

我国同业拆借利率决定模型研究

任兆璋¹, 彭化非²

(^{1,2} 华南理工大学, 广东广州 510640)

摘要:本文运用计量经济模型研究了我国同业拆借利率变动的决定因素和同业拆借利率与其他主要经济变量的关系后,建立了我国同业拆借利率的决定模型,同时研究了这些主要经济变量对我国同业拆借利率的作用机制。本研究对确定我国同业拆借市场的发育程度,完善我国货币市场乃至金融体系的价格形成机制,推动我国利率市场化均有一定的参考价值。

关键词:同业拆借利率;决定因素;ARIMA模型

中图分类号:F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1006-1428(2005)02-0036-03

一、同业拆借利率决定模型的建立

同业拆借市场其实质是因资金在银行间分布不均匀而形成的,它的主要作用在于调节商业银行的短期流动资产。正常情况下,平均同业拆借利率应该在平均存款利率、平均贷款利率之间,并受供给和需求的影响。同业拆借市场是我国货币市场资金的主要来源,主要拆出者是国有商业银行,占整个市场量的60%以上;主要拆入者是各证券公司和商业银行。同业拆借利率就是指拆出银行向拆入银行收取的利息。

同业拆借利率为商业银行提供了一个重要成本标准,也是商业银行决定贷款利率与存款利率的重要标准。除了向国外借款、在同业拆借市场借款外,商业银行还可以从其他途径获得短期资金来维持短期流动资产率。比如,回购市场、国债银行间会员市场等等,这些市场能够获得的资金量影响同业拆借市场的需求。同时商业银行的机会成本直接影响银行的超额准备金持有量,进一步影响同业拆借市

场的供求关系。

本文选择1996年1月至2003年12月每月加权的全国银行间同业拆借利率作为研究对象,使用最小二乘法(OLS法)和自回归移动平均模型(ARMA)来评估。八年间的每月数据足以用来研究影响银行同业拆借利率的因素。此外,这些按时间排列的数据足以用来预测未来在同样条件下自变量和因变量之间的关系。

我国同业拆借利率影响因素的计量模型可以设为:

$$RI = \beta_0 + \beta_1 LOAN + \beta_2 DEI + \beta_3 TBOND + \beta_4 RES + \beta_5 REP + \beta_6 CPI + \beta_7 STI + \beta_8 L/D + \beta_9 EXR \quad (A)$$

其中:

RI = 全国银行间平均同业拆借利率(CHIBOR);

$LOAN$ = 人民币一年期贷款利率;

DEI = 人民币一年期储蓄存款利率;

$TBOND$ = 国债利率(选择发行量最大的三年期凭证式国债利率,对于各期国债之间利率不一致的情况,采用加权

收稿日期:2004-12-17

作者简介:任兆璋(1942—),女,山西太原人,华南理工大学教授,博士生导师;

彭化非(1965.11—),男,江西吉安人,华南理工大学博士研究生,现供职于外汇管理局广东省分局。

平均的处理方式,得出各年三年期凭证式国债利率);

RES =法定准备金年利率;

REP =加权平均回购利率;

CPI =消费价格指数;

STI =综合股价指数(选择上海证券交易所公布的海A股月最高与最低综合股价指数的算数平均数);

L/D =金融机构各项贷款与存款总额比值;

EXR =人民币对美元汇率。

这里所采用的自回归移动平均模型 ARMA 是在分析随机时间序列时被广泛应用的模型,由自回归模型 AR 和移动平均模型 MA 混合而成。由于随机时间序列总是由随机过程或随机模型生成的,因此,一个平稳的时间序列总可以找到生成它的平稳的随机过程或模型。而一个非平稳的随机时间序列可以通过差分的方法将它变换为平稳的,对差分后平稳的时间序列也可找出对应的平稳随机过程或模型。因此,如果我们将一个非平稳时间序列通过 d 次差分,将它变为平稳的,然后用一个平稳的 ARMA(p, q)模型作为它的生成模型,则我们就说该原始时间序列是一个单整自回归移动平均时间序列 ARIMA^①,记为 ARIMA(p, d, q)。

二、实证过程

(一) 多重共线性分析

为了克服时间序列数据常有的多重共线性,我们采用差分和逐步回归法,通过比较各过程的拟合优度 R^2 可知,拟合优度变化很小,即法定准备金年利率的差分 $D(RES)$ 和一年期人民币储蓄存款利率的差分 $D(DEI)$ 不是独立的解释变量,他们与一年期银行贷款利率的差分 $D(LOAN)$ 之间存在着共线性关系,因此,可将这两个变量剔除。

同时从方程余下的各变量间的简单相关系数(编者按:因篇幅有限,各变量差分的简单相关系数表略,需要者,可直接与作者联系。)可知,已经没有任何两个时间序列变量之间的简单相关系数大于 0.7 了,于是原设方程(A)可变为:

$$RI = \beta_0 + \beta_1 D(LOAN) + \beta_2 D(TBOND) + \beta_3 D(REP) + \beta_4 D(CPI) + \beta_5 D(STI) + \beta_6 D(L/D) + \beta_7 D(EXR) \quad (B)$$

(二) 平稳性分析

对于时间序列数据模型而言,无论是单方程模型还是联立方程模型,这种分析背后有一个隐含的假设,即这些数据是“平稳”的。否则的话,通常的 t 、 F 等假设检验程序则不可信。我国的同业拆借利率的图形变动明显呈现持续下降的趋势,因此初步断定,它是一个非平稳的时间序列。但是,这种直观的图示判断也常出现误导,因此需要进行进一步的判别。采用样本自相关函数,我们对样本 $D(RI)$ 序列分别作 ACF^② 和 ADF^③ 检验(编者按:因篇幅所限,检验表略)。

检验得出 $D(RI)$ 序列的自相关数 AC 的值一开始明显大于零,并且随着滞后数 k 的增加 $AC(k)$ 的值不断减少,这

表明, $D(RI)$ 这一时间序列满足低阶自回归(AR)过程的特性。同时,我们又注意到偏自相关数 PAC 在滞后期 $k=1$ 时接近零但明显大于零,之后便小于零。说明 $D(RI)$ 序列违反了有关序列平稳性的标准,说明 $D(RI)$ 序列是非平稳序列。因此,自相关的结构可以描述为一阶自回归过程(即:AR(1))。其他变量序列的检验结果说明他们也都都可以描述为一阶自回归过程。

(三) 逐步回归分析

为了研究这些主要的因素如何影响中国同业拆借市场利率的。本文将二次数据作为时间序列资料,选择加权全国银行间同业拆借利率作为评估对象,但用 OLS 法估计模型(B)得出的结果并不令人满意。通过逐步回归分析,剔除了不显著的变量之后,得到方程(C)以及表 1 和表 2。

$$D(RI) = 0.4817288058 * D(LOAN) + 0.7792326151 * D(REP) - 0.003488492642 + [AR(1) = -0.3769833532] \quad (C)$$

表 1 方程(C)中的各变量的统计特性表

变量	相关系数	标准差	t 值	P 值
D(LOAN)	0.48173	0.11155	4.31866	0.0000 *
D(REP)	0.77923	0.08073	9.65223	0.0000 *
C	-0.0035	0.01561	-0.2234	0.8238
AR(1)	-0.377	0.11116	-3.3915	0.0011 *

表 2 方程(C)的统计特性

决定系数	0.763022	均值	-0.109610
调整后的决定系数	0.753283	方差	0.348898
标准误	0.173300	Akaike 准则	-0.617037
残差平方和	2.192397	舒瓦茨准则	-0.495281
对数似然估计值	27.75592	F 值	78.34862
D-W 检验	1.871758	P 值	0.000000

方程式(C)是我们在消除各种影响并运用 ARIMA(1, 1, 0)模型运行后得到的最终方程式。方程式(C)通过了所有的统计检验。同时,方程中所有的解释变量的系数在 5%置信度水平下是显著的。因此,方程式(C)对于我们评估从 1996 年到 2003 年我国同业拆借利率的决定是合适的。

① ARIMA, 是 Autoregressive Integrated Moving Average 的缩写, 表示单整自回归移动平均。

② ACF, 是 AutoCorrelation Function 缩写, 表示自相关检验。

③ ADF, 是 Augmented Dickey-Fuller 的缩写, 表示增广的迪基-富勒检验。

三、实证结果分析

在去掉不独立的解释变量,利用 ARIMA(1,1,0)模型和普通最小二乘法 OLS 估计处理后,得到我国银行间同业拆借利率决定因素的模型为:

$$D(RI)=0.482 * D(LOAN)+0.779 * D(REP)-0.003 +[AR(1)=-0.377] \quad (D)$$

该方程表现为 ARIMA(1,1,0)模型,说明我国同业拆借利率的时间序列为非平稳序列,具有自相关性,一阶滞后项的权重为-0.377,说明这是一个随机冲击只有暂时影响的时间序列。权重为负,是中央银行基于货币市场改革的需要,于1996年5月至2002年2月期间连续8次降息,这样我国同业拆借利率总体上就有一个下降趋势。

经过数据分析之后我们可以得出:一年期人民币贷款利率的差分 $D(LOAN)$ 和回购利率 (REP) 是影响我国同业拆借市场利率 $(CHIBOR)$ 的主要因素,而且,我国同业拆借利率 $(CHIBOR)$ 和一年期人民币银行贷款利率 $(LOAN)$ 以及回购利率 (REP) 之间存在长期影响。而一年期个人人民币储蓄存款利率 (DEI) 、三年期凭证式国债利率 $(TBOND)$ 、法定准备金年利率的差分 $D(RES)$ 、消费价格指数 (CPI) 、综合股价指数 (STI) 、金融机构各项贷款与存款总额比值 (L/D) 和人民币对美元汇率 (EXR) 对我国同业拆借市场利率没有显著影响。

一年期人民币贷款利率 $(LOAN)$ 对同业拆借利率的影响,可以解释为:同业拆借利率本身给商业银行提供了一个重要成本标准,同时也是商业银行决定贷款利率与存款利率的重要标准之一。当人民币银行贷款利率上升时,预示着商业银行在货币市场上获取资金变得更加困难了,这说明货币市场资金紧缺,自然地,同业拆借利率会相应上升。

回购利率 (REP) 对我国同业拆借利率的影响,可以解释为:在我国同业拆借市场上,资金主要是从商业银行流向证券公司和外资金融机构,在债券回购市场上,则形成了资金由国有商业银行、信用联社流向城市商业银行、基金和保险公司的趋势;假设回购利率上升,那么城市商业银行、基金和保险公司将会减少在回购市场上获取资金的数量,转到同业拆借市场上进行资金融通。这样必定增加在同业拆借市场上的拆借数额,在市场机制的作用下就必然导致同业拆借市场利率的上升。这是需求效应导致的结果。

由于我国同业拆借市场交易主体偏少,同业拆借利率还不能完全反映货币市场真实的资金供求水平,债务链迟迟未能根本解开,资金供求严重失衡,银行资金供求矛盾异常突出,市场缺乏一个透明原则等等,加之地区之间发展不平衡和信息不对称,抑制了我国同业拆借市场发展的广度与深度,使得我国同业拆借利率还不能完全由市场决定。由于以上原因,使得上述所评估的大多数因素在目前看来对我国同业拆借利率的影响并不显著。

四、结论

本文建立的我国同业拆借利率决定模型是时间序列中

的单整自回归移动平均模型,它通过删除数据趋势中的差分因数将原有的自回归和移动平均数模型结合在一起。理论上,单整自回归移动平均模型在时间序列的各种模型中是最全面的一种,它可以由差额和时间间隔等变换加以固定。实际上,单整自回归移动平均模型可以看作是随机行走和随机趋势模型的微调版。

由于经济时间序列通常是不平稳的,普通最小二乘法可能有很高的拟合优度和显著的 t 统计量,但回归结果可能是无意义的谬误回归,用差分后序列回归又可能丢失长期信息。对此,协整和误差修正方法提供了一个有用的工具。今后的研究还可以进行这方面的尝试。

本文的研究结果表明一年期人民币银行贷款利率 $(LOAN)$ 和回购利率 (REP) 是影响中国银行系统的同业拆借市场利率 $(CHIBOR)$ 的主要因素。所以,从微观来看,我国在同业拆借市场上进行交易的商业银行,可以根据过去的同业拆借利率、一年期人民币银行贷款利率 $(LOAN)$ 以及回购利率 (REP) 的变动,并利用方程式 (D) 可以较好的进行资产组合的风险管理,做出在同业拆借市场贷入或者拆出资金的决定,以获得较高的投资收益率。如果同业拆借利率的水平比我们评估的利率水平高出很多时,商业银行此时应从节约成本的角度考虑,通过其他途径去获得资金。此外,估计的同业拆借利率的水平,还可以作为商业银行今后决策或者计划的依据。

规范意义下同业拆借应具有“应急”性质,即拆入资金只能用于补充拆入方短期内的头寸不足。但我国的同业拆借资金大多被金融机构作为弥补贷款缺口,个别的甚至用来扩大固定资产贷款规模,有的金融机构还把资金拆给非金融企业,导致我国同业拆借市场短期利率长期化,同业拆借利率不仅受到货币市场变化的影响,而且受经济增长、固定资产投资等因素的影响。

从资金来源看,在我国同业拆借市场上,六成以上的资金来源于四大国有商业银行。国有商业银行多为净拆出方,而信托投资公司、证券公司、财务公司等非银行金融机构多为净拆入方,长期依靠大量银行拆入资金来补充自身资金不足。因此,一些中、小商业银行在进行资金拆借时,往往以四大国有商业银行的报价作为交易的基准,它们的报价主导了市场的利率水平。上述情况,在全国银行间同业拆借市场建立之前表现得尤为明显。此外,如宏观政策的变化等等,都可能对同业拆借利率产生冲击。

参考文献:

- [1]黄志勇.我国同业拆借市场利率的市场化分析[J].上海金融,2003;11
- [2]谢平等.我国近年利率政策的效果分析.金融研究,2003;5
- [3]蒋振声,金戈.中国资本市场与货币市场的均衡关系.世界经济,2001;10

(责任编辑:姜天鹰)