

# 货币政策、公司融资行为与货币供给内生性

孙 杰\*

**内容提要** 本文在对有关文献进行综合研究和借鉴的基础上,建立了一个包括公众、商业银行和中央银行的货币供给模型,然后使用经验数据对这个模型进行检验。在综合考虑公司的投资、融资行为和政府货币政策因素对货币供给的影响后我们发现,在 1992 至 1998 年间,除了经济增长和价格水平对货币供给的影响明显增强外,货币供给中来自公司融资行为的影响力超过了政府货币政策对货币供给的影响力,货币供给表现出内生性特征。

**关键词** 货币供给内生性 公司融资 货币政策

进入 20 世纪 90 年代中期以来,中国货币政策开始出现了一个明显的转折性特征,即从以往以抑制通货膨胀为主要目标逐步转变为强调其刺激经济增长的作用。然而,即使经过较长的时滞,扩张性货币政策没有呈现出明显的作用。因此,学术界开始加强了对货币政策有效性的讨论,并且将研究的重点放在了货币供给内生性方面。

## 一 理论回顾和研究综述

货币供给内生性是当前国内学术界研究货币政策有效性的一个中心论题,并且一般地都将理论渊源追溯到格利和肖(1989,中译本)。从格利和肖的分析中我们可以看出,他们区分外生货币与内生货币的最终标准都是从私人部门(或更准确地说是经济系统)的角度看货币的发行能不能使其资产增值。内生货币对整个私人部门而言不能算作一种资产,或者说不能作为私人部门净值总额的一部分。因为它代表了私人部门中一部分向另一部分的借债,因而可以相互抵消。而且,在他们的第二种模型中,债务是一种通过政府货币局和银行局而形成的间接债务。外生货币可以被私

人部门作为一种资产,因为它是政府部门购买商品和劳务给私人部门带来的相应收入。King (1983)在货币供给内生性与理性预期理论之间建立了理论联系。Gavin 和 Kydland(1998)建立了一个包括技术变动和货币作用周期的模型并使用 1979 年第 3 季度以来的数据进行研究,结果表明,货币供给对周期模型中的实际变量几乎没有影响,但是对名义变量却有显著的影响。国际上关于货币供给内生性的研究大多是以发达经济为案例的,Woon 和 Sheong(2000)使用美国的经验数据证明了货币供给与货币需求相一致,并且在最近联邦基金率目标中,较紧的货币政策对货币需求有明显的影

响。国内对货币供给内生性的研究,主要是从经验研究的角度,使用协整方法对中国货币供给进行内生性检验。万解秋和徐涛(2001)使用 1994~1999 年的数据进行研究的结论是,中国的货币供

\* 孙杰:中国社会科学院世界经济与政治研究所 北京建国门内大街 5 号 100732。

本文在写作过程中,在数据处理和分析方面得到刘仕国的大力帮助,特表示诚挚的谢意。

给已经有了较强的内生性,而且相对于  $M_0$  和  $M_1, M_2$  供给的内生性更明显。他们对此的解释是银行和居民对经济做出的反应改变了货币乘数和中央银行对货币总量进行控制的能力,从而影响了货币供给,使之具有很强的内生性。魏巍贤(2000)使用 1978~1998 年的数据进行研究,其结论是:在改革期间,尽管货币变量是经济活动的弱外生变量,但不是超外生变量。他认为,使用货币政策支持经济增长的效率会受到体制变迁和制度变化的强烈制约。超外生性检验结果表明,微观经济主体的预期机制会随着政策变化而变化。冯玉明等人(1999)利用 1988 年第 4 季度到 1998 年第 1 季度  $M_0, M_1, M_2$  和 GIP 数据,进行 Granger 因果关系检验也得出中国各层次货币供给总量都在不同程度上表现出一定的内生性。其原因在于企业投资软预算约束和中央银行作为金融体系最后担保者,被迫向银行系统追加贷款的货币供给“倒逼机制”以及在结售汇条件下人民银行外汇占款增加而引起对基础货币扩张缺乏有效的自主控制能力。徐龙炳和符戈(2001)利用美国、日本、韩国、印度尼西亚、墨西哥和马来西亚 1967~1998 年的数据,使用协整和因果判断得出了 3 点结论:由于金融工具的增加,货币供给计量变得模糊,  $M_1$  与经济的稳定关系消失;尽管  $M_2$  与经济关系比较稳定,但是中央银行却很难直接控制  $M_2$ ,影响了货币政策的效果;货币供给的内生性逐渐增强。尽管他们简要指出了造成上述结论的原因,但是都没有进行更具体的说明和研究。

其实,货币供给内生性问题也是从货币定义研究中自然延伸的一个问题。因为按照“迪维西亚指数”(Divisia Index)的分析方法,由于金融部门内全部资产的流动性是一个连续的光谱区间,那么货币资产与金融资产之间的差别就可能仅是一个程度问题,而不是分类问题。例如,尽管商业信用不能作为最后支付手段,但它的确可以在扩大生产和交易、冲消互欠款项方面起到货币的作用。所以,使用金融资产的加权求和才是测算货币总量的惟一方式。从实用的角度看,在设计货币政策时,作用目标、作用期限以及作用强度上有多少种类别,货币的定义也就有多少种。如果我们把资产

的货币性与流动性联系起来,那么金融资产与货币资产的划分就成了一个无头案,因为一切资产都具有不同程度的货币性质。无论是从货币本质出发,还是立足于制定、实施货币政策,取流动性的任何水平作为货币资产的标准都很难与现实完全吻合。在社会总财富既定的前提下,由于货币政策的实质就是让金融资产在与货币资产的转化时付出较多的或较少的代价,就是为这些转换过程提供润滑剂或制造种种障碍,从而让社会货币供给出现合意的变化,以便实现对实质经济过程的调节。区分金融资产和货币资产,或者说,区分各种金融资产之间的货币性差距以及各种金融资产对货币的流动性就显得异常重要。

如果我们综合考虑了政府作用与厂商活动、银行决策与居民行为、外生干预与内生冲动,就有可能重新认识货币供给的内生性(孙杰,1994)。在这方面,高坚与贺昌政(2000)、孙春燕(2000)、成定平与刘光中(2000)从货币供给动态调控模型及其稳定性方面的论述提供了非常有价值的思路。本文正是在前述研究成果的基础上,从货币政策的传导机制,特别是金融结构与货币政策的传导机制方面来说明货币供给内生性产生的原因。

本文的第二部分是为货币供给和货币政策的传导机制建立一个包括公司、商业银行和中央银行在内的理论模型,然后以这个模型为基础,进行高度简约,以便在最大限度容纳上述内容的同时得出一个简明的结论。第三部分是使用经验数据对这个模型进行检验,第四部分对经验检验的结论给予经济学解释并总结全文。

## 二 货币供给和货币政策 传导机制的分析框架

按照标准的货币经济学分析,货币供给是由公司、商业银行和中央银行共同决定的。简单地说,公众为了获得经济效益,维持经济活动,在商业银行进行资金存贷,在资本市场进行证券买卖投融资,决定存款规模;商业银行利用各种创新性金融,根据市场环境和经营风险开展存贷业务,决定贷款规模;中央银行以稳定物价、经济增长和实现充分就业为目的,使用货币政策手段进行宏观

经济调节,决定银行准备金率。

孙春燕(2000)证明了货币供给的稳定性完全由商业银行、公众和中央银行的行为决定。但是她认为,中央银行在整个体系中处于主动地位,可以自由改变银行准备金率。准备金率过低,货币供给主要由公众和商业银行行为决定,难以保证货币供给系统的稳定;而准备金率过高中央银行控制了过多的资金,不利于闲置资金的有效使用和金融市场的完善。因此,必须结合商业银行和公众的行为特征进行相机抉择。而当市场利率低于存款利率或由于外贸顺差导致中央银行的基础货币供给通过外汇占款增加或存款余额大幅度上升时,只要银行准备金率没有进行相应调整,货币供给就将处于失控的状态。成定平、刘光中(2000)和高坚、贺昌政(2000)都认为货币供给系统在 $t$ 期渐进稳定的条件是 $(1-r_t)k_t < 1$ 。其中 $r_t$ 是银行准备金率, $k_t$ 是派生存款率。因此,货币供给的稳定性完全由商业银行、公众和中央银行的行为决定,而且中央银行可以用来进行调节的银行准备金率具有很大的选择幅度,与贷款余额成反比例关系,与存款余额成正比例关系。

中央银行在整个货币供给过程中处于主动地位。这种主动显然指的是可以由政府依据主观判断进行自主调节,也就是说可以作为经济系统中的外生变量来看待,其结果就像弗里德曼那个著名的比喻:货币是政府从直升机上注入到经济系统中的。但是,他们也都承认货币供给系统的稳定性是由商业银行、公众和中央银行三方的行为共同决定的。显然,此时中央银行的主动性就仅仅是指整个系统变动过程的第一步,或者更准确的说是一个外部冲击。我们研究货币供给内生性所关心的正是在经过政府货币政策的这个外部冲击(我们姑且不论形成这个外部冲击的动因,也就是货币政策的决策过程)以后,整个货币供给系统将呈现什么样的反应并且最终的均衡结果是什么。遗憾的是,上述三篇文章的作者仅仅指出了中央银行的政策工具应该考虑到商业银行和公众的行为,却没有分析这些行为会对中央银行的外部冲击产生什么样的反馈和补偿性变动以及这些变动最终会对货币供给产生什么样的影响。因此,本文

的分析思路首先是将货币政策的变动作为一个既定的条件,来分析此后公众和商业银行的行为对货币政策的补偿性变化及其对货币供给的影响,而最后又是如何形成货币供给的内生性的。事实上,公众对货币供给的影响最终也是通过商业银行来表现的。由于居民只是银行存款资源的主要供给者,只要银行不指定用途的消费信贷比重很低,也就是说居民从银行获得贷款后再存入银行的可能性很小,居民对货币乘数就不会产生影响,因此我们不考虑居民对货币供给的影响,而集中分析公司融资和投资行为对货币供给的影响。

与标准的货币经济学分析一样,我们假定影响中央银行货币政策行为的因素主要有经济增长率和通货膨胀,而决定商业银行行为(最终决定货币乘数,从而决定中央银行货币扩张或紧缩效果及货币政策最终效果)的因素要复杂一些。首先是影响商业银行自身决策和动力的利率结构因素和贷款安全性因素。显然,在其他条件不变的情况下,存贷利差越高,银行从贷款业务中获得的利益就越大,吸收存款的积极性也就越高。其次,在既定的利差下,贷款安全性越高,公司呆账率越低,商业银行越乐于扩大贷款的发放。但是,与中央银行的货币政策效果不仅取决于中央银行货币政策强度而且还取决于商业银行的存贷行为一样,真正决定商业银行存贷行为的也不仅要看商业银行的贷款意愿还要看公司(银行客户)的融资意愿。当然,公司融资决策是一个非常复杂的问题。这里,我们从宏观的角度进行分析,大致可以归纳为投资意愿、融资决策、资本结构和信贷配给等几个因素。毫无疑问,公司投资意愿主要取决于市场环境,而市场的总体环境又取决于宏观经济形势。这样,决定货币政策的主要因素,如经济增长率和通货膨胀率也是直接影响公司投资意愿的因素。但是,公司的投资意愿正好与货币政策的意图相反。当然,在公司融资的过程中究竟是采取有利于货币政策生效的银行贷款还是直接融资取决于一个国家的金融结构和公司总体的资本结构。从中国目前的情况看,由于公司债券发行很少,而且股权融资非常有限,在公司赢利水平普遍较低的情况下,尽管企业的平均财务杠杆已经很高,公司融资

的主要渠道依然是银行贷款。

为了方便下面的经验研究,我们不仅全部使用 IFS 的统计数据,而且也将按照 IFS 的统计口径和统计方法进行建模。为了反映货币政策的传导机制和货币供给在外生决定以后的内生过程,我们可以将货币供给定义为:

$$M^S = M_G^S + M_{NBI}^S + M_{CB}^S \quad (1)$$

其中,  $M_G^S$  是政府对货币供给的贡献,即国内银行部门对中央政府的债权;  $M_{NBI}^S$  是公司部门对货币供给的贡献,即国内银行部门对非银行部门(如前所述,主要是公司部门)的债权;  $M_{CB}^S$  是中央银行货币政策对货币供给的贡献,即中央银行对存款货币银行的债权和中央银行的外汇资产之和。

我们假设  $M_G^S$ 、 $M_{NBI}^S$  和  $M_{CB}^S$  均是  $CPI$ (消费者价格指数,比上年同季增长,%)、 $LendR$ (一年期银行贷款利率,%)、 $GDP_g$ (GDP 增长率,比上年同季增长,%)的线性函数。

按照我们前面的假定,如果  $M_G^S = a + bCPI + cLendR + dGDP_g$ ,  $M_{NBI}^S = e + fCPI + gLendR + hGDP_g$ ,  $M_{CB}^S = kCPI + mLendR + nGDP_g$ , 其中  $a \sim n$  均为系数,有:

$$\begin{aligned} M^S &= M_G^S + M_{NBI}^S + M_{CB}^S \\ &= a + bCPI + cLendR + dGDP_g + e + fCPI + gLendR + hGDP_g + j + kCPI + mLendR + nGDP_g \\ &= (a + e + j) + (b + f + k)CPI + (c + g + m)LendR + (d + h + n)GDP_g \end{aligned} \quad (2)$$

显然,如果  $b + f + k \geq 0, c + g + m \leq 0, d + h + n \geq 0$ , 则表明公司融资行为对货币供给的影响要大于政府宏观经济政策对货币供给的影响,即货币供给主要是内生的,也就是说货币供给主要是由公司自主性融资和投资行为所决定的。反之,公司融资行为对货币供给的影响要小于政府宏观经济政策对货币供给的影响,即货币供给是外生性的,是由政府相机抉择的补偿性决策决定的。

这里需要特别说明的是贷款利率水平 ( $LendR$ ) 上升,公司部门从银行获得的资金成本比较高,借款意愿下降,因此公司融资行为决定的内生性货币供给与贷款利率水平成反比。而对于

中央银行来说,货币政策的目的是宏观经济稳定,反经济风向而动。因此当市场利率水平上升,就要防止经济衰退,增加货币供给,因而由货币政策决定的外生性货币供给与利率水平正相关。

### 三 经验研究及结论

#### (一) 公司融资行为对货币供给的影响

我们使用金融系统对其他非中央政府部门债权来代表公司融资行为对货币供给的影响,并使用 GiveWin 统计软件和 IFS1992 年第 4 季度至 1998 年第 4 季度的中国数据进行分析、检验。

以消费价格指数 ( $CPI$ )、滞后 1 期的消费价格指数 ( $CPI_{-1}$ )、贷款利率 ( $LendR$ )、国内生产总值增长率 ( $GDP_g$ , 国家统计局季度调整数据) 为解释变量时,对非银行部门债权 ( $M_{NBI}^S$ ) 的回归分析,最小二乘法 (OLS) 估计结果见表 1。

表 1 最小二乘法 (OLS) 估计结果

	相关系数	标准差	t 检验值	t 概率	拟合度
常数项	1178.39	399.50	2.95	0.008	0.3141
趋势项	273.66	7.51	36.5	0.000	0.9859
$CPI$	20.79	9.63	2.16	0.044	0.1969
$LendR$	-55.22	18.76	-2.94	0.008	0.3131
$GDP_g$	45.52	19.13	2.38	0.028	0.2296
$CPI_{-1}$	-29.13	9.70	-3.00	0.007	0.3219
$R^2$	0.998587		$F(5,19) = 2685[0.000]^* *$		
似然比对数	-142.811	D. W.	1.74		

说明: \*、\* \* 分别代表显著性水平为 5% 及 1%, 下同。

各自变量系数的 t 统计量的绝对值均大于 2, 说明回归系数显著不为零。

从回归方程的显著性来看,  $F(5,19) = 2685 [0.000]$ , 通过置信水平为 1% 的显著性检验, 说明方程的回归拟合效果很好, 这还可以从较高的拟合优度 (0.998587) 反映出来。

本回归方程的 D. W. 值为 1.74, 处于临界值上下。本残差序列滞后期从 0 到 3 阶的 DF 检验或 ADF 检验结果见表 2。

表 2 增广的 ADF 检验结果(T=29; 5%=-1.95, 1%=-2.65)

D-lag	t-ADF	beta Y <sub>-1</sub>	sigma	t-DY-lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-2.410*	-0.08587	101.4	0.806	0.4281	9.366	
2	-2.472*	0.14391	100.7	-0.346	0.7320	9.323	0.4281
1	-4.259**	0.05308	99.1	1.735	0.0942	9.258	0.6853
0	-3.886**	0.28459	102.6			9.295	0.3255

结果表明,残差序列并不存在单位根,即已经是平稳序列或白噪声序列。这说明方程的回归拟合是显著的,能够充分解释它所设定的变量间因果关系。

另外,回归参数常数性也通过检验:

$$\text{Forecast } \text{Chi}^2(8) = 30.236[0.0002]**$$

$$\text{Chow } F(8,19) = 2.6283[0.0400]*$$

残差序列的自相关、条件异方差、分布的正态性、异方差和设定误差等也通过检验。

$$\text{AR } 1-3 \text{ 检验: } F(3,16) = 0.036387[0.9903]$$

$$\text{ARCH } 1-3 \text{ 检验: } F(3,13) = 0.64556[0.5994]$$

$$\text{正态性检验: } \text{Chi}^2(2) = 0.047430[0.9766]$$

$$\text{异方差检验: } F(10,8) = 0.26109[0.9745]$$

$$\text{设定误差检验: } F(1,18) = 2.5119[0.1304]$$

这样,我们最后确定的方程形式为:

$$M_{NBI}^S = 1178 + 273.7Trend + 20.8CPI - 55.22LendR + 45.52GDP_g - 29.13CPI_{-1} \quad (3)$$

$M_{NBI}^S$ 同  $CPI$ 、 $LendR$  和  $GDP_g$  的长期均衡关系( $M_{NBI}^S$ 的静态长期方程)检验结果见表 3。

表 3 检验结果

	系数	标准差	t 检验值	t 概率
常数项	1178.39	399.50	2.95	0.008
趋势项	273.66	7.51	36.50	0.000
$CPI$	-8.33	3.69	-2.26	0.035
$LendR$	-55.22	18.76	-2.94	0.008
$GDP_g$	45.52	19.13	2.38	0.027
长期 sigma	= 83.99			

长期均衡方程及方程的显著性检验分别为:

$$ECM = M_{NBI}^S - 1178.39 - 273.66Trend + 8.33CPI + 55.22LendR - 45.52GDP_g \quad (4)$$

瓦尔德检验:  $\text{Chi}^2(4) = 10999.8[0.0000]**$

这说明从方程中排除任何一个解释变量对现有因果关系均有显著影响。

## (二) 货币政策对货币供给的影响

我们使用中央银行对存款货币银行的债权和中央银行的外汇资产之和(MA)来代表中央银行货币政策对货币供给的影响,并使用 GiveWin 统计软件和 IFS1992 年第 4 季度至 1998 年第 4 季度的中国数据进行统计分析、检验和建模。

在此我们需要特别说明的是,由于中国对外贸易依存度很高,而且在外汇制度上实行结售汇制度,单纯考虑中央银行对存款货币银行的债权就不能反映中央银行货币政策的全部,所以必须综合考虑。而这也正好将开放经济因素和中央银行在货币政策中的对冲操作对货币供给的影响包括进来。

为了便于分析,我们同样使用消费价格指数(CPI)、滞后 1 期的消费价格指数( $CPI_{-1}$ )、贷款利率(LendR)、国内生产总值增长率( $GDP_g$ 、国家统计局季度调整数据)作为解释变量对  $M_{CB}^S$  进行回归分析,结果见表 4。

表 4 OLS 估计结果

	系数	标准差	t 检验值	t 概率	拟合度
常数项	-1214.57	505.80	-2.40	0.027	0.2329
趋势项	18.39	9.50	1.94	0.068	0.1646
$LendR$	48.45	23.75	2.04	0.056	0.1797
$CPI$	6.05	12.20	0.49	0.625	0.0128
$CPI_{-1}$	-6.47	12.28	-0.52	0.604	0.0144
$GDP_g$	49.60	24.21	2.05	0.055	0.1810
$R^2$	0.286379		F(5,19) = 1.525[0.229]		
似然比对数	-148.705	D.W.	2.25		

除消费价格指数以外的所有变量系数的 t 计量的绝对值均大于 2 或接近于 2,说明回归系

数显著不为零。D. W. 的水平为 2.25, 可通过检验。

回归参数常数性检验也获得通过:

$$\text{Forecast Chi}^2(8) = 31.098[0.0001]^{**}$$

$$\text{Chow F}(8, 19) = 3.3907[0.0137]^*$$

最后, 我们得到的回归方程为:

$$M_{CB}^S = -1215 + 18.39Trend + 48.45LendR + 6.05CPI - 6.47CPI_{-1} + 49.61GDP_g \quad (5)$$

### (三) 财政政策对货币供给的影响

非常有意思的是, 我们使用 IFS1992 年第 4 季度至 1998 年第 4 季度中国的同样数据, 当解释变量为消费价格指数、贷款利率、国内生产总值增长率(国家统计局季度调整数据)时, 金融系统对中央政府净债权( $M_G^S$ )的回归分析结果显示, 各解释变量滞后 3 期系数的 t 值均小于 2, 并在 5% 的置信水平下不能拒绝参数显著为零的原假设。在排除滞后阶数为 2 和 3 的变量, 回归系数的 t 值依然不能通过显著性检验。

在排除滞后阶数为 1 的变量, 建立  $LendR$ 、 $GPI_t$  和  $GDP_g$  对中央政府净债权的长期静态方程:

$$ECM = M_G^S - 700.64 - 13.35Trend + 56.14LendR - 0.72CPI + 9.97GDP_g$$

$$\text{瓦尔德检验: Chi}^2(4) = 65.7682[0.0000]^{**}$$

检验结果显示, 除  $CPI$  及  $CPI_{-1}$  外, 其余回归系数均通过 t 检验, 检验结果见表 5。

表 5 检验结果

	系数	标准差	t 检验值	t 概率
常数项	700.64	911.40	0.769	0.448
趋势项	13.35	13.50	0.989	0.331
$LendR$	-56.14	33.10	-1.700	0.101
$CPI$	0.72	6.41	0.112	0.912
$GDP_g$	-9.97	44.49	-0.224	0.824
长期 $\sigma$	156.07			

但是, 回归方程:

$$M_G^S = -37.75 + 23.28Trend + 8.30CPI - 43.86LendR + 25.58GDP_g - 4.25CPI_{-1} \quad (6)$$

虽通过显著性检验, 但残差序列未通过 D. W. 检验和 AR1-3 检验, 检验结果见表 6。

表 6 检验结果

	系数	标准差	t 检验值	t 概率	拟合度
常数项	-37.75	259.0	-0.15	0.885	0.0008
趋势项	23.28	4.123	5.65	0.000	0.5414
$LendR$	-43.86	12.59	-3.48	0.002	0.3100
$CPI$	8.30	6.992	1.19	0.246	0.0496
$CPI_{-1}$	-4.25	7.249	-0.59	0.562	0.0126
$GDP_g$	25.58	11.95	2.14	0.042	0.1451

这暗示着通过银行间国债市场发售的政府债券融资的财政政策对货币供给的影响主要是外生性的, 受消费价格指数、贷款利率和国内生产总值增长率的影响不充分, 而且由于财政政策的滞后性, 其效果也往往与初衷相背。在相关程度上也要明显弱于公司融资行为对货币供给的影响。

## 四 结论

按照我们前面的分析思路, 我们将政府、公司部门和中央银行货币政策对货币供给的贡献综合考虑, 由于政府财政政策对货币供给的影响在统计上不显著, 所以我们在判断货币供给内生性的时候只综合考虑公司部门和中央银行货币政策对货币供给的贡献, 现将相关的两个方程综合考虑:

$$\begin{aligned} M^S &= M_{NBI}^S + M_{CB}^S \\ &= (1178 + 273.7Trend + 20.8CPI - 29.13CPI_{-1} - 55.22LendR + 45.52GDP_g) + (-1215 + 18.39Trend + 6.052CPI - 6.47CPI_{-1} + 48.45LendR + 49.61GDP_g) \\ &= -37 + 292.09Trend + 26.85CPI - 35.6CPI_{-1} - 6.67LendR + 95.13GDP_g \quad (7) \end{aligned}$$

我们不难看出, 公司的投资和融资行为首先是受贷款利率水平, 也就是资金成本的影响。而且资金成本越高, 融资意愿越低。这也是非常符合常理的。当然, 公司融资和投资行为也受公司对市场预测的影响。按照宏观经济学的观点, 消费市场的容量是收入的函数, 因此经济增长越高, 公司对未来市场就越看好, 投资和融资意愿就越大。影响公司融资和投资行为的另一个因素是市场繁荣程度或赢利水平。当期消费市场价格水平越高, 公司自

然有理由看好未来的市场赢利。但是如果市场价格持续较高,具体说就是当公司看到上一期消费价格指数已经居高,就有理由预期市场已经过热,并导致了其他厂商在本期完成供给的调整,消费价格指数即将回落,因此上一期消费价格指数将与公司融资行为呈负相关。就公司融资行为而言,影响最大的因素依次是贷款利率、国内生产总值增长、上一期和当期的消费价格指数。

影响政府货币政策因素按照影响程度的大小分别是国内生产总值增长、贷款利率、上一期和当期的消费价格指数,而且国内生产总值增长和贷款利率的影响力度相近,上一期和当期的消费价格指数的影响程度相仿。在前面我们指出,对于中央银行来说,货币政策的目的是宏观经济稳定,其核心就是经济增长和物价水平的稳定,即反经济风向而动。因此当市场利率水平上升,就要防止经济衰退,就要增加货币供给,以便降低利率水平,刺激投资和增长,因而由货币政策决定的外生性货币供给与利率水平正相关。同样,为了维持价格水平的稳定,在经济增长的情况下,就必须增加货币供给,进行经济发行。由此我们可以大体推断出中国货币政策的目标事实上是以稳定的经济增长为主要目标的。为了有效刺激经济增长,通过调节货币供给而稳定利率水平就成为一个必然的结果。无论是上一期的消费价格指数还是当期的消费价格指数在统计上不仅不显著,而且相关程度也非常低。通过方程(7)我们可以发现,上一期(季度)的消费价格指数与本期的货币供给呈反方向的变化,即货币政策制定就是与上一期消费价格指数变化进行逆向操作。而同期价格水平由于实际现金余额效应导致货币供给内生性而不可避免的呈同方向变动。因此,考虑到政策时滞,本期的货币供给一定是与上一期的价格水平负相关,而与本期的价格水平正相关。

总之,综合考虑公司的投融资行为和政府货币政策因素对货币供给的影响,我们发现除了经济增长和价格水平的影响明显增强外,货币供给与贷款利率负相关而与公司融资行为正相关,即货币供给中来自公司融资行为的影响力超过了政府货币政策对货币供给的影响力,表现出货币供

给的内生性特征。当然,贷款利率对货币供给的相关程度还比较小,即表现为弱内生性。这一点与万解秋和徐涛(2001)、魏巍贤(2000)、冯玉明等人(1999)、徐龙炳和符戈(2001)的研究结论是一致的。

由于统计数据的局限,我们还不能对 90 年代以前中国货币供给的内生性问题进行统计检验,也不能由此对造成 90 年代以来中国货币供给内生性的原因就公司融资行为方面的因素做更详尽的分析,但是本文的结论至少为孙杰(1994)提出货币金融观提供了一个中国案例的经验检验。

#### 参考文献:

- 成定平、刘光中(2000):《货币供给系统的稳定性判据》,《经济数学》第 6 期。
- 冯玉明、袁红春、俞自由(1999):《中国货币供给内生性或外生性问题的实证》,《上海交通大学学报》第 10 期。
- 高坚、贺昌政(2000):《货币供给动态调控模型及其稳定性》,《运筹与管理》第 6 期。
- 孙春燕(2000):《货币供给动态模型的建立》,《荆州师范学院学报》第 4 期。
- 孙杰(1994):《货币机制中的金融过程》,社会科学文献出版社。
- 万解秋、徐涛(2001):《货币供给的内生性与货币政策的效率》,《经济研究》第 3 期。
- 魏巍贤(2000):《中国货币供给的超外生性检验》,《系统工程理论与实践》第 6 期。
- 徐龙炳、符戈(2001):《货币供给与 GDP 关系实证分析》,《预测》第 2 期。
- 格利和肖(1989,中译本):《金融理论中的货币》,中国金融出版社。
- Gavin, William T. and Kydland, Finn E. "Endogenous Money Supply and Business Cycle." *Review of Economic Dynamics*, June 1998.
- King, Robert G. "The Implications of an Endogenous Money Supply for Monetary Neutrality." NBER working paper 1175, 1983.
- Woon Gyu Choi and Sheonghwan Oh. "Endogenous Money Supply and Money Demand." IMF working paper 00/188, 2000.

(截稿:2003 年 10 月 责任编辑:宋志刚)

世界经济与政治研究所网站  
<http://www.iwep.org.cn/>制作