

货币政策中性与非对称性的实证研究^①黄先开¹, 邓述慧²

(1. 北京商学院基础部, 北京 100037; 2. 中国科学院系统科学研究所, 北京 100080)

摘要:我国的货币作用机制与西方市场经济国家的情形具有较大的差别, 不论是预期的货币供给冲击, 还是非预期的货币供给冲击, 对产出的影响均非中性, 说明货币供给在推动我国经济的运行中仍起着关键性的作用. 更进一步分析发现, 货币供给 M1 的冲击对产出的影响具有对称性, 而货币供给 M2 的冲击对产出的影响具有非对称性, 且这种非对称性与西方国家的情形刚好相反, 正的货币冲击对经济增长具有明显的促进作用, 而负的货币冲击虽对经济增长有一定的抑制作用, 但与正的货币冲击相比, 其强度在统计意义上要弱很多.

关键词:货币冲击; 中性; 非对称性**中图分类号:** F822**文献标识码:** A**文章编号:** 1007-9807(2000)02-0034-08

0 引言

按照理性预期理论^[1], 现代货币经济学模型假定: 预期到的名义货币总量供给对实际产出没有影响, 而没有预期到的名义货币总量供给则影响实际产出.

1978年 Barro^[2] 通过统计计量分析, 首次支持了预期的货币供给增长对产出具有中性的观点. 而在随后具有重要影响的一项研究中, Mishkin^[3,4] 拒绝了预期政策中性论, 文献[3]的结论一直被众多的宏观经济分析研究所引用. Mishkin^[5] 指出, Barro 的结论与其季度模型滞后阶数的选取有关, 因为长至 17 阶滞后的系数在统计上仍具有意义, 但 Barro 的季度模型只选取 8 阶滞后, 由于模型设定有误, 其结论的正确性当然也就值得怀疑. 文献[5]进一步支持了 Mishkin 的研究, 拒绝预期货币政策中性论的假设, 意味着在其假设下得出的结论可能是不正确的^[1,5]. 最近, 文献[7]利用最新的数据重新估计了 Mishkin 的模型, 发现其结论并不具有稳健性(robust), 而是再一次得出了预期的货币供给增长对产出具有中性

的结论.

本文第一部分首先利用中国 1980—1997 年的季度数据, 研究预期的货币供给增长对产出的效应. 为了避免因滞后阶数的随意选取而可能带来的不正确结论, 我们利用 Akaike^[6] 的 AIC 准则确定最优滞后期, 这样做的优点在于让数据自身去进行选择, 而不是施加任意的可能导致模型误设的限制, 这一点对于研究转轨时期的中国经济现象尤其重要, 因为关于中国经济尚无一套成熟的理论.

另外, 在货币供给增长对产出具有明显效应的情形下, 近期的研究表明世界上许多国家货币供给变动对产出的效用具有非对称性^[8], 紧的货币政策对产出的减少作用大于松的货币政策对产出的增加作用. 其理论依据之一是名义工资具有向下的刚性, 因此总需求减少的效应往往大于总需求增加的效应. 另外一个解释是, 按照货币政策的信贷传导观点, 货币供给的减少对银行系统会产生逆向选择的效果, 进而影响经济活动, 而货币供给的增加则没有类似的效果^[9].

Cover^[10] 通过考察美国战后的季度数据得出

① 收稿日期: 1999-04-20; 修订日期: 1999-12-01.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(79790130).

作者简介: 黄先开(1964-), 男, 汉族, 湖南浏阳人, 博士, 副教授.

结论,正的货币冲击对产出增加几乎没有作用,而负的货币冲击对产出则有明显的减少作用.文献[9]利用美国战前和战后的年度数据也得到了类似的结论.文献[11]利用战后欧洲国家的年度数据不仅得到了上述类似的结论,而且发现利率政策的效用也具有非对称性:利率增加,产出减少;而利率减少,则几乎很难观测到产出增加的效果.

本文第二部分利用我国 1980 至 1997 年的季度数据进一步探讨了上述非对称性问题,结果发现在我国并不存在类似的情况,狭义货币供给 M1 的正负冲击不存在所谓的非对称性;而广义货币供给 M2 的冲击,对产出则有明显的滞后影响,滞后长度为两年左右,且正负广义货币供给 M2 的冲击对经济增长的影响具有非对称性,但这种非对称性与上述国家的情形刚好相反:正的货币冲击对经济增长具有明显的促进作用,而负的货币冲击虽对经济增长有一定的抑制作用,但与正的货币冲击相比,其强度在统计意义上要弱得多.不过,从近期的统计结果看,广义货币供给 M2 的冲击对经济增长的影响所具有的非对称性正在消失.

1 预期与货币政策是否中性的实证检验

1.1 方法与模型

检验合理预期下的货币中性效应假设模型由两个方程组成

$$y_t = \alpha + \sum_i \beta_i (m_{t-i} - m_{t-i}^e) + \sum_i \delta_i m_{t-i}^e + u_t \quad (1)$$

以及

$$m_t = Z_t \gamma + \mu_t \quad (2)$$

方程(1)为产出方程,这里 y_t 表示实际国内生产总值增长率,方程(2)为预报方程, m_t 代表名义货币供给增长率, m_t^e 表示在 $t-1$ 期对 m_t 增长率的预期, γ 为参数向量, Z_t 表示预报 m_t 的已知信息集,并且假定 μ_t 与已知信息集中的变量是不相关的,因此 m_t 的最优预报可表示为

$$m_t^e = Z_t \gamma \quad (3)$$

方程(1)可进一步表示为

$$y_t = \alpha + \sum_i \beta_i (m_{t-i} - Z_{t-i} \gamma) + \sum_i \delta_i Z_{t-i} \gamma + u_t \quad (4)$$

所谓预期货币政策中性的假设,即预期的货币供给对实际产出没有影响,就是检验对所有的 $\delta_i = 0, \forall i$ (或 $\sum_i \delta_i = 0$) 是否成立.

现在的问题之一是预报方程中 Z_t 应包含哪些变量来预测 m_t ,这是一个典型的模型选择问题.我们可以从一个可能的解释变量组成的多维空间开始分析,并逐步将不相关的变量去掉,估计就会变得更加有效.困难在于,从一种先验的理论出发,将某一变量从已知信息集中排除出去,不再把它当作可能的货币供给的解释变量,是难以让人信服的.与此相对照,Hsiao^[12]在 Granger 的因果概念和 Akaike^[13]的最终预测差标准的基础上,提出了一个分步选择模型的程序,Hsiao 的程序是从滞后自变量开始,依次对信息集的所有解释变量逐个进行因果分析,每个潜在的解释变量进入模型的顺序由其因果关系的强弱决定,并且 Hsiao 的程序可以同时确定每个解释变量的最优滞后期.限于数据的可得性,本文预报货币供给的信息集仅仅选择滞后货币供给变量、滞后实际国内生产总值变量、滞后物价变量和滞后利率变量.每个变量进入模型的顺序和滞后阶数由 Hsiao 的方法确定,并去掉在统计上不显著的系数.

1.2 经验结果

季度货币供给数据和利率数据由《中国人民银行统计季报》整理得到.季度通货膨胀率(用零售物价上涨率表示)和季度 GDP 增长率,采用文[14]的方法进行估值.利用正式公布的零售物价同期比指数和 1991 年以后公布的月环比指数,可以构造零售物价的月度定基比指数(基年选为 1980 年),再利用月度定基比指数可以得到季度定基比指数 P . 季度通货膨胀率定义为 $p_t = (P - P_{-4})/P_{-4}$. 由于我国从 1992 年才公布季度的 GDP 数据,采用下述方法来对 1992 年以前的 GDP 进行季度插值.将 GDP 分成三个组成部分:第一、第二和第三产业,用农业采购支出(PAG)代表第一产业,用工业生产总产值(GIP)代表第二产业,用社会商品零售额(RS)代表第三产业.首先将季度的 PAG, GIP 和 RS 用零售物价定基比指数折实后得到实际的 PAG, GIP 和 RS,然后将年

度的实际 GDP 对年度的实际的 PAG, GIP 和 RS 进行回归, 最后将季度的实际的 PAG, GIP 和 RS 代入回归方程得到实际的 GDP 季度数据. GDP 季度增长率定义为 $y_t = (GDP - GDP_{-4})/GDP_{-4}$.

$$m1_t = 6.154 + 0.92m1_{t-1} - 0.415m1_{t-2} + 0.099m1_{t-3} + 0.196y_{t-1} + 0.237y_{t-2} \\ (4.414) (0.141) \quad (0.188) \quad (0.138) \quad (0.186) \quad (0.219) \\ [1.394] [6.549] \quad [-2.205] \quad [0.724] \quad [1.048] \quad [1.082] \\ - 0.337y_{t-3} + 0.208p_{t-1} - 0.259p_{t-2} - 0.666r_{t-1} + 0.945r_{t-4} \\ (0.183) \quad (0.183) \quad (0.243) \quad (1.008) \quad (0.658) \\ [-1.84] \quad [1.136] \quad [-1.064] \quad [-0.661] \quad [1.435] \\ R^2 = 0.73, \quad DW = 1.96$$

以及

$$m2_t = 6.94 + 1.027m2_{t-1} - 0.438m2_{t-2} - 0.148m2_{t-3} + 0.115m2_{t-4} + 0.228y_{t-1} \\ (3.166) (0.146) \quad (0.204) \quad (0.215) \quad (0.133) \quad (0.128) \\ [2.192] [7.05] \quad [-2.149] \quad [-0.69] \quad [0.87] \quad [1.778] \\ + 0.142y_{t-2} - 0.127y_{t-3} - 0.318p_{t-1} + 0.67p_{t-2} - 0.528p_{t-3} + 0.212p_{t-4} + 0.318r_{t-3} \\ (0.147) (0.126) \quad (0.214) \quad (0.373) \quad (0.364) \quad (0.243) (0.349) \\ [0.966] [-1.01] \quad [-1.485] \quad [1.795] \quad [-1.449] \quad [0.872] [0.909] \\ R^2 = 0.81, \quad DW = 2.03$$

这里, p_t 为零售物价指数, 市场利率为 r_t , 用一年期定期存款名义利率表示, $m1_t$ 和 $m2_t$ 分别表示名义狭义货币 $M1$ 与名义广义货币 $M2$ 的增长率, y_t 表示实际国内生产总值增长率, (\cdot) 内的数字表示标准差, $[\cdot]$ 内的数字为 t -统计值. 预报方程系数的稳定性是合理预期的基础, 通过系数递归估计(结果省略)可知, 预报方程各个系数的稳定性很好, 可以用于实际预报.

利用 1982—1997 年的季度数据对方程(4)进行估计, 滞后阶数的选取由 AIC 信息准则确定为 8. 表 1 和表 2 给出了方程(4)中预期与非预期货币供给的系数. 从表 1 和表 2 可以看出, 预期与非预期的当期狭义货币供给 $M1$ 和广义货币供给 $M2$ 的增长率系数均为正, 且是显著的, 说明当期货币供给, 不论是预期到的还是非预期到的, 对产出均有显著的影响; 货币供给增加, 产出增加; 货币供给减少, 产出减少.

表 3 给出了方程(4)中预期与非预期货币供给中性的 Wald 检验结果. 从表 3 可以看出, 预期货币供给中性的假设, 不论是对狭义货币 $M1$ 还是广义货币 $M2$, 都在 5% 以上的显著性水平上被拒绝. 这与文献[7]中的结论是完全相反的, 说明

利用上述方法得到的 1980—1997 年的季度数据, 采用最小二乘法估计, 可得预报方程为:

在经济体制和金融体制转轨时期, 我国经济具有其自身的特性. 另外, 非预期的狭义货币供给 $M1$ 对产出中性的假设被接受, 说明非预期的狭义货币供给 $M1$ 的冲击对产出没有显著的影响. 而非预期的广义货币供给 $M2$ 对产出中性的假设则被拒绝, 说明非预期的广义货币供给 $M2$ 的冲击对产出具有较大的影响.

表 1 产出方程的滞后系数

滞后阶数	预期的 $M1$ 增长率		未预期的 $M1$ 增长率	
	系数	标准差	系数	标准差
0	1.573***	(0.396)	0.282*	(0.159)
1	0.955	(0.768)	0.280	(0.224)
2	0.025	(0.886)	0.215	(0.226)
3	0.294	(0.884)	0.006	(0.233)
4	1.152	(0.867)	0.239	(0.234)
5	-0.789	(0.887)	0.322	(0.241)
6	0.749	(0.841)	0.079	(0.244)
7	-0.886	(0.667)	-0.002	(0.245)
8	0.712**	(0.349)	0.028	(0.184)

注: ***, ** 分别表示 1% 和 5% 的显著性水平.

表 2 产出方程的滞后系数

滞后阶数	预期的 M2 增长率		未预期的 M2 增长率	
	系数	标准差	系数	标准差
0	1.623***	(0.548)	0.434*	(0.249)
1	1.168	(0.939)	0.371	(0.368)
2	0.212	(0.969)	0.282	(0.379)
3	1.100	(0.968)	0.099	(0.374)
4	-0.655	(0.848)	0.109	(0.383)
5	-0.043	(0.743)	0.646	(0.448)
6	0.122	(0.739)	0.082	(0.458)
7	0.269	(0.708)	0.344	(0.448)
8	-0.220	(0.410)	-0.687**	(0.346)

注: ***, **, * 分别表示 1%, 5% 和 10% 的显著性水平。

表 3 预期与非预期货币供给中性的 Wald 检验 (χ^2)

货币供给中性原假设	$X_1 = m1_t$	$X_2 = m2_t$
预期中性: $\delta_i = 0, \forall i$	45.74***	17.37**
$\sum \delta_i = 0$	18.64***	7.87***
非预期中性: $\beta_i = 0, \forall i$	13.10	20.06**
$\sum \beta_i = 0$	0.918	4.215**

注: ***, ** 分别表示 1% 和 5% 的显著性水平拒绝原假设, 滞后阶数为 8. 滞后阶数取 4, 12 等的结果类似。

2 货币政策是否具有非对称性的实证检验

2.1 模型设定

货币供给过程由下述方程描述:

$$m_t = a_0 + \sum_{i=1}^N a_i^m m_{t-i} + \sum_{i=1}^M a_i^y y_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_i^r r_{t-i} + u_t \quad (5)$$

这里, m_t 是名义货币供给 ($M1$ 或 $M2$) 增长率, y_t 是实际国内生产总值增长率, r_t 为一年期利率 (名义或实际), a 为系数, u_t 代表货币供给扰动。定义

$$u_t^+ = \max(u_t, 0)$$

以及

$$u_t^- = \min(u_t, 0)$$

分别为正负货币供给扰动。实际国内生产总值产出方程指定为

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_i^+ y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} (\beta_i^- u_{t-i}^- + \beta_i^- u_{t-i}^+) + e_t \quad (6)$$

其中 e_t 为产出扰动。

系统 (5)、(6) 采用文献 [2, 15] 中的两步 OLS 估计方法。第一步估计方程 (5), 得到残差 u_t ; 第二步计算 u_t^+ 和 u_t^- , 并用来估计方程 (6)。

货币供给数据和利率数据取自各期《中国人民银行统计季报》, 实际国内生产总值同上通过季度插值后, 得到季度数据。

2.2 经验结果

表 4 和表 5 是利用上述方法的估计结果, 为了便于比较, 表 4 对应方程 (5) 中的一年期利率为名义利率, 表 5 对应方程 (5) 中的一年期利率为实际利率 (名义利率 - 通货膨胀率), 并且把时间区间分为 1980:1 - 1997:4 和 1988:1 - 1997:4, 这样可以比较长期和近期的货币 - 产出对称性效应。另外, 方程 (5) 和 (6) 中滞后阶数的选取可能影响估计结果, 因此本文考虑了一年期滞后 (4 阶滞后) 和二年期滞后 (8 阶滞后)。零假设分五种情形测定正负货币供给扰动的效果: 零假设 $\beta_i^+ = 0, \forall i$, 测定正的货币供给扰动各期滞后系数是否全为零; 零假设 $\beta_i^- = 0, \forall i$, 测定负的货币供给扰动各期滞后系数是否全为零; 零假设 $\sum \beta_i^+ = 0$, 测定正的货币供给扰动各期滞后系数之和是否为零; 零假设 $\sum \beta_i^- = 0$, 测定负的货币供给扰动各期滞后系数之和是否为零; 而零假设 $\sum \beta_i^+ = \sum \beta_i^-$, 测定正负货币供给扰动对产出效应的对称性。

从表 4 和表 5 可以看出, 狭义货币供给 $M1$ 的变动, 不论是从长期 (1980 - 1997) 还是近期 (1988 - 1997) 看, 均接受对称性的假设, 这一点与西方国家的结论是不一致的。而且我们还发现, 在一年期内 (滞后 4 阶), 对货币供给 $M1$ 的正扰动在 5% 的显著性水平下拒绝零系数, 而对货币供给 $M1$ 的负扰动接受零系数假设, 另外, 不论是一年期, 还是二年期 (滞后 8 阶), 均接受正负货币供给系数之和为零的假设。上述经验结论的政策含义是: 狭义货币供给 $M1$ 的增加, 在短期可能对产出增加有影响; 但不论是狭义货币供给 $M1$ 增加还是减少, 从长期看对产出增减的综合影响几乎为零。广义货币供给 $M2$ 的变动, 在二年期, 从长期 (1980 - 1997) 数据看, 在 1% 的显著

性水平下拒绝对称性的假设, 即其产出效应具有非对称性; 虽然经验结果均拒绝正、负货币供给扰动各期滞后系数全为零的假设, 但只拒绝正的货币供给系数之和为零的假设, 而接受负的货币供给系数之和为零的假设。其政策含义是: 在二年内, 广义货币供给 M2 的增减变动 (即货币政策的松与紧, 或扩张性货币政策与从紧的货币政策),

对各个季度的产出均有一定的影响, 但只有扩张性货币政策对产出增加的综合影响是明显的, 而从紧的货币政策对产出减少的综合影响几乎为零。这一结论与西方国家的情形刚好相反, 并且这一实证结论否定了货币政策中性论, 支持了以扩张性货币政策推动经济增长的政策建议。

表 4 货币—产出对称性效果检验 (χ^2) (一年期名义利率)

时 间	零 假 设	M1		M2	
		滞后阶数为 4	滞后阶数为 8	滞后阶数为 4	滞后阶数为 8
1980:1—1997:4	$\beta_i^+ = 0, \forall i$	8.69(0.07)*	5.32(0.72)	9.22(0.05)**	25.44(0.00)***
	$\beta_i^- = 0, \forall i$	1.28(0.89)	7.04(0.53)	1.51(0.83)	13.49(0.10)*
	$\sum \beta_i^+ = 0$	1.61(0.21)	2.02(0.16)	4.58(0.03)**	20.69(0.00)***
	$\sum \beta_i^- = 0$	0.63(0.43)	0.57(0.45)	0.25(0.62)	0.18(0.67)
	$\sum \beta_i^+ = \sum \beta_i^-$	0.09(0.76)	1.59(0.21)	1.32(0.25)	14.76(0.00)***
1988:1—1997:4	$\beta_i^+ = 0, \forall i$	5.51(0.24)	8.65(0.37)	7.81(0.09)*	12.87(0.12)◆
	$\beta_i^- = 0, \forall i$	2.91(0.57)	5.23(0.73)	10.14(0.04)*	5.55(0.69)
	$\sum \beta_i^+ = 0$	0.08(0.78)	0.02(0.88)	0.005(0.94)	0.87(0.35)◆
	$\sum \beta_i^- = 0$	0.08(0.77)	1.65(0.19)	0.54(0.46)	0.04(0.83)
	$\sum \beta_i^+ = \sum \beta_i^-$	0.11(0.75)	1.45(0.23)	0.22(0.64)	0.41(0.52)

注: *, **, *** 分别表示 10%, 5% 和 1% 的显著性水平拒绝零假设。

表 5 货币—产出对称性效果检验 (χ^2) (一年期实际利率)

时 间	零 假 设	M1		M2	
		滞后阶数为 4	滞后阶数为 8	滞后阶数为 4	滞后阶数为 8
1980:1—1997:4	$\beta_i^+ = 0, \forall i$	1.728(0.12)	5.95(0.65)	9.05(0.06)*	25.08(0.00)***
	$\beta_i^- = 0, \forall i$	0.97(0.91)	4.65(0.79)	3.25(0.52)	19.15(0.01)***
	$\sum \beta_i^+ = 0$	0.75(0.39)	1.23(0.27)	3.06(0.08)*	8.74(0.00)***
	$\sum \beta_i^- = 0$	0.57(0.45)	0.04(0.85)	0.63(0.43)	2.89(0.08)*
	$\sum \beta_i^+ = \sum \beta_i^-$	0.01(0.92)	0.72(0.40)	0.73(0.39)	11.7(0.00)***
1988:1—1997:4	$\beta_i^+ = 0, \forall i$	9.26(0.05)**	3.39(0.91)	10.42(0.03)**	13.80(0.09)*
	$\beta_i^- = 0, \forall i$	3.31(0.51)	2.01(0.98)	7.57(0.10)*	11.62(0.17)
	$\sum \beta_i^+ = 0$	0.26(0.61)	0.47(0.49)	0.39(0.53)	0.02(0.90)
	$\sum \beta_i^- = 0$	0.49(0.76)	0.86(0.35)	0.07(0.79)	1.53(0.22)
	$\sum \beta_i^+ = \sum \beta_i^-$	0.19(0.65)	0.27(0.61)	0.03(0.87)	0.27(0.61)

注: *, **, *** 分别表示 10%, 5% 和 1% 的显著性水平拒绝零假设。

但是,广义货币供给 $M2$ 的变动,从近期(1988—1997)数据看,不论是一年期内,还是二年期内,或从长期(1980—1997)数据看一年期内,均接受其对产出具有对称性的假设,而且正负货币供给 $M2$ 的扰动对产出增减的综合影响均不明显。这一实证结论提示我们,随着我国经济市场化程度的不断提高,以扩张性货币政策推动经济的持续增长是有限度的。

考虑到我国利率的变化完全由中央银行控制,货币供给与利率之间的关系比较弱,而相对来讲与物价水平之间的关系更强一些,我们把方程(1)中的利率用通货膨胀率(以零售物价指数表示)代替,重新进行检验,表6列出了检验结果。从表6可以看出,我们仍可得出前述类似的结论,说明前述结论具有一定的稳健性(Robustness)。

表 6 货币—产出对称性效果检验(χ^2)(用通货膨胀率代替利率)

时 间	零 假 设	M1		M2	
		滞后阶数为 4	滞后阶数为 8	滞后阶数为 4	滞后阶数为 8
1980:1—1997:4	$\beta_i^+ = 0, \forall i$	7.61(0.10)*	6.35(0.61)	6.24(0.18)	26.58(0.00)***
	$\beta_i^- = 0, \forall i$	1.00(0.91)	4.80(0.78)	3.14(0.54)	22.03(0.00)***
	$\sum \beta_i^+ = 0$	0.80(0.37)	0.13(0.70)	1.01(0.32)	6.26(0.01)***
	$\sum \beta_i^- = 0$	0.64(0.42)	0.03(0.86)	1.52(0.22)	3.61(0.06)*
	$\sum \beta_i^+ = \sum \beta_i^-$	0.01(0.91)	0.03(0.86)	0.01(0.93)	9.41(0.00)***
1988:1—1997:4	$\beta_i^+ = 0, \forall i$	8.63(0.07)**	5.29(0.63)	8.09(0.09)*	7.53(0.48)
	$\beta_i^- = 0, \forall i$	2.28(0.68)	6.02(0.65)	1.17(0.88)	11.44(0.18)
	$\sum \beta_i^+ = 0$	0.28(0.59)	1.73(0.19)	0.48(0.48)	2.47(0.12)
	$\sum \beta_i^- = 0$	2.28(0.68)	1.93(0.16)	0.04(0.84)	0.00003(0.99)
	$\sum \beta_i^+ = \sum \beta_i^-$	0.25(0.67)	0.22(0.64)	0.07(0.79)	1.08(0.30)

注:*, **, *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平拒绝零假设

为了进一步检验上述结果的稳健性,我们用年度数据重新估计模型(5)和(6),表7给出了检验结果(仍用一年期名义利率)。从表7可以看出,不论滞后阶数取2还是4,狭义货币供给 $M1$ 的变动对经济增长的影响具有对称性,与用季度数据估计的结果是一致的。但是当滞后阶数取2时,我们发现广义货币供给 $M2$ 的变动对经济增长的影响虽具有非对称性,但正负广义货币供给扰动的影响与前述结论是矛盾的:正的广义货币供给扰动对经济增长的作用不明显,而负的广义货币供给扰动对经济增长的抑制作用则非常强烈。我们怀疑方程(6)的模型指定有误,考虑到当期扰动对产出也可能产生重要影响,重新设定模型为

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i^+ y_{t-i} + \sum_{i=0}^n (\beta_i^+ u_{t-i} + \beta_i^- u_{t-i-1}) + e_t \quad (7)$$

表7的下半部分给出了重新设定模型后的检验结果,但结论仍然没有改变。进一步用赤池(Akaike)信息准则(AIC)判断滞后阶数的选择,发现滞后阶数应取4,从表7中上半部分滞后阶数为4的估计结果可以看出,广义货币供给 $M2$ 的扰动对经济增长的影响应接受具有对称性的假设,并且正的货币供给扰动以84%的概率具有滞后项影响,以76%的概率具有滞后综合影响,这与1980:1—1997:4的季度数据结果虽有一定的差别,但与1988:1—1997:4的季度数据结果是基本一致的(见表4)。可见,不论是季度数据还是年度数据,狭义货币供给 $M1$ 的统计结果具有较好的稳健性,是可靠的;相对来讲,广义货币供给 $M2$ 的统计结果稳健性较差,对其相关结论应慎重看待。

表 7 货币—产出对称性效果检验(χ^2) (年度数据)

时 间	零 假 设	M1		M2	
		滞后阶数为 2	滞后阶数为 4	滞后阶数为 2	滞后阶数为 4
1978—1997	$\beta_1^+ = 0, \forall i$	0.45(0.79)	2.49(0.65)	1.70(0.43)	6.58(0.16)◆
	$\beta_1^- = 0, \forall i$	1.14(0.56)	2.63(0.62)	7.39(0.02)**	2.97(0.56)
	$\sum_i \beta_i^- = 0$	0.07(0.79)	0.008(0.93)	0.23(0.87)	1.41(0.24)◆
	$\sum_i \beta_i^+ = 0$	0.15(0.69)	0.00(0.99)	5.48(0.02)**	1.17(0.28)
	$\sum_i \beta_i^+ = \sum_i \beta_i^-$	0.16(0.69)	0.003(0.95)	4.59(0.03)**	0.04(0.84)
1978—1997	$\beta_1^+ = 0, \forall i$	0.94(0.82)	9.09(0.10)*	1.92(0.59)	2.99(0.70)
	$\beta_1^- = 0, \forall i$	3.09(0.38)	14.13(0.02)**	10.81(0.01)***	3.95(0.56)
	$\sum_i \beta_i^- = 0$	0.48(0.49)	0.42(0.52)	1.68(0.41)	0.09(0.76)
	$\sum_i \beta_i^+ = 0$	1.30(0.25)	1.91(0.17)	5.94(0.01)***	0.0007(0.98)
	$\sum_i \beta_i^+ = \sum_i \beta_i^-$	1.07(0.30)	0.08(0.78)	5.92(0.02)**	0.16(0.69)

注：*，**，*** 分别表示 10%，5% 和 1% 的显著性水平拒绝零假设。

3 结论与政策建议

本文首先利用我国改革开放以来的季度数据，从实证的角度考察了货币供给中性命题是否成立。实证结果显示，我国的货币作用机制与西方市场经济国家的情形具有较大的差别，不论是预期的货币供给冲击，还是非预期的货币供给冲击，对产出的影响基本上都是显著的，说明货币供给在推动我国经济的运行中仍起着关键性的作用。因此，利用预期的货币政策调控经济的运行也就具有了实证经验的支持。

然后，进一步研究了货币政策的非对称性问

题。实证结果表明：狭义货币供给 M1 的正负冲击不存在所谓的非对称性；而广义货币供给 M2 的冲击则在一定程度上存在非对称性，但这种非对称性与西方国家的情形刚好相反：正的货币冲击强于负的货币冲击。不过从近期的统计结果看，广义货币供给 M2 的冲击对经济增长的影响所具有的非对称性正在消失。

据此，从货币政策的角度，我们认为最优货币供应规则宜采用相机选择的原则，而不必是单一规则，因为可以证明^[6]，此时期望的长期产出不会因货币供给的扰动而改变，但又可以充分利用相机选择原则，通过调节货币供给的增减变化，使短期产出朝着希望的目标波动。

参 考 文 献：

- [1] Lucas R E. Expectation and the neutrality of money[J]. Journal of Economic Theory, 1972, April: 103~124
- [2] Barro R. Unanticipated money, output, and the price level in the United States[J]. Journal of Political Economy, 1978, August: 549~580
- [3] Mishkin F. Does anticipated monetary policy matter? An econometric investigation[J]. Journal of Political Economy, 1982, February: 788~802
- [4] Mishkin F. Does anticipated aggregate demand policy matter? Further econometric results[J]. American Economic Review, 1982, September: 788~802
- [5] Frydman R, Rapoport P. Is the distinction between anticipated and unanticipated money growth relevant in explaining aggregate output? [J] American Economic Review, 1987, September: 693~703
- [6] Lucas R E. An equilibrium model of the business cycle[J]. Journal of Political Economy, 1975, December: 1113~

1144

- [7] Poitras M. Expectations and monetary neutrality: An empirical reexamination[J]. *Southern Economic Journal*, 1997, 63(4): 920~928
- [8] Morgan D P. Asymmetric effects of monetary policy[J]. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 1993, 78(1): 21~33
- [9] De Long B J, Summers L. How does macroeconomic policy affect output[J]? *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 2(2): 433~480
- [10] Cover J P. Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1992, Vol. CVII: 1261~1282
- [11] Karras G. Are the output effects of money policy asymmetric? Evidence from a sample of European countries[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1996, 58(2): 267~278
- [12] Hsiao C. Autoregressive modelling and money-income causality detection[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1981, 7(1): 85~106
- [13] Akaike H. Statistical predictor identification[J]. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 1969, 21(2): 203~217
- [14] 刘斌. 中国货币需求与货币供给的实证研究[D]. 中国科学院系统科学研究所博士学位论文, 1996
- [15] Barro R J. Unanticipated money growth and unemployment in the United States[J]. *American Economic Review*, 1977, 67(1): 101~115
- [16] Wecker W E. Asymmetric times series[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1981, 76(1): 16~21

On the empirical studies of monetary policies neutrality and asymmetry

HUANG Xian-kai¹, DENG Shu-hui²

1. Department of General Education, Beijing Institute of Business, Beijing 100037, China

2. Institute of System Science, Academia Sinica, Beijing 100080, China

Abstract: Monetary policies effects are very different between China and the western countries. whether the anticipated money growth or the unanticipated money growth all rejected the neutrality to output, which imply that the money supply growth has played an important role to promote the Chinese economic growth. Furthermore, we find that the money supply shock of M1 has the symmetric effects, while the money supply shock of M2 has the asymmetric effects, and the asymmetry is opposite to the western countries; positive money supply shock has significant effect to output, but the negative money supply shock has no significant effect to output.

Key words: money supply shock; neutrality; asymmetry