

金融危机前后我国货币政策传导机制的检验与识别^{*}

刘慧悦¹ 刘金全¹ 张小宇²

(1. 吉林大学数量经济研究中心 130012;

2. 吉林大学农学部 130062)

内容摘要: 本文在对货币政策传导机制进行理论分析的基础上,利用线性和非线性格兰杰因果关系检验方法对货币政策传导机制中传统凯恩斯利率传导渠道、资产价格传导渠道以及信贷传导渠道进行了检验和识别。结果发现,传统凯恩斯利率传导渠道在整个样本区间内都是有效的。金融危机后资产价格传导渠道中股票价格传导渠道和房地产价格传导渠道有效性明显增强,表明现阶段对我国股票市场和房地产市场进行有效监管,规范股票市场和房地产市场的运行机制,对其进行科学合理的宏观调控,不仅关系到股票市场和房地产市场的自身发展,还关系到货币政策能否有效实施,因此需要高度关注。

关键词: 货币政策 金融危机 格兰杰因果关系检验

中图分类号: F832.0 文献标识码: A 文章编号: 1005-1309(2012)11-0003-010

一、引言

作为货币政策工具变量、货币政策中介目标与货币政策最终目标之间相互作用的系统,货币政策传导机制不仅受具体经济发展环境的制约,而且受经济周期不同发展阶段的制约,因此对于同一个国家不同的经济发展阶段以及不同国家之间货币政策传导机制可能是不同的(Gerlach and Smets, 1995)。因此在货币政策有效的前提下,货币当局在实施货币政策时,为达到既定目标,不仅要选择合适的货币政策工具,还需要深入了解货币政策工具变量、中介目标变量与最终目标变量之间的作用机理,因此对货币政策传导机制的识别和检验对于货币政策实施具有重要的理论和实践意义。

刘斌(2001)在建立向量自回归(VAR)模型的基础上,通过对无约束向量自回归模型施加识别条件对货币政策冲击进行识别,得到结构向量自回归模型,然后利用蒙特卡罗随机模拟方法对货币政策冲击进行冲击响应分析。实证研究表明,货币政策冲击在短期会对实体经济部门产生影响,即货币政策在短期是有效的。刘金全、刘志强(2002)利用基于VAR模型的格兰杰因果关系检验(Granger Causality Test)方法对货币变量与实际产出变量进行了因果关系检验,结果表明货币与产出之间存在格兰杰影响关系,说明货币中性命题只是一个理想经济环境下的理论命题,在我国经济现实当中并不成立。无论我国经济处于经济波动期,还是平稳收缩期,货币政策都是有效的。上述检验均是在线性VAR模型的基础上考察货币变量对实际产出变量之间的影响关系,并未

收稿日期:2012-08-10

* 基金项目:国家社会科学基金重大项目(10zd&006)、国家自然科学基金项目(70971055)。

考察货币政策对实际产出的非线性及非对称性影响。

货币政策与实际产出之间的非线性及非对称效应主要包括货币政策对实际产出在冲击方向上的非对称性 (Cover, 1992; Morgan, 1993)、冲击强度上的非对称性 (Ball & Ramor, 1990; Ravn & Sola, 2004) 以及在经济周期不同阶段上的非对称性 (Garcia & Schaller, 2002)。

Weise (1999)、Rothman et al. (2001)、Lo & Piger (2005)、赵进文 (2005a, 2005b)、郑挺国和刘金全 (2008)、刘金全等 (2009) 以及张小宇和刘金全 (2011) 利用非线性时间序列模型均发现产出对货币政策的非线性调整特征。并且赵进文 (2005a, 2005b)、郑挺国和刘金全 (2008)、刘金全等 (2009) 以及张小宇和刘金全 (2011) 均采用非线性 STR 模型对我国货币政策与实际产出之间非线性及非对称效应进行检验, 结果发现我国货币政策与实际产出之间的关系存在明显的非线性特征, 并且货币政策对实际产出具有非对称效应。

无论采用线性模型还是非线性模型, 上述研究均发现货币政策对实际产出具有实际效应, 即货币政策非中性, 是有效的。然而上述研究大多考察货币政策中介目标与最终目标之间的相互关系, 忽略了对货币政策具体传导机制的识别与检验。因此, 本文将在对货币政策传导机制简要介绍的基础上, 利用线性和非线性格兰杰因果关系检验方法对不同货币政策传导机制进行识别和检验。并且考虑到 2007 年下半年爆发的美国金融危机对我国实体经济的影响, 我们分别对金融危机前和金融危机后的货币政策传导机制进行识别和检验, 以此判断我国货币政策传导机制是否在美国金融危机前后发生了转变。

二、货币政策传导机制分析

货币政策传导机制就是货币当局运用货币政策工具影响货币政策中介指标, 最终实现既定政策目标的传导途径与作用机理。因此理解货币政策传导机制是货币当局成功实施货币政策, 进而达到政策最终目标的先决条件。货币政策传导机制不仅依赖经济模型的具体结构, 也依赖构建模型的具体经济理论, 同时还依赖货币冲击的具体类型和作用强度。目前在经济学界处于主导地位的主要有如下几种。

(一) 传统凯恩斯利率渠道

传统凯恩斯主义认为, 扩张性的货币政策将导致实际利率下降, 进而导致企业投资需求、家庭住房投资需求以及耐用消费品支出需求上升, 导致总需求增加。但上述利率传导机制受总供给曲线的形状制约, 具体的传统凯恩斯利率传导机制可结合图 1 进行描述。

在基于刚性价格以及粘性工资的凯恩斯理论中, 货币政策对实际产出的作用效果主要依赖来自正、负名义需求变化对实际产出的不同影响。考察一个名义粘性工资模型, 假设起初劳动力市场出清, 并且长期总供给曲线 (AS) 是垂直的。这就意味着总供给曲线是一条在充分就业水平垂直, 而在低于充分就业水平向右上方倾斜的曲线。而总需求曲线 (AD) 则是向右下方倾斜的曲线。货币供给冲击通过影响 LM 曲线影响总需求曲线, 进而影响实际产出和就业。当初始状态经济处于充分就业水平, 此时货币当局实施扩张性 (紧缩性) 的货币政策, 总需求曲线向上 (向下) 平移, 但由于总供给曲线在充分就业水平上是一条垂直的直线, 因而总需求曲线上移 (下移) 不会影响实际产出, 只能影响价格水平, 此时货币政策不具有实际效应, 是中性的。而当初始状态经济未处于充分就业水平, 此时货币当局实施扩张性 (紧缩性) 的货币政策, 总需求曲线向上 (向下) 平移, 由于此时总供给曲线是一条向右上方倾斜的曲线, 因而总需求曲线上移 (下移) 将导致实际产出的增加 (减少), 此时货币政策具有实际效应。

(二) 资产价格传导渠道

货币政策传导机制的资产价格传导渠道主要包括如下三个子渠道, 即“汇率效应”, 托宾的“q

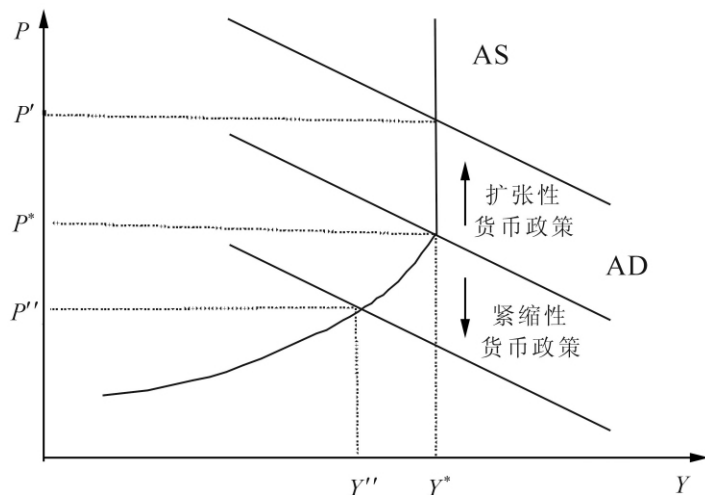


图1 传统凯恩斯利率传导机制

效应”以及“财富效应”。

汇率效应是指扩张性的货币政策通常导致国内实际利率下降, 本币贬值, 进而引起净出口增加, 进一步导致实际产出增加。汇率效应是否在货币政策传导机制中发挥作用与一国的汇率制度有关, 固定汇率制度下汇率效应将消失。相反, 浮动汇率制度下汇率效应将明显增强。

托宾的 q 效应也称为股票价值效应, 托宾的 q 比率是指企业市场价值对其资产重置成本的比率 (Tobin, 1969)。反映的是同一企业上述两种不同估值方法得到的价值估计的比值。分子上的价值是金融市场上所说的公司市值, 而分母中的价值则反映企业的“基本价值”, 即重置成本。企业的金融市场价值包括企业股票的市值和债务资本的市场价值。重置成本是指利用当前价格计算的上市企业的所有资产的现值, 也就是重新创建该公司需要的资本投入。简单地说, 托宾的 q 理论就是股票价格和投资支出相互关联的理论。当 q 比率较高时, 企业的市场价值高于资本的重置成本, 即新厂房设备的资本要低于企业的市场价值。此时公司可通过发行较少的股票来换取较多的投资品, 投资支出便会增加。当 q 比率较低时, 企业的市场价值低于资本的重置成本, 企业将不会购买新的投资品, 投资支出便会降低。反映在货币政策对实际产出的影响就是: 扩张性的货币政策将导致股票价格上升, 股票价格上升导致企业的市值增加, q 比率上升, 企业投资支出增加, 进一步导致实际产出增加。

财富效应是指扩张性的货币政策将导致家庭持有股票的收益以及房地产投资收益增加, 而家庭财富增加将引起家庭消费支出增加, 进而导致总需求的增加。为与本文第三部分相对应, 此处的汇率效应、托宾的 q 效应以及财富效应分别称为汇率传导渠道、股票价格传导渠道以及房地产价格传导渠道。

(三) 信贷传导渠道

货币政策信贷传导渠道指货币供给量的增加和减少会影响到银行的资产变化, 使银行的贷款供给增加或减少, 进而影响实体经济。通常来讲, 扩张性的货币政策将导致商业银行贷款增加, 贷款增加将导致投资支出增加, 进而导致实际产出增加。由于银行体系承担着组织金融通的任务, 所以信贷传导渠道在货币政策传导中发挥着重要作用。周英章、蒋振生 (2002) 运用协整检验、格兰杰因果关系检验以及预测方差分解等时间序列分析方法, 利用 1993 - 2001 年的数据, 对我国货币政策传导机制进行实证检验, 结果表明中国的货币政策是通过信用渠道和货币渠道的共同传导发挥作用的, 相比之下信用渠道占主导地位。但在我国经济转轨时期, 信用渠道的传导障碍在很大程度上限制了以其为主要传导途径的货币政策有效性, 使增加有效信用供给成为提高当前

我国货币政策有效性的关键。

有关传统凯恩斯利率渠道、资产价格传导渠道以及信贷传导渠道的具体的传导机制见表 1 所示。

传导渠道	中介目标	传导机制	最终目标
传统凯恩斯利率传导渠道	货币供给	实际利率	实际产出
资产价格传导渠道	货币供给	汇率 股票价格 房地产价格	实际产出
信贷传导渠道	货币供给	银行贷款	实际产出

针对上述三种类型的货币政策传导机制,本文将分别利用线性和非线性格兰杰因果关系检验方法对其进行识别和检验。

三、我国货币政策传导机制的识别

首先,我们在简要介绍线性格兰杰因果关系检验方法的基础上,介绍非线性格兰杰因果关系检验的基本原理及相应的统计检验步骤。在此基础上,对我国货币政策传导机制进行识别和检验。

(一) 线性格兰杰因果关系检验

对于 p 阶二元向量自回归 (VAR) 模型:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \alpha_{10} + \alpha_{11}y_{1,t-1} + \alpha_{12}y_{1,t-2} + L + \alpha_{1p}y_{1,t-p} + \beta_{11}y_{2,t-1} + \beta_{12}y_{2,t-2} + L + \beta_{1p}y_{2,t-p} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} &= \alpha_{20} + \alpha_{21}y_{2,t-1} + \alpha_{22}y_{2,t-2} + L + \alpha_{2p}y_{2,t-p} + \beta_{21}y_{1,t-1} + \beta_{22}y_{1,t-2} + L + \beta_{2p}y_{1,t-p} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中 α_{i0} 、 α_{ij} 、 β_{ij} , $i=1, 2$, $j=1, 2, \dots, p$ 为回归系数, ε_{it} 为随机误差项,且 $\varepsilon_{it} \sim i.i.d. N(0, \sigma_{\varepsilon_{it}}^2)$ 。若回归系数 $\beta_{11} = \beta_{12} = L = \beta_{1p} = 0$, 此时利用变量 y_2 和变量 y_1 的滞后值预测变量 y_1 与单独利用变量 y_1 的滞后值进行预测得到的 y_1 的均方误差是相同的,即变量 y_2 不能帮助预测变量 y_1 , 此时称变量 y_2 非格兰杰影响变量 y_1 。同理,若回归系数 $\beta_{21} = \beta_{22} = L = \beta_{2p} = 0$, 则称变量 y_1 非格兰杰影响变量 y_2 。对于上述线性模型的格兰杰因果关系检验,按照构造检验统计量的不同,可分别采用单方程和系统估计两种方法进行检验。对于单方程方法,若检验变量 y_2 非格兰杰影响变量 y_1 , 可以通过估计式 (1) 中的第一个方程及其约束方程 ($\beta_{11} = \beta_{12} = L = \beta_{1p} = 0$), 得到相应的残差平方和 RSS_U 和约束残差平方和 RSS_R , 在此基础上构造 LM (拉格朗日乘子) 统计量进行检验:

$$LM_{line-single} = \frac{(RSS_R - RSS_U) / p}{RSS_U / (T - 2p - 1)} \quad F(p, T - 2p - 1) \quad (2)$$

其中 T 为样本容量。在原假设成立的条件下, $LM_{line-single}$ 渐近服从 F 分布。同理,通过估计式 (1) 中的第二个方程及其约束方程,可以检验变量 y_1 非格兰杰影响变量 y_2 。考虑到单方程检验方法忽略了上述系统中方程之间的关联性。为克服单方程估计方法的上述缺点, Bewley (1986) 给出了系统检验方法,即将式 (1) 表示的向量自回归模型作为一个系统同时估计,并进行格兰杰因果关系检验, Bewley (1986) 构造的检验统计量为:

$$LM_{line-system} = \frac{T}{p} (m - tr(E'_U E_U (E'_R E_R)^{-1})) \quad F(p, T) \quad (3)$$

其中 m 为系统方程中方程的个数, $tr(\cdot)$ 表示矩阵的迹, E_U 为由式 (1) 表示的系统方程中两个结构式方程的残差所构成的 $T \times 2$ 维残差矩阵, E_R 为约束条件下两个方程的残差所构成的 $T \times 2$

维残差矩阵。在原假设成立的条件下, $LM_{line-system}$ 渐近服从自由度为 (p, T) 的 F 分布。

(二) 非线性格兰杰因果关系检验

对于两个弱平稳并且遍历的时间序列 y_1 和 y_2 , 若二者之间的关系是非线性的, 并且函数关系未知, 此时可将 y_1 和 y_2 所构成的二元系统表示为:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= f_1(y_{1t-1}, \dots, y_{1t-p}, y_{2t-1}, \dots, y_{2t-p}; \phi_1) + \mu_{1t} \\ y_{2t} &= f_2(y_{1t-1}, \dots, y_{1t-p}, y_{2t-1}, \dots, y_{2t-p}; \phi_2) + \mu_{2t} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, $f_i (i=1, 2)$ 表示未知函数, ϕ_i 为对应函数中的参数向量, $\mu_{it} : i=1, 2, N(0, \sigma_{\mu_i}^2)$ 并且 μ_{1t} 和 μ_{2t} 不相关, 即 $E(\mu_{1t}\mu_{2s}) = 0, t, s=1, 2, \dots, T$ 。此时若:

$$f_1(y_{1t-1}, \dots, y_{1t-p}, y_{2t-1}, \dots, y_{2t-p}; \phi_1) = f_1^*(y_{1t-1}, \dots, y_{1t-p}; \phi_1^*) \quad (5)$$

则称变量 y_2 非格兰杰影响变量 y_1 。同理若:

$$f_2(y_{1t-1}, \dots, y_{1t-p}, y_{2t-1}, \dots, y_{2t-p}; \phi_2) = f_2^*(y_{2t-1}, \dots, y_{2t-p}; \phi_2^*) \quad (6)$$

则称变量 y_1 非格兰杰影响变量 y_2 。但由于上述模型中变量间的函数形式未知, 导致无法进行传统的计量检验。为此, 可通过对函数 f_1, f_2 在 $y_{1t-j}, y_{2t-j} = 0 (j=1, 2, \dots, p)$ 处二阶泰勒近似实现对上述非线性系统的重新参数化。即:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \alpha_{10}^* + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j}^* y_{1t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j}^* y_{2t-j} + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=j_1}^p \alpha_{1j_1j_2}^* y_{1t-j_1} y_{1t-j_2} \\ &\quad + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=1}^p \lambda_{1j_1j_2}^* y_{1t-j_1} y_{1t-j_2} + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=j_1}^p \beta_{1j_1j_2}^* y_{2t-j_1} y_{2t-j_2} + \eta_{1t} \\ y_{2t} &= \alpha_{20}^* + \sum_{j=1}^p \alpha_{2j}^* y_{2t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j}^* y_{1t-j} + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=j_1}^p \alpha_{2j_1j_2}^* y_{2t-j_1} y_{2t-j_2} \\ &\quad + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=1}^p \lambda_{2j_1j_2}^* y_{2t-j_1} y_{2t-j_2} + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=j_1}^p \beta_{2j_1j_2}^* y_{1t-j_1} y_{1t-j_2} + \eta_{2t} \end{aligned} \quad (7)$$

在上述二元系统中若:

$$\beta_{1j}^* = \lambda_{1j_1j_2}^* = \beta_{1j_1j_2}^* = 0, \quad j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p \quad (8)$$

则称变量 y_2 非格兰杰影响变量 y_1 。同理若:

$$\beta_{2j}^* = \lambda_{2j_1j_2}^* = \beta_{2j_1j_2}^* = 0, \quad j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p \quad (9)$$

则称变量 y_1 非格兰杰影响变量 y_2 。然而, 由于随着上述模型滞后阶数 p 的增加, 检验方程中解释变量的个数将骤增, 导致格兰杰因果关系检验存在一定困难。为克服上述问题, Péguin - Feissolle 等 (2008) 采用主成分分析的方法对上述模型进行改进, 即分别提取式 (7) 中第一个方程变量 $y_{2t-j}, y_{1t-j_1} y_{2t-j_2}$ 和 $y_{2t-j_1} y_{2t-j_2} (j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p)$ 以及第二个方程变量 $y_{1t-j}, y_{2t-j_1} y_{1t-j_2}$ 和 $y_{1t-j_1} y_{1t-j_2} (j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p)$ 的主成分, 替代原方程中对应的解释变量, 达到减少解释变量的个数、避免多重共线性的目的。本文中, 我们选取累积贡献率超过 90% 的前 k_1 和 k_2 个主成分替代相应方程中的变量, 得到新的变量 y_1 和变量 y_2 的二元系统可表示为:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \alpha_{10}^* + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j}^* y_{1t-j} + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=j_1}^p \alpha_{1j_1j_2}^* y_{1t-j_1} y_{1t-j_2} + \sum_{j=1}^{k_1} \delta_{1j} F_1^j + \eta_{1t} \\ y_{2t} &= \alpha_{20}^* + \sum_{j=1}^p \alpha_{2j}^* y_{2t-j} + \sum_{j_1=1}^p \sum_{j_2=j_1}^p \alpha_{2j_1j_2}^* y_{2t-j_1} y_{2t-j_2} + \sum_{j=1}^{k_2} \delta_{2j} F_2^j + \eta_{2t} \end{aligned} \quad (10)$$

其中 F_1^j 和 F_2^j 分别为变量 $y_{2t-j}, y_{1t-j_1} y_{2t-j_2}$ 和 $y_{2t-j_1} y_{2t-j_2} (j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p)$ 以及变量 $y_{1t-j}, y_{2t-j_1} y_{1t-j_2}$ 和 $y_{1t-j_1} y_{1t-j_2} (j, j_1, j_2 = 1, 2, \dots, p)$ 的第 j 个主成分。通过检验原假设:

$$H_0 : \delta_{11} = \delta_{12} = \dots = \delta_{1k_1} = 0 \quad (11)$$

和

$$H_0: \delta_{21} = \delta_{22} = L = \delta_{2k_2} = 0 \quad (12)$$

可实现对二元系统 y_1 和 y_2 之间的双向非线性格兰杰因果关系检验。利用单方程以及系统估计两种方法构造非线性格兰杰因果关系检验的统计量可表示为:

$$LM_{nonline-single} = \frac{(RSS_R - RSS_U) / k_i}{RSS_U / (T - k_i - 1)} F(k_i, T - k_i - 1) \quad i = 1, 2 \quad (13)$$

以及

$$LM_{nonline-system} = \frac{T}{k_i} (m - tr(E'_U E_U (E'_R E_R)^{-1})) F(k_i, T) \quad i = 1, 2 \quad (14)$$

其中 RSS_R 、 RSS_U 、 T 、 m 、 E_U 和 E_R 与线性格兰杰因果关系检验中表示的含义相同。

(三) 货币政策传导机制的检验结果

利用上文介绍的线性和非线性检验方法,分别对我国货币政策传导机制的传统凯恩斯利率传导渠道、资产价格传导渠道以及信贷传导渠道进行识别和检验。

1. 数据描述

采用狭义的货币供给 M_1 同比增速测度货币供给的变动^①。采用 1 年期金融机构贷款利率作为名义利率的代理变量。实际利率 r 利用名义利率与通货膨胀率的差值进行测度,其中通货膨胀率利用消费价格指数 (CPI) 数据计算得到。采用人民币对美元加权平均汇率 EX 测度汇率变动。采用上证指数收盘价的月度同比增速 $SHCI$ 即股票收益率测度股票价格波动^②。房地产价格指数同比增速 REI 即房地产收益率测度房地产价格波动。金融机构各项贷款 (人民币) 的月度同比增长率 lr 测度银行信贷波动。采用实际 GDP 同比增速 y 测度实际产出的波动^③。本文所使用的数据频度均为月度,数据起止时期为 1996 年 1 月份至 2012 年 3 月份。数据来源于《人民银行统计季报》各期、中经网统计数据库以及国家统计局网站 (<http://www.stats.gov.cn>)。

2. 基于线性和非线性格兰杰因果关系检验的货币政策传导机制的识别

考虑到受样本容量的影响,向量自回归模型中过高的滞后阶数会导致格兰杰因果关系检验困难,因此将本文格兰杰因果关系检验模型最大滞后阶数 p 设定为 6 阶。另外本文格兰杰因果关系检验中向量自回归模型的滞后阶数 p 除参照 AIC、SIC 信息准则确定外,考虑到在进行货币政策传导机制的识别过程中应尽量减少犯第二类错误的概率,即受伪概率,因此在具体的检验过程中,尽量选择对应较小显著性概率的滞后阶数作为模型的最终滞后阶数。为考察我国货币政策传导机制是否在金融危机前后发生结构性转变,我们将本文样本数据分为两部分,即 1996 年 1 月至 2007 年 6 月,共包含 138 个样本数据,此区间定义为金融危机前;2007 年 7 月至 2012 年 3 月,共包含 57 个样本数据,此区间定义为金融危机后。传统凯恩斯利率传导渠道、资产价格传导渠道以及信贷传导渠道的检验结果由表 2 至表 4 给出。

从表 2 的检验结果可以看出,无论利用线性还是非线性格兰杰因果关系检验,无论采用单方程估计方法还是系统估计方法,在金融危机前和金融危机后货币供给量同比增速 M_1 在 5% 的显著性水平上格兰杰影响实际利率 r 。进一步检验 r 对实际 GDP 同比增速 y 的格兰杰因果关系表明,在金融危机后, r 在 10% 的显著性水平上格兰杰影响 y ,其中线性格兰杰因果关系检验能够在 1% 的显著性水平上拒绝 r 非格兰杰影响 y 的原假设,非线性格兰杰因果关系检验中,单方程估计方法

① 之所以选择狭义的货币供给,而不是广义货币供给,测度货币供给的变动,主要是因为与相比,流动性更强,更能反映货币政策的松紧。

② 由于上证收盘综合指数与深圳收盘成分指数高度相关,1996 年 1 月份至 2012 年 3 月份二者之间的相关系数为 0.94,因此选择上证综合指数与选择深成指测度股票价格波动并无显著性差异。

③ 首先,利用累积 GDP 季度增长率数据和 2000 年的名义累积 GDP 计算出以 2000 年为基期的实际累积 GDP 。并将实际累积 GDP 数据转化为实际季度 GDP 。然后利用实际季度 GDP 数据计算实际季度 GDP 同比增速。进一步对实际季度 GDP 同比增速数据进行月度分解。

能够在 5% 的显著性水平上拒绝原假设,系统估计方法能够在 10% 的显著性水平上拒绝原假设。而在金融危机前,利用线性检验方法未发现 r 格兰杰影响 y 的证据,而利用非线性方法进行检验时则在 10% 的显著性水平上拒绝 r 非格兰杰影响 y 的原假设,其中单方程估计方法能够在 5% 的显著性水平上拒绝原假设。表明利用 1 年期金融机构贷款实际利率作为实际利率的代理变量时,无论在金融危机前还是在金融危机后,传统凯恩斯利率传导渠道都是有效的。并且在金融危机前,实际利率与实际 GDP 之间的关系表现出较强的非线性特征^①。

表 2 传统凯恩斯利率传导渠道的检验结果

原假设	滞后阶数	金融危机前				滞后阶数	金融危机后					
		单方程估计		系统估计			单方程估计		系统估计			
线性格兰杰因果关系检验:												
M_1	NGC	r	2	4.89***	[0.01]	4.80***	[0.01]	2	10.00***	[0.00]	7.86***	[0.00]
r	NGC	y	3	1.42	[0.24]	1.46	[0.23]	1	13.42***	[0.00]	11.34***	[0.00]
非线性格兰杰因果关系检验:												
M_1	NGC	r	1	6.41***	[0.00]	6.00***	[0.00]	1	4.73***	[0.01]	4.13**	[0.01]
					[0.01]		[0.02]			[0.01]		[0.00]
r	NGC	y	5	1.84**	[0.01]	1.65**	[0.01]	4	6.45***	[0.00]	1.71**	[0.04]
					[0.08]		[0.06]			[0.07]		[0.04]

注: M_1 表示货币供给 M_1 同比增速 r 表示实际利率 y 表示实际 GDP 同比增速。“ M_1 NGC r ”表示“ M_1 非格兰杰影响 r ”。方括号中的数字为对应检验统计量的显著性概率,即 P 值。对于非线性格兰杰因果关系检验的单方程和系统估计结果,第二列为利用累积贡献率超过 90% 的前 k 个主成分替代相应方程中的变量得到的检验统计量及对应的显著性概率。“*”、“**”和“***”分别表示对应的检验统计量在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著,下同。

从表 3 可以看出,在金融危机前,货币供给同比增速 M_1 非格兰杰影响汇率 EX ,对应线性检验和非线性检验统计量的显著性概率均大于 10%。在金融危机后,线性格兰杰因果关系检验在 10% 的显著性水平上并未发现 M_1 格兰杰影响 EX ,而非线性格兰杰因果关系检验则在 10% 的显著性水平上拒绝了 M_1 非格兰杰影响 EX 的原假设,其中单方程估计方法能够在 1% 的显著性水平上拒绝原假设。上述检验表明,利用非线性格兰杰因果关系检验发现金融危机前后货币供给同比增速 M_1 与汇率 EX 的影响机制发生了显著变化,这可能与金融危机前后我国的汇率政策有关,在金融危机前的大部分样本区间内我国实施的是固定汇率制度,而金融危机后的样本区间内我国实行的是以市场为基础的、单一的、有管理的浮动汇率制度。尽管在金融危机前,汇率 EX 在 10% 的显著性水平上格兰杰影响实际产出同比增速 y ,其中线性检验在 1% 的显著性水平上拒绝 EX 非格兰杰影响 y 的原假设,但由于在 $M_1 \rightarrow EX \rightarrow y$ 的货币政策传导机制链条中,货币供给同比增速 M_1 非格兰杰影响汇率 EX ,因此上述货币政策传导机制链条是不完整的,因此在金融危机前汇率传导机制是无效的。同理,在金融危机后由于汇率 EX 非格兰杰影响实际产出同比增速 y ,汇率传导机制链条也是不完整的,因此在金融危机后汇率传导渠道也是无效的。

在金融危机前,无论利用线性还是非线性格兰杰因果关系检验,均未发现货币供给同比增速 M_1 格兰杰影响股票收益率 $SHCI$ 的证据,对应检验统计量均不能在 10% 的显著性水平上拒绝 M_1 非格兰杰影响 $SHCI$ 的原假设,表明金融危机前我国货币市场与股票市场存在一定程度的两分性。并且在金融危机前股票收益率 $SHCI$ 非格兰杰影响实际产出同比增速 y 。上述检验结果表明在金融危机前股票价格传导渠道是无效的。而在金融危机后,利用线性格兰杰因果关系检验发现股票价格传导渠道有效性的证据,其中线性格兰杰因果关系检验能够在 5% 的显著性水平上拒绝货币

① 我们还利用 7 天期银行间同业拆借实际利率作为实际利率的代理变量,对传统凯恩斯利率传导机制进行了检验,检验结果与利用 1 年期金融机构贷款实际利率作为实际利率的代理变量时无显著性差异,故略。

供给同比增速 M_1 非格兰杰影响股票收益率 $SHCI$ 的原假设, 在 1% 的显著性水平上拒绝股票收益率 $SHCI$ 非格兰杰影响实际产出同比增速 y 的原假设。

表 3 资产价格传导渠道的检验结果

原假设	滞后阶数	金融危机前				滞后阶数	金融危机后					
		单方程估计		系统估计			单方程估计		系统估计			
线性格兰杰因果关系检验:												
M_1	NGC	EX	1	1.70	[0.19]	1.72	[0.19]	1	2.58	[0.11]	2.84	[0.10]
EX	NGC	y	1	9.67***	[0.00]	9.24***	[0.00]	3	1.60	[0.20]	1.67	[0.18]
M_1	NGC	$SHCI$	3	1.81	[0.15]	1.83	[0.14]	4	3.19**	[0.02]	3.03**	[0.03]
$SHCI$	NGC	y	2	1.09	[0.34]	1.13	[0.33]	1	12.60***	[0.00]	12.59***	[0.00]
M_1	NGC	REI	1	2.44	[0.12]	2.46	[0.12]	3	6.06***	[0.00]	5.37***	[0.00]
REI	NGC	y	4	1.16	[0.33]	1.20	[0.32]	4	3.41**	[0.02]	3.34**	[0.02]
非线性格兰杰因果关系检验:												
M_1	NGC	EX	1	0.54	[0.65]	0.56	[0.64]	1	4.29***	[0.01]	4.24***	[0.01]
EX	NGC	y	1	2.44*	[0.07]	2.42*	[0.07]	3	1.33	[0.25]	1.48	[0.22]
M_1	NGC	$SHCI$	3	1.46	[0.12]	1.48	[0.11]	3	1.46	[0.19]	1.78*	[0.05]
M_1	NGC	REI	4	1.17	[0.28]	1.28	[0.17]	2	2.06*	[0.06]	2.21**	[0.04]
REI	NGC	y	3	0.92	[0.56]	1.00	[0.46]	3	3.04***	[0.00]	2.12**	[0.02]
REI	NGC	y	4	1.27	[0.19]	1.34	[0.13]	4	2.53*	[0.09]	1.66*	[0.05]
											7.66***	[0.02]
											8.72***	[0.01]
											4.45**	[0.04]
											7.23***	[0.04]

注: EX 表示人民币对美元加权平均汇率, $SHCI$ 表示上证指数收盘价月度同比增速, REI 表示房地产价格指数同比增速。

对于资产价格传导渠道中, 房地产价格传导渠道的检验结果表明, 在金融危机前, 房地产价格传导渠道是无效的, 无论利用线性还是非线性格兰杰因果关系检验方法, 均不能拒绝货币供给同比增速 M_1 非格兰杰影响房地产收益率 REI 以及房地产收益率 REI 非格兰杰影响实际产出同比增速 y 的原假设。而在金融危机后, 房地产价格传导渠道是有效的, 其中在货币供给同比增速 M_1 非格兰杰影响房地产收益率 REI 的检验中, 线性格兰杰因果关系检验方法能够在 1% 的显著性水平上拒绝原假设, 非线性格兰杰因果关系检验方法也能够在 10% 的显著性水平上拒绝原假设, 并且非线性格兰杰因果关系检验中, 单方程估计方法对应的检验统计量能够在 5% 的显著性水平上拒绝原假设。在房地产收益率 REI 非格兰杰影响实际产出同比增速 y 的检验中, 线性格兰杰因果关系检验方法能够在 5% 的显著性水平上拒绝原假设, 非线性格兰杰因果关系检验方法也能在 10% 的显著性水平上拒绝原假设。上述检验结果表明, 在金融危机前, 房地产价格传导渠道是无效的, 而在金融危机后, 房地产价格传导渠道则是有效的。

从表 4 的检验结果可以看出, 金融危机后, 信贷传导渠道的有效性明显增强。金融危机前, 信贷传导渠道是无效的, 无论是线性还是非线性格兰杰因果关系检验, 均不能在传统显著性水平下拒绝货币供给同比增速 M_1 非格兰杰影响金融机构各项贷款 (人民币) 的同比增速 lr 以及 lr 非格兰杰影响实际产出同比增速 y 的原假设。而在金融危机后的样本区间内, 上述检验均能在 5% 的显著性水平下拒绝原假设。表明在金融危机后, 信贷传导渠道是有效的。

表4 信贷传导渠道的检验结果

原假设	滞后阶数	金融危机前				滞后阶数	金融危机后					
		单方程估计		系统估计			单方程估计		系统估计			
线性格兰杰因果关系检验:												
M_1	NGC	lr	1	1.95	[0.16]	1.99	[0.16]	3	6.59***	[0.00]	7.86***	[0.00]
lr	NGC	y	1	1.11	[0.29]	1.13	[0.29]	4	4.14***	[0.01]	3.84***	[0.01]
非线性格兰杰因果关系检验:												
M_1	NGC	lr	1	1.97	1.98	2.04	2.08	1	10.41***	9.22***	27.75***	23.10***
				[0.12]	[0.12]	[0.16]	[0.15]		[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
lr	NGC	y	4	1.17	1.26	0.89	1.01	4	8.25***	1.73**	8.33***	9.90***
				[0.28]	[0.19]	[0.35]	[0.32]		[0.00]	[0.04]	[0.01]	[0.00]

注: lr 表示金融机构各项贷款(人民币)的同比增速。

四、本文主要结论及政策建议

本文在对货币政策传导机制进行理论分析的基础上,利用线性和非线性格兰杰因果关系检验方法对传统凯恩斯利率传导渠道、资产价格传导渠道以及信贷传导渠道进行了检验和识别,得到如下两个基本结论:

第一,在我国货币政策传导机制中,并不是单一的货币政策传导渠道发挥作用,货币政策效应的显现是多种货币政策传导渠道共同作用的结果。特别是在金融危机后,传统凯恩斯利率传导渠道、资产价格传导渠道中股票价格传导渠道和房地产价格传导渠道以及信贷传导渠道都是有效的。这在一定程度上增大了货币当局进行宏观调控时货币政策的选择空间,但同时也加大了货币当局对货币政策执行效果的预判,增大了实施预调微调货币政策的难度。

第二,金融危机前后我国货币政策传导机制存在明显区别。尽管在金融危机前后传统凯恩斯利率传导渠道均是有效的,但对于资产价格传导渠道和信贷传导渠道而言,金融危机前后却发生了较大变化,在金融危机前,资产价格传导渠道和信贷传导渠道均是无效的,而在金融危机后,资产价格传导渠道和信贷传导渠道则是有效的。正因如此,才使得我国在实施一系列积极的财政政策和扩张的货币政策后实体经济止跌回暖,率先从国际金融危机中摆脱出来。

对于资产价格传导渠道,汇率传导渠道在金融危机前后均是无效的,这可能与我国汇率市场化程度低,汇率外生性比较明显有关。因此要发挥货币政策汇率传导渠道的效应,进一步加大汇率市场化改革是必要的。而对于资产价格传导渠道的另外两个渠道,股票价格传导渠道和房地产价格传导渠道的货币政策效应在金融危机前后却发生了明显的变化。在金融危机前,上述两个货币政策传导渠道均是无效的,而在金融危机后,无论是股票价格传导渠道还是房地产价格传导渠道均是有效的。这表明现阶段对我国股票市场和房地产市场进行有效监管,规范股票市场和房地产市场的运行机制,对其进行科学合理的宏观调控,不仅关系到股票市场和房地产市场的自身发展,还关系到货币政策能否有效实施,因此需要高度关注。

对于信贷传导渠道,在金融危机后其有效性明显增强。就刚刚公布的中国制造业经理人指数(PMI)来看,截止到2012年5月份,PMI已连续7个月低于50,这表明当前我国实体经济正面临着下行压力。特别是制造业中的中小型企业,无论是订单、还是产出,包括就业、用工方面,下行的趋势仍然在持续。因此当前引导货币信贷适度增长,保持合理的社会融资规模,引导金融机构优化信贷结构,加大对中小型企业的信贷支持,对于缓解我国实体经济的下行压力,具有重要的作用。□

参考文献:

1. 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》,第 7 期,第 1-9 页。
2. 刘金全、刘志强 2002,《中国货币政策非中性——货币—产出的因果关系和影响关系检验》,《吉林大学学报社会科学版》,第 4 期,第 5-10 页。
3. 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》,第 3 期,第 47-55 页。
4. 张小宇、刘金全 2011,《基于 STR 模型的我国货币政策非对称效应检验》,《金融学季刊》,第 2 期,第 83-101 页。
5. 赵进文、闫捷 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,第 26-34 页。
6. 赵进文、闫捷 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,第 90-101 页。
7. 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》,第 1 期,第 33-45 页。
8. 周英章、蒋振生 2002,《货币渠道、信用渠道与货币政策有效性——中国 1993-2001 年的实证分析和政策含义》,《金融研究》,第 9 期,第 34-43 页。
9. Ball L. and Romer, D. Real rigidities and the non-neutrality of money, *Review of Economic Studies*, 1990, 57: 183-203.
10. Bewley R. , , *Allocation Models*, Cambridge, Massachusetts: Ballinger Publishing Company.
11. Cover J. P. , 1992, "Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks", *Quarterly Journal of Economics*, 1986, 107: 1261-1282.
12. Garcia R, Schaller H. Are the effects of monetary policy asymmetric? " , *Economic Inquiry* 2002, 40: 102-119.
13. Gerlach S, Smets F. The monetary transmission mechanism: evidence from the G-7 countries, *BIS Working Paper*, 1995, 26.
14. Lo M C, 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*, Vol. 37, pp: 865-886.
15. Morgan, D. , 1993, "Asymmetry effects of monetary policy", *Economic Review*, Federal reserve bank of Kansas, Vol. 78, pp: 21-33.
16. P guin-Feissolle, A. , Strikholm, B. and Ter svirta, T. , 2008, *Testing the Granger noncausality hypothesis in stationary nonlinear models of unknown functional form*, CREATES Research Paper. No. 19.
17. Ravn, M. O. and Sola. , M. Asymmetric effects of monetary policy in the united states, *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 2004, 86: 41-60.
18. Rothman P. , van Dijk, D. and Franses, P. H. , 2001, "Multivariate STAR analysis of money-output relationship", *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 5, pp: 506-532.
19. Tobin. J, 1969, "A general equilibrium approach to monetary theory", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 1, pp: 15-29.
20. Weise, C. L. 1999, "The asymmetric effects of monetary policy: a nonlinear vector autoregression approach", *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. 31, pp: 85-108.

(下转第 54 页)

20. Madhavan , A. and Panchapagesan V. Price discovery in auction markets: A look inside the black box. *The Review of Financial Studies* , Vol. 13 , No. 3 , 2000 , pp. 627 – 658.

21. Madhavan , A. , Porter D. and Weaver D. Should Securities Markets be Transparent? *Journal of Financial Markets* , Vol. 8 , No. 3 , 2005 , pp. 266 – 288.

22. O'Hara M. *Market Microstructure Theory*. Blackwell Publishers. 1995. pp. 120 – 193.

23. Pagano , M. , and Schwartz , R. A. Closing call's impact on market quality at Euronext Paris. *Journal of Financial Economics* , Vol. 68 , No. 3 , 2003 , pp. 439 – 484.

Open Call Auction Transparency and Price Discovery Efficiency

Zhang Xiao-fei

(School of Accounting , Henan University of Economics and Law 450002)

Abstract: This paper selects the A share listed companies in Shanghai Stock Exchange (SHSE) as the research sample based on the event which the transparency of open call auction was increased in SHSE , using the price synchronicity analysis method , studies the relationship between transparency of open call auction and the price discovery efficiency. The results show that the market liquidity decreased significantly , the goodness of fit of market model declined significantly because of the individual stocks is inconsistent with the market reaction after the open call auction was increased. Therefore , the price discovery of open price decreased significantly. The robust tests of market efficiency coefficients also confirm these results , this means that the increased transparency was not always improved market quality. The results also play valuable role in the stock exchange regulation to some extent.

Keywords: Stock market transparency , Price discovery efficiency , Price synchronicity

.....

(上接第 12 页)

Test and Identification on China's Monetary Policy Transmission Mechanism before and after Financial Crisis

Liu Hui-yu¹ Liu Jin-quan¹ Zhang Xiao-yu^{1,2}

(1. Jilin University Quantitative Research Center of Economic Changchun 130012;

2. Agriculture School of Jilin University Changchun 130062)

Abstract: In this paper , we test and identificate the traditional Keynesian interest-rate channel , asset-price channel and credit-availability channel , on the basis of theoretical analysis on the monetary policy transmission mechanism. We find that the traditional Keynesian interest-rate channel is effective before and after the financial crisis , and the effectiveness of the stock price and the real estate prices transmission channels as the asset-price channel is significantly enhanced after the financial crisis , so effective regulation and macro intervention on the stock market and real estate markets should be implemented , because it involves not only the development of the stock market and real estate markets , but also related to the effectiveness of the implementation of monetary policy.

Keywords: Monetary Policy; Financial Crisis; Granger Causality Test