

# 中日货币流动性传染的实证分析

庞晓波 梁风波 李艳会

(吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

**【摘要】**随着中日两国经济交流与合作的深度和广度扩展,两国货币流动性之间呈现出一种传染。在分析M—F模型的基础上,运用计量方法进行实证检验发现,日本的流动性冲击会对中国的货币量及物价产生影响,中国货币流动性受日本影响显著。为此,中国的流动性治理应关注国际流动性变化,降低人民币升值预期,增强人民币汇率弹性,逐步推进人民币汇率形成机制的市场化。

**【关键词】**货币流动性; F—M模型; 流动性输出效应; 协整检验; 脉冲响应; 方差分解

**【中图分类号】** F823.313.2

**【文献标识码】** A

doi: 10.3969/j.issn.1000-355X.2009.03.003

**【文章编号】** 1000-355X(2009)03-0016-05

**【收稿日期】** 2009-03-17

**【基金项目】** 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“金融体制变迁中经济稳定与和谐发展条件识别和风险预警”(06JJD790012)

**【作者简介】** 庞晓波(1955—),男,吉林长春人,吉林大学商学院副院长,教授,博士生导师。

梁风波(1981—),女,河南武陟人,吉林大学商学院2006级博士研究生。

李艳会(1981—),男,吉林农安人,吉林大学商学院2007级博士研究生。

进入新世纪以来,中国经济加速增长,日本经济也走出了“失去的十年”的低迷期,中日双方经济交流与合作向深度和广度扩展,贸易和投资规模急剧扩大,深度相互依存的密切经济伙伴关系进一步巩固和加强。<sup>[1]</sup>到2007年3月底,中国已取代美国成为日本的第一大贸易伙伴国,且日本是中国最大的外资来源国。<sup>[2]</sup>

在国际经济一体化程度不断提高的背景下,中国不仅实体经济与日本有了更紧密的联系,虚拟经济的联系也呈现出联动性迹象。<sup>[3]</sup>鉴于此,本文将主要从计量的角度探寻中日货币流动性之间的关系。Rasmus Riffe和Livio Stracca(2006)考察了美国、欧元区、日本等主要国家和经济体货币流动性之间的关联性,认为全球流动性冲击对发达国家溢出效应显著。<sup>[4]</sup>由于流动性如何度量目前没有公认的指标,我们将对M—F模型进行简化以选取恰当的衡量指标,借鉴Rasmus Riffe和Livio Stracca的分析方法,通过分析指标之间的关联性来考察日本

流动性冲击对中国流动性的影响。

## 一、简化的M—F模型

流动性的含义是金融资产的变现能力,<sup>[5]</sup>量的概念则是货币数量。即使从货币数量角度衡量流动性,其本身数量的多少并不意味着是否过剩或不足,关键是看物价指数、利率、汇率等价格范畴的变量的动态表现。一般认为,流动性过剩的标志或是价格水平上涨过快,或是资产价格存在泡沫,或是二者兼而有之。<sup>[6]</sup>

一个国家的流动性过剩或不足向其他国家的传导渠道或机制是什么?显然不是一个国家的货币数量向国外的流动。从流动性的量的含义上讲,一个国家货币供给的增加引起了别的国家货币供给被迫增加,就意味着流动性的输出,或一国的流动性面临外部输入性。<sup>[7]</sup>可是,单纯从货币量是否发生了联动仍然不能解释流动性的传导性,因为一个国家的货币数量变动受到国内多方面因素的影响。因此,考察流动性是否在国家之

间发生了传导, 需要把价格水平、利率、汇率和广义货币量等指标的变化联系起来。

蒙代尔弗莱明模型<sup>①</sup>不失为理解流动性传导的一个可参照的模型。为了说明这一点, 也是为了寻求基于什么指标的模型检验流动性的传导, 我们首先对 M—F 模型进行简单的线性化处理, 以便找到研究线索。

在 M—F 模型中, 一国的产品市场和货币市场分别达到均衡时的方程如下<sup>[8]</sup>:

$$Y = (Y - i - \pi^e) + G - T + \epsilon^P / P \quad (1)$$

$$\frac{M}{P} = L(i, Y) \quad (2)$$

其中,  $\epsilon^P$  代表名义汇率 (用本币表示的一单位外国货币的价格),  $P^*$  代表外国的价格水平,  $\epsilon^P / P$  为实际汇率 (用本国商品表示的外国商品的价格)。实际汇率对于国内总购买的影响是正向的, 即是  $\epsilon^P / P$  的递增函数。

假设在一个经济系统中, 只有两个国家, 这两个国家同时达到完美资本流动和汇率完全浮动, 即一种简化了的 M—F 模型的理想情形。为研究方便, 我们不妨假设该模型为线性, 即:

$$Y = a_1(i - \pi^e) + a_2G + a_3T + a_4\epsilon^P / P + b_1 \quad (3)$$

$$\frac{M}{P} = a_5i + a_6Y + b_2 \quad (4)$$

对称地, 外国产品市场和货币市场达到均衡时的方程如下:

$$Y^* = a_1(i - \pi^e) + a_2G^* + a_3T^* + a_4\epsilon^P / P^* + b_1 \quad (5)$$

$$\frac{M^*}{P^*} = a_5i + a_6Y^* + b_2 \quad (6)$$

我们首先考察外国货币量变动对本国利率的影响。由资本完全流动情况下的国内与国外利率关系, 得到:

$$i = a_{11}^{-1} \left( \frac{M^*}{P^*} - a_{12}Y^* - b_2 \right) \quad (7)$$

方程左右两边同时对  $M^*$  求偏导, 得:

$$\partial i / \partial M^* = (a_{11} P^*)^{-1} \quad (8)$$

由货币需求函数方程 (6) 可知,  $a_{11}$  为负数。 $P^*$  代表以某一基期为标准的外国物价水平, 为正数。因此,  $\partial i / \partial M^* < 0$  本国利率与国外货币量是负相关关系, 国外货币量变动会带来本国利率水平的反方向变化。

接下来我们考察外国货币量变动对本国货币量的影响。将 (4) 式和 (6) 式中的  $i$  及  $i^*$  分别求

出, 组成等式后整理, 得:

$$M = \frac{a_3}{a_{11}} \frac{P}{P^*} M^* - \frac{a_3 a_{12}}{a_{11}} Y^* P - \frac{a_3 a_4}{a_{11}} P + a_6 Y P + b_2 P \quad (9)$$

方程两边同时对  $M^*$  求偏导, 得:

$$\partial M / \partial M^* = a_3 P (a_{11} P^*)^{-1} \quad (10)$$

由货币需求函数方程 (4) 及 (6) 可知,  $a_3$  及  $a_{11}$  为负数。 $P$  及  $P^*$  代表以某一基期为标准的物价水平, 为正数。因此,  $\partial i / \partial M^* > 0$ , 本国货币量与外国货币量是正相关关系, 外国货币量变动会导致本国货币量的同方向变动。

最后, 我们考察外国货币量变动对本国物价水平的影响。整理 (9) 式, 得:

$$P = M \left( \frac{a_3}{a_{11}} \frac{P}{P^*} M^* - \frac{a_3 a_{12}}{a_{11}} Y^* P - \frac{a_3 a_4}{a_{11}} P + a_6 Y P + b_2 \right)^{-1} \quad (11)$$

方程两边同时对  $M^*$  求偏导, 得:

$$\partial P / \partial M^* = \frac{a_3}{a_{11}} \frac{1}{c} \frac{M}{(M^*)^2} \quad (12)$$

其中,  $c = \left( \frac{a_3}{a_{11} M^*} - \frac{a_3 a_{12}}{a_{11}} Y^* - \frac{a_3 a_4}{a_{11}} P + a_6 Y + b_2 \right)$  (13)

由于  $a_3$  及  $a_{11}$  均为负数, 国内货币量  $M > 0$  因此,  $\partial P / \partial M^* > 0$ , 本国物价与外国货币量正相关, 国外货币量变动会带来国内物价的同方向变动。

当外国实行扩张性的货币政策, 外国的物价水平自然随之成比例的增加, 而外国的实际货币需求量  $M^* / P^*$  并不会改变, 即外国的购买力水平在其国内不会改变。在汇率没有变化之前, 外国的产品竞争力会增加, 从而增加了外国的出口, 然而由于汇率完全浮动, 本国将会通过货币扩张来缓解当前贸易逆差给总产出水平带来的不利影响, 直到两国的贸易调整到外国实行扩张性货币政策之前的最初均衡状态。此时, 除了两国的货币量及物价水平分别同比例地有所增长以外, 其他变量均保持在初始均衡时的水平。

综上所述, 从 M—F 模型出发, 我们得出了这样的结论: 一国实行扩张性的货币政策, 短时间内会带来“与邻为壑”性质的产出增加, 长期来看并不会影响两国的产出水平。然而, 它却带来了这样一个结果, 即两国的流动性<sup>②</sup>同比例地增加了。

理论分析支持了贸易相关国家间流动性传染效应的存在性, 为下文的实证检验提供指标选取的理论依据。本文以下部分将对中日两国流行性

传染问题进行实证检验。

## 二、模型与数据

基于前文对 M—F模型中国家间流动性传染问题的理论分析,我们选取日本的流动性水平、中国的广义货币量及中国的物价水平作为实证考察的目标变量,中间变量选取日本的利率、日本与中国的双边汇率、中国的利率及中国的产出水平。以 Rasmus Ri ffe和 Livio Stracca(2006)的国际流动性传染的投资组合模型为基础进行实证研究。

根据数据的可获得性原则,本文选取的样本区间为 1996年 1月—2008年 6月,样本容量为 150。GDP数据无法获得月度数据,结合工业增加值,采用线性插值法对季度 GDP进行分解,将季度数据转换为月度数据(使用 Matlab 7.0实现)。如无特殊说明,本文中变量均取实际值,即

剔除了物价变动的影响。

对各变量进行 ADF单位根检验。其中, LJ代表日本的货币流动性水平(用  $M_2/GDP$ 来衡量), EJ代表中日之间的实际汇率, RC、RJ分别代表中国及日本的实际利率(银行间同业拆借隔夜利率减去居民消费价格指数的变动率), GDPC代表中国的实际国内生产总值,  $M_2C$ 代表中国的广义货币量, PC代表中国的物价水平(用居民消费价格指数 CPI来衡量)。除利率变量以外,其他变量均取对数,以消除异方差,将指数趋势转换为线性趋势,便于弹性分析,且这种变换不影响变量之间的长期稳定关系和调整效应。

根据 ADF检验的结果,原始序列为非平稳序列,一阶差分序列为平稳序列,我们只给出一阶差分序列的 ADF检验结果,如表 1所示。

表 1 ADF单位根检验

变量	统计量 t-Statistic	检验类型 (c, t, n)	1%显著水平临界值	5%显著水平临界值	10%显著水平临界值
GDPC	-3.143**	(c, 0, 4)	-3.581	-2.927	-2.601
$M_2C$	-2.842*	(c, 0, 4)	-3.585	-2.928	-2.602
PC	1.912	(0, 0, 4)	-2.620	-1.949	-1.612
RC	-3.260*	(c, 0, 4)	-4.171	-3.512	-3.186
EJ	-2.711*	(c, 0, 4)	-3.581	-2.927	-2.601
RJ	-2.813*	(c, 0, 4)	-3.581	-2.927	-2.601
LJ	-3.844***	(c, 0, 4)	-3.581	-2.927	-2.601

注:括号内字符表示检验的类型, c表示含截距, t表示含有时间趋势, 0表示不含时间趋势, 数字表示滞后阶数。

\*表示在 10%的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设, \*\*表示在 5%的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设,

\*\*\*表示在 1%的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设。

## 三、实证检验

### 1. 协整关系检验

考察日本的流动性冲击对中国经济的影响,用 Johansen最大似然法分析原始变量<sup>③</sup>的协整关系。协整模型的设定和滞后期确定原则是先根据最小化 AIC和 SC信息的标准选取,然后进行模

型检验(Cochrane—Orcutt和 CUSUMS等方法修正残差自相关、正态性检验和稳定性),若不能通过检验,则重新进行设定,直到找到相对理想的模型。<sup>[9]</sup>经过反复检验,确定协整变量具有线性趋势、无截距项,滞后期为 4期, Johansen协整检验结果见表 2

表 2 Johansen协整检验结果

LJ RJ EJ GDPC $M_2C$ C PC RC				
假设的协整关系数	特征值	迹统计量	5%临界值	P值
无协整关系	0.973	458.987	125.615	0.000
1个协整关系	0.916	303.834	95.754	0.000
2个协整关系	0.867	197.414	69.819	0.000
3个协整关系	0.715	110.562	47.856	0.000
4个协整关系	0.549	56.621	29.797	0.000
5个协整关系	0.379	22.379	15.495	0.004
6个协整关系	0.043	1.880	3.841	0.170

从 Johansen协整检验结果来看,在 5%的显著水平下变量间存在 5个协整关系,其长期均衡关系如下:

$$LJ = -0.206GDPC + 0.121M_2C + 0.576PC + 0.177EJ - 0.009RC + 0.172RJ$$

(-4.34)      (-3.28)      (3.26)      (1.29)

括号中的数字表示各个系数的统计量,除中国和日本利率的系数之外,所有系数都通过显著性为 5%的 t检验进入协整方程。

从长期均衡关系来看,日本增加 1%的流动性,将会导致中国货币量增加 0.121%,物价上涨 0.576%。日本流动性的变化对中国利率的影响并不显著。分析协整检验的结果,我们得出以下三点

结论: 第一, 中国的货币量、物价受日本货币流动性输入效应的影响显著; 第二, 日本流动性输入对中国物价的影响要大于货币量; 第三, 由于日本多年处于流动性陷阱的状态, 其利率水平几乎为零, 我国的利率市场化水平又极低, 因此从利率的线索我们暂时无法从实证的角度找到其内在的联系。

## 2 Grange 因果关系 检验

对日本流动性与中国货币量、物价及利率进行 Granger 因果关系检验, 结果表明: 日本流动性与中国货币量、利率均无因果关系, 日本流动性在滞后 3 阶与 4 阶是中国物价的 Grange 原因。由此, 我们得出两点结论: (1) 日本的流动性与中国货币量及利率不存在因果关系, 因为流动性过剩是在 2006 年以后出现的, 全球流动性由过剩到紧缩也是 2007 年美国次贷危机后的新现象, 从长期的历史数据中我们暂时无法运用 Granger 因果检验的方法全面了解其产生的原因及影响性; (2) 日本流动性在滞后 3 阶与 4 阶是中国物价的 Granger 原因, 我们可以看到, 日本的流动性会对中国的物价产生影响, 同时中国的流动性也会影响到日本, 贸易相关国家间的经济联动性在结果中有微弱的显现, 但并不显著。

## 3 脉冲响应分析

脉冲响应分析的结果与变量进入 VAR 的顺序有关, 本文根据识别假设, 按照国家间流动性传染的传导链条中各变量发生作用的先后顺序, 设置各变量进入 VAR 的顺序为: LJ RJ EJ RC PC GDP<sub>C</sub> M<sub>2</sub>C。数据运用一阶差分后的平稳序列, 具体传导理论如第一部分所述。

建立 7 变量 VAR(4) 模型如下:

$$VAR_t = VAR(LJ \quad RJ \quad EJ \quad RC \quad PC \quad GDP_C \quad M_2C)$$

在由 LJ RJ EJ RC PC GDP<sub>C</sub> M<sub>2</sub>C 构成的 VAR 系统中, 本文选择时间滞后为 10 期。给 LJ 一个标准差大小的冲击, 得到关于中国货币量 M<sub>2</sub>C 中国物价 PC 和中国利率 RC 的脉冲响应函数图。

对 VAR<sub>1</sub> 进行脉冲响应分析, 结果如图 1、图 2、图 3 所示: 图 1 中, 中国货币量 M<sub>2</sub>C 对日本的流动性冲击具有先升后降的正向响应。第 1 期的冲击响应并不明显, 从第 2 期开始正向响应开始显现, 并在第 4 期达到顶点, 随后冲击响应开始减弱, 到第 8 期后正向响应几乎消失。

图 2 中, 中国物价对日本流动性冲击具有幅度相对较大的正向响应。从第 1 期开始, 正向响应就已经十分显著, 随后几期正向响应逐渐增强, 在第

5 期达到最大值后, 冲击响应变弱并有收敛趋势。

图 3 中, 中国利率对日本流动性冲击的反应十分微弱。从第 1 期开始负向响应开始显现, 但幅度极小, 随后几个月这种负向响应逐渐减弱, 到第 4 个月以后几乎消失。从总体上来看, 中国利率对日本流动性的冲击响应是负向的, 但十分微弱。究其原因, 我国的利率市场化水平极低, 受外部冲击的影响非常小, 而日本的利率水平几乎为零, 多年处于流动性陷阱状态, 因此我们暂时无法在实证上找到中国利率受日本流动性冲击的影响。

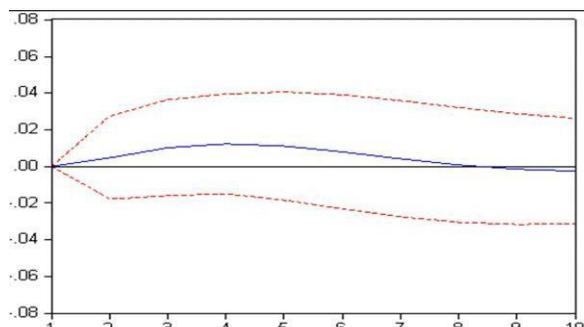


图 1 中国货币量对日本流动性冲击的脉冲响应

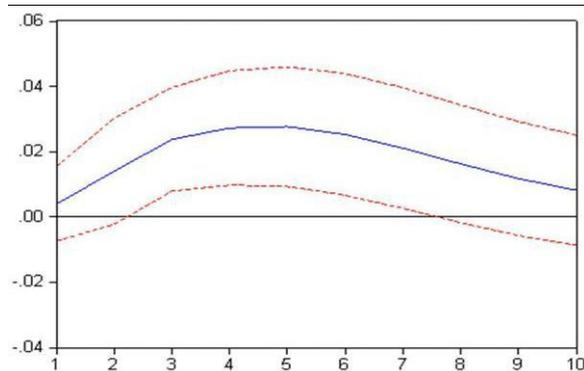


图 2 中国物价对日本流动性冲击的脉冲响应

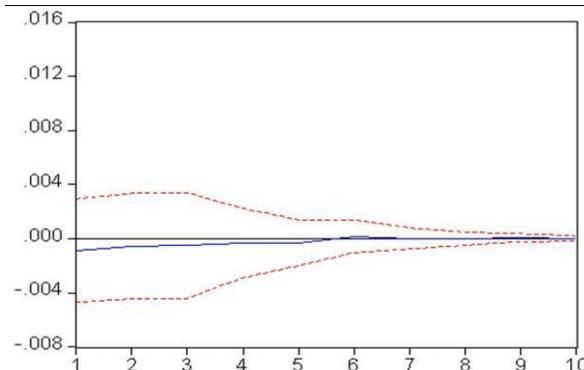


图 3 中国利率对日本流动性冲击的脉冲响应

## 4 方差分解

从方差分解的结果来看, 在 VAR<sub>1</sub> 系统中, 日本的流动性输入对中国物价有较强的长期解释力度, 对货币量及利率的解释力度相对较小。值得思考的一点是, 2005 年 7 月以前中国的汇率制度

是盯住美元的固定汇率制度, 中国的利率市场化程度也一直比较低, 市场自身无法顺利行使“价格调节”的作用, 国家间流动性传染效应的汇率传导机制与利率传导机制都存在一定程度的阻碍。即便如此, 中国的货币量及物价仍受日本流动性影响较为显著。

表 3 方差分解分析结果

日本的流动性冲击对中国货币量、物价及利率的长期解释力度			
季度	货币量	物价	利率
1	0.0281	0.5231	0.1681
5	4.9242	7.9821	0.5648
10	5.3836	11.2936	0.5650

#### 四、结论

为了分析中日货币流动性的关系, 本文在对 M—F 模型进行理论分析的基础上, 建立 VAR 模型, 运用协整分析、Grange 因果关系检验、脉冲响应分析及方差分解分析等方法进行实证检验, 基本结论如下:

1. 从 M—F 模型出发, 得出了这样的理论分析结论: 一国施行扩张性的货币政策, 短时间内会带来“与邻为壑”性质的产出增加, 长期来看并不会影响两国的产出水平。然而, 它却带来这样一个结果, 即两国的流动性同比例地增加了。理论分析支持了贸易相关国家间流动性传染效应的存在性。

2. 实证结果证实了理论分析的论断, 中国的货币流动性受日本影响显著。日本流动性的冲击对中国货币量及物价的影响是显著的, 对中国利率的影响十分微弱。中国的货币量和物价水平对日本的流动性冲击有同向的响应, 中国的利率对日本的流动性冲击存在微弱的负向响应, 实证结果为我们提供了贸易相关国家间流动性外部传染效应的经验证据。

3. 中国货币流动性受日本影响显著, 这给我

们的货币流动性治理带来了新的挑战, 流动性问题不仅仅是国家内部的事, 应在国际经济一体化的大背景下重新考量。从这个事实出发, 我们可以得到如下关于流动性治理的新启示: 根据国际汇率变化对外汇储备构成进行适时调整; 降低人民币升值预期, 调节国际收支失衡的现状, 扩大内需, 抵御出口减少可能带来的就业等一系列压力; 继续稳步进行汇率改革, 增强人民币汇率弹性, 加大市场调节力度, 逐步推进人民币形成机制的市场化, 最终实现人民币可兑换的目标。

注释:

① 文章其他部分简称 M—F 模型。

② 在这里, 我们用货币量与产出的比例来衡量流动性。

③ 原始序列为非平稳序列, 在协整检验的过程中我们运用的是原始序列, 而后文的 VAR 模型中用到的是一阶差分后的平稳序列。

参考文献:

- [1] 尹承德. 中日经济关系的新变化 [N]. 中国经济时报, 2007-08-23
- [2] 中华人民共和国国家统计局网站统计资料 (1996—2008) [EB/OL]. <http://www.stats.gov.cn>
- [3] 罗俊琳, 周聿峨. 中日在东亚货币领域的博弈与竞争 [J]. 现代日本经济, 2008 (1): 24—27
- [4] Rasmus Ruffer and Livio Stracca. What Is Global Excess Liquidity and Does It Matter. ECB Working Paper Series 2006 No. 696
- [5] 凯恩斯 (Keynes J.M.). 就业、利息和货币通论 [M]. 北京: 华夏出版社, 2005: 151—152
- [6] 成思危. 虚拟经济探微 [J]. 管理评论, 2005 (1): 3—8
- [7] 潘沁, 徐康宁. 全球流动性过剩传导的典型化事实研究 [J]. 世界经济研究, 2008 (8): 25—29
- [8] 蒙代尔 (Mundell R.A.). 蒙代尔经济学文集第三卷 [M]. 北京: 中国金融出版社, 2003: 83—98
- [9] 张世英, 樊志. 协整理论与波动模型 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2004: 85—203

责任编辑 鲁燕

### Empirical Analysis on Monetary Liquidity Spillover between China and Japan

PANG Xiaobo LIANG Fengbo LIYan-hui

(Center for Quantitative Economics of Jilin University, Changchun, Jilin 130012, China)

Abstract: The expansion of economic cooperation between China and Japan exerts a spillover effect on monetary liquidity of the two countries. This paper develops an econometric model basing on M—F model. The empirical results show that shocks on Japanese monetary liquidity Granger cause Chinese money supply and general prices, indicating a spillover effect running from Japan to China. We argue that Chinese liquidity control should scrutinize the change of international monetary liquidity, reduce the expectation of RMB appreciation, increase the flexibility of RMB, and steadily improve the formation mechanism of RMB exchange rate.

Key Words: Monetary liquidity; F—MM Model; Liquidity Spillover; Johansen Cointegration Test; Impulse Responses; Variance Decomposition