

文章编号: 1000-5013(2008)03-0472-04

# 中国投资回滞的实证研究

韩晓峰, 程细玉

(华侨大学 数量经济研究院, 福建 泉州 362021)

**摘要:** 以 1984—2003 年我国存款基准利率和全社会固定资产投资的相关数据为样本期间, 分别利用 ADF (Augment Dikey-Fuller) 单位根检验、协整检验和 Granger 因果检验, 对我国固定资产投资中是否存在回滞进行实证研究. 结果表明, 投资增额与利率之间可能不存在协整, 投资存在回滞. 分析出现投资回滞的原因, 提出减轻投资回滞的影响, 增强中央政府经济调控的控制力等建议. 即减小政策时滞, 保持利率传导机制顺畅; 民营投资应成为支持投资快速增长的重要力量; 合理调整投资结构, 推进国有产权制度改革.

**关键词:** 基准利率; 投资回滞; 协整分析; 时间序列; 内生效应

**中图分类号:** O 211.61; F 830.591

**文献标识码:** A

传统经济学理论认为, 在金融自由化的条件下, 利率是联结中央银行、商业银行和企业的关键点. 在一些发达国家, 推行纯正的市场经济, 市场法人是工商投资的天然主体, 基准利率提高, 意味着投资成本增大, 投资回收期延长, 市场风险增大. 所以, 一旦基准利率上调, 抑制投资的效果能很快实现. 当前, 我国的利率市场化改革已处于关键时期, 无论是政府还是央行, 都希望充分发挥利率理想的传导机制, 通过加息以遏制 2003 年始发的这轮经济过热和投资失控<sup>[1]</sup>. 迄今研究结果表明, 当政府在投资不足, 经济萎靡不振的时候, 降低利率确实可以刺激投资; 而当经济由低潮转入过热的时候, 如果提高基准利率, 即所谓的加息, 能否有效遏制经济过热和投资失控却是值得怀疑的<sup>[2]</sup>. 如果无法使得投资下降, 投资与基准利率两个经济变量之间就不再是一一对应的关系, 仅在单方向上成立, 即所谓的回滞现象. 本文以 1984—2003 年我国存款基准利率和全社会固定资产投资的相关数据为样本期间, 对我国固定资产投资中是否存在回滞进行实证检验, 并据此提出几项政策建议.

## 1 回滞检验

首先采用 ADF (Augment Dikey-Fuller) 单位根检验法<sup>[3-4]</sup>, 验证时间序列是否存在随机游走. 如果时间序列不是随机游走, 即是稳定的, 那么肯定不存在回滞; 如果时间序列是随机游走的, 则存在回滞的可能性. 但仅靠这点判断回滞是不充分的, 需要用协整来检验固定资产投资存在回滞的可能性.

如果投资与利率是协整的, 则可说虽然在短期之内看不出两者的直接关系, 但在长期, 投资可能还是会受利率的影响; 如果投资与利率间根本不存在协整, 则可认为两者之间的函数关系确实不存在, 由此可进一步推测投资回滞的存在性. 在没有协整关系的情况下, 使用 Granger 因果检验法判断两者是否有经济上的因果关系, 以及判断究竟是利率预测投资, 还是投资预测利率.

### 1.1 随机游走检验

对我国全社会固定资产投资总额 (IT), 以及历年来存款基准利率的时间序列进行研究, 如图 1 所示. 数据来源为各年度的《中国统计年鉴》和《中国金融年鉴》. 从图 1 (a) 中可观察到, 投资额在 1984—1991 年和 1996—1999 年间缓慢增长, 而其他时间段都是高速增长, 总体呈不断上升的趋势.

储蓄存款利率调整的频率比较低. 从 1949 年 8 月 10 日起到 2006 年的 57 年间, 中国人民银行共调

收稿日期: 2007-09-25

作者简介: 韩晓峰 (1983-), 男; 通信作者: 程细玉 (1964-), 男, 教授, 主要从事计量经济模型分析与应用的研究. E-mail: chengxiyulaoshi@126.com.

基金项目: 国务院侨办科研基金资助项目 (01QZR07); 福建省教育厅社会科学研究项目 (JA07009S).

整储蓄存款利率 31 次. 本文选取 1984– 2003 年我国存款基准利率的相关数据为样本期间进行研究, 图 1(b) 显示了这一时期利息率的走势, 其中  $RT$  为 1 年期储蓄存款利率. 图 1(c) 为我国全社会固定资产投资年增加额( $DIT$ ) 走势, 它是用本年度投资总额减去上一年度投资总额获得的.

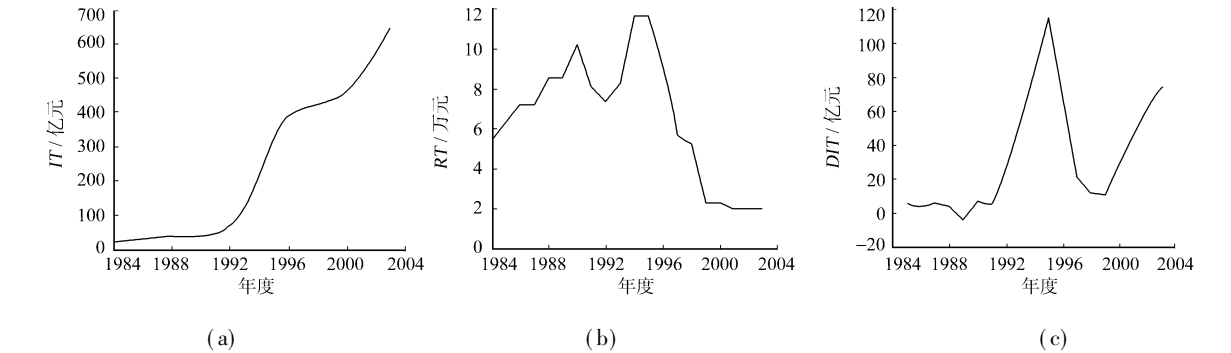


图 1 我国全社会固定资产投资及存款基准利率的时间序列分析

Fig. 1 Time series analysis of total investment in fixed assets and norm interest rates in the whole country

根据这些数据, 对随机游走的零假设进行检验, 可通过变量序列的 3 个典型方程来进行, 即

$$\Delta y_t = \eta y_{t-1} + \sum_{j=1}^P \lambda_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \tag{1}$$

$$\Delta y_t = \alpha + \eta y_{t-1} + \sum_{j=1}^P \lambda_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \tag{2}$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \eta y_{t-1} + \sum_{j=1}^P \lambda_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t. \tag{3}$$

式(1)~ (3)中,  $P$  为滞后项的阶数,  $\varepsilon$  为误差项,  $\Delta$  为一阶差分算子. 在此后及下文的模型中, 滞后项阶数的选取采用 AIC( Akaike Information Criterion) 模型. 经检验, 适用于投资时间序列、投资增额时间序列和利率时间序列的模型均为模型(1), 既没有截距项也没有时间趋势项的方程. 采用 ADF 方法分别对这 3 个序列进行检验, 结果如表 1 所示. 表 1 中, \* 值为拒绝单位根假设的 MacKinnon 临界值( 以下各表相同, 略). 从表 1 可看出, 在 10% 显著性水平下, 全社会固定资产投资总额时间序列的 ADF 值为 1.993 550, 大于其临界值- 1.606 129; 相应的, 全社会固定资产投资年增加额时间序列的 ADF 值为- 1.311 189, 大于其临界值- 1.606 129; 存款基准利率时间序列的 ADF 值为- 0.712 518, 大于其临界值- 1.607 051. 因此, 可判断这 3 个时间序列都有单位根, 即均为随机游走序列, 投资可能存在回滞.

1.2 协整检验

表 1 时间序列的 ADF 检验结果

Tab. 1 The ADF test results of time series

$y_t$	$P$	ADF 值	显著性		
			1% *	5%	10%
$IT$	2	1.993 550	- 2.708 094	- 1.962 813	- 1.606 129
$DIT$	1	- 1.311 189	- 2.708 094	- 1.962 813	- 1.606 129
$RT$	1	- 0.712 518	- 2.692 358	- 1.960 171	- 1.607 051

如果投资与利率之间或者投资增额与利率之间存在协整关系, 二者必须是同阶单整的. 因此, 协整分析的第 1 步就是考察每个变量单整的数. 由于投资增额就是投资的一阶差分, 而投资、利率的原序列, 以

及投资的一阶差分序列即投资增额被验证都是不平稳的, 故而判断这 3 个序列的单整阶数. 因此, 只需判断投资增额和利率的单整阶数即可, 而投资的单整阶数是投资增额单整阶数加 1.

利用模型(1)~ (3) 进行检验一步检验差分之后的序列是否含有单位根, 用  $\Delta DIT$ 、 $\Delta RT$  表示投资增额及利率的一阶差分( 其中

表 2 投资增额和利率序列的 ADF 检验结果

Tab. 2 The ADF test results of one order difference

in investment increasing and rate

$y_t$	$P$	ADF 值	显著性		
			1% *	5%	10%
$\Delta DIT$	1	- 2.361 871	- 2.708 094	- 1.962 813	- 1.606 1291
$\Delta RT$	1	- 3.224 768	- 2.699 769	- 1.961 409	- 1.606 610

$\Delta DIT = \Delta^2 IT$ ). 经检验, 适用于  $\Delta DIT$  和  $\Delta RT$  的模型都是方程(1). 采用 ADF 方法分别对两个差分序列进行检验, 结果如表 2 所示. 从表 2 看出, 在 5% 的显著性水平下, 对于  $\Delta DIT$ , 临界值为

- 1.962 813, ADF 值为- 2.361 871, 小于临界值, 因而在 5% 的显著性水平下拒绝原假设. 对于  $\Delta RT$ ,

在 1% 的显著性水平下, 其临界值为- 2. 699 769, ADF 值为- 3. 224 768, 小于临界值, 因而在 1% 的显著性水平下拒绝原假设. 这说明  $\Delta DIT$  和  $\Delta RT$  都不存在单位根, 是平稳的序列. 全社会固定资产投资总额和存款基准利率时间序列都为- 一阶单整的, 即两个序列是同阶单整的, 符合进行协整检验的条件.

利用 EG (Engle Granger) 两步检验法, 对投资 ( $DIT$ ) 和利率 ( $RT$ ) 之间的协整性进行检验. 用普通最小二乘法 (OLS) 对协整回归方程  $y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$  进行估计, 可得  $DIT = 238\,884.514\,9(1.281\,320) + 13\,836.755\,99(0.541\,842)RT + \varepsilon_t$ . 其中, 参数估计值后面括号中的数字为  $t$  统计值. 利用模型 (5) 构造残差序列  $\varepsilon_t$ , 然后对残差序列  $\varepsilon_t$  进行 ADF 单位根检验. 经检验, 适用于此序列的模型为模型 (1). 残差序列  $\varepsilon_t$  在 5% 的显著水平下, 临界值为- 1. 962 813, ADF 值为- 2. 503 334, 小于临界值, 因而, 在 5% 的显著水平下拒绝原假设. 在 10% 的水平下, 临界值为- 1. 606 129, 而在 1% 的水平下, ADF 值大于临界值- 2. 708 094, 无法拒绝原假设, 这说明该时间序列可能存在单位根, 因此, 投资增额与利率之间可能不存在协整, 由此可验证投资回滞的存在性.

1.3 Granger 因果检验

采用 Granger 因果检验法, 来验证投资与利率之间的 Granger 因果关系. 根据 Granger 因果检验, 为避免虚假回归而检验  $Y_t$  是否是  $X_t$  的非 Granger 原因, 对模型

$$X_t = c_1 + \sum_{j=1}^p \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + u_{1t}, \quad X_t = c_1 + \sum_{j=1}^p \alpha_j X_{t-j} + u_{1t}$$

分别进行估计, 并计算统计量  $F = \frac{[RSS(p) - RSS(q, p)]/p}{RSS(q, p)/(n - p - q - 1)}$  的值, 据此对是否存在非因果关系进行检验. 其中,  $RSS(q, p)$ ,  $RSS(p)$ ,  $n$  分别为两个模型的普通最小二乘估计的残差平方和及样本容量. 零假设成立时,  $F$  渐进服从  $F(q, n - p - q - 1)$  分布, 如果  $F > F_{\alpha}(q, n - p - q - 1)$ , 即认为  $Y_2$  是  $Y_1$  的 Granger 原因; 反之, 则认为  $Y_2$  不是  $Y_1$  的 Granger 原因<sup>[5]</sup>.

利用 1984- 2003 年全社会固定资产投资总额与存款基准利率的时间序列进行 Granger 检验, 如表 3 所示. 从表 3 可知, 在 5% 的显著水平下, 原假设“存款基准利率不是全社会固定资产投资总额的原因”被接受, 但原假设“全社会固定资产投资总额不是存款基准利率的原因”被拒绝. 即全社会

表 3 Granger 检验结果

Tab. 3 The granger test results

原假设	观察量	F 统计量	随机概率
IT 不是 RT 的 Granger 原因	17	4.402 19	0.032 16
RT 不是 IT 的 Granger 原因	-	0.861 67	0.492 25

固定资产投资总额是存款基准利率的原因, 但存款基准利率不是全社会固定资产投资总额的原因. 由此可得到结论: 投资的增长会导致央行

上调存款基准利率, 但是单方向上调存款基准利率, 未必能够有效控制全社会固定资产投资总额.

2 结论

检验结果表明, 我国在 1984- 2003 年存在投资回滞, 为此, 提出如下 3 点建议.

(1) 减小政策时滞, 保持利率传导机制顺畅. 利率对投资的影响, 即传导机制, 一方面直接反映了利率对资金的调节能力, 另一方面影响到资本形成额和产出. 传统的主流理论认为利率是内生的<sup>[6-8]</sup>, 利率市场化也强调利率的内生性, 认为利率是资金借贷双方博弈的结果, 是由经济体内部自动形成的. 实际上, 我国的利率水平长期偏低, 是政府人为压低所致, 因为政府和国有企业都需要以低利率降低借款成本, 刺激投资. 这样导致了僵硬的利率体制不能够真正反映储蓄者、贷款者与借款者之间的资金供求关系, 当然不能够有效调节储蓄、消费和投资. 投资回滞的存在说明我国利率调节机制在弱化. 这一特征应当是包括央行在内的政府制定利率政策时考虑的重要因素.

虽然 1996 年以来, 我国的利率市场化进程有了实质性启动, 陆续开放了部分利率, 如同业拆借利率等, 但是起主要决定作用的存贷款利率仅仅是扩大浮动范围而并未完全放开. 作为市场最主要的微观金融基础的商业银行等金融机构, 仍然没有对存贷款利率的定价权. 因此, 这种利率自然不能够合理地调节资金和资源流向、优化投资并最终形成帕累托最优, 这是制约利率机制有效性提高的关键性因素. 我国货币供给与利率调节的强外生性是导致货币政策目标效果较差的重要原因. 在我国经济运行中, 利率管制限制了货币政策中利率传导渠道有效地发挥其内生效应. 随着我国利率市场化的进一步推进,

利率将会逐步发挥其内生效应,政策时滞会缩短,达到有效调控投资及经济发展的目的,减弱投资回滞。

(2) 民营投资受利率调控影响较小,成为支持投资快速增长的重要力量。在当前土地和信贷双紧的政策环境下,固定资产投资仍然保持在高位运行。究其原因,除政策上“区别对待、有保有压”外,一方面为缓解瓶颈制约矛盾,煤电油运行业的投资受到了国家的重点支持,但更重要的是由于民营经济作为当前我国经济中最活跃的部分,投资活动受宏观调控政策的影响不大。土地对于民营经济来讲可调控空间较小,而且民营经济的融资环境始终偏紧,即使金融机构信贷投放速度明显放慢,民营企业对此感受并不十分灵敏。可以说,当前投资增长保持高位运行,与民营企业投资大幅增长有相当大的关系。只有使民营企业也感受到存贷款利率的市场化,才能更加有效地调控该部分投资,并使之纳入到货币政策可调控的范围里,进而减弱投资回滞。

(3) 合理调整投资结构,推进国有产权制度改革。从需求角度来看,政府在调节利率时,考虑的一个非常重要的因素即为减轻国有企业的利息负担。这意味着与其说是利率的下调刺激了投资,不如说是国有企业的投资需求倒逼利率的下调。投资结构如果不能加快调整,势必将影响“十一五”经济增长的可持续性和协调性,也会进一步加重投资回滞现象。从供给角度来看,我国的国有商业银行及国有企业没有独立的财产权和缺乏内在的自我约束机制,且由于软预算约束的存在,并不能对中央银行利率调整做出灵敏的反应,从而容易造成投资的回滞现象。因此,只有积极推进国有产权制度改革,市场主体对自己独立的财产才会拥有真正的所有权及内在的自我约束,筹资活动中才会力求最大限度地降低筹资成本及财务风险。从社会整体角度来看,才能减轻投资回滞的影响,增强中央政府经济调控的控制力。

#### 参考文献:

- [1] 国家发展与改革委员会宏观经济研究课题组. 2005-2006年中国宏观经济形势分析与预测[M]. 北京: 中国经济出版社, 2006.
- [2] 巴曙松. 中国货币政策有效性的经济学分析[M]. 北京: 经济科学出版社, 2000.
- [3] 潘红宇. 时间序列分析[M]. 北京: 对外经济贸易大学出版社, 2005.
- [4] 易丹辉. 数据分析与 Eview s 应用[M]. 北京: 中国统计出版社, 2002.
- [5] 周建, 李子奈. Granger 因果关系检验的适用性[J]. 清华大学学报: 自然科学版, 2004, 44(3): 72-75.
- [6] 国家计划委员会宏观经济研究院课题组. 货币市场、利率与货币政策传导有效性[J]. 宏观经济研究, 2001(10): 37-41.
- [7] 王维强. 试论我国现行利率机制的缺陷及其完善[J]. 金融与经济, 1996(7): 27-28.
- [8] 万解秋, 徐涛. 货币供给的内生性与货币政策的效率——兼评我国当前货币政策的有效性[J]. 经济研究, 2001(3): 40-50.

## Positive Study on Investment Hysteresis in China

HAN Xiao-feng, CHENG Xir-yu

(Institute for Quantitative Economics, Huaqiao University, Quanzhou 362021, China)

**Abstract:** Sampling the data concerning deposit norm rate and capital asserts investment in China from 1984 to 2003, we make ADF, cointegration and Granger causality tests to study whether there is investment hysteresis in China or not. Based on the study, we analyze some causes for investment hysteresis and offer some suggestions on its policies, such as rate marketing, effective managing private firm, adjusting investment structure rationally, enhancing common property rights reforming and so on, in order to alleviate the impact of investment hysteresis and strengthen the central government's power in economical adjustment.

**Keywords:** norm rate; hysteresis; cointegration; endogenetic effect

(责任编辑: 钱筠 英文审校: 程细玉)