

经济增长与贷款增长相关性的实证分析

曾令华 王朝军 袁建武 王忠生

(湖南大学金融学院, 湖南 长沙 410079)

摘要: 本文对我国 1976-2001 年间实际 GDP 对贷款余额的弹性作出的点估计是 0.4749, 区间估计是 [0.4635, 0.4863]。通过协整检验, 确认 $\ln GDP_t$ 与 $\ln L_t$ 之间有协整关系。通过葛兰杰因果关系检验, 确认 $\ln L$ 是 $\ln GDP$ 的原因, 而不是相反。因此结论是: 除了经济已经达到充分就业和严重坏账掣肘商业银行放款这两种情形外, 货币不是中性的。

关键词: 经济增长与贷款; 弹性; 协整检验; 因果检验

中图分类号: E510, E230

文献标识码: A

贷款与货币供应量, 前者是商业银行的资产, 后者是商业银行的负债; 贷款投放创造出货币。分析经济增长与贷款的关系就是分析经济增长与货币供应量的关系。这种分析是弄清货币是否真正中性所必需的。本文拟对经济增长对贷款的弹性进行分析, 并对 $\ln GDP_t$ 与 $\ln L_t$ 进行协整关系检验和葛兰杰因果关系检验, 以期得出确定的结论。

1 经济增长对贷款增长的弹性

设定以下双变量模型[见式(1)]。式中 L_{t-1} 代表 $(t-1)$ 年的贷款余额, u_t 是干扰项, β_1 、 β_2 是参数。取对数, 得到式(2)。(2)式是一个对数线性模型。以 $Y_i = \ln$ 实际 GDP_t , $X_i = \ln L_{t-1}$, $\alpha = \ln \beta_1$, $u_i = u_t$ 代入(2)式, 就有(2')式。

$$\text{实际}GDP_t = \beta_1 L_{t-1}^{\beta_2} e^{u_t} \quad (1)$$

$$\ln \text{实际}GDP_t = \ln \beta_1 + \beta_2 \ln L_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$Y_i = \alpha + \beta_2 x_i + u_i \quad (2')$$

取 1976-2001 年各年的实际 GDP(1978 年价格)和 1975-2000 年各年的贷款余额为样本(样本数据见表 1), 对(2')式作 OLS 估计, 得到估计结果为:

$$\hat{\alpha} = 4.6336, \quad \text{Var}(\hat{\alpha}) = 0.0030, \quad \text{Se}(\hat{\alpha}) = 0.0548$$

$$\hat{\beta}_2 = 0.4749, \quad \text{Var}(\hat{\beta}_2) = 0.00003, \quad \text{Se}(\hat{\beta}_2) = 0.0055$$

$$\text{COV}(\hat{\alpha}, \hat{\beta}_2) = -0.0003, \quad \hat{\sigma}^2 = 0.0017$$

$$r^2 = 0.9964, \quad r = 0.9982, \quad \text{df} = 24$$

估计的回归线及 t 估计值等报告如下:

$$\hat{Y}_i = 4.6336 + 0.4749X_i \quad (3)$$

即：

$$\ln \widehat{\text{实际GDP}}_i = 4.6336 + 0.4749 \ln L_{t-1}$$

$$Se = (0.0548) \quad (0.0055) \quad r^2 = 0.9964$$

$$t = (84.5547) \quad (86.3455) \quad df = 24$$

上面是点估计。我们再来看看总体参数 β_2 、 α 的区间估计。在点估计中已经算出 $\hat{\beta}_2 = 0.4749$ ， $Se(\hat{\beta}_2) = 0.0055$ 。已知 $df = n - 2 = 24$ ，取 $\alpha = 0.05$ ，则 $\alpha/2$ 显著水平上的 t 变量临界值 $t_{\alpha/2} = 2.064$ 。根据这些数据计算出总体参数 β_2 的95%置信区间为：

$$0.4635 \leq \beta_2 \leq 0.4863 \quad (4)$$

点估计中算出的 $\hat{\alpha} = 4.6336$ ， $Se(\hat{\alpha}) = 0.0548$ 。根据有关数据计算出总体参数 α 的95%置信区间为：

$$4.5205 \leq \alpha \leq 4.7467 \quad (5)$$

与(3)式一起报告的 t 值，是在总体参数 β_2 、 α 等于零的虚拟假设下，计算的 t 估计值。报告中的 t 值(84.5547, 86.3455)高度显著，表明总体参数 β_2 和 α 都不会为零。

估计结果不只是表明 $(t-1)$ 年的贷款对 t 年的实际GDP有影响，而且表明这种相关程度是极高的。判定系数 $r^2 = 0.9964$ ，相关系数 $r = 0.9982$ ，表明样本回归线对总体回归线的拟合优度极高。

斜率系数的点估计值 $(\hat{\beta}_2) = 0.4749$ ，就是 t 年的实际GDP对 $(t-1)$ 年的贷款余额的弹性系数，即 $(t-1)$ 年的贷款余额增长1个百分点， t 年的实际GDP就增长0.47个百分点。从区间估计上来看，在95%的置信系数上，该弹性系数的下限是0.4635，表明 $(t-1)$ 年的贷款余额增长1个百分点， t 年的实际GDP就增长0.46个百分点；弹性系数的上限是0.4863，表明 $(t-1)$ 年的贷款余额增长1个百分点， t 年的实际GDP就会增长0.49个百分点。

2 经济增长与贷款增长协整关系的检验

GDP水平和贷款余额以及它们的对数值是持久扩大的，因而式(2)中的两个时间序列 $\ln \widehat{\text{实际GDP}}_i$ 和 $\ln L_{t-1}$ [或者(2')式中的 Y_i 和 X_i]是两个不平稳的时间序列；因此需要检验式(3)那样的回归是否是谬误回归。这需要利用表2中的 \hat{u}_i 来做DF检验，看看 $\ln \widehat{\text{实际GDP}}_i$ 与 $\ln L_{t-1}$ 是否有协整关系。

本文采用式(6)那样的形式来做DF检验(参看古扎拉蒂，2000年，中译本，下册，P721)^[1]。式(6)中的 \hat{u}_{t-1} 来自表2，

$$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \hat{u}_t \quad (6)$$

$\Delta \hat{u}_t$ 即 $(\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})$ 。以 Y_i 代替 $\Delta \hat{u}_t$ ， X_i 代替 \hat{u}_{t-1} ，就有与(6)式雷同的(6')式。利用表2中的 \hat{u}_t ，对(6')式做OLS估计，可以得到下述结果。

$$Y_i = \delta X_i + \hat{u}_i \quad (6')$$

$$\hat{\delta} = -0.4369, \quad \hat{\sigma}_2 = 0.0012, \quad Var(\hat{\delta}) = 0.0291, \quad Se(\hat{\delta}) = 0.1706$$

对(6)式[或(6')式]的估计结果如下：

$$\Delta \hat{u}_t = -0.4369 \hat{u}_{t-1} + \hat{u}_t \quad (7)$$

$$Se = (0.1706), \quad t = (-2.5610)$$

在样本容	L(亿元)	$\ln L$	实际 GDP ^①	$\ln GDP$
1975	1477.6	7.2928	3064.3	8.0276
1976	1556.7	7.3503	3015.3	8.0115
1977	1678.8 ^②	7.4258	3244.5	8.0847
1978	1890.38	7.5445	3624.1	8.1954
1979	2082.47	7.6413	3899.5	8.2686
1980	2488.09	7.8193	4203.9	8.3438
1981	3262.16	8.0901	4425.0	8.3950
1982	3728.82	8.2238	4605.6	8.4350
1983	4272.25	8.3599	4823.6	8.4813
1984	5749.21	8.6568	5555.6	8.6226
1985	6797.09 ^③	8.8242	6304.0	8.7489
1986	8116.5	9.0017	6862.8	8.8339
1987	9766.3	9.1867	7656.9	8.9434
1988	11425.0 ^④	9.3436	8519.6	9.0501
1989	14360.1	9.5722	8866.0	9.0900
1990	17680.7 ^⑤	9.7802	9205.9	9.1276
1991	21337.8	9.9682	10052.3	9.2156
1992	26322.9	10.1782	11483.7	9.3487
1993	32943.1	10.4025	13032.7	9.4752
1994	40810.1	10.6167	14683.0	9.5944
1995	50538.0 ^⑥	10.8305	16225.5	9.6943
1996	61152.8	11.0211	17781.1	9.7859
1997	74914.1	11.2241	19349.7	9.8704
1998	86524.1 ^⑦	11.3682	20862.5	9.9457
1999	97339.5	11.4860	22352.4	10.0147
2000	110383.0	11.6117	24139.7	10.0916
2001	123187.4 ^⑧	11.7215	25901.9	10.1621

表 1 1975-2001 年的贷款余额和实际 GDP(亿元, 1978 年价格)

3 经济增长与贷款增长因果关系的检验

分析 GDP 增长与贷款增长的相关性, 还要判明两者间的因果关系。这要求做葛兰杰因果检验。有人(R·W·黑弗尔)利用葛兰杰检验判明 1960 年一季度至 1980 年四季度期间美国的 GNP 与 M(货币供应量)究竟是怎样一种因果关系。他对两个变量都用了 4 个滞后值, 得到的结果表明, 因果方向是从 M 增长率到 GNP 增长率, 而不是从 GNP 增长率到 M 增长率。对于这一检验的结果, 古扎拉蒂评述说: “至于这些结果是否仅对这个特殊的样本适用, 以及所用的模型是否正确等问题, 以结合参考文献来思考为好”(2000, 中译本, 下册, P615)^[1]。基于此种评述, 本文对我国 1980 年到 2002 年间的 GDP 与贷款余额也做一个葛兰杰因果关系的检验。模型形式为:

$$\ln GDP_t = \sum_{i=1}^4 \alpha_i \ln L_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \beta_j \ln GDP_{t-j} + U_{1t} \quad (8)$$

先做约束性回归，即只做 $\ln GDP_t$ 对 $\ln GDP$ 滞后 4 项的回归。样本时期为 1976—2002 年。由于取 4 个滞后值，所以样本容量 $n=23$ 。回归结果于下。

$$\begin{aligned} \ln GDP_t &= 1.6816 \ln GDP_{t-1} - 1.1301 \ln GDP_{t-2} + 0.4716 \ln GDP_{t-3} - 0.0229 \ln GDP_{t-4} + 0.0624 \\ \text{Se} &= (0.2276) \quad (0.4192) \quad (0.4129) \quad (0.2249) \quad (0.0862) \\ t &= (7.3891) \quad (-2.6958) \quad (1.1423) \quad (-0.1020) \quad (0.7247) \\ R_R^2 &= 0.9984 \end{aligned} \quad (9)$$

再做无约束回归，即做 $\ln GDP_t$ 对 $\sum_{j=1}^4 \beta_j \ln GDP_{t-j}$ 和 $\sum_{i=1}^4 \alpha_i \ln L_{t-i}$ 的回归。回归结果报告于下。
(10)式中报告的 R_{UR}^2 为无约束回归的 R^2 。

$$\begin{aligned} \ln GDP_t &= 0.0506 \ln L_{t-1} + 0.0721 \ln L_{t-2} + 0.3513 \ln L_{t-3} + 0.0924 \ln L_{t-4} + 0.7355 \ln GDP_{t-1} \\ \text{Se} &= (0.0680) \quad (0.1020) \quad (0.0959) \quad (0.0978) \quad (0.2103) \\ t &= (0.7442) \quad (0.7067) \quad (3.6648) \quad (0.9444) \quad (3.4980) \\ &-0.7331 \ln GDP_{t-2} + 0.1884 \ln GDP_{t-3} - 0.4045 \ln GDP_{t-4} + 5.7659 \\ &(0.2384) \quad (0.2271) \quad (0.1591) \quad (1.0612) \\ &(-3.0759) \quad (0.8296) \quad (-2.5424) \quad (5.4333) \\ R_{UR}^2 &= 0.9997 \end{aligned} \quad (10)$$

现在利用 R_R^2 和 R_{UR}^2 计算 F 值。

$$F = \frac{(R_{UR}^2 - R_R^2)/m}{(1 - R_{UR}^2)/(n - k)} = \frac{(0.9997 - 0.9984)/4}{(1 - 0.9997)/(23 - 9)} = 15.0476 \quad (11)$$

用 $\overline{R_R^2}$ 和 $\overline{R_{UR}^2}$ ，

$$F = \frac{(0.9995 - 0.9981)/4}{(1 - 0.9995)/(23 - 9)} = 10.9318 \quad (12)$$

(11)式中的 m 为 F 值的分子自由度，即 $\ln GDP$ 的 4 个滞后变量。 $(n-k)$ 为分母自由度， n 为样本容量(=23)， k 为无约束回归方程(10)中的参数个数(8 个滞后变量的参数，加 1 个常数项，得 $k=9$)。

此处检验的虚拟假设是 $\sum_{i=1}^4 \alpha_i = 0$ 。在分子自由度为 4、分母自由度为 14 和 1%、5%、10% 的显著性水平上， F 临界值为 5.04、3.11、2.39。(11)式和(12)式计算的两个 F 值都超过了临界值，所以可以拒绝 $\sum_{i=1}^4 \alpha_i = 0$ 的虚拟假设，即 $\ln L$ 是 $\ln GDP$ 的葛兰杰原因。

类似地，计算检验假设 $\sum_{j=1}^4 \delta_j = 0$ 的 F 统计量是：

$$F = -0.6025$$

这个 F 值远小于临界值，所以不能拒绝原假设，即 $\ln GDP$ 不是 $\ln L$ 的葛兰杰原因。

上面检验的基本结论是：贷款供应是 GDP 增长的原因，而 GDP 增长不是贷款增长的原因。

4 简短的结论

本文做出了经济增长对贷款弹性的点估计和区间估计，通过 DF 检验确认了 $\ln GDP_t$ 与 $\ln L_t$ 这两个时间序列之间有协整关系，又通过葛兰杰检验确认了贷款增长是经济增长的原因，因此可以作出结论说：除了经济已经达到充分就业和严重坏帐掣肘商业银行增发贷款这两种情况外，货币不是中性的，扩张性货币政策对经济活动水平回到充分就业状态是有效力的。

参考文献

- [1] 古扎拉蒂. 计量经济学[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2000.
- [2] 贺铿. 2000: 经济计量学教程[M]. 北京: 中国统计出版社, 2000.

Positive Analysis of the Correlation Between Economic Growth and Loan Growth

Abstract: It is estimated in this paper that the elasticity of loan balance for real GDP during 1976 to 2001 in China is 0.4749 with point estimation and [0.4635, 0.4863] with interval estimation. Based on co-integration test, we find there is a co-integration relation between $\ln GDP_t$ and $\ln L_t$. By using of Granger causality test, we confirm that $\ln L$ Granger causes $\ln GDP$ and not the contrary. Therefore, a conclusion can be drawn that money is not neutral unless the following two situations exist: one is there is full employment in economy and another is that the bad debts are too serious to handicap the commercial banks in loaning.

Key words: economic growth and loan; elasticity; co-integration test; causality test

收稿日期: 2003-05-30

作者简介: 曾令华, 湖南大学金融学院教授、博士生导师。

王朝军、袁建武、王忠生, 湖南大学金融学院硕士研究生。

注释:

① t 年GDP = $(t-1)$ 年GDP $\times \frac{t\text{年定基指数}}{(t-1)\text{年定基指数}}$, 定基指数见《中国统计年鉴 2001》P52。

② 1977 及以前年份为国家银行贷款+农村信用社贷款。国家银行贷款数据见《中国金融年鉴

1990》P51；农村信用社贷款数据见《中国金融年鉴 1991》P52。

③④⑤⑥⑦ 《中国金融年鉴》，1988 年 P54-55，1993 年 P356，1996 年 P429，1997 年 P464，2001 年 P374。

⑧ 1999 年及以后，按国家统计局公报公布的增长率计算，三年增长率分别为 12.5%、13.4%和 11.6%。

¹ “ADF 检验统计量和 DF 统计量有同样的渐进分布，故可使用同样的临界值。”(古扎拉蒂，2000，中译本，下册 P715)