

重庆市

金融学会招标课题

研究报告选编

(2000 年)

重庆市金融学会编

目 录

中国货币政策传导机制及效应的实证研究	(1)
重庆区域性国际收支预警系统研究	(52)
货币政策与财政政策协调运行的机制研究	(76)
债转股后国有商业银行的经营对策研究	(123)
银行业风险的定量监测与预警系统研究	(165)
VaR 模型及其在金融风险管理中的运用	(181)
国有银行制度变革研究	(192)
我国股份制商业银行发展战略研究	(225)
高新技术产业发展的金融支持研究	(250)
加入 WTO 对重庆保险业的影响研究	(268)
重庆市区县经济发展及金融政策建议	(285)
商业银行市场营销问题研究	(322)
人民银行改革后县支行机构功能研究	(338)
贫困地区农业产业化发展及金融支持	(348)
提高农村信用社信贷资金使用效益研究	(358)
发展区县特色经济与完善金融服务研究	(371)

中国货币政策传导机制及其效应的实证研究

自1997年以来,为了抑制通货紧缩、启动投资和消费,使宏观经济运行尽快进入景气状态,中央银行实施了积极的货币政策,如连续七次降低存贷款利率、调低商业银行存款准备金率、灵活出台窗口指导政策、扩大再贴现和中央银行再贷款规模等。但经济系统对这些货币政策措施的反应比较平淡,货币供应量增长乏力,民间投资和消费没有得到有效地启动,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?这正是本文要研究的问题。

1 中国货币政策传导机制的实证分析

这里我们将运用现代时间序列分析技术、对货币政策的传导机制进行定量化的实证分析,以得出深刻的结论。影响货币供应量的因素很多,这里我们将主要研究利率、中央银行对金融机构的贷款和财政收支对货币供应量的影响。

1.1 研究方法 with 数据处理

1.1.1 Granger 因果检验法

格朗杰因果关系检验法(Granger Causality)是检测经济变量之间因果关系的一种计量经济方法,目前被西方经济学家广为采用,在社会生活中,我们经常遇到要准确判断经济变量之间的相互关系是比较困难的,比如一些经济学家认为通货紧缩阻滞经济增长;也有的认为通货紧缩与经济增长无关。究竟哪一种观点是正确的,用经验判断是难以实现的,往往还会得到错误的结论。美国计量经济学家

C. W. 格朗杰在 1969 - 1980 年间创造和完善了检验经济变量之间因果关系的方法, 这种方法是用条件概率定义因果关系, 并运用时间序列分析技术, 通过对大量经济变量的统计研究来检验经济变量之间的因果关系。格朗杰因果关系的基本原理是: 如果变量 Y_{2t} 过去和现在的信息有助于改进变量 Y_{1t} 的预测, 则说变量 Y_{1t} 是由变量 Y_{2t} 格朗杰原因引起的 (Granger - caused), 为了用数学公式表达, 设 Ω_t 包含直至时期 t 的总体的所有有关信息, 并定义 $\sigma^2[Y_{1t}(1)/\Omega_t]$ 中信息时最优预测 $Y_{1t}(1)$ 的条件 MES。变量 Y_1 是由变量 Y_2 格朗杰原因引起的, 如果对某一个 t , 有

$$\sigma_2(Y_{1t}(1) | \Omega_t) \sigma_2(Y_{1t}(1) | \Omega_t \setminus (\gamma_{Y_2 t} | S_{-t})) \quad (1)$$

式中 $\Omega_t \setminus (\gamma_{Y_2 t} | S_{-t})$ 表示 Ω_t 中不包括 $(Y_{2t} | S_{-t})$ 在内的所有信息。这就是说, 如果当 Y_{2t} 过去和现在的信息被考虑进了总体的所有其他信息中时, Y_1 能被预测得更有效, 那么就可以说 Y_1 是由 Y_2 原因引起的, 或者说 Y_2 是引起 Y_1 变化的原因。如果在一个有两个变量的系统中, 若 Y_1 由 Y_2 原因引起, 且 Y_2 又由 Y_1 原因引起, 则称其为反馈系统 (Feedback system), 格朗杰因果关系检验法是建立在产生 X_t, Y_t 的过程可表示为无限阶自回归的条件基础上的。格朗杰建立了下列检验方程:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i Y_{t-i} + V_t \quad (2)$$

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \lambda_j Y_{t-j} + V_t \quad (3)$$

式中 Y_t 和 X_t 为稳定的时间序列变量, U_t 和 V_t 是干扰变量, α, β 和 λ 是 T 和 X 的系数, 其检验步骤是: 首先, 用 OLS 方法对方程 (2) 进行回归得到无限制的离差平方和 RSS_1 , 其次, 用 OLS 方法对方程 (3) 进行回归又得到限制的离差平方和 RSS_2 , 其三用公式 (4) 计算 F 检验值:

$$F = [(RSS_2 - RSS_1)/N][RSS_1/(T - 2N - 1)] \quad (4)$$

式中 N 为分子自由度, $T - 2N - 1$ 是分母自由度, T 为样本总数。最后, 如果计算的 $F_e > F$ 的判断值, 则认为 X_t 是引起 Y_t 变动的原因, 如果 $F_e < F$ 的判断值, 则说 X_t 不是引起 Y_t 变动的原因。

格朗杰因果检验中最重要的是滞后时间长度的确定。如果随机确定, 会导致检验结果的错误, 在该项研究中, 滞后时间长度的确定是 Akaike 信息评价标准(AIC) 和 Schwarz 评价标准(SC) 确定的。

$$AIC = (RSS + 2K\sigma^2)/T \quad (5)$$

$$SC = (RSS + K(\log T)\sigma^2)/T \quad (6)$$

式中, K 是回归变量数, T 是样本总数, RSS 是离差平方和。

1.1.2 方差解法

方差分解法是将预测误差的方差进行分解进而分析每一变量在系统中的变化特征, 由于预测误差中常有多重共线问题, 故在进行方差分解前必须用 Orthogonalization 技术消除多重共线问题, 表示方式如下:

$$X_t = \sum_{j=0}^{\infty} B_j S V_{t-j} \quad (7)$$

式中 B_j 为移动平均系数矩阵。在第 K 阶段以后预测误差方差为:

$$\text{Var}(X_{t+k} - E_t[X_{t+k}]) = \sum_{k=i=0}^{k-1} (B_k S)(B_k S)' \quad (8)$$

如果令 $B_k S_{ij}$ 是矩阵 $B_k S$ 第 ij 个元素, 那么 $(bs_{ij})^2, j = 1, 2, 3, \dots, m$ 就是矩阵 $(B_k S)(B_k S)'$ 对角线上的元素, 第 K 阶段后第 l 个变量的预测方差就是:

$$\sum_{k=0}^{k-1} \sum_{j=0}^m (b_k s_{ij})^2 \quad (9)$$

系统中变量 J 从方程(9) 所计算方差的百分比为:

$$\frac{\sum_{k=0}^{k-1} (b_k s_{ij})^2}{\sum_{k=0}^{k-1} \sum_{j=0}^m (b_k s_{ij})^2} \times 100\% \quad (10)$$

这种方法可用分析模型中变量的基本特征,研究变量在系统中的作用以及它的变化对系统内其他变量的影响,同时可对格朗杰因果关系检验结果进行验证,这对建立系统预测模型非常有用。

1.1.3 时间序列的去势处理

在研究中,采用的宏观经济指标和金融指标的月度数据,许多都显示出明显的时间趋势(trend),比如投资、工业增加值、消费、进出口、财政收入、各层次货币供应量等,这些序列的期望值是时间的函数。这种带有趋势性的时间序列必须消除其时间趋势以后,才能对其参数进行有效的统计分析。

这里,对主要的宏观经济金融统计指标的去势处理方法是,逐月计算各指标的环比发展速度,再对环比发展速度取对数,以减少时间序列的波动性,提高其平稳性,这样得出的统计检验和参数估计值才是有效的和可行的。

对于物价指数的处理方法是,以1991年1月的物价指数为100,计算各月的定基物价总指数,再利用定期物价指数计算本月比上月的环比发展速度,对环比发展速度取对数,得到物价变动的时间序列。

1.1.4 对时间序列分时段进行实证研究

本研究中,我们能采集到的时间序列是1991.01—2000.06的月度数据。我们以1996年底和1997年初为界,把时间序列分为两段进行研究,即1991.01—1996.12时段(以下简称前期)和1997.01—2000.06时段(以下简称后期),以得出更切合我国实际的结论。因为两个时期的经济运行机制和货币政策调控机制有很大的差别。在前期我国经济增长主要依靠资源、资金、劳动力等要素的投入来维持高速的数量型经济增长模式,形成高增长与高通胀并存

的特征,金融宏观调控以央行贷款、信贷规模控制等直接调控方法为主。而在后期,我国经济运行机制和金融宏观调控机制出现了较大的变化。经济增长在买方市场全面形成的条件下,主要依靠技术进步的推动,资源、资金和劳动力等要素的数量的作用相对减弱。形成经济低速增长和通货紧缩并存的格局。金融宏观调控也出现了直接调控与间接调控相结合的特征,并频繁使用利率工具来调控货币供应量。

1.2 利率变化对中央银行货币供应量的影响

这里,我们将货币供应量分为 M_0 , M_1 和 M_2 , 利率分为名义利率和真实利率,分别研究二者对各层次货币供应量的影响。

运用 Granger 因果检验模型,我们可以建立利率(AR)变化对各层次货币供应量影响的理论模型。

$$M_0 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{0i} M_0(-i) + \sum_{j=1}^m \lambda_{0j} k(-j) + v_{0i} \quad (11)$$

$$M_1 = \alpha_1 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} M_1(-i) + \sum_{j=1}^m \lambda_{1j} k(-j) + v_{1i} \quad (12)$$

$$M_2 = \alpha_2 + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} M_2(-i) + \sum_{j=1}^m \lambda_{2j} k(-j) + v_{2i} \quad (13)$$

式中 α_0 、 α_1 、 α_2 、 β_{0i} 、 β_{1i} 、 β_{2i} 、 λ_{0j} 、 λ_{1j} 和 λ_{2j} 分别表示回归系数, μ_{0i} 、 μ_{1i} 和 μ_{2i} 表示随机扰动项。如果 λ_{0j} 、 λ_{1j} 和 $\lambda_{2j} = 0$, 则说明利率变动对各层次货币供应量没有影响;反之,如果 λ_{0j} 、 λ_{1j} 和 $\lambda_{2j} \neq 0$, 则说明利率变动是各层次货币供应量变动的原因。

1.2.1 名义利率变化对货币供应量影响的实证分析

利用时间序列,作 Granger 因果检验,可以得出名义利率与各层次货币供应量之间是否存在因果关系的分时段检验如下:

表 1.1 名义利率与货币供应的因果关系检验(前期)

假设条件	时滞	F 检验值	P 概率值	检验结果
名义利率不是 M_0 变动的 原因	2	0.15	0.86	通过
	18	1.09	0.43	通过
	19	1.51	0.23	基本拒绝
	20	1.55	0.24	基本拒绝
名义利率不是 M_1 变动的 原因	2	0.11	0.89	通过
	17	1.67	0.14	基本拒绝
	19	1.99	0.08	拒绝
	20	1.87	0.15	拒绝
名义利率不是 M_2 变动的 原因	2	0.13	0.88	通过
	18	1.42	0.24	通过
	19	1.45	0.25	通过
	20	1.61	0.22	基本拒绝

从上述两表可以看出,在前期,名义利率与滞后 19—20 个月的 M_0 存在明显的相关关系,其他时滞不存在相关关系。名义利率与滞后 17—20 个月的 M_1 存在明显的相关关系,名义利率与滞后 18—20 个月的 M_2 ,基本上存在相关关系。在后期,利率变动与滞后 2 个月的 M_0 有明显的因果关系,与滞后 7—10 个月的 M_1 的变动有明显的因果关系,与滞后 1—3 个月的 M_2 的变动有明显的因果关系,与前期的检验结果相比,利率变动对各层次货币供应量的影响的滞后效应明显提前了。而且对 M_0 和 M_2 的影响在滞后 1—2 个月非常明显,而对 M_1 的影响要滞后 7 个月,这与各层次货币供应量的构成是相符的,因为 M_0 和 M_2 的持有主体是居民个人,而 M_1 的持有主体是企业单位,居民个人投资结构的变化对利率变化的反映比企业单位作出反映要快得多,所以滞后效应相对较短。也说明 97 年初以后,居民的金融意识明显增强,利率变动对货币供应量影响的时间缩短。

表 1.2 名义利率与各层次货币供应量的因果关系检验(后期)

假设条件	时滞	F 检验值	P 概率值	检验结果
名义利率不是 M_0 变动的 原因	1	0.22	0.64	通过
	2	1.81	0.18	通过
	3	1.08	0.37	通过
	5	0.52	0.76	通过
名义利率不是 M_1 变动的 原因	2	1.03	0.37	通过
	6	0.83	0.55	通过
	7	4.52	0.002	通过
	8	4.51	0.002	拒绝
	10	3.23	0.011	拒绝
名义利率不是 M_2 变动的 原因	1	5.24	0.03	拒绝
	2	2.58	0.09	拒绝
	3	1.92	0.14	拒绝
	4	1.36	0.34	通过

根据上述检验结果,我们可以分别分时段进行方程估计,结果如下:

1991.01 - 1996.12:

$$LM_0 = 8.23 - 0.22 LM_0(-3) + 0.49 LR(-20) - 0.87 LR(-21) - 0.19 LR(-22)$$

$$R^2 = 0.27 \quad DW = 2.12 \quad F = 4.14$$

$$LM_1 = 4.84 + 0.10 LM_1(-1) + 0.21 LM_1(-2)$$

$$+ 0.31 LM_1(-3) - 0.29 LM_1(-4) - 0.18 LR(-21)$$

$$R^2 = 0.27 \quad DW = 2.19 \quad F = 3.33$$

$$LM_2 = 6.07 - 0.28 LM_2(-1) + 0.16 LR(-18) - 0.19 LR(-20)$$

$$R^2 = 0.18 \quad DW = 1.98 \quad F = 3.47$$

1997.01 - 2000.06:

$$LM_0 = 7.68 - 0.22 LM_0(-1) - 0.20 LM_0(-2) - 0.25 LR(-2)$$

$$R^2 = 0.14 \quad DW = 1.88 \quad F = 2.05$$

$$LM_1 = 6.71 - 0.43 LM_1(-1) - 0.08 LR(-7) + 0.03 LR(-8) + 0.03 LR(-9)$$

$$R^2 = 0.44 \quad DW = 1.99 \quad F = 7.18$$

$$LM_2 = 6.78 - 0.38 LM_2(-1) - 0.10 LM_2(-2) + 0.02 LR(-1) - 0.01 LR(-3)$$

$$R^2 = 0.29 \quad DW = 1.93 \quad F = 3.70$$

从估计方程可以看出,在前期,利率对滞后 20-22 个月的 M_0 的影响效应系数分别为 0.49, -0.87 和 -0.19,三者之和为 -0.57,即名义利率下降,将会促进 M_0 增加,反之则反是。名义利率对滞后 21 个月的 M_1 的影响系数为 -0.18,说明,名义利率与 M_1 也呈反方向变动。名义利率变动对滞后 18 个月和 20 个月的 M_2 的影响效应系数分别为 0.16 和 -0.19,二者之和为 -0.03,即名义利率与 M_2 也呈反方向变动,这些都是符合经济学逻辑的。从名义利率对各层次货币的作用力大小看,名义利率的变动对 M_0 的影响最大,效应系数为 -0.57,对 M_1 的影响次之,效应系数为 -0.18,对 M_2 的影响最小,效应系数仅为 -0.02。

在后期,名义利率变动对滞后 2 月的 M_0 的影响效应系数为 -0.25,对滞后 7、8、9 个月的 M_1 的影响系数分别为 -0.08、0.03 和 0.03,三者之和为 -0.02。说明名义利率的变化在此期间仍然与 M_0 和 M_1 的变化呈反方向变动。作名义利率对 M_0 和 M_1 的作用力比 1996 年底以前明显减小。名义利率变化对滞后 1 和 3 个月的 M_2 的影响效应系数分别为 0.02 和 -0.01,二者之和为 0.01,说明 97 年初以后, M_2 与名义利率呈同方向变化,但名义利率对 M_2 的作用力很小,正效应系数仅为 0.01。

从去掉常数项的回归方程的名义利率的系数之和看,各层次货币前期的效应系数均大于后期的效应系数,说明自 1997 年以后,我国名义利率对各层次货币供应量的作用效率降低了。

1.2.2 实际利率对货币供应量影响的实证分析

首先,分时段对实际的变化对各层次货币供应量的影响进行 Granger 因果检验。

表 1.3 实际利率与货币供应量的因果检验(前期)

假设条件	时滞	F 检验值	P 概率值	检验结果
实际利率不是 M_0 变动的 原因	1	0.02	0.88	通过
	3	2.16	0.10	拒绝
	4	2.08	0.09	拒绝
	6	1.72	0.13	基本拒绝
实际利率不是 M_1 变动的 原因	1	0.34	0.55	通过
	2	1.17	0.32	通过
	3	1.04	0.38	通过
	4	0.73	0.57	通过
实际利率不是 M_2 变动的 原因	1	0.26	0.61	通过
	2	1.50	0.23	通过
	3	1.28	0.29	通过
	4	1.11	0.36	通过

上述检验结果说明,1991—1996年,实际利率与滞后3—6个月的 M_0 有明显的因果关系,与滞后2—4个月的 M_2 有一定的因果关系。即实际利率的变动对 M_0 的变动有明显影响,对滞后数月的 M_1 和 M_2 的变动有一定的影响。在后期,实际利率的变动是滞后1—3个月的 M_1 变化的原因,是滞后1—5个月 M_2 变化的原因。对比表1.5和1.6还可以得出这样的结论:在后期, T 检验值更大,说明实际利率与各层次货币供应量的相关性更高;二是滞后期均有所缩短,说明各层次货币供应量的变化对实际利率的反映更为灵敏。

表 1.4 实际利率与货币供应量的因果检验(后期)

假设条件	时滞	F 检验值	P 概率值	检验结果
实际利率不是 M_0 变动的 原因	1	0.02	0.89	通过
	2	1.89	0.003	基本拒绝
	3	4.80	0.007	拒绝
	6	2.10	0.04	拒绝
实际利率不是 M_1 变动的 原因	1	4.10	0.052	拒绝
	2	1.68	0.20	基本拒绝
	3	1.24	0.31	通过
	4	1.04	0.40	通过
实际利率不是 M_2 变动的 原因	1	6.26	0.017	拒绝
	3	3.21	0.03	拒绝
	4	2.24	0.09	拒绝
	6	1.43	0.16	通过

根据上述检验结果,分时段进行方程估计,结果如下:

1991.01 - 1996.12:

$$LM_0 = 5.42 - 0.12LM_0(-1) - 0.03LRS(-3) - 0.05LRS(-4) + 0.02LRS(-6)$$

$$R^2 = 0.12 \quad DW = 2.02 \quad F = 2.02$$

$$LM_1 = 4.78 - 0.16LM_1(-1) + 0.15LM_1(-2)$$

$$+ 0.01LRS(-1) - 0.01LRS(-2) - 0.02LRS(-3)$$

$$R^2 = 0.10 \quad DW = 1.95 \quad F = 1.45$$

$$LM_2 = 6.92 - 0.22LM_2(-1) - 0.25LM_2(-2)$$

$$- 0.02LRS(-2) + 0.02LRS(-3) - 0.01LRS(-4)$$

$$R^2 = 0.15 \quad DW = 2.04 \quad F = 2.27$$

1997.01 - 2000.06:

$$LM_0 = 8.01 - 0.24LM_0(-1) - 0.15LM_0(-2) - 0.14LM_0(-3) - 0.21LRS(-2)$$

$$R^2 = 0.33 \quad DW = 1.89 \quad F = 4.64$$

$$LM_1 = 6.78 - 0.42LM_1(-1) + 0.04LRS(-1) - 0.01LRS(-2) + 0.01LRS(-3)$$

$$R^2 = 0.30 \quad DW = 2.02 \quad F = 3.90$$

$$LM_2 = 8.09 - 0.44LM_2(-1) - 0.15LM_2(-2) - 0.19LM_2(-3)$$

$$+ 0.02LRS(-1) - 0.01LRS(-2) + 0.01LRS(-3)$$

$$R^2 = 0.34 \quad DW = 1.97 \quad F = 2.97$$

上述估计方程说明,在前期,实际利率的变化对滞后 3、4、6 个月的 M_0 的影响效应系数分别为 -0.03、-0.05 和 0.02,三者合计为 -0.06,即实际利率与 M_0 呈反方向变动;实际利率变动对滞后 1—3 个月的 M_1 的影响效应系数分别为 0.01、-0.01 和 -0.02,三者之和为 -0.02,说明 M_1 与实际利率呈反方向变动。实际利率对滞后 2—4 个月的 M_2 的影响效应系数分别为 -0.02、0.02 和 -0.01,三者之和为 -0.01,即 M_2 与实际利率也是反方向变动。

在后期,实际利率的变动对滞后 2 个月的 M_0 的影响效应系数为 -0.21,对滞后 1—3 个月的 M_1 的影响效应系数分别为 0.04、-0.01 和 0.01,三者之和为 0.04,与滞后 1—3 个月的 M_2 的影响效应系数分别为 0.02、-0.005 和 0.009,三者之和为 0.024。这说明,在后期,实际利率与 M_0 显反方向变动,与 M_1 和 M_2 显同方向变动。从影响效应系数看,两个时段均是实际利率的变动对 M_0 的影响最大,对 M_1 的影响次之,对 M_2 的影响最小。从去掉常数项的回归方程中实际利率的系数之和看,前期影响效应系数明显大于后期,后期可比方程的相关系数也均高于前期,说明前期与后期相比,实际利率变动对 M_0 、 M_1 和 M_2 的影响更大、更灵敏。即实际利率的对货币供应量的调节作用更大。

总之,不论是名义利率,还是实际利率,在 1997 年 1 月以后,利率对货币供应量的时滞变短,即各层次货币供应量对利率变化作出的反应更快了,时间更短了。但是它们对各层次货币供应量的影响效应都有所下降,这一观点将在以后的实证分析中得到更有力的证实。

1.3 中央银行贷款对货币供应量的影响

中央银行贷款是我国基础货币最重要的投放渠道,它对我国各层次货币供应量有十分重要的影响。

1.3.1 中央银行贷款与货币供应量的因果关系检验

根据 Granger 因果检验的原理,我们分时段检验中央银行贷款与货币供应量之间的因果关系。

表 1.5 央行贷款与货币供应量的因果关系检验(前期)

假设条件	时滞	F 检验值	P 概率值	检验结果
中央银行贷款 不是 M_0 变化的 原因	1	14.02	0.004	拒绝
	2	7.66	0.001	拒绝
	4	4.94	0.002	拒绝
	6	3.67	0.004	拒绝
中央银行贷款 不是 M_1 变化的 原因	1	1.28	0.26	通过
	3	1.37	0.26	通过
	4	1.71	0.16	基本拒绝
	5	1.06	0.39	通过
中央银行贷款 不是 M_2 变化的 原因	1	1.21	0.27	通过
	3	0.92	0.43	通过
	4	4.93	0.002	拒绝
	6	3.69	0.004	拒绝

上述检验结果表明,对各层次货币供应量而言,在前期,中央银行贷款变动对滞后 1—6 个月的 M_0 和滞后 4—6 个月的 M_2 都有明显影响,对滞后 4 个月的 M_1 有一定的影响。在后期,中央银行贷款对滞后 1—5 个月的 M_0 和滞后 1—2 个月的 M_2 有明显影响,对 M_1 没有明显影响。并且前期的 T 检验值均高于后期,说明前期各层次货币供应量的变动与中央银行货币变动的相关性更高,即央行贷款对货币供应量的影响更大。二是前期的滞后期相对较长,后期的滞后期相对较短,即在 1997 年以后,各层次货币供应量的变动对中央银行贷款

变化的反映更快。

表 1.6 央行贷款与货币供应量的因果关系检验(后期)

假设条件	时滞	F 检验值	P 概率值	检验结果
中央银行贷款 不是 M_0 变化的 原因	1	7.07	0.011	拒绝
	2	4.55	0.017	拒绝
	3	3.38	0.028	拒绝
	5	2.54	0.049	拒绝
中央银行贷款 不是 M_1 变化的 原因	1	0.60	0.44	通过
	2	0.07	0.52	通过
	3	0.51	0.67	通过
	4	0.34	0.85	通过
中央银行贷款 不是 M_2 变化的 原因	1	2.30	0.14	拒绝
	2	1.27	0.29	通过
	3	0.81	0.49	通过
	4	0.73	0.57	通过

1.3.2 央行贷款与货币供应量的回归分析

根据 Granger 因果检验结果,利用 OLS 方法,可以估计出中央银行贷款与各层次货币供应量的回归方程。

1991.01 - 1996.12:

$$\begin{aligned}
 LM_0 = & 2.976 - 0.159LM_0(-1) - 0.12LM_0(-2) - 0.197LM_0(-4) - 0.142LM_0(-5) \\
 & + 0.606LYH(-1) + 0.267LYH(-2) - 0.256LYH(-4) + 0.396LYH(-5) \\
 R^2 = & 0.33 \quad DW = 1.93 \quad F = 3.45
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 LM_1 = & 4.445 - 0.265LM_1(-1) + 0.191M_1(-3) - 0.137LM_1(-4) - 0.209LM_1(-5) \\
 & + 0.106LYH(-1) + 0.099LYH(-3) + 0.179LYH(-4) + 0.076LYH(-5) \\
 R^2 = & 0.22 \quad DW = 2.07 \quad F = 2.05
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 LM_2 = & 5.186 - 0.332LM_2(-1) - 0.185LM_2(-2) - 0.074LYH(-1) \\
 & + 0.157LYH(-3) + 0.315LYH(-4)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.31 \quad DW = 2.02 \quad F = 5.58$$

1997.01 - 2000.06:

$$LM_0 = 4.294 - 0.437LM_0(-1) - 0.27LM_0(-2) + 0.843LYH(-1) \\ + 0.356LYH(-2) - 0.421LYH(-4)$$

$$R^2 = 0.30 \quad DW = 1.75 \quad F = 3.05$$

$$LM_1 = 8.10 - 0.54LM_1(-1) - 0.15LM_1(-2) - 0.06LYH(-2)$$

$$R^2 = 0.24 \quad DW = 1.90 \quad F = 4.06$$

$$LM_2 = 6.82 - 0.34LM_2(-1) - 0.12LM_2(-4) - 0.04LYH(-1) - 0.02LYH(-4)$$

$$R^2 = 0.23 \quad DW = 2.03 \quad F = 2.70$$

上述回归结果表明,在前期中央银行贷款对滞后 1、2、4、5 个月的 M_0 的影响效应系数分别为 0.606、0.267、-0.256 和 0.396,三者的合计为正效应系数 1.013。中央银行贷款对滞后 1、2、4、5 个月的 M_2 的影响效应系数分别为 0.106、0.099、0.179 和 0.076,三者的合计为 0.46。中央银行贷款变动对滞后 1、3、4 个月的 M_2 的影响系数分别为 -0.074、0.157 和 0.315,三者的合计为 0.398。这说明,央行贷款与各层次货币供应量均呈同方向变动,而且央行贷款对 M_0 的影响力度最大,对 M_1 的影响次之,对 M_2 的影响最小,这一观点将在以后的分析中得到进一步的论证。

在后期,央行贷款对滞后 1、2、4 个月的 M_0 的影响效应系数分别为 0.843、0.356 和 -0.421,三者之和为 0.908。对滞后 2 个月后 M_1 的影响效应系数为 -1.03,对滞后 1、4 个月的 M_2 的影响效应系数分别为 -1.51 和 0.79,二者之和为 -0.72。出现了央行贷款与 M_1 和 M_2 显反向变动的奇异现象。说明,在后期,中央银行贷款对货币供应量的影响力明显减弱。这一观点也将会在今后的分析中进一步得到论证。

1.4 财政支出对货币供应量的影响

首先运用 Granger 因果检验法,检验财政支出与货币供应量是否存在因果关系。分时段检验结果如下:

表 1.7 财政支出与货币供应量的因果关系检验(前期)

假设条件	时滞	F 检验值	P 概率值	检验结果
财政支出不是 M_0 变化的 原因	1	71.3	0.0	拒绝
	4	48.83	0.0	拒绝
	6	29.82	0.0	拒绝
	10	15.25	0.01	拒绝
财政支出不是 M_1 变化的 原因	1	10.25	0.002	拒绝
	4	4.12	0.05	拒绝
	6	3.34	0.002	拒绝
	10	2.75	0.011	拒绝
财政支出不是 M_2 变化的 原因	1	3.62	0.06	拒绝
	4	7.34	0.05	拒绝
	6	5.16	0.0003	拒绝
	10	2.07	0.05	拒绝

表 1.8 财政支出与货币供应量的因果关系检验(后期)

假设条件	时滞	F 检验值	P 概率值	检验结果
财政支出不是 M_0 变化的 原因	1	29.63	0.0	拒绝
	4	11.21	0.0	拒绝
	6	9.68	0.01	拒绝
	10	7.88	0.01	拒绝
财政支出不是 M_1 变化的 原因	1	0.0	0.98	通过
	2	0.07	0.925	通过
	4	0.24	0.91	通过
	6	0.23	0.96	通过
财政支出不是 M_2 变化的 原因	1	0.12	0.73	通过
	2	0.53	0.59	通过
	4	0.24	0.91	通过
	6	0.13	0.99	通过