

我国货币政策传导渠道的实证分析

杨小娟, 熊勇刚

(中南大学商学院, 湖南长沙, 410083; 株洲工学院人事处, 湖南株洲, 412008)

摘要: 针对我国通货紧缩的现状, 中央银行在货币政策方面采取了下调利率、增加对金融机构的再贷款和再贴现等多项措施, 但经济系统对此反应平淡, 经济增长缺乏持续的推动力。产生这一现象的主要原因是从中央银行到企业之间, 传导机制出现了严重的障碍, 从而影响其效力的充分发挥。因此, 在定性分析货币政策的传导机制理论的基础上, 运用协整理论对我国的货币政策传导机制进行实证研究, 表明我国的货币政策主要是通过股票价格渠道、汇率渠道、预期渠道三者共同传导的。

关键词: 货币政策; 传导机制; 传导渠道

中图分类号: F821.0

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2004)02-0229-05

针对连续数月的价格水平下降和经济不景气, 在货币政策方面, 我国央行采取了下调利率、合并法定准备金帐户和备付金帐户、调低法定存款准备金率等多项措施, 但经济系统对这些货币政策措施反映平淡, 经济增长仍然缺乏持续的推动力。是中国的货币政策传导机制不畅, 还是货币政策的效力下降? 人们对其原因产生了许多争论, 也有着多种说法。应当注意的是, 我国 1997 年后货币供应量远远超出了经济增长和物价增长之和。这一方面表明货币供应量的充足, 另一方面又显示出整个经济运用货币能力的下降, 相当数量的货币沉积在金融领域而未能进入实质经济领域进而影响投资和消费^[1]。因此, 笔者认为从中央银行到企业之间是传导机制出现了严重的障碍, 从而影响了其效力的充分发挥。

对货币政策传导机制的研究开始于 20 世纪四十年代。几十年来, 经济学界关于货币政策传导机制对于经济影响的认识和运用不断得到完善和更新。历史经验表明, 货币政策可以通过利率、财富、汇率、资产价格、贷款成本、企业和家庭的资产负债状况, 以及金融机构的经营情况、预期等渠道来影响价格和收入, 从而对经济活动和物价产生作用^[2]。

由于“在一个特定的国家里, 在传导货币政策的各条渠道中, 一条渠道可能比另一条渠道更有

力, 这取决于该国的机构安排和经济情况”^[3], 一直以来各国经济学家们结合具体国情对此进行了大量的研究。但由于从货币政策工具变动影响货币供应量的变化到影响最终目标的过程十分复杂, 始终没有形成一致的观点。因此, 关于货币政策的传导渠道仍是目前研究的一个热点。

近年来, 国内学者对我国货币政策的传导机制做了较多的研究, 但研究方法多为常规的定性分析方法, 实证分析、对比分析不多, 得出的结论也不全面^[4]。对此, 笔者从定量分析的角度, 运用时间序列分析技术对我国的货币政策传导机制进行实证研究, 以期寻找适应我国货币政策的具体传导渠道。

一、数据

影响产出的因素有很多, 模型主要通过研究货币供应量、利率、信贷总量、股票价格、汇率、价格预期和产出的 7 个变量之间的长期稳定关系来获得我国货币政策的实际传导渠道^[5]。数据采用期间为 1991 年 1 月至 2002 年 6 月的月度数据, 共 138 个, 来源于《中国统计》和《中国经济景气月报》。

其中, 选用广义货币 $M2$ (狭义货币 $M1$ + 企业、单位、机关、团体和部队的定期存款+ 居民的储蓄存款+ 其它存款) 作为货币供应量变量, 选用 1 年期定期存款利率作为利率变量 R , 选用金融机构期末贷

收稿日期: 2003-09-28; 修回日期: 2004-01-02

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(79870049)

作者简介: 杨小娟(1974-), 女, 湖南宁乡人, 株洲工学院信息与计算科学系讲师, 中南大学博士研究生, 主要研究方向: 数理金融, 管理科学与工程。

款余额作为信贷总量变量 LOAN，选用上海股票市场综合指数月末收盘价作为股票价格变量 SZ，选用人民银行月末公布的人民币/美元价格作为汇率变量 EXCR，选用零售物价指数前 3 期的平均值作为人们对当期物价的预期变量 EXPP，选用国内生产总值 GDP 作为产出变量。

由于我国还没有正式的月度 GDP 时间序列，因此，我们首先通过季度插值的方法^[6]将年度 GDP 进行了季度分解，然后再以工业总产值(1998 年 7 月后为工业增加值)月度指标为结构权数将季度指标换算成月度 GDP 指标。一直以来，国家都公布了零售物价的同期比指数(即与上一年的同月物价百分比)，利用这个指数，我们构造了基期选为 1990 年 1 月的零售物价月度定基比指数 PRICE。

月度数据中或多或少包含有季节变动因素，这里采用 X-12 季度调整方法对时间序列变量中的季节因素进行了剔除，并形成各自的_{tc}序列。

模型中，通货膨胀率 PRICER 定义为：

$$PRICER = \{ [PRICE_{tc} - PRICE_{tc(-12)}] / PRICE_{tc(-12)} \} * 100$$

其中，PRICE_{tc}(-12) 为季节调整后与现期相比滞后 12 期的零售物价指数。

我们可以相应得到各变量的实际值。其中，实际利率等于一年期定期存款的名义利率减去通货膨胀率：

$$RR = R_{tc} - PRICER$$

$$m2 = (M2_{tc} / PRICE_{tc}) * 100$$

$$gdp = (GDP_{tc} / PRICE_{tc}) * 100$$

$$sz = (SZ_{tc} / PRICE_{tc}) * 100$$

$$excr = (EXCR_{tc} / PRICE_{tc}) * 100$$

$$loan = (LOAN_{tc} / PRICE_{tc}) * 100$$

为了减少时间序列的波动性，克服数据中的异方差，对各实际变量实行对数变换，记为：

$$RM2 = \log(m2)$$

$$RGDP = \log(gdp)$$

$$RSZ = \log(sz)$$

$$REXCR = \log(excr)$$

$$RLOAN = \log(loan)$$

$$EXPP = \log\{ [PRICE_{tc(-1)} + PRICE_{tc(-2)} + PRICE_{tc(-3)}] / 3 * 100 \}$$

二、单位根检验

在协整分析之前，用 ADF 检验方法(Augmented Dickey-Fuller test)对各个序列的平稳性与单整阶数进行单位根检验，其中滞后阶数的选择以随机误

差项不存在序列相关为准。

结果显示：在 5% 和 1% 显著水平下，所有变量 RM2、RR、RLOAN、RSZ、REXCR、EXPP、RGDP 都不能拒绝有单位根，而一阶差分后，所有变量又都拒绝有单位根。因此，我们认为时间序列变量不但都是非平稳的随机变量，而且还都是一阶单整的(即是 I(1) 的)。

三、Granger 因果关系检验

由货币政策传导机制理论可知，我们对货币政策传导的研究总是以货币供应量的变化为起点的，认为它的变化会通过影响利率、汇率、股票价格、贷款或预期这些中间渠道来最终影响实际产出。然而，在实际经济过程中，它们之间是否确实存在这样的依次影响关系呢？利用 Granger 因果关系检验，我们希望得出所研究各时间序列变量之间的影响与被影响关系。

根据对各变量平稳性的检验结果，我们已知道所用变量都是非平稳的 I(1) 过程。因此，为了避免不能断定检验出来的因果关系是真的还是由于非平稳引起的“伪回归”，我们在做 Granger 因果关系检验以及后面的时滞分析时，对各变量都使用差分序列(即各变量在差分前都取了对数且都作了季节调整)。

为了与所讨论的货币政策传导过程理论相对应，我们做了 RM2 与 RR、RLOAN、REXCR、RSZ、EXPP 以及 RR、RLOAN、REXCR、RSZ、EXPP 与 RGDP 两个 Granger 因果关系检验，结果分别显示于表 1 和表 2。其原假设分别为：RM2 不是 * * 产生的原因和 * * 不是 RGDP 产生的原因，其中，* * 表示变量 RR、RLOAN、REXCR、RSZ 或 EXPP。

由表 1 可以看出，短期内实际货币供应量 RM2 的变化不会引起实际利率 RR 和实际汇率 REXCR 的变化，而长期则与它们存在 Granger 因果关系；实际货币供应量 RM2 在整个时期内都不会引起实际贷款量 RLOAN 的变化，却一直是实际股票价格 RSZ 和人们对价格的预期 EXPP 变化的原因。

由表 2 可见，在整个时期上，实际利率 RR 和实际贷款量 RLOAN 的变化都不会引起实际产出 RGDP 的变化；而实际汇率 REXCR、预期 EXPP、实际股票价格 RSZ 基本上一直和实际产出 RGDP 有长期的因果关系。

因此，综合上述分析，我们可以初步得出以下

结论: 实际货币供应量的变化可以通过对股票价格、汇率、预期的影响来影响实际产出; 而利率渠道、贷款渠道在货币政策实际传导中则是不畅通的, 因而对我国货币政策传导而言也是无效的。

表 1 $RM2$ 与 RR 、 $RLOAN$ 、 $REXCR$ 、 RSZ 、 $EXPP$ 的因果关系检验

时滞	RR	$RLOAN$	$REXCR$	RSZ	$EXPP$
1	1.613 (0.206)	0.214 (0.645)	0.349 (0.555)	3.769 (0.054)	61.63 (1.2E-12)
3	1.152 (0.331)	2.238 (0.088)	0.522 (0.668)	1.569 (0.199)	30.78 (5.0E-15)
5	0.895 (0.487)	1.730 (0.134)	0.388 (0.856)	2.464 (0.036)	46.33 (0.000)
7	0.711 (0.663)	1.448 (0.194)	2.196 (0.039)	1.685 (0.019)	34.47 (0.000)
9	0.715 (0.694)	1.248 (0.275)	3.099 (0.002)	2.317 (0.019)	23.61 (0.000)
12	1.973 (0.035)	1.274 (0.248)	2.571 (0.005)	2.245 (0.014)	10.99 (1.2E-13)
20	2.045 (0.014)	1.314 (0.203)	2.249 (0.006)	1.894 (0.025)	6.497 (8.8E-10)
25	1.872 (0.024)	1.164 (0.317)	3.542 (2.9E-05)	1.927 (0.019)	5.428 (6.6E-08)

注: 表中数字上面的为 F-统计量值, 下面括号中的为 P-值。

表 2 $RGDP$ 与 RR 、 $RLOAN$ 、 $REXCR$ 、 RSZ 、 $EXPP$ 的因果关系检验

时滞	RR	$RLOAN$	$REXCR$	RSZ	$EXPP$
1	0.773 95 (0.380 58)	0.227 48 (0.634 26)	0.058 51 (0.809 23)	0.357 09 (0.55114)	0.048 39 (0.826 22)
3	0.299 03 (0.826 05)	0.043 45 (0.987 90)	0.429 89 (0.731 94)	5.826 32 (0.00092)	0.076 39 (0.972 63)
5	0.201 59 (0.961 25)	0.935 36 (0.461 15)	1.630 15 (0.157 08)	4.646 22 (0.00065)	0.859 69 (0.510 42)
7	0.184 00 (0.988 21)	0.700 51 (0.671 51)	1.414 06 (0.206 28)	3.457 91 (0.00214)	2.234 69 (0.036 26)
9	0.253 05 (0.985 21)	0.616 96 (0.779 98)	1.341 12 (0.224 31)	2.649 36 (0.00815)	2.141 76 (0.031 78)
12	0.802 19 (0.647 37)	1.148 94 (0.332 54)	1.357 17 (0.199 39)	3.738 45 (0.00011)	1.366 12 (0.194 85)
20	0.681 58 (0.832 00)	1.362 72 (0.175 15)	1.616 25 (0.070 48)	4.129 12 (3.5E-06)	1.367 30 (0.166 01)
25	0.817 56 (0.694 44)	1.044 54 (0.430 17)	1.526 46 (0.093 62)	4.181 14 (2.5E-06)	1.488 12 (0.115 17)

注: 同表 1

四、协整检验

根据以上 Granger 因果关系检验, 我们初步得出了关于货币政策传导渠道的结论, 但结论是否正确还有待做进一步的证明。协整检验能检验出变量之间是否存在长期的稳定关系, 并同时给出具体的

协整向量和协整方程^[7]。

在进行协整检验之前, 我们先利用最小二乘法 (OLS) 对全部变量 $RM2$ 、 RR 、 $RLOAN$ 、 RSZ 、 $REXCR$ 、 $EXPP$ 、 $RGDP$ 之间的长期关系进行了估计。从中我们看到, 利率 RR 和信贷总量 $RLOAN$ 的 t-统计量值分别为 -1.058 427 和 0.891 064, 在 5% 的显著水平下对产出 $RGDP$ 的影响是不显著的。因此, 我们将其从模型中剔除, 再进行最小二乘法估计, 得到表 3。

从表 3 所列的各项统计指标来看, 估计出的结果相当不错, 拟合度很高, 且没有自相关。但是考虑到用非平稳时间序列建立模型会存在“伪回归”, 因此我们还需要对其进行协整检验, 看这些变量间是否确实具有如表 3 所示的长期均衡关系。

我们用 Johansen 协整检验对经济变量 (RR 、 $RLOAN$ 、 RSZ 、 $REXCR$ 、 $EXPP$) 与 $RM2$ 、 $RGDP$ 的所有组合进行协整检验, 发现只有序列 RSZ 、 $REXCR$ 、 $EXPP$ 与 $RM2$ 、 $RGDP$ 之间存在协整关系, 协整检验结果见表 4。

结果显示, 无论是极大特征值统计量, 还是迹统计量均接受变量之间在 1% 的显著水平下存在两个协整向量的假设。依据除数据容许性外还要求与经济理论相一致的模型判别准则, 通过 Johansen 检验, 我们只选择了变量 $RGDP$ 、 $RM2$ 、 RSZ 、 $REXCR$ 、 $EXPP$ 之间的一个向量作为协整向量 (1, -0.471 6, -0.041 6, -0.245 6, -0.386 0), 其中, $RGDP$ 的系数规范为 1。对应的协整方程为:

$$RGDP_t = 0.471\ 6RM2_t + 0.041\ 6RSZ_t + 0.245\ 6REXCR_t + 0.386\ 0EXPP_t$$

(0.031 5) (0.018 0)
(0.110 2) (0.056 3)

与表 3 的 OLS 估计结果相比, 我们看到采用 Johansen 检验方法估计出的长期均衡关系 (协整系数) 与采用 OLS 方法估计出的长期均衡关系 (回归系数) 非常接近。由此说明, 实际货币供应量 $RM2$ 、实际股票价格 RSZ 、实际汇率 $REXCR$ 、人们对价格的预期 $EXPP$ 和实际产出 $RGDP$ 之间确实具有稳定的长期均衡关系。

综合 OLS 方法与 Johansen 方法两种估计结果, 我们就得到了一个关于我国货币政策传导的较为稳定的渠道。由于我们采用的是 90 年代以后的数据, 因此说明进入 90 年代以后, 我国的货币政策已不是单纯依靠传统理论上的具体某一条渠道来传导, 而

表 3 最小二乘法估计结果(剔除变量 *RR* 和 *RLOAN*)

Dependent Variable: <i>RGDP</i>				
Method: Least Squares				
Date: 09/26/02 Time: 10:29				
Sample: 1991:01 2002:06				
Included observations: 138				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>RM2</i>	0.468 053	0.022 533	20.771 61	0.000 0
<i>RSZ</i>	0.047 410	0.014 344	3.305 291	0.001 2
<i>REXCR</i>	0.390 102	0.050 337	7.749 760	0.000 0
<i>EXPP</i>	0.427 767	0.039 665	10.784 46	0.000 0
R-squared	0.962 820	Mean dependent var		8.061 983
Adjusted R-squared	0.961 988	S. D. dependent var		0.331 196
S. E. of regression	0.064 572	Akaike info criterion		- 2.613 506
Sum squared resid	0.558 724	Schwarz criterion		- 2.528 658
Log likelihood	184.331 9	Durbin Watson stat		1.663 167

表 4 (*RGDP*、*REXCR*、*RSZ*、*EXPP*、*RM2*) 协整检验结果(1991-01—2002-06)

Series: <i>RGDP</i> <i>RSZ</i> <i>REXCR</i> <i>EXPP</i> <i>RM2</i>				
Lags interval: 1 to 1				
Hypothesized	Trace	Percent	Max-Eigen	1 Percent
No. of CE(s)	Statistic	Critical Value	Statistic	Critical Value
None * *	108.5255	76.07	52.919 91	38.77
At most 1 * *	55.605 57	54.46	33.709 24	32.24
At most 2	21.896 33	35.65	13.873 30	25.52
At most 3	8.023 024	20.04	7.584 918	18.63
At most 4	0.438 106	6.65	0.438 106	6.65

注: * * 为 1% 显著水平上拒绝原假设, 模型中不含常数项和线性趋势项。

是通过汇率渠道、股票价格渠道和预期渠道三者的复合来共同传导的, 而利率和贷款在货币政策的传导中却没有起到明显的作用。这与黄先开实证得出的结论一致^[6], 也与我们用 Granger 因果关系检验出来的结论一致。

五、结论

本文基于我国货币政策会通过什么传导渠道影响实体经济的分析思路, 通过运用协整理论, 实证研究了我国货币政策对实体经济产生影响的传导渠道。实证表明:

第一, 无论从长期还是短期看, 股票价格、汇率和预期都对实际产出有显著影响, 它们都有较好的解释能力, 因此我国的货币政策效果是股票价格、汇率和预期共同作用的结果。对此, 在实际执行货币政策时, 我们对股票价格渠道、汇率渠道和预期渠道应同时予以重视, 不能忽视任何一个。

第二, 利率渠道、信贷渠道对我国货币政策的传导没有太大的影响。这一点与中国具体国情是吻合的, 目前我国的利率水平是央行制定而非市场化的, 它的水平及变动缺乏有效的市场依据。而在目前买方市场, 企业本身投资冲动不强的背景下, 银行贷款渠道自身的局限性又使得扩张性的货币政策的效应难以发挥。因此, 利率以及信贷不能作为我

国金融政策运营的中间观测目标。

参考文献:

- [1] 洪志伟, 傅鸿源. 当前我国货币政策的传导及其改善[J]. 重庆建筑大学学报(社科版), 2000, (4): 15-18.
- [2] 叶振勇. 论美国货币政策传导机制的演进[J]. 财经科学, 2000, (6): 16-20.
- [3] 国际货币基金组织和国际货币基金学院. 货币政策[Z]. 1993.
- [4] 李军. 中国货币政策的金融传导[M]. 上海: 复旦大学出版社, 1998.
- [5] 周英章, 蒋振声. 货币渠道、信用渠道与货币政策有效性[J]. 金融研究, 2002, (9): 25-30.
- [6] 黄先开. 金融数学模型——多维动态货币供求建模研究[M]. 北京: 世界图书出版公司, 2000.
- [7] 王雪标, 王志强. 财政政策、金融政策与协整分析[M]. 大连: 东北财经大学出版社, 2001.

Quantitative analysis of the China's monetary policy transmission channel

YANG Xiao-juan, XIONG Yong-gang

(Central South University, Changsha 410083, China;
Zhuzhou Institute of Technology, Zhuzhou 412008, China)

Abstract: Our country is encountering serious deflation. The People's Bank of China (PBC) has adopted a series of active monetary policies. However, economy system reacted without excitement and economy increased without continuous power. Considering this phenomenon, we can't neglect the fact that our country's monetary policy transmission mechanism from PBC to the enterprise has been blocked seriously, and its effect has also been adversely influenced. The research is based on quantitative analysis and instructed by systemic idea. Using Cointegration Theory we come to the conclusion that monetary policy in our country is transmitted by three channels: exchange rate channel, expectation channel and stock price channel.

Key words: monetary policy; transmission mechanism; transmitted channel

[编辑: 汪晓]