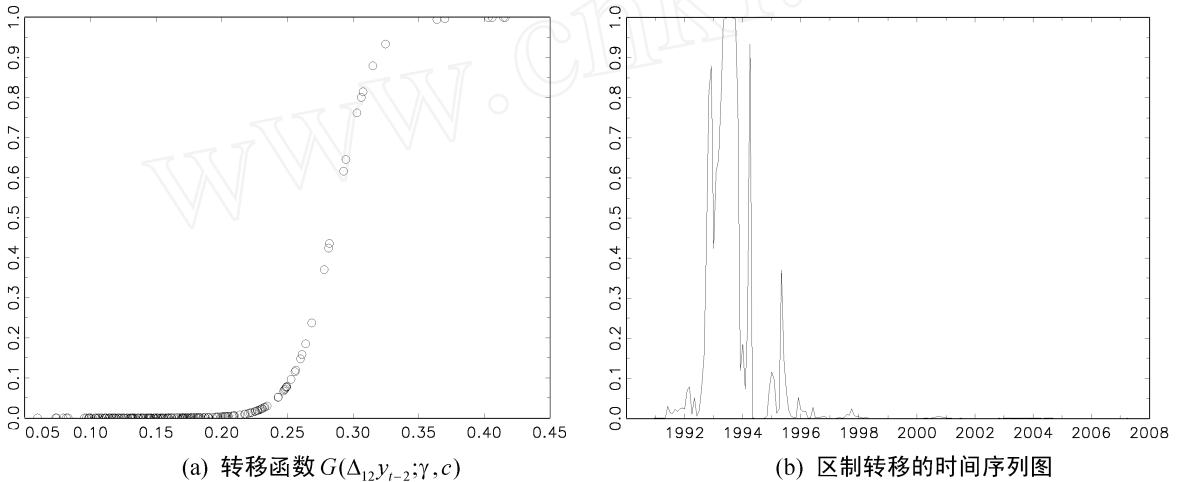


图 2 转移函数 $G(\Delta_{12}P_{t-2}; \gamma, c)$ ：样本数据 1990 :01—2007 :03

速通货膨胀率和减速通货膨胀率在拐点附近具有较为对称的、均匀的分布,但相对于年产出增长率和年货币供给增长的转移函数,年通货膨胀年度变化的转移函数 $G(\Delta_{12}P_{t-2}; \gamma, c)$ 是非平滑式的转移,这由表 3 中较大的平滑参数引起。时间序列图 3(b)表明我国仅在 1992 年至 1995 年、2000 年至 2001 年、2003 年至 2005 年和 2007 年前后均发生了非常明显的加速通货膨胀过程,在总体上我国通货膨胀加速过程和减速过程发生的频率比较一致,这与转移函数围绕零点具有对称性一致。

以上分析了三种转移变量下 LSTVECM 模型的估计结果,特别是给出了不同经济学意义下各个转移函数的特征。自此,对上面各种模型的讨论证实了产出、货币和价格系统可能依赖于经济周期的扩张与衰退阶段、货币供给增长的高速和低速阶段以及通货膨胀率的加速和减速阶段。但实际上,我们仍没有对货币与产出之间的影响关系问题给予合适的解析。下面将基于 LSTVECM 模型的产出方程,运用 Wald 检验对货币与产出之间的关系给出识别和判断。

(二) 货币—产出的影响关系分析

首先,考虑产出方程中货币因素(包括误差修正项、货币差分滞后项)是否对产出具有显著的解释能力。也就是考虑如下产出方程中所有含有货币因素的变量的系数是否全为零,即对所有

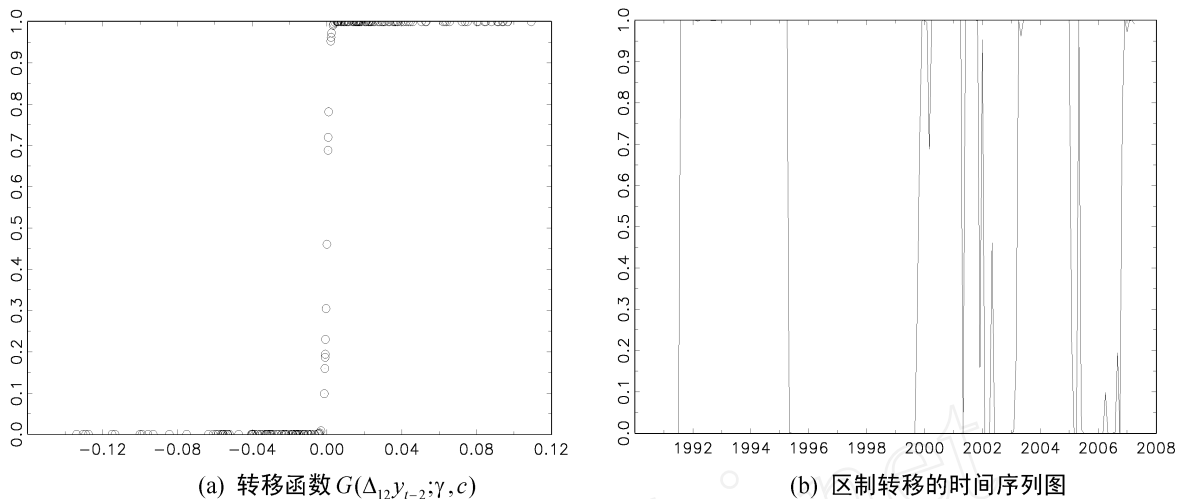


图 3 转移函数 $G(\Delta_{12}y_{t-2}; \gamma, c)$: 样本数据 1991 :01—2007 :03

$$y_t = (\mu_1^y + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{1j}^y y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{1j}^m m_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{1j}^p p_{t-j}) (1 - G(s_t; \gamma, c)) + (\mu_2^y + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{2j}^y y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{2j}^m m_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{2j}^p p_{t-j}) G(s_t; \gamma, c) \quad (4)$$

$i = 1, 2, j = 1, \dots, p - 1, \phi_{i,j}^y = 0$ 。需要注意的是 VECM 模型中考虑变量之间的因果关系既要考虑滞后货币差分变量的影响,也要考虑误差修正项中货币因素的影响,见 Enders (1995)。按照 Granger 因果关系检验的思想,可以构造 Wald 型检验统计量或 F 型检验统计量,为实现方便起见文中采用 Wald 型 Granger 因果关系检验,其中未约束的产出方程参数估计值来自 LSTVECM 模型的 NLS 估计。

表 4 第 2 行给出了不同转移变量下产出方程中货币与产出的 Wald 型 Granger 因果关系检验。所有 Wald 检验统计量都显著地拒绝了货币非 Granger 影响产出的原假设,结果表明以 $\Delta_{12}y_{t-2}$ 、 $\Delta_{12}m_{t-3}$ 和 $\Delta_{12}p_{t-2}$ 为不同转移变量的 LSTVECM 模型,货币对产出具有显著的影响关系。

表 4 货币—产出关系的 Wald 检验

原假设	转移变量 $\Delta_{12}y_{t-2}$	转移变量 $\Delta_{12}m_{t-3}$	转移变量 $\Delta_{12}p_{t-2}$
货币非 Granger 影响产出 $\phi_{i,j}^y = 0, i = 1, 2, j = 1, \dots, p - 1$	48.4660 (0.000)	47.3877 (0.000)	51.6807 (0.000)
货币对称影响产出 $\phi_1^y = \phi_2^y, \phi_{1,j}^y = \phi_{2,j}^y, j = 1, \dots, p - 1$	13.5035 (0.004)	21.119 (0.000)	10.8019 (0.013)

注:此表在 LSTVECM 模型估计基础上采用具有参数约束的 Wald 检验方法。() 中的数值为对应 Wald 检验统计量的渐近 p 值。

其次,我们需要考虑的是不同区制下各产出方程中货币对产出的影响是参数不变的,还是参数变化的。此时,对产出方程中不同区制下的误差修正项系数和滞后货币差分项系数进行参数稳定

同 Wald 型 Granger 因果关系比较,F 型 Granger 检验统计量的构建相对复杂,它需要获得两个方程的残差方差,即分别估计未约束产出方程和对货币因素约束后的产出方程。

性检验,即考虑参数 $\gamma_1 = \gamma_2$ 和 $\phi_{1,j}^m = \phi_{2,j}^m, j=1, \dots, p-1$ 是否成立。同 Granger 因果关系检验相似,这里也采用 Wald 检验,即对参数约束 $\gamma_1 = \gamma_2$ 和 $\phi_{1,j}^m = \phi_{2,j}^m, j=1, \dots, p-1$ 进行检验。同样,这种检验方法由于只需获得未约束 LSTVECM 模型产出方程的参数估计即可计算,所以比较简单、易于实现。

对不同转移变量下产出方程中货币对产出的参数稳定性检验结果在表 4 第 2 行给出。如表所示,所有 Wald 检验统计量在传统 5% 临界水平下仍然是非常显著的,也就是拒绝了参数稳定性的原假设。结果表明在不同转移变量下,产出方程中货币对产出的影响是非对称的。从而,在经济周期的高速增长和低速增长阶段、在货币供给的高增长和低增长阶段以及在通货膨胀率的加速和减速阶段,我国货币对产出的影响具有非对称性。

四、基本结论

从上述分析可以看出,以我国产出、货币和价格组成的一个系统作为研究对象,货币行为对实际产出的影响关系呈现出明显的非对称性,具有很强的非线性特征。这一分析结论与 Rothman et al. (2001) 使用 STVECM 模型同一方法对美国进行的分析结论有一定差异。Rothman et al. (2001) 表明通过线性检验货币—产出关系存在显著的非线性,特别是货币增长率作为转移变量时暗示了货币对产出具有非 Granger 影响关系,但样本内和样本外的预测精度检验分析结果却并未显示货币非 Granger 影响产出。本文同 Weise (1999) 与刘金全和郑挺国(2006b)的研究有一定的相似性,都先通过线性检验方法发现存在以不同转移变量度量的非线性行为,只在后期技术处理和研究结论上有较大的差别,本文通过非线性 Granger 因果关系检验获得了货币—产出的非对称影响关系结论,而后两者则通过一般性脉冲相应分析获得了货币政策冲击对产出波动的非对称效果的结论。此外,我国货币—产出的非对称影响关系在一些学者的研究文献中也得到了印证,引言中已给出表述。

我们认为,我国货币—产出的非对称影响关系是状态相依的,并主要区别在非对称(非线性)形式上,文中指平滑迁移函数的差异。在第二部分,我们以年度产出增长率、年度货币增长率和年度通货膨胀率年度变化三个变量作为转移变量度量了我国货币—产出关系的各种状态相依性,即分别依赖于经济周期的高速增长和低速增长阶段、货币供给的高增长和低增长阶段以及通货膨胀率的加速和减速阶段。第三部分通过 LSTVECM 模型的估计识别了这些状态相依的转移函数,并分析我国货币—产出非对称影响关系发生的基本特点。在现实意义上,这将有助于人们了解我国货币政策实施的经济背景,有助于中央政府和经济学家评价货币政策效果的有效性,并进一步为宏观经济预测和政策制定提供良好的实践基础和理论支持。另外,非线性 Granger 因果关系检验结果还表明在不同转移变量和不同状态相依性下,我国货币行为对实际产出波动具有显著的非对称影响关系。这个结论为近些年来关于我国名义经济与实体经济之间是否存在非线性关系、我国货币政策效果是否具有非对称等方面的经济问题提供了进一步的经验证据。

本文的主旨是采用多元 STAR 模型这种新方法对我国货币—产出关系进行重新研究,但这类多元 STAR 模型的方法仍然处于不断的学习和摸索中。结合本文研究不足,我们认为未来研究的方向应有以下几点:首先,为检验我国货币—产出关系随样本长度变化的一致性,可以考虑用滚动时窗的方法进行进一步确认。我们在此研究中也考虑了滚动时窗的方法,但我国这方面的经济统计数据样本长度太短;其次,为检验此非线性模型研究结果的有效性,可以考虑采用样本内和样本外预测分析进行评价;最后,根据货币政策非对称相关理论和经验研究,也可以考虑利用一般性脉冲响应函数检验和分析货币冲击大小和方向的非对称性。

货币—产出之间的影响关系,还需要大量的经济理论模型支持和非线性影响关系检验。随着

我国宏观经济变量数据的丰富和健全,随着制定和操作货币政策的实践进一步深入,我们将对货币—产出的影响关系以及货币政策的传导机制等问题获得更为全面的认识。

附录 A STVECM 模型的线性检验

这一部分主要介绍对 STVECM 模型的线性检验方法。在这里,我们基于线性 VECM 模型(3)下,检验以选择性变量 s_t 作为非线性转移解释的 LSTVECM 模型是否更有可取。然而由于(1)式 LSTVECM 模型中含有噪声参数,其在原假设下是不可识别的,所以直接检验线性有一定难度。此时,线性原假设可以以多种方式表示,或者为 $H_0 \mu_1 = \mu_2, \lambda_1 = \lambda_2$ 且 $\alpha_{1,j} = \alpha_{2,j}, j=1, \dots, p-1$, 或者为 $H_0 \beta_i = 0$ 。为解决识别问题,按照 Luukkonen et al. (1988) 的方法,我们采用一个合适的泰勒近似式代替转移函数 $G(s_t; \mu, c)$ 。例如,通过 $G(s_t; \mu, c)$ 一阶泰勒展开式得到的重新参数化模型为

$$x_t = M_0 + A_0 z_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{0,j} x_{t-j} + M_1 s_t + A_1 s_t + A_1 z_{t-1} s_t + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_{1,j} x_{t-j} s_t + e_t$$

其中 e_t 由原始冲击 ϵ_t 和来自泰勒近似展开误差两部分组成。注意到式中假设 s_t 不是 $x_{t-j}, j=1, \dots, p-1$ 中的一个变量或它们的线性组合,不然 $M_1 s_t$ 项应从该式中剔除。 M_i, A_i 和 $\alpha_{i,j}, i=0,1, j=1, \dots, p-1$, 是初始 LSTVECM 模型(1)中参数的函数,使得初始线性原假设就等价于辅助回归变量 $s_t, z_{t-1} s_t$ 和 $x_{t-j} s_t, j=1, \dots, p-1$ 对应参数等于零的原假设,也即是 $H_0 M_1 = A_1 = \alpha_{1,j} = 0, j=1, \dots, p-1$ 。这个假设可以用标准变量增加检验 (standard variable addition test) 实现,其对应的拉格朗日乘子 (LM) 统计量在原假设下服从自由度 $k(r+1) + (p-1)k^2$ 的 χ^2 分布,以 S_1 表示,此统计量也可轻松地由在原假设下线性 VECM 的残差和基于常数 $z_{t-1}, x_{t-j}, s_t, z_{t-1} s_t$ 和 $x_{t-j} s_t, j=1, \dots, p-1$ 的辅助回归残差计算得到,以该检验法的 F 型表示, F 型检验统计量相对 χ^2 型具有更好的小样本性质。我们也考虑 Luukkonen et al. (1988) 关于对数转移函数的三阶泰勒近似,更高阶的展开结果导致重新参数化的模型增加了 $s_t^2, z_{t-1} s_t^2$ 和 $x_{t-j} s_t^2, i=2,3, j=1, \dots, p-1$ 的辅助回归量。此时在线性原假设下对应参数等于零,相应的检验统计量记为 S_2 。

另外,如果 VECM 模型残差存在不可忽略的异方差现象,那么运用线性检验的异方差稳健性方法就非常有意义,因为异方差可能导致虚假(伪)拒绝原假设。Rothman et al. (2001) 表明在异方差下的线性检验大小严重趋于上偏,或检验值偏大,此时检验是非稳健的。为此,Davidson and MacKinnon (1985) 和 Wooldridge (1991) 提出了使用于存在异方差现象而不需设定异方差具体形式的设定检验。本文使用的稳健性线性检验应用了 Wooldridge (1991) 的“程序 3.1”。

附录 B STVECM 模型的估计

LSTVECM 模型(1)中的参数估计可以直接采用非线性最小二乘 (NLS) 方法,这种方法就等价于基于正态分布的伪 (quasi) 极大似然估计。假设参数空间可以表示为 $\theta = (\mu_i, \lambda_i, \alpha_{i,j}, c), i=1,2, j=1, \dots, p-1$, 它可以通过下式进行估计:

$$\hat{\theta} = \text{argmin}_{\theta} Q_T(\theta) = \text{argmin}_{\theta} \log[\det(\Sigma(x_t; \theta))]$$

这里 Σ 表示残差协方差矩阵,表示行列式运算。在一定(弱)正则条件下,相应的估计值就是一致的且渐近正态的,见 White and Domowitz (1984)。

NLS 估计需要对参数进行迭代运算,一般采用一些优化算法。为便于实现非线性优化,我们利用这样的事实,即给定参数 θ 和 c , 可以利用普通最小二乘法 (OLS) 估计参数 μ_i, λ_i 和 $\alpha_{i,j}, i=1,2, j=1, \dots, p-1$ 。因此,非线性优化问题就可以先采用二维格点搜索法 (two dimension grid search) 先获得转移函数中参数 θ 和 c 的初始值,然后再对目标函数 $\log[\det(\Sigma(x_t; \theta, c))]$ (给定参数 θ 和 c 下残差协方差矩阵的行列式对数值) 进行迭代估计,注意其余参数通过 OLS 方法估计。这种办法显著地降低了 NLS 估计的维数问题。参数 θ 和 c 初始值的选择采用格点搜索法获得,具体如下:首先构造参数 θ 和 c 的备选二维参数空间,以二维格点表示。一般地,参数 θ 构造在 [0.1, 10] 区间,参数 c 构造在转移变量排序序列的 15% 至 85% 之间;然后,取任意一组参数 θ 和 c , 计算模型的方差协方差矩阵;依次取遍上述备选二维参数空间,并求出使得当方差协方差矩阵行列式最小时的参数 θ 和 c , 该组参数记为 NLS 估计的初始值。

参考文献

- 冯春平, 2002:《货币供给对产出与价格影响的变动性》,《金融研究》第7期。
- 刘金全、范剑青, 2001:《中国经济周期的非对称性和相关性研究》,《经济研究》第5期。
- 刘金全、刘兆波, 2003:《我国货币政策作用非对称性和波动性的实证检验》,《管理科学学报》第3期。
- 刘金全、郑挺国, 2006a:《我国货币政策冲击对实际产出周期波动的非对称影响分析》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 刘金全、郑挺国, 2006b:《基于非线性 VAR 模型对我国货币政策非对称作用效应的实证检验》, 2006 年教育部人文社科重点研究基地(经济类)联谊会学术会议, 北京大学中国经济研究中心, 2006 年 6 月。
- 陆军、舒元, 2003:《货币政策无效性命题在中国的实证研究》,《经济研究》第3期。
- 万解秋、徐涛, 2001:《货币供给的内生性与货币政策的效率——兼评我国当前货币政策的有效性》,《经济研究》第3期。
- 夏斌、廖强, 2001:《货币供应量已不宜作为当前我国货币政策的中介目标》,《经济研究》第8期。
- 谢平、罗雄, 2002:《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第3期。
- 赵进文、高辉, 2004:《中国利率市场化主导下稳健货币政策规则的构建及应用》,《经济学季刊》2004 年特辑。
- 赵进文、闵捷, 2005a:《央行货币政策操作效果非对称性实证研究》,《经济研究》第2期。
- 赵进文、闵捷, 2005b:《央行货币政策操作政策拐点与开关函数的测定》,《经济研究》第12期。
- Ball, L. and Mankiw, N. G., 1994, "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations", *Economic Journal*, 104, 247—261.
- Caballero, R. J. and Engel, E. M., 1992, "Price Rigidities, Asymmetries, and Output Fluctuations", Working Paper No. 4091, National Bureau of Economic Research.
- Caballero, R. J. and Engel, E. M., 1993, "Microeconomic Rigidities and Aggregate Price Dynamics", *European Economic Review*, 37, 697—717.
- Caballero, R. J. and Hammour, M., 1994, "The Cleansing Effect of Recessions", *American Economic Review*, 84, 1350—1368.
- Caplin, A., and Leahy, J., 1991, "State-Dependent Pricing and the Dynamics of Money and Output", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 683—708.
- Christiano, L. J. and Ljungqvist, L., 1988, "Money Does Granger Cause Output in the Bivariate Money-Output Relation", *Journal of Monetary Economics*, 22, 217—235.
- Cooley, T. F. and Hansen, G. D., 1995, "Money and the Business Cycle", in Cooley, T. F. (ed), *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press.
- Cover, J. P., 1992, "Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, 107, 1261—1282.
- Davidson, R. and MacKinnon, J. G., 1985, "Heteroskedasticity-Robust Tests in Regression Directions", *Annales de l'INSEE* 59/60, 183—218.
- Enders, W., 1995, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc., USA.
- Friedman, M. and Schwartz, A., 1963, "Money and Business Cycle", *Review of Economics and Statistics*, 45, 32—64.
- Friedman, B. M. and Kuttner, K. N., 1993, "Another Look at the Evidence on Money-Income Causality", *Journal of Econometrics*, 57, 189—203.
- Garratt, A., Lee, K., Pesaran, M. H., and Shin, Y., 2000, "A Structural Cointegrating VAR Approach to Macroeconometric Modelling", in Holly, S. and Weale, M. (eds), *Econometric Modeling: Techniques and Applications*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Granger, C. W. J., 1969, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37, 24—36.
- Hafer, R. W. and Kutan, A. M., 1997, "More Evidence on the Money-Output Relationship", *Economic Inquiry*, 35, 48—58.
- Hendry, D. F. and Mizon, G. E., 1993, "Evaluating Dynamic Econometric Models by Encompassing the VAR", In Phillips, P. C. B. (ed.), *Models, Methods and Applications of Econometrics, Essays in Honor of Rex Bergstrom*, Cambridge, MA: Basil Blackwell, 272—300.
- Holmes, M. J. and Wang, P., 2002, "Do Monetary Shocks Exert Nonlinear Real Effects on UK Industrial Production", *Economia Internazionale*, 55, 351—364.
- Karras, G., 1996, "Are the Output Effects of Monetary Policy Asymmetric? Evidence from a Sample of European Countries", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 267—278.
- Laurence, B. and Mankiw, G., 1994, "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations", *Economic Journal*, 104, 247—261.
- Lo, M. C. and Piger, J., 2005, "Is the Response of Output to Monetary Policy Asymmetric? Evidence from a Regime-Switching Coefficient Model", *Journal of Money, Credit and Banking*, 37, 865—886.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P. and Teräsvirta, T., 1988, "Testing Linearity against Smooth Transition Autoregressive Models",

Biometrika, 75, 491—499.

Morgan, D. P., 1993, "Asymmetric Effects of Monetary Policy", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 78, 20—33.

Ravn, M. O. and Sola, M., 1996, "A Reconsideration of the Empirical Evidence on the Asymmetric Effects of Money Supply Shocks: Positive vs. Negative or Big vs. Small?" Working Paper No. 1996—4, Aarhus University.

Rothman, P., van Dijk, D. and Franses, P. H., 2001, "A Multivariate STAR Analysis of the Relationship between Money and Output", *Macroeconomic Dynamics*, 5, 506—532.

Senda, T., 2001, "Asymmetric Effects of Money Supply Shocks and Trend Inflation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 33, 65—89.

Söderlind, P. and Vredin, A., 1996, "Applied Cointegration Analysis in the Mirror of Macroeconomic Theory", *Journal of Applied Econometrics*, 11, 363—381.

Stock, J. H. and Watson, M. W., 1989, "Interpreting and Evidence on Money-Income Causality", *Journal of Econometrics*, 40, 169—181.

Swanson, N. R., 1998, "Money and Output Viewed through a Rolling Window", *Journal of Monetary Economics*, 41, 455—473.

Teräsvirta, T., 1994, "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models", *Journal of American Statistical Association*, 89, 281—312.

Thoma, A. M., 1994, "Subsample Instability and Asymmetries in Money-Income Causality", *Journal of Econometrics*, 64, 279—306.

Tsay, R. S., 1998, "Testing and Modeling Multivariate Threshold Models", *Journal of the American Statistical Association*, 93, 1188—1202.

Tsiddon, D., 1993, "The (Mis) Behaviour of the Aggregate Price Level", *Review of Economic Studies*, 60, 889—902.

Weise, C., 1999, "The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach", *Journal of Money Credit and Banking*, 31, 85—108.

White, H., and Domowitz, I., 1984, "Nonlinear Regression with Dependent Observations", *Econometrica*, 52, 143—161.

Wooldridge, J. M., 1991, "On the Application of Robust, Regression-Based Diagnostics to Models of Conditional Means and Conditional Variances", *Journal of Econometrics*, 47, 5—46.

Empirical Analysis of Asymmetric Money-Output Causality in China : Based on the Smooth Transition Vector Error-Correction Model

Zheng Tingguo and Liu Jinqun

(Quantitative Research Center of Economics, Jilin University)

Abstract: The study on the asymmetric money-output causality has been widely taken interest in the microeconomics field recently. This paper uses a smooth transition vector error-correction model (STVECM) to study whether there is an asymmetric money-output causality in China over 1989—2007. By including lagged yearly growth rates in output, lagged yearly growth rates in money, and lagged yearly changes in the annual inflation rate as transition variables, linearity test results show the evidence of nonlinearity in the output, money and price system. By model estimation, the economy and/or policy state-dependence of the China's money-output causality is identified. And the asymmetry is approved by nonlinear Granger causality test. Broadly speaking, the money-output causality of China has strong asymmetries which depend on the high and low growth stages of business cycle, the high and low growth stages of money supply, and the accelerating and decreasing stages of inflation rate.

Key Words: Money; Output; Asymmetric; Smooth Transition Vector Error-correction Model

JEL Classification: C32, E32, E52

(责任编辑:成言)(校对:晓鸥)