

基于局部投影的脉冲响应函数对我国货币政策非对称的再检验*

刘汉¹

(1 吉林大学商学院, 数量经济研究中心, 吉林, 长春, 130117)

摘要: 本文采用 Jordà (2005) 的非线性局部投影方法计算我国货币政策冲击的脉冲响应, 结果表明通货膨胀和产出对货币政策冲击的反应在产出、通货膨胀和货币供给的不同区制下表现出显著的非线性和非对称性。实证结果表明在经济萧条、通货紧缩或紧缩性货币政策时期, 宽松的货币政策能够在中长期不导致通货膨胀的情形下, 促使经济在短期内增长, 此时宽松的货币政策是短期有效的; 而在经济复苏, 通货膨胀压力增大时期, 宽松的货币政策不仅不能在中长期促进经济增长, 还会导致通胀持续上升, 因此我国目前宽松的货币政策应及时淡出。

关键词: 货币政策 非对称性 局部投影 脉冲响应

Asymmetric Effects of China's Monetary Policy

——Base on Nonlinear Impulse Response Estimate by Local Projection

Abstract: We use nonlinear local projection introduced by Òscar Jordà (2005) to estimate and inference the impulse response of monetary policy shocks, the inflation and output responses to monetary policy shocks shown significant nonlinear and asymmetry when they are under different regime of output, inflation and money supply. The empirical results show that the loose monetary policy can promote economic growth in the short term, and does not lead inflation increase in the medium and long term, when they are in the recession, deflation, or tight monetary policy period, so the loose monetary policy is effective in the short-term. While during the economic recovery, high inflationary pressure period, the loose monetary policy cannot promote economic growth in the medium or long term, and will lead the inflation increase, so the current loose monetary policy should change gradually at the right time.

Key Words: monetary policy asymmetry local projection impulse response

引言

全球金融危机时期我国采取的货币政策是适度宽松的货币政策, 走出金融危机以后, 有的学者认为为了保持货币政策的连续性、给予经济恢复的有力支持, 我国应该在继续保持适度宽松的货币政策, 而另一些学者认为经济已经恢复, 不需要宽松的货币政策来刺激经济的增长, 且通货膨胀及其预期在逐步上升也促使宽松的货币政策应该及时退出, 这涉及到了货币政策冲击在经济周期不同

[基金项目]: 中央高校基本科研业务费专项资金资助。

[作者简介]: 刘汉 (1985~), 男, 博士, 讲师, 研究方向为宏观金融经济预测与决策。

阶段的作用效果问题，是宏观经济学家和政策制定者关注的重点问题。

货币政策冲击对产出和通货膨胀所造成的影响在实证研究中还没有一致性的结论，随着研究的对象、所处的周期阶段和研究方法的不同，结论表现出很大的差异。传统研究方法是通过建立提出的 VAR 模型系统来分析各变量对货币供给冲击的脉冲响应，如 Sims (1992)，Christiano 等人(1996)，Evans 和 Marshall (1998)，Bagliano 和 Favero (1998)，刘斌 (2001)。但是，人们在逐渐的研究中发现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)，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)，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更弱 (Senda, 2001)，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 (Ball and Mankiw, 1994)，这些研究说明线性 VAR 模型不能刻画货币冲击非对称性的要求。

事实上，Sims (1980)在提出 VAR 模型计算脉冲响应时暗含一些假设 (Jordà, 2005)，如：① 对称性，即正向和负向冲击的反应是互为镜像；② 冲击形态的不变性，即不同大小的冲击成比例；③ 历史独立性，即冲击的形态是独立于局部历史条件；④ 多维性，即脉冲响应是参数估计值的高维非线性函数，这将使得计算标准误差和符合设定误差变得非常复杂。针对 VAR 模型在计算脉冲响应函数时的缺陷，Koop 等人 (1996) 和 Potter (2000) 等人定义了广义脉冲响应函数，释放 VAR 模型在估计脉冲响应函数过程中的线性假设，随后产生了大量使用最新的高级计量模型来计算并估计广义的脉冲响应函数来研究货币政策反应的非对称性，如 Weise (1999)运用平滑迁移门限向量自回归方法(LSTVAR)；Assenmacher-Wesche (2006) 使用马尔可夫机制转移模型；Lütkepohl (1999)，Christopoulos 和 Leon-Ledesma (2007) 使用 LSTR (logistic STR) 模型。国内也存在大量的类似研究，如冯春平 (2002)使用滚动 VAR 方法，赵进文等(2005, 2006) 使用 LSTR 模型，刘金全和郑挺国 (2006) 运用马尔可夫转移模型，彭方平和王少平 (2007)应用非线性光滑转换面板数据模型，郑挺国和刘金全 (2008) 使用平滑迁移向量误差修正(STVECM)模型，刘金全等 (2009)利用平滑迁移向量自回归 (LSTVAR)模型等等。这些非线性模型的出现，大大丰富了货币冲击机制的研究和发展，结果都认为无论是对产出，还是对通货膨胀对货币政策冲击的反应都存在非线性和非对称性，只是在具体的冲击规模、方向上的结果存在一些差异。

以上研究几乎都是在扩展菲利普斯关系、IS 曲线或泰勒规则等基础理论模型的基础上，并结合相应的计量方法来计算扩展的广义脉冲响应，进而研究货币政策对产出和通货膨胀的作用机制。本文借鉴 Jordà (2005) 的局部投影方法计算货币政策冲击的脉冲响应函数，局部投影方法是一个无具体模型形式的方法，是基于内生变量向前多步转换的序列回归计算脉冲响应函数的一致估计。本文首先比较 VAR 模型、线性和非线性局部投影方法在计算中国货币政策冲击的脉冲响应的有效性和差异性；其次，利用非线性局部投影方法分析和检验我国货币政策冲击在不同区制下的非线性和非对称性；最后，总结和分析局部投影方法在分析货币政策冲击时得到的实证结果和政策启示。

1 线性和非线性局部投影方法计算脉冲响应的理论阐述

Sims (1980)研究理论宏观经济学的刚性识别假设时提出了宏观经济实证研究中最常用

的模型，即 VAR 类模型，通过 VAR 模型可以总体上线性地近似表示数据生成过程，然后通过向前 1 期预测来实现基于样本的模型估计，获得动态乘子、脉冲响应和方差分解等重要结果，因此，很多研究将一些感兴趣的变量任意组合成一个 VAR 模型，即使这些变量没有本质上的联系、VAR 模型也不能正确定义数据生成过程，VAR 类模型也仍然能计算脉冲响应和方差分解 (Stock and Watson, 1999)。但是，脉冲响应函数计算出的各期冲击反应函数中含有模型误设的误差，且随着预测期数的增加，脉冲响应函数计算的准确度受到模型误设误差的影响越大，因此，下文介绍 Jordà (2005) 的局部投影方法来计算脉冲响应函数方面，其在计算非线性和非对称脉冲响应方面具有显著优势。

1.1 广义脉冲响应和线性局部投影

脉冲响应函数通常是将诸如 VAR 的线性多变量模型进行 Wold 分解，并对 VAR 模型进行估计，然后利用估计值去求得脉冲响应，但是这必须是在模型能符合数据生成过程时，求脉冲响应才能真实地反映冲击的响应。Koop 等人(1996)和 Potter (2000)认为脉冲响应函数即使在数据生成过程未知，Wold 分解不存在的情况下，也还是可以定义的，具体地可以写成如下形式：

$$IR(t, s, \mathbf{d}_i) = E(\mathbf{y}_{t+s} | \mathbf{v}_t = \mathbf{d}_i; \mathbf{X}_t) - E(\mathbf{y}_{t+s} | \mathbf{v}_t = \mathbf{0}; \mathbf{X}_t) \quad (1)$$

其中， $s = 0, 1, 2, \dots$ ； $E(\cdot | \cdot)$ 是代表最优均方误差； \mathbf{y}_t 是 $n \times 1$ 的随机向量； $\mathbf{X}_t \equiv (\mathbf{y}_{t-1}, \mathbf{y}_{t-2}, \dots)'$ ； $\mathbf{0}$ 是 $n \times 1$ 的向量； \mathbf{v}_t 是 $n \times 1$ 维简化式扰动项； \mathbf{D} 是 $n \times n$ 的矩阵，其中列向量 \mathbf{d}_i 包含有响应的冲击大小。

一般来说，时间能反映 \mathbf{y}_t 中变量动态因果联系纵向联系，却不能识别同期横向的因果关系。在 VAR 的文献中常常对 \mathbf{y}_t 中的元素设定一个 Wold 顺序来对简化式模型残差的方差协方差矩阵进行三角分解，即 $\mathbf{\Omega} = \mathbf{P}\mathbf{P}'$ 。因此，可以定义一个实验矩阵 $\mathbf{D} = \mathbf{P}^{-1}$ ，其中矩阵 \mathbf{D} 中的列向量 \mathbf{d}_i 表示对 \mathbf{y}_t 中的第 i 个元素的结构式冲击。

方程 (1) 计算脉冲响应的统计目标是获取最优均方多步预测，这个可以通过对估计模型的递归迭代来实现，这种方法当模型能正确表现出数据生成过程。多步预测可以通过对每个预测期的直接预测模型来实现，因此可以考虑将 \mathbf{y}_{t+s} 投影到由 $(\mathbf{y}_{t-1}, \mathbf{y}_{t-2}, \dots, \mathbf{y}_{t-p})'$ 产生的线性空间中，也就是

$$\mathbf{y}_{t+s} = \boldsymbol{\alpha}^s + \mathbf{B}_1^{s+1} \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{B}_2^{s+1} \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \mathbf{B}_p^{s+1} \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_{t+s}^s \quad (2)$$

其中， $s = 0, 1, 2, \dots, h$ ； $\boldsymbol{\alpha}^s$ 是 $n \times 1$ 维常数向量； \mathbf{B}_i^{s+1} 是对于之后 i 阶 $s+1$ 期的系数矩阵。上述 h 个回归方程就称为“局部投影”。

根据方程 (1)，方程 (2) 中的局部线性投影的脉冲响应函数可以表示为：

$$\hat{IR}(t, s, \mathbf{d}_i) = \hat{\mathbf{B}}_1^s \mathbf{d}_i \quad (3)$$

1.2 非线性局部投影

从线性 VAR 模型方法可以看出，在定点处的 1 阶泰勒展开是对方程在该点及其周边的合理近似，但是方程的非线性程度越高，泰勒展开式的级数就越高，其在固定点的近似质量就会变差，此时 VAR 模型所计算出的结果将不是一个非常好的近似。而局部投影方法计算脉冲响应时通过计算内生变量在其滞后阶数上的投影，是在预测各期上的局部投影，因此对模型未知的数据生成过程的误设具有非常好的稳定性。此外，从 VAR 类模型中推导出脉冲响应函数是非常困难的，因为脉冲响应的系数是估计参数的高维非线性函数，而局部投影是直接计算脉冲响应的系数，其从传统的 HAC 回归中特到的标准误差能够提供合适的联合

或逐点推测。因此，计算脉冲响应函数时，局部投影方法是对 VAR 类模型最好的替代。但是线性局部投影和线性 VAR 模型仍然具有对称性、冲击形态不变性和独立于历史信息限制，因此下文将简单介绍非线性投影（立方投影）方法来计算脉冲响应。

在不失一般性的假设下，非线性时间序列 y_t 可以表达成白噪声过程 v_t 及其滞后值的方程，即

$$y_t = \Phi(v_t, v_{t-1}, v_{t-2}, \dots) \quad (4)$$

假设 $\Phi(\cdot)$ 性质良好，则可以在固定点（如 $\mathbf{0} = (0, 0, 0, \dots)$ ）处使用泰勒展开式，这也就相当于非线性时间序列的 Wold 表达式，也就是 Volterra 序列展开 (Priestley, 1988)，即

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i v_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} \sum_{j=0}^{\infty} \Phi_{ij} v_{t-i} v_{t-j} + \sum_{i=0}^{\infty} \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} \Phi_{ijk} v_{t-i} v_{t-j} v_{t-k} + \dots \quad (5)$$

同样，我们考虑将方程 (2) 中的表达式在 y_{t-1} 处进行多项式展开，并在三次方处进行简化，即

$$y_{t+s} = \alpha^s + \mathbf{B}_1^{s+1} y_{t-1} + \mathbf{Q}_1^{s+1} y_{t-1}^2 + \mathbf{C}_1^{s+1} y_{t-1}^3 + \mathbf{B}_2^{s+1} y_{t-2} + \dots + \mathbf{B}_p^{s+1} y_{t-p} + \mathbf{u}_{t+s}^s \quad (6)$$

这里， $s = 0, 1, 2, \dots, h$ ，且令 $y_{t-1}^2 = (y_{1,t-1}^2, y_{2,t-1}^2, \dots, y_{n,t-1}^2)'$ 。在节俭原则下，脉冲响应函数就变为：

$$IR(t, s, \mathbf{d}_i) = \hat{\mathbf{B}}_1^s \mathbf{d}_i + \hat{\mathbf{Q}}_1^s (2y_{t-1} \mathbf{d}_i + \mathbf{d}_i^2) + \hat{\mathbf{C}}_1^s (3y_{t-1}^2 \mathbf{d}_i + 3y_{t-1} \mathbf{d}_i^2 + \mathbf{d}_i^3) \quad (7)$$

其中， $\mathbf{B}_1^0 = \mathbf{I}$ ， $\mathbf{Q}_1^0 = \mathbf{0}_n$ 且 $\mathbf{C}_1^0 = \mathbf{0}_n$ ，这些非线性估计可以通过最小二乘方法逐个方程进行估计，当 \mathbf{Q}_i^s 和 \mathbf{C}_i^s 的一项或多项不为零时，脉冲响应函数的值就会随着实验冲击项 \mathbf{d}_i 的冲击方向和冲击规模发生变化，这就释放了线性 VAR 模型和线性局部投影模型的对称性和冲击形态不变性的假设，非线性局部投影计算的脉冲响应还依赖于冲击变量的局部历史形态的变化，这也就避免了线性 VAR 的第③点假设。此外，立方投影的 95% 的置信区间可以表示为

$1.96 \pm (\lambda_i' \hat{\Sigma}_c \lambda_i)$ ，其中 $\hat{\Sigma}_c$ 是 \mathbf{B}_1^s 、 \mathbf{Q}_1^s 和 \mathbf{C}_1^s 的方差协方差矩阵，

$\lambda_i \equiv (\mathbf{d}_i, 2y_{t-1} \mathbf{d}_i + \mathbf{d}_i^2, 3y_{t-1}^2 \mathbf{d}_i + 3y_{t-1} \mathbf{d}_i^2 + \mathbf{d}_i^3)'$ 。局部投影的方法是基于内生变量向前多步转换的序列回归计算脉冲响应函数的一致估计，这与多步直接预测寻求最优多步预测有共性，且很多研究认为直接预测优于滞后期数较短的向量自回归模型 (Ing, 2003)，这间接地反应了局部投影方法在计算脉冲响应方面要比 VAR 模型要好。此外，局部投影方法在还具有一些优点 (Jordà, 2005)，其一，能使用简单的最小二乘方法进行估计；其二，提供了一个合适的推断方法，不要求 delta 方法近似或者是计算的数值技术，减少了计算脉冲响应时的工作量；其三，该方法对数据生成过程的误设非常稳定；最后，它还能用于高度非线性情况下脉冲响应函数的计算，而这些在多变量 VAR 模型中的计算是非常困难。

2 我国货币政策作用的非线性和非对称检验

本文从产出、通货膨胀和货币供给序列的基本属性的阐释和门限效应的判别出发，利用非线性局部投影的方法对不同方向、不同规模的货币政策冲击的作用效果进行分析和检验。本文选取我国 1990 年 1 月至 2010 年 7 月的工业企业增加值 (IP)²、消费者价格指数 (CPI) 和货币供给 (M1) 来分别表示我国产出、通货膨胀和货币供给，利用 $y_t = \ln(IP_t) - \ln(IP_{t-12})$ 来计算我国的产出增长率；利用 $m_t = \ln(M1_t) - \ln(M1_{t-12})$ 来计算货币供给增长率；利用 $\pi_t = CPI_t - 1$ 来计算通货膨胀率，计算出的产出增长率、通货膨胀和货币供给增长率的序列如图 1 所示。数据来源于中经网统计数据库 (<http://db.cei.gov.cn/>)，并经过计算和整理而得。

²工业企业增加值的月度数据自 2006 年 12 月开始停止公布，且工业企业增加值增速自 2006 年开始缺少 1 月份的数据，本文的数据是根据工业企业增加值的当月增速、累计增速和 2006 年 12 月以前的工业企业增加值的月度数据计算出 2006 年 12 月以后缺失的数据，并据此计算出工业企业增加值的月度同比增速。



图 1 产出增长率、通货膨胀率和货币供给增长率的时间序列图

2.1 VAR 和局部投影计算脉冲响应的对比分析

首先，为了使用传统的 VAR 方法计算出脉冲响应函数，本文选用 Akaike 的 AIC 准则、Schwarz 的 SIC 准则和修正的 AIC 准则（下面用 AICc 表示）来确定线性 VAR(p)模型的滞后阶数，其中 AICc 准则是 Hurvich 和 Tsai (1993)为确定 VAR 模型的滞后阶数对 AIC 准则进行的修订，在确定 VAR 模型的滞后阶数方面，具有比 AIC 和 SIC 更为稳定和可靠的性质。当选定最大滞后阶数为 12 个月时，AICc 的结果表明 VAR 模型应该选取滞后阶 $p = 5$ ，AIC 的结果则倾向选取滞后阶 $p = 12$ ，而 SIC 的结果表明 VAR 模型应该选取滞后阶 $p = 2$ ，此时 AICc、AIC 和 SIC 的值均达到最小；当我们将最大滞后数设定为 24 个月时，AICc 和 AIC 准则的结果都表明 VAR 模型应该选取滞后阶 $p = 13$ ，而 SIC 的结果仍表明 VAR 模型应该选取滞后阶 $p = 2$ ，本文依据反复试验认为 VAR 模型的滞后阶应该选取 $p = 13$ ³。类似的研究中 Gali (1992)、Fuhrer 和 Moore (1995a, 1995b) 使用季度数据的 VAR 模型确定变量的滞后阶数为 $p = 4$ 个季度，与本文选用 $p = 13$ 个月类似。本文使用了标准的乔利斯基 (Cholesky) 分解且 Wold 分解的因果顺序为 y_t 、 π_t 和 m_t ，得出 VAR、线性和立方局部投影计算出的产出增长率、通货膨胀率和货币供给对货币供给冲击的脉冲响应如图 2 所示。

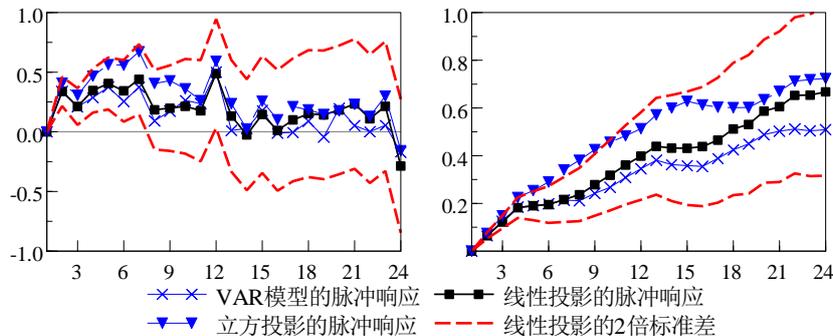


图 2 (a) 产出增长率的反应

图 2 (b) 通货膨胀率的反应

图 2 货币政策冲击下的 VAR、线性和非线性局部投影的脉冲响应

首先，从图 2 中可以看出非线性投影在估计和推断脉冲响应比 VAR 模型、线性局部投影要敏感得多，从计算货币政策冲击的脉冲响应函数的比较分析中就可以看出，三者计算出的脉冲响应虽然具有大致相同的变化趋势，但是其脉冲响应的大小和波动幅度却有显著差异，非线性投影的脉冲响应最大，其次是线性投影，最后是 VAR 模型。这说明非线性投影在估

³本文将最大滞后阶数分别设定为 36 和 48 后，根据 AICc 准则确定的滞后阶数都是 $p = 13$ ，AIC 准则倾向于选择设定的最大滞后阶数，SIC 的结果仍表明 VAR 模型应该选取滞后阶 $p = 2$ ，综合以上结果，本文最终确定选取滞后阶数为 $p = 13$ ，而刘金全等人 (2009) 使用 AIC 准则和 FPE 准则确定的 VAR 模型的滞后阶数为 $p = 5$ 。

计和推断脉冲响应相对比较敏感,说明局部线性投影方法,尤其是非线性局部投影方法能更加准确地刻画出中长期货币政策冲击的真实脉冲响应,这与 Jordà (2005) 蒙特卡洛模拟的结果相一致。

其次,产出增长对货币供给冲击的反应在 12 个月内比较剧烈,12 个月以后基本保持稳定,这说明货币供给冲击对产出增长的影响具有短期效果大,而长期效果小的特征,冯春平(2002)认为货币政策冲击在短期会对实体经济部门产生影响,在长期不会对实体经济部门产生影响与本文的结论类似;通货膨胀率对货币供给冲击的反应程度随着时间的增加具有逐渐增大的特征,这说明货币供给的冲击会造成通货膨胀的持续性上涨,这与弗里德曼认为货币供给与通货膨胀变动趋势之间存在正的相关关系的观点相吻合,不存在货币冲击在短期造成价格反向运动的“价格之谜”(Price Puzzle)的现象,此外,非线性(立方)局部投影计算的脉冲响应在前 10 期超出了局部线性投影的 2 倍标准差范围,说明线性脉冲响应函数不足以刻画通货膨胀对货币供给冲击的反应,且这种冲击存在显著的非线性和非对称效果,这将在下文得到进一步的验证。

2.2 产出增长率、通货膨胀率和货币供给增长率的门限效应

本文在深入讨论货币政策冲击的非线性和非对称性之前,对产出增长率、通货膨胀率和货币供给增长率的门限效应进行检验,并确定响应的门限值,从而分析货币政策冲击在产出增长和通货膨胀率高、低区制下的脉冲响应。首先,基于 Hansen (2000)的来检验三个变量门限效应的回归为:

$$z_t = \begin{cases} \rho_L \mathbf{X}_{t-1} + \varepsilon_t^L & \omega_{t-j} \leq \delta \\ \rho_H \mathbf{X}_{t-1} + \varepsilon_t^H & \omega_{t-j} > \delta \end{cases} \quad (8)$$

其中, z_t 分别代表 y_t 、 π_t 和 m_t , 且 ω_j 可以是 y_{t-j} 、 π_{t-j} 和 m_{t-j} , $j \in \{1, 2, 3, 4\}$ 中的任何一个; \mathbf{X}_t 包含有变量 y_t 、 π_t 和 m_t 的滞后 1 到 12 阶的变量; ρ_k 包含有状态 $k = L, H$ 的系数,其中 L 表示低区制, H 表示高区制,该检验是一个 F 检验,本文使用顺序搜索的方法来获得最优门限值 δ , 通过 1000 次自举来调整最优门限值的分布,并估计门限值的 P 值。

表 1 产出增长率、通货膨胀率和货币供给增长率门限效应的检验结果

门限 变量	解释变量			门限 变量	解释变量			门限 变量	解释变量		
	产出 (y_t)	通货膨胀 (π_t)	货币 (m_t)		产出 (y_t)	通货膨胀 (π_t)	货币 (m_t)		产出 (y_t)	通货膨胀 (π_t)	货币 (m_t)
y_{t-1}	18.09 (0.129)	11.60 (0.103)	11.18 (0.503)	π_{t-1}	3.00 (0.188)	6.50** (0.041)	5.90 (0.576)	m_{t-1}	15.18 (0.622)	19.23 (0.754)	22.63 (0.506)
y_{t-2}	13.83 (0.780)	12.33 (0.726)	16.19 (0.324)	π_{t-2}	2.20 (0.132)	7.90** (0.045)	3.20 (0.405)	m_{t-2}	18.24 (0.432)	21.68 (0.319)	17.88 (0.146)
y_{t-3}	14.05 (0.978)	12.04 (0.355)	9.25 (0.803)	π_{t-3}	1.90 (0.148)	7.70** (0.023)	1.40 (0.246)	m_{t-3}	17.88 (0.350)	17.29** (0.047)	16.71** (0.041)
y_{t-4}	15.42 (0.942)	15.42 (0.942)	11.87 (0.487)	π_{t-4}	4.60 (0.170)	3.30* (0.096)	4.00 (0.451)	m_{t-4}	14.44 (0.945)	17.92*** (0.007)	20.62 (0.451)
y_{t-5}	15.21 (0.220)	16.55 (0.524)	12.14 (0.158)	π_{t-5}	4.40 (0.178)	4.30 (0.105)	1.60 (0.186)	m_{t-5}	18.68 (0.408)	19.01* (0.053)	15.34 (0.359)
y_{t-6}	14.75 (0.412)	16.96 (0.584)	11.42 (0.360)	π_{t-6}	4.60* (0.096)	4.60* (0.079)	1.80 (0.317)	m_{t-6}	18.34 (0.732)	18.43** (0.050)	19.99 (0.508)
y_{t-7}	11.05 (0.856)	17.37 (0.583)	14.58 (0.256)	π_{t-7}	3.40 (0.179)	5.80* (0.062)	2.20 (0.110)	m_{t-7}	17.71 (0.141)	19.01*** (0.003)	17.50 (0.843)
y_{t-8}	12.75 (0.582)	10.42 (0.703)	14.18 (0.363)	π_{t-8}	0.60 (0.289)	7.90** (0.039)	3.00 (0.207)	m_{t-8}	18.86 (0.353)	20.52*** (0.000)	16.11 (0.673)
y_{t-9}	12.75 (0.294)	14.58 (0.707)	14.31 (0.351)	π_{t-9}	2.80 (0.380)	7.00** (0.026)	3.90 (0.203)	m_{t-9}	18.24 (0.198)	20.52** (0.043)	22.14 (0.373)

y_{t-10}	12.64* (0.087)	13.65 (0.575)	16.04 (0.358)	π_{t-10}	5.30 (0.259)	5.00** (0.037)	3.60 (0.127)	m_{t-10}	17.92 (0.459)	16.52** (0.018)	22.63 (0.344)
y_{t-11}	14.39 (0.399)	7.56 (0.550)	14.31 (0.248)	π_{t-11}	5.50 (0.401)	7.50** (0.012)	2.80 (0.133)	m_{t-11}	18.38 (0.392)	20.16*** (0.001)	19.23 (0.117)
y_{t-12}	13.83 (0.697)	16.97 (0.413)	16.38* (0.063)	π_{t-12}	5.60 (0.303)	5.30*** (0.005)	3.00 (0.630)	m_{t-12}	18.43 (0.450)	20.38*** (0.005)	20.51 (0.442)

注：*，**，***分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下门限值是显著的，其中括号里是通过 1000 次自举计算出的 P 值，在样本的计算过程中剔除了 20% 的样本，以保证足够的自由度。

从上述门限值的检验结果可以看出，产出增长率在 10% 的置信水平下存在有门限效应，且本文依据图 1 (a) 我国工业企业增加值的实际序列确定产出增长率序列在滞后 10 阶，解释变量 (本文在方程 (8) 中均包含有滞后 1~12 阶的解释变量) 为产出增长率时，产出增长率的门限值为 $\delta = 12.64$ ，同理可以确定通货膨胀率的门限值为 $\delta = 5$ ，货币增长率的门限效应为 $\delta = 17.92$ ，在图 1 中的时间序列图形中已经标注出相应的门限值，低于门限值的区域为“低区制”，高于门限值的区域为“高区制”，图 3 给出了检验变量门限效应的置信区间和似然比序列，从中也能很直观地确定变量的门限值。

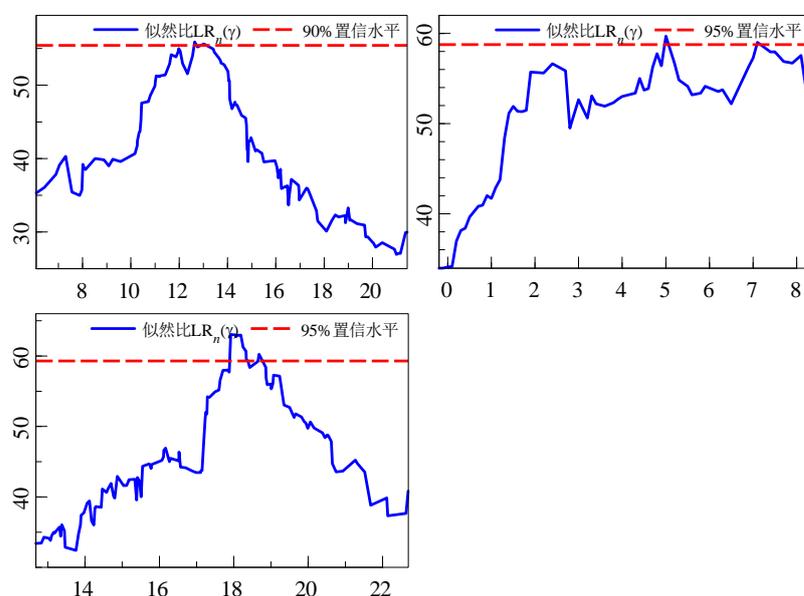


图 3(a) 门限变量：产出增长率 (y_{t-10}) (相依变量：产出增长率) 图 3(b) 门限变量：通货膨胀率 (π_{t-10}) (相依变量：通货膨胀率) 图 3(c) 门限变量：货币供给 (m_{t-4}) (相依变量：通货膨胀率)

图 3 检验变量门限效应的置信区间和似然比序列

3 变量在不同门限变量确定的区制下对货币冲击的反应

确定了产出增长率、通货膨胀率和货币供给增长率门限值以后，本文将依据某一变量的门限值将三组数据划分为高、低两个区制，并分别依据门限变量的区制来计算三组变量在不同区制下对货币冲击的反应。

3.1 产出增长的不同区制下各变量对货币冲击的反应

首先，本文将数据按照产出增长的门限值 $\delta = 12.64$ 将数据分成高、低两个区制，并利用立方投影的方法计算三组变量在无门限、高区制和低区制的情形下对货币供给冲击的反应，图 4 给出了三种情形下非线性局部投影计算出的脉冲响应函数，其中两条虚线是无门限情形下脉冲响应函数的 2 倍标准差界限。

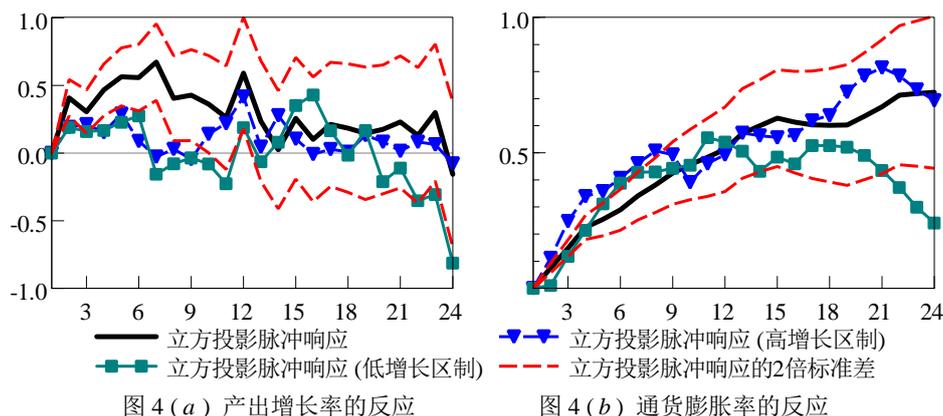


图 4 产出和通货膨胀对货币供给冲击的非线性脉冲响应 (门限变量: 产出增长率)

从图 4(a) 和图 4(b) 可以看出,在冲击的前 9 期,货币冲击在不同区制下的脉冲响应,显著超出了无区制下的 2 倍标准差,这说明货币冲击在产出增长的不同区制下对产出增长的影响,短期内存在显著的非线性和非对称性。

从图 4(a) 的总体来看,产出对货币供给冲击的反应是正向的,但有减弱的趋势。具体地说,1 个标准差的货币冲击下,在 1 年内能引起产出 0.5 个百分点的增长,在 1 年后的影响减弱到 0.2 个百分点左右;在高产出增长状态下,产出增长对货币冲击的反应与总体反应类似,只是幅度较小;而在低产出增长的状态下,产出增长对货币冲击的反应呈半年的循环周期波动,尤其在第四个半年导致产出急剧下降 (1 个标准差的货币冲击在低增长区制下,导致产出增长率的下降超过 0.8 个百分点)。因此在低产出增长的区制下,通过增加货币供给来刺激经济增长,将会导致经济有规律地波动,并在长期造成经济的下滑,这个结论说明我国在金融危机衰退期实施的宽松货币政策不一定能对产出增长起到显著的增长,且很可能在一年半以后还会造成经济的下滑。这说明扩张性货币政策在治理经济衰退中却显得无能为力。

图 4(b) 也说明短期内,不同区制下的脉冲响应存在显著的非线性和非对称性。尤其是在低经济增长区制,货币供给冲击将导致通货膨胀剧烈的波动,且其冲击大小在第 18 到 24 个月下能导致通货膨胀率大幅下降,其下降程度甚至超过了 2 倍标准差的下线,这说明在经济增长的萧条阶段,实施扩张的货币政策,虽然在短期内会造成通货膨胀率的增加,但是在长期内对通货膨胀率的影响并不是很大。而在高经济增长区制下和无区制条件下,货币供给冲击将导致通货膨胀的持续上升,具有长期作用效果,即在经济繁荣期,如果实施扩张性的货币政策,不仅会导致经济过热 (如图 4(a) 中立方投影脉冲响应 (高增长区制) 的那条线总是为正),还会导致通货膨胀的进一步加剧。

3.2 通货膨胀率的不同区制下各变量对货币冲击的反应

同样,将数据按照通货膨胀的门限值 $\delta = 5$ 将数据分成处于通货膨胀的高、低两个区制,并利用立方投影的方法计算三组变量在无门限、高区制和地区只的情形下对货币供给冲击的反应,图 5 给出了三种情形下非线性局部投影计算出的脉冲响应函数。

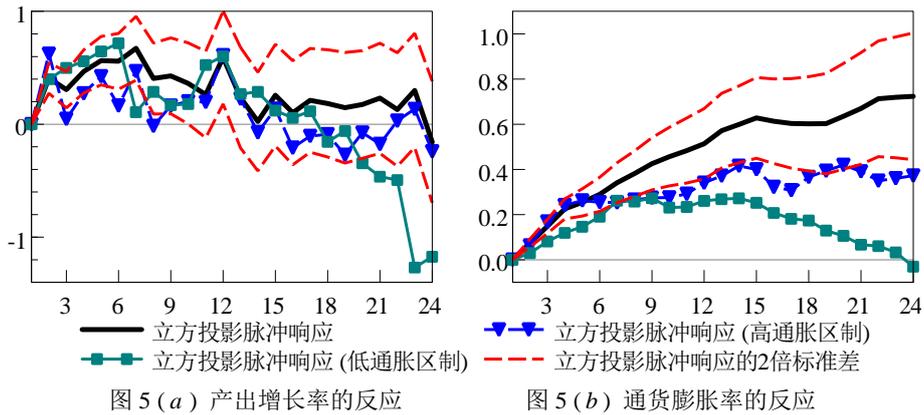


图 5 产出和通货膨胀对货币供给冲击的非线性脉冲响应 (门限变量: 通货膨胀率)

从图 5 中可以看出, 在通货膨胀的不同区制下, 尤其是在低通货膨胀的区制下, 产出和通货膨胀对货币供给的冲击在长期表现出显著的非线性和非对称性 (尤其是低通货膨胀区域下, 非线性脉冲响应函数始终处于线性脉冲响应函数的 2 倍标准差之外)。

图 5 (a) 中可以看出, 在低通货膨胀区域下, 产出对货币冲击的脉冲响应函数在第 18 期以前均为正, 在第 18 到 24 各月时为负值, 这说明在低通货膨胀 (往往伴随经济的萧条, 产出增长也常常处于低增长区制) 时期, 积极的货币政策在短期发挥着刺激经济增长的作用, 而长期却无助于经济增长, 甚至会导致经济的衰退。而在高通货膨胀区域下, 1 标准差的货币冲击会导致产出增长率的波动非常大, 甚至得低 16 到底 22 期, 积极的货币政策还会导致经济增长的减速, 这说明在面临通货膨胀压力的情况下, 实施货币政策的效果具有非常强的不确定性, 可能会在短期促使经济过热, 但是这种情况不会持续太久, 在不断波动的调整下, 最终会导致经济率在波动中减缓。

图 5 (b) 中可以看出, 在不同区域中计算出的通货膨胀对货币供给冲击的脉冲响应函数要显著区别于无区制的情况 (在高、低通胀区制下的脉冲响应函数超出了无区制下脉冲响应函数的 2 倍标准差)。在高通货膨胀区制下, 1 单位标准差的积极货币政策冲击能导致通货膨胀率的增长基本稳定在 3% 左右, 具有长期作用。因此, 在高通货膨胀区制下, 不适宜使用宽松的货币政策, 因为这会导致通货膨胀率更为严重。而在低通货膨胀率区制下, 1 单位标准差的积极货币政策冲击在中期能导致通货膨胀率的增长稳定在 2% 左右增长, 但是在长期来看, 积极的货币政策不会导致通货膨胀的上升, 对通货膨胀的影响表现为中性。

3.3 货币供给的不同区制下各变量对货币冲击的反应

在分析货币供给的区制在各变量对货币冲击的的反应的影响程度时, 这里将数据按照货币供给增长的门限值 $\delta = 17.92$ 将数据分成处于货币供给的高、低两个区制, 并利用立方投影的方法计算三组变量在无门限、高区制和地区只的情形下对货币供给冲击的反应, 图 6 给出了三种情形下非线性局部投影计算出的脉冲响应函数。

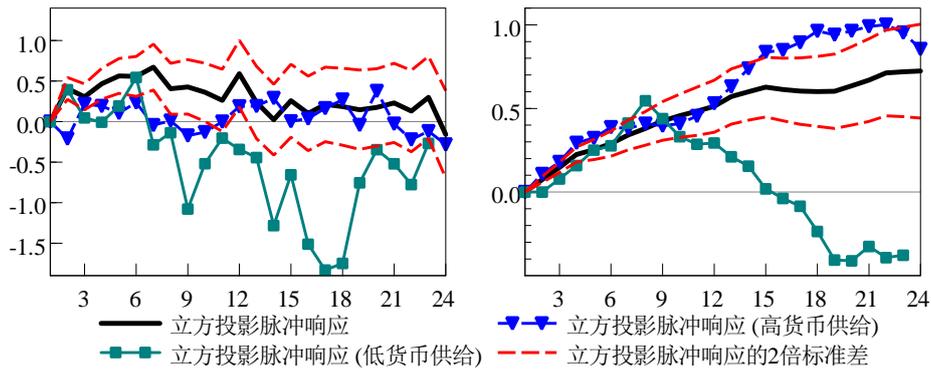


图 6(a) 产出增长率的反应

图 6(b) 通货膨胀率的反应

图 6 产出和通货膨胀对货币供给冲击的非线性脉冲响应 (门限变量: 货币供给增长率)

从图 6 中的脉冲响应函数我们发现, 在紧缩性货币政策时期, 产出和通胀对货币供给冲击的反应在第 9 期开始表现出明显的非对称, 且反应的大小明显大于扩张性货币政策时期。从图 6(a) 可以看出, 在紧缩性货币政策, 即产出供给增长的低区制时期, 产出对积极货币政策的冲击在第 7 期开始就为负值, 且波动很大, 到第 24 期趋于零。这说明紧缩性货币政策转向扩张向货币政策, 短期能促使经济增长, 但是在中期会造成经济增长的剧烈波动且无助于经济的恢复, 但是长期对经济增长的作用趋于 0。而在扩张性货币政策时期, 继续实施扩张性货币政策, 对经济增长的影响比较微弱, 基本上都是围绕着 0 值水平上下波动。从图 6(b) 中可以看出, 在扩张性货币政策时期, 继续实施正向的货币冲击会导致通货膨胀的持续上扬, 造成通货膨胀的持续上涨, 这说明, 保持扩张性货币政策时, 应该注意通货膨胀率的变化, 这气势我们在现阶段保持宽松的货币政策环境下, 要时刻监测通货膨胀率的变化, 避免继续实施货币供给冲击所导致的高度通货膨胀及其“溢出效应”。在紧缩性货币政策时期, 实施货币供给冲击会在短期造成通货膨胀率的上升, 但是中期内通货膨胀率逐渐回落, 长期甚至或导致通货膨胀率的下降。

在不同区域中计算出的通货膨胀对货币供给冲击的脉冲响应函数要显著区别于无区制的情况 (在高、低通胀区制下的脉冲响应函数超出了无区制下脉冲响应函数的 2 倍标准差)。在高通货膨胀区制下, 1 单位标准差的积极货币政策冲击能导致通货膨胀率的增长基本稳定在 3% 左右, 具有长期作用。因此, 在高通货膨胀区制下, 不适宜使用宽松的货币政策, 因为这会导致通货膨胀率更为严重。而在低通货膨胀率区制下, 1 单位标准差的积极货币政策冲击在中期能导致通货膨胀率的增长稳定在 2% 左右增长, 但是在长期来看, 积极的货币政策不会导致通货膨胀的上升, 对通货膨胀的影响表现为中性。

综合以上分析, 我们发现, 在产出、通货膨胀和货币供给的低区制内所计算出的产出对货币供给冲击的脉冲响应的大小和波动都明显大于在高区制和无区制的情况, 这说明货币供给冲击存在显著的门槛效应, 冲击的作用效果具有显著的非对称性。且发现积极的货币政策在短期内能促使经济增长, 但是在中期这种促进效果在逐渐减弱, 而长期内这种效果趋于零, 这说明积极货币政策的短期有效性和长期中性的特征。而在产出、通货膨胀和货币供给的高区制内的积极的货币供给均会导致通货膨胀率持续上升, 说明积极的货币政策是导致通货膨胀率上涨的重要原因之一; 而在在产出、通货膨胀和货币供给的低区制内的积极的货币供给只会在短期能造成通货膨胀率的上升, 但是在长期内其作用效果会随着不同门槛变量而不

同，但是在低区制下的积极货币政策对通货膨胀都表现为一种长期中性的特点。

4 局部投影在货币政策冲击实证研究中的经验结论与政策启示

本文使用 Hansen (2000)的方法检测出产出、通货膨胀和货币供给中的门限效应并依据各变量将数据分成高低两个区制，并在不同的区制下使用 Jordà (2005)的局部投影的方法计算产出和通货膨胀对货币政策冲击的脉冲响应函数，得出了一下几点结论。

第一，局部投影方法，尤其是非线性局部投影方法计算对货币供给冲击的脉冲响应函数，比传统的 VAR 模型要敏感得多，这说明非线性局部投影方法能更加准确地刻画中长期脉冲响应函数的精确形式，同时对数据生成过程的误设也相当稳定，说明这种不需定义和估计详细的多变量动态系统的方法相比线性 VAR 模型在计算和推断脉冲响应函数上具有比较优势。

第二，在产出、通货膨胀和货币供给的不同区制下，使用非线性局部投影的方法计算产出对货币政策冲击的脉冲响应结果表明，在产出、通货膨胀和货币供给的高区制下，产出对货币政策冲击的反应大部分均为正值且在 0 附近上下波动 (如图 4(a)、图 5(a) 和图 6(a) 中高区制脉冲响应函数所示)，这说明在经济的繁荣期、货币政策的宽松期，以及通胀的高区制时期，宽松的货币政策对产出增长的刺激作用非常小，该作用几乎表现为中性。而在产出、通货膨胀和货币供给的低区制下，产出对货币政策冲击的反应表现出多样性，但是这种反应的大小和波动幅度均大于高区制和无区制的情况，且这种反应表明宽松的货币政策具有刺激经济增长的效果 (如图 4(a)、图 5(a) 和图 6(a) 中低区制脉冲响应函数的前 6 期所示)，而在中期，货币政策不仅不能刺激经济增长，而且还会导致产出的下降，长期来看，这种作用效果基本趋于零，也表现为中性。

第三，在产出、通货膨胀和货币供给的不同区制下，使用非线性局部投影的方法计算通货膨胀对货币政策冲击的脉冲响应结果表明，在产出、通货膨胀和货币供给的高区制下，宽松的货币政策无一例外地会引起通货膨胀率的上升，且具有非常强的持续性，因此在经济的繁荣期、货币政策的宽松期以及高通货膨胀时期，均不应该使用宽松的货币政策 (因为此时宽松的货币政策刺激经济增长的效果亦不明显)；而在产出、通货膨胀和货币供给的低区制下，货币供给冲击会在短期造成通货膨胀率的上升，但是在中长期来看，其作用效果会逐渐减弱，并趋于零，说明在经济萧条期，通胀紧缩时期，以及货币政策由紧缩转向宽松时期，实施货币政策只会造成通货膨胀的暂时性上升，而中长期不会导致通货膨胀的发生。

总之，本文的研究认为货币政策冲击存在非线性和非对称性，在经济繁荣时期、通货膨胀和宽松货币政策时期，积极的货币政策冲击对产出的影响只具有短期性，长期表现为中性；而对通货膨胀的影响则表现为长期性和持续性；在经济萧条期、通货紧缩和紧缩性货币政策时期，积极的货币政策冲击对产出的影响短期有效性，中期无效性和长期中性的特征；对通货膨胀的影响则表现为短期有效性，以及长期中性的特征。

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, (7): 18~25.

刘斌. 2001. 货币政策冲击的识别及我国货币政策有效性的实证分析. 金融研究, (7): 1~9.

- 刘金全, 郑挺国. 2006. 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, (10): 3~14.
- 刘金全, 隋建利, 李楠. 2009. 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. 中国管理科学, (3): 47~55.
- 彭方平, 王少平. 2007. 我国货币政策的微观效应——基于非线性光滑转换面板模型的实证研究. 金融研究, (9): 31~41.
- 赵进文, 黄彦. 2006. 中国货币政策与通货膨胀关系的模型实证研究. 中国社会科学, (2): 45~54+205~206.
- 赵进文, 闵捷. 2005. 央行货币政策操作效果非对称性实证研究. 经济研究, (2): 26~34+53.
- 郑挺国, 刘金全. 2008. 我国货币—产出非对称影响关系的实证研究. 经济研究, (1): 33~45.
- Assenmacher-Wesche K. 2006. Estimating Central Banks' Preferences from a Time-Varying Empirical Reaction Function. *European Economic Review*, 50(8):1951~1974.
- Bagliano F C, Favero C A. 1998. Measuring monetary policy with VAR models: An evaluation. *European Economic Review*, 42(6): 1069~1112.
- Ball L, Mankiw N G. 1994. Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations. *Economic Journal*, 104: 247~261.
- Christiana L J, Eichenbaum M, Evans C L. 1996. Identification and the Effects of Monetary Policy Shocks, in Mario I. Blejer, Zvi Eckstein, Zvi Hercowitz, and Leonardo Leiderman, eds., *Financial factors in economic stabilization and Growth*. Cambridge: Cambridge University Press, 36~74.
- Christopoulos D K, Leon-Ledesma M A. 2007. A long-run non-linear approach to the Fisher effect. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(2~3): 543~559.
- Cover, J P. 1992. Asymmetric Effects of Positive and Negative Money Supply Shocks. *Quarterly Journal of Economics*, 107(4): 1261~1282.
- Evans C L, Marshall D A. 1998. Monetary Policy and the Term Structure of Nominal Interest Rates: Evidence and Theory. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 49(0): 53~111.
- Fuhrer J, Moore G. 1995a. Inflation Persistence. *Quarterly Journal of Economics*, 110(1): 127~59.
- Fuhrer J, Moore G. 1995b. Monetary Policy Trade-Offs and the Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output. *American Economic Review*, 85(1): 219~39.
- Gali J. 1992. How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data? *Quarterly Journal of Economics*, 107(2): 709~38.
- Hansen B E. 2000. Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, 68(3): 575~603.
- Hurvich C M, Tsai C L. 1993. A Corrected Akaike Information Criterion for Vector Autoregressive Model Selection. *Journal of Time Series Analysis*, 14(3): 271~79.
- Ing C K. 2003. Multistep Prediction in Autoregressive Processes. *Econometric Theory*, 19(2): 254~79.
- Jordà Ò. 2005. Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review*, 95(1): 161~182.
- 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(2): 267~278.
- Koop G, Pesaran M H, Potter S M. 1996. Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. *Journal of Econometrics*, 74(1): 119~47.
- Ball L, Mankiw N G. 1994. Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations. *The Economic Journal*, 104(104): 247~261.
- Lütkepohl, H, Teräsvirta T, Wolters, J. 1999. Investigating stability and linearity of a German M1 money demand function. *Journal of Applied Econometrics*, 14(5): 511~525.

- Potter S M. 2000. Nonlinear Impulse Response Functions. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24(10): 1425~46.
- Senda T. 2001. Asymmetric Effects of Money Supply Shocks and Trend Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(1): 65~89.
- Sims C A. 1992. Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: the Effects of Monetary Policy. *European Economic Review*, 36(5): 975~1000.
- Sims C A. 1980. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1): 1~48.
- Stock J H, Watson M W. 1999. A Comparison of Linear and Non-linear Univariate Models for Forecasting Macroeconomic Time Series, in Robert F. Engle and Halbert L. White, eds., *Cointegration, causality and Forecasting: A festschrift in honor of Clive W. J. Granger*. Oxford: Oxford University Press, 1~44.
- Weise C L. 1999. The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach. *Journal of Money Credit and Banking*, 31: 85~108.