

# 中国金融改革进程中的利率敏感性问题的研究\*

庞晓波<sup>1,2</sup>, 朱毅<sup>2</sup>, 尹嘉琳<sup>2</sup>

(1. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012)

**摘要:**中国金融改革以来,利率市场化逐渐深入,利率传导效应也日益显现,计量分析证实了这一判断。从长期上看,利率和固定资产投资、贷款数量之间的协整关系服从麦金农假说;从短期上看,实际贷款利率对固定资产投资引导作用也有所显现。这一结果表明,利率对于借贷市场的引导和调节作用显著。利率市场化有助于金融市场的健康发展,利率市场化条件基本成熟,应该进一步推进利率自由化的步伐。

**关键词:**金融改革;利率市场化;麦金农假说;金融市场

**中图分类号:** F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-2674(2008)10-0048-05

## 一、问题的提出

麦金农和肖(1973)提出金融自由化和金融深化理论,倡导发展中国家按照自身特点提高实际利率并减少政府对于金融发展的干预,这样可以增加储蓄和投资来促进经济增长。此后,众多发展中国家都陆续实施了金融自由化改革。尽管学者们不断对金融自由化所包含的内容进行扩展,但利率作为调节经济稳定和谐发展的重要工具的作用却始终不可动摇,因此,金融自由化改革的核心和重点都是利率自由化,也就是说,金融自由化的不断推进,反映为日渐明显的利率对实体经济行为的引导作用,通过利率的变化来调整实体经济和货币经济的相互关系,更为有效地实现金融中介的功能。

目前的大量实证文献并未得出金融自由化过程中实际利率和储蓄投资关系广泛的一致性。例如,世界银行(1987)对几个发展中国家进行了实证研究,发现解除利率管制后,提高实际利率能够促进储蓄和投资增长。此后,Min B. Shrestha 和 Khorshed Chowdhury(2007)实证研究尼泊尔金融自由化进程中实际利率和储蓄投资之间的关系,发现利率与储蓄投资之间具有明显的正向关系。除此之外,大部分的实证研究都提出了与上述文献相悖结论的实证结果。Bandiera et al. (2000)选择 8 个国家研究从 1970 到 1994 年间各种金融自由化措施的影响,他们并未发现真实利率对储蓄具有正向影响的证据,甚至在大部分情况下这种关系是负的。Loayza et al. (2000)也证明真实利率对于私人储蓄率具有负向影响,他们使用 150 个国家从 1965 到 1994 年的数据得出结论,认为真实利率增长 1%,在短期内减少私人储蓄率 0.25%。Reinhart 和 Tokatlidis(2001)使用 14 个发达国家以及 36 个发展中国家 1970-1998 年的数据进行实证研究,发现在大部分样本中较高的真实利率伴随着该国储蓄的下降。类似的, Schmidt-Hebbel 和 Serven(2002)也认为储蓄的利率弹性符号在理论和实证上都是不确定的。

目前,国内外学者针对中国经济发展过程中的利率效应也进行了大量的实证研究。沈坤荣和汪建(2000)利用年度数据研究中国 1978-1998 年间实际利率对经济发展的影响,认为 1978 到 1989 年中国经济较高的增长速度很大程度上得益于金融自由化理论倡导的高实际利率。而 1990 年到 1998 年,由于市场类型发生根本性变化,我国实际利率对经济增长速度的作用已基本不存在,即使是有,也是反向的作用。

收稿日期:2008-06-12

\* 基金项目:本文是教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(06JJD790012)的阶段性研究成果。

作者简介:庞晓波(1955-),男,吉林大学数量经济研究中心教授、博士生导师。主要研究方向:金融理论与政策。

朱毅(1979-),男,陕西西安人,吉林大学商学院博士研究生。主要研究方向:金融理论与政策。

尹嘉琳(1980-),女,吉林长春人,吉林大学商学院博士研究生,建设银行吉林省分行助理经济师。主要研究方向:金融理论与政策。

而李广众(2000)认为麦金农和肖所阐述的利率——投资关系在中国并不成立,而且实证结果表明实际利率水平的下降将导致投资水平的上升。Zhang 和 Wan(2002)采用 1966 - 1998 的年度数据来研究家庭消费的利率效应,他们发现从 1985 年开始,家庭已经对金融变量和不确定性作出期望的回应,但是约束的金融系统使得资源的跨期配置较为困难。Qin、Quising、He 和 Liu(2005)使用 1992 年开始的季度数据建立货币总量 M1、M2 和基础货币的误差修正模型,利率和准备金率被作为外生变量,最终没有发现利率或准备金率会对货币存量或产出作出反应,但发现利率的上升导致资本形成一年滞后的临时性增长。Mehrotra (2007)对日本、中国香港和中国大陆的利率和汇率渠道进行了比较,发现中国(1996 - 2004)结构 VAR 的结果显示利率的上升导致了较低的产出,但是这种影响仅仅持续七个月,因此,实证结果不稳健,利率对于价格水平的负向影响仅是弱显著的。Laurens and Maino(2007)估计了中国 1994 - 2005 年间五个变量的季度数据 VAR 模型,这五个变量包括:真实 GDP、消费价格、汇率、短期利率和货币供给。结果发现利率和 GDP 的联系比较弱,而货币供给的增加加速了通货膨胀,但是对于产出的影响基本为零。

尽管上述国内外对于中国金融自由化改革进程中利率传导效应研究的结果都很不显著,但是我们并不能因此否定中国十多年来的利率自由化改革的成效,本文试图从利率的信贷传导渠道来实证研究目前中国银行信贷以及固定资产投资的利率效应。

## 二、研究方法

目前,进行协整检验的方法有多种,最常用的包括基于 Engle - Granger(1987)的残差检验,基于 Johansen(1991 和 1995)和 Johansen - Juselius(1990)的最大似然检验。由于这些模型的解释能力较低以及其他一些问题,基于 OLS 的协整自回归分布滞后方法(ARDL)成为最近几年最流行的方法。ARDL 建模的主要优点在于当变量的协整阶数不同的时候也可以使用(Pesaran and Pesaran, 1997)。这种方法的另外一个优势是模型采用了足够数目的滞后来捕捉由一般到具体建模框架下的数据生成过程(Laurenceson and Chai, 2003)。此外,通过简单的线性变化可以从 ARDL 推导到动态误差修正模型(ECM)(Banerjee et al., 1993)。ECM 整合了短期动态和长期均衡,并且没有损失长期信息。使用 ARDL 方法还可以避免非平稳时间序列数据导致的问题(Laurenceson and Chai, 2003)。因此,我们的研究中采用 ARDL 建模方法进行协整分析。

本文使用的数据为我国从 1992 年 1 月到 2007 年 12 月的 192 个月度观测值,源自于 Resset 金融研究数据库和中国人民银行网站。数据处理使用的是 Eviews 5.0 和 Microfit 4.1 软件。

为考察金融机构贷款对利率的敏感性,将模型设定为:

$$Lloanr_t = \alpha_0 + \alpha_1 Lipr_t + \alpha_2 Lsaver_t + \alpha_3 lrr_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中,被解释变量 Lloanr 是真实银行贷款的对数,解释变量 Lipr 是真实工业增加值的对数,lrr 是真实贷款利率,Lsaver 是真实银行存款的对数。其中,系数  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  的符号应为正,而  $\alpha_3$  的符号不能确定。

将贷款和利率之间的关系设定为:

$$Linver_t = \beta_0 + \beta_1 Lipr_t + \beta_2 lrr_t + e_t \quad (2)$$

其中,被解释变量 Linver 是真实固定资产投资的对数,解释变量 Lipr 是真实工业增加值的对数,lrr 是真实贷款利率。其中,系数  $\beta_1$  的符号应为正,而  $\beta_2$  的符号则不能确定。

方程(1)和(2)的 ARDL 框架如下:

$$\begin{aligned} \Delta Lloanr_t = & \delta_0 + \sum_{i=1}^p \varepsilon_i \Delta Lloanr_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta Lipr_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta Lsaver_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta lrr_{t-i} + \lambda_1 Lloanr_{t-1} + \lambda_2 Lipr_{t-1} + \lambda_3 Lsaver_{t-1} + \lambda_4 lrr_{t-1} + \mu_{1t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta Linvers_t = & \mu_0 + \sum_{i=1}^p v_i \Delta Linver_{t-i} + \sum_{i=1}^p v_i \Delta Lipr_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta lrr_{t-i} \\ & + \sigma_1 Linver_{t-1} + \sigma_2 Lipr_{t-1} + \sigma_3 lrr_{t-1} + \mu_{2t} \end{aligned} \quad (4)$$

在上面的方程中,具有加总符号的项代表误差修正动态,而第二部分(方程(3)中的  $\lambda$ ,方程(4)中的  $\sigma$ )对应于长期关系。方程(3)和(4)中的原假设分别是  $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0$  和  $\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma_3 = \sigma_4 =$

0,显示长期关系并不存在。

ARDL 方法估计  $(p + 1)^k$  个回归以得到每个变量的最优滞后,其中  $p$  是滞后的最大阶数, $k$  是方程中变量的数目。因为我们使用月度数据,并选择 12 阶滞后作为最大的滞后阶数。可以通过使用模型选择准则挑选最优模型,如 SBC 和 AIC。在本文的研究中,最优模型的选择是基于比较模型的预测误差来区别他们的预测能力的。

### 三、实证检验

首先给出研究序列的 ADF 检验

表 1 单位根检验结果

变量	检验形式 (C,T,K)	ADF 统计量	临界值	是否平稳
Linver	(C,T,4)	-2.4545	-3.1409	否
Lloanr	(C,T,4)	-2.1168	-3.1409	否
Lsaver	(C,T,4)	-1.9124	-3.1409	否
Lipr	(C,T,4)	-1.5449	-3.1409	否
lrr	(C,T,4)	-4.2448	-3.1409	是
$\Delta$ Linver	(C,T,4)	-9.0465	-3.1409	是
$\Delta$ Lloanr	(C,T,4)	-5.4493	-3.1409	是
$\Delta$ Lsaver	(C,T,4)	-5.8226	-3.1409	是
$\Delta$ Lipr	(C,T,4)	-13.8576	-3.1409	是

表 1 的单位根 ADF 检验结果显示,固定资产投资、银行贷款、银行储蓄和工业增加值四个序列在 10% 的显著性水平下接受序列存在单位根的假设,而在进行一阶差分之后,在 1% 的显著性水平下拒绝存在单位根的假设,因此是一阶单整,而 ADF 检验显示银行实际贷款利率序列是平稳序列。

按照方程(3)建立 ARDL 模型,根据 AIC 准则选取的阶数为(3,1,12,9)。长期回归结果(表 2)显示居民储蓄对于银行贷款具有显著的正向影响,即随着储蓄提高贷款规模增加,并且长期来看,两者之间保持较大程度的同向一致性,系数为 0.7256。同时,作为收入的表示量,工业增加值也对贷款的规模具有正向的影响,随着收入增加,贷款的需求也同向变化,实际贷款利率的系数也显著为正。这在一定程度上说明,目前的利率对于投资的影响还存在麦金农和肖的金融自由化的利率传导的假设,即实际利率的提高能够促进投资的同向增长,并且这种影响十分显著。

表 2 Lloanr 的 ARDL(3,1,12,9)长期回归结果

回归量	系数	标准差	t 统计量	伴随概率
C	0.9904	0.0522	18.9793	0.0000
Lsaver	0.7256	0.0348	20.8464	0.0000
Lipr	0.0801	0.0398	2.0090	0.0460
lrr	0.0038	0.0010	3.6563	0.0000

以下是 ARDL 的误差修正模型回归结果,由于本文采用的是月度数据,并且在选择阶数的时候考虑的是 12 阶的滞后,因此表 3 中只给出滞后变量统计显著的系数。

表 3 ARDL(3,1,12,9)ECM 结果

回归量	系数	标准差	t 统计量	伴随概率
$\Delta$ C	0.1454	0.0319	4.5601	0.000
$\Delta$ Lloanr2	0.1509	0.0748	2.0173	0.045
$\Delta$ Lsaver	0.8894	0.0307	28.9384	0.000
$\Delta$ Lsaver2	-0.1338	0.0413	-1.7919	0.075
$\Delta$ Lsaver8	-0.8803	0.0247	-3.5676	0.000
$\Delta$ Lsaver9	-0.0497	0.0252	-1.9709	0.051
$\Delta$ Lsaver10	-0.5542	0.0255	-2.1746	0.031
$\Delta$ Lsaver11	-0.0792	0.0267	-2.9668	0.003
$\Delta$ Lipr	-0.0110	0.0063	-1.7921	0.091
$\Delta$ lrr5	-0.0009	0.0004	-1.8147	0.072
$\Delta$ lrr6	-0.0010	0.0004	-2.0293	0.044
$\Delta$ lrr8	-0.0012	0.0004	-2.3891	0.018
ecm(-1)	-0.1468	0.0340	-4.3123	0.000

由表 3 中统计显著的部分可以看出,从短期来看,银行贷款的数量受到储蓄影响的滞后期比较长。尽管从长期来看,实际贷款利率对于银行贷款的数量具有正向影响,但是在短期内,利率的影响尤其在半年左右开始出现对于贷款数量的反向修正,也就是经过半年的滞后期,贷款利率的变化可能引起贷款规模和数量的反向变化,可以认为存在凯恩斯的利率效应。同时误差项的系数为 -0.1468,并且统计显著,表明产生的冲击可能会在 6 到 7 个月的时间内得到修正。

固定资产投资和工业增加值、以及实际贷款利率之间的回归结果如下:

表 4 Linver 的 ARDL(12,2,11) 长期回归结果

回归量	系数	标准差	t 统计量	伴随概率
C	-1.5509	0.1997	-7.7656	0.0000
Lipr	1.7367	0.0772	22.5095	0.0000
lrr	0.0094	0.0027	3.5208	0.0010

按照方程(4)建立 ARDL 模型检验固定资产投资与工业增加值、贷款利率之间的关系,根据 AIC 准则选取的阶数为(12,2,11)。长期回归结果(表 4)显示固定资产投资与代表收入的工业增加值之间的关系为正向相关。同时,贷款利率与固定资产投资之间也存在显著的正向影响,表示贷款利率的调整会在长期带来固定资产投资的同向变化,从而显示出了实际利率提高在长期上存在带动投资增长的倾向。

表 5 给出的是误差修正模型中显著的变量系数以及相关的统计信息。

表 5 ARDL(12,2,11) ECM 结果

回归量	系数	标准差	t 统计量	伴随概率
$\Delta C$	-0.3221	0.0548	-5.8752	0.000
$\Delta Linver1$	-0.8031	0.0373	-21.5457	0.000
$\Delta Linver2$	-0.7722	0.0326	-23.6957	0.000
$\Delta Linver3$	-0.7882	0.0299	-26.3000	0.000
$\Delta Linver4$	-0.8116	0.0274	-29.6621	0.000
$\Delta Linver5$	-0.8198	0.0252	-32.5661	0.000
$\Delta Linver6$	-0.8555	0.0210	-40.6436	0.000
$\Delta Linver7$	-0.8733	0.0196	-44.5304	0.000
$\Delta Linver8$	-0.8766	0.0173	-50.7377	0.000
$\Delta Linver9$	-0.8938	0.0155	-57.7167	0.000
$\Delta Linver10$	-0.9014	0.0150	-60.0415	0.000
$\Delta Linver11$	-0.9035	0.0151	-59.6440	0.000
$\Delta Llpr$	0.6235	0.1207	5.1642	0.000
$\Delta Lipr1$	0.2951	0.1415	2.0850	0.039
$\Delta lrr$	0.0097	0.0040	2.4067	0.017
$\Delta lrr2$	0.0065	0.0039	1.6921	0.097
$\Delta lrr6$	-0.0074	0.0038	-1.9209	0.057
$\Delta lrr7$	-0.0103	0.0038	-2.6945	0.008
$\Delta lrr10$	-0.0066	0.0035	-1.8788	0.062
ecm(-1)	-0.2076	0.0390	-5.3194	0.000

根据 AIC 准则选取的阶数为(12,2,11),表 5 的结果表明,贷款利率的 10 期滞后对于短期固定资产投资具有影响,固定资产投资具有较为明显的利率效应。

#### 四、实证结果分析及结论

尽管到目前为止,关于中国经济中的利率效应,尤其是实际利率效应的实证研究仍然存在很大的争议,但是本文实证检验我国金融自由化十六年来银行贷款的利率效应,以及固定资产投资的利率效应,发现伴随着金融自由化改革,尤其是利率自由化改革的不断深入,我国贷款数量和固定资产投资为代表的经济变量对于宏观经济调控,尤其是利率调控的敏感度已经不断显现。

从实证结果可以看到,1992 年以来银行贷款的规模伴随着储蓄以及国民收入的增长而同向变化,而且实际储蓄增长一个百分点,相对应的贷款的数量也会增加 0.73 个百分点,可以看出储蓄和贷款之间具有较强的关联性。同时,贷款利率的系数为正,表明贷款实际利率的提高能够促进经济中贷款规模的增长,这在一定程度上符合金融自由化关于提高实际利率有利于增加储蓄并提高投资的麦金农假说;另一方面,我们通过短期的误差修正模型可以看出,利率的 6 到 7 个月滞后的系数显著为负,这说明,虽然长期来

看利率和贷款数量是同向变动,但是在短期,尤其是在货币政策调整后半年左右,会对利率的调整作出反向修正,也就是说,短期内存在凯恩斯主义所倡导的低利率促进高投资的效应。

在对固定资产投资的分析中,我们发现固定资产投资也 and 实际贷款利率具有显著的正向关系,即实际利率的提高能够带来更多的投资,从而推动经济的增长。综合来看,伴随着中国金融体制改革的不断深入,我国利率政策的调控效果已经有所显现,进一步推进金融自由化改革,特别是积极推进利率市场化改革的条件已经具备。

#### 参 考 文 献

- [1] 宾国强. 实际利率、金融深化与中国的经济增长[J]. 经济科学,1999,(3).
- [2] 李恩平,张磊. 经济转型与利率传导机制的变化[J]. 世界经济,2006,(6).
- [3] 李广众. 中国的实际利率与投资分析[J]. 中山大学学报(社会科学版),2000(1).
- [4] 李琼,王志伟. 利率规则理论研究新进展[J]. 经济学动态,2008(1).
- [5] 李焰. 关于利率与我国居民储蓄关系的探讨[J]. 经济研究,1999(11).
- [6] 麦金农. 经济发展中的货币与资本[M]. 上海:三联书店出版社,1988.
- [7] 沈坤荣,汪建. 实际利率水平与中国经济增长[J]. 金融研究,2000(8).
- [8] Kanhaya L gupta. 金融自由化的经验[C]. 上海财经大学出版社,2002.
- [9] Laurens, B. J. , & Maino, R. China: Strengthening monetary policy implementation[J]. IMF Working Paper, vol. 07/14.
- [10] Loayza, N. , Schmidt - Hebbel, K. and Serven, k L. ,What drives private saving across the world? [J], Reviess of Economics and Statistics,2000(82) ,165 - 181.
- [11] Mehrotra, A. Exchange and interest rate channels during a de? ationary era — evidence fromJapan, Hong Kong and China[J]. Journal of Comparative Economics,2007(35) ,188? 210.
- [12] Qin D, Quising P, He X , and LIU S, Modeling monetary transmission and policy in China[J] ,Journal of Policy Modeling,2005(27) ,157 - 175.
- [13] Santeromo A , Modeling the banking firm[J] ,Journal of Money, credit and Banking,1984,16(4) ,576 - 616
- [14] Shrestha Min B. and Chowdhury Khorshed. Testing financial liberalization hypothesis with ARDL modeling approach[J] , Applied Financial Economics. 2007, 1 - 12.
- [15] Zhang Y and Wan G H, Household consumption and monetary policy in China[J] ,China Economic Review,2002(13) , 27 - 52.

责任编辑:蔡 强