

图书在版编目(CIP)数据

金融学季刊. 第5卷. 第2期/徐信忠, 刘力, 朱武祥主编. —北京: 北京大学出版社, 2010. 4

ISBN 978-7-301-16614-7

I. 金… II. ①徐… ②刘… ③朱… III. 金融学-丛刊 IV. F830-55

中国版本图书馆CIP数据核字(2010)第073763号

书 名: 金融学季刊(第5卷 第2期)

著作责任者: 徐信忠 刘 力 朱武祥 主编

责任编辑: 张 燕 祖国鹏

标准书号: ISBN 978-7-301-16614-7/F·2507

出版发行: 北京大学出版社

地 址: 北京市海淀区成府路205号 100871

网 址: <http://www.pup.cn>

电 话: 邮购部 62752015 发行部 62750672 编辑部 62752926

出版部 62754962

电子邮箱: em@pup.pku.edu.cn

印刷者:

经 销 者: 新华书店

787毫米×1092毫米 16开本 7.75印张 130千字

2010年4月第1版 2010年4月第1次印刷

定 价: 30.00元

International Price: US \$25.00

未经许可,不得以任何方式复制或抄袭本书之部分或全部内容。

版权所有,侵权必究

举报电话:010-62752024 电子邮箱:fd@pup.pku.edu.cn

金融学季刊

Quarterly Journal of Finance

编委会名单(按姓氏拼音排序)

执行主编

刘 力/北京大学
徐信忠/北京大学
朱武祥/清华大学

主编

陈学彬/复旦大学	吴冲锋/上海交通大学
刘锡良/西南财经大学	郑振龙/厦门大学

副主编

巴曙松/国务院发展研究中心	汪昌云/中国人民大学
柴 俊/香港城市大学	王春锋/天津大学
陈守东/吉林大学	王晓芳/西安交通大学
杜化宇/台湾政治大学	魏国强/香港科技大学
贺 强/中央财经大学	巫和懋/北京大学
胡金焱/山东大学	吴 军/对外经贸大学
金雪军/浙江大学	杨胜刚/湖南大学
李心丹/南京大学	叶永刚/武汉大学
刘少波/暨南大学	曾 勇/电子科技大学
柳永明/上海财经大学	张 华/香港中文大学
陆 军/中山大学	张 荔/辽宁大学
马君潞/南开大学	张 维/天津财经学院
裴 平/南京大学	张 新/中国人民银行
史永东/东北财经大学	周春生/长江商学院
唐齐鸣/华中科技大学	朱新蓉/中南财经政法大学
万解秋/苏州大学	

编辑部

张 峥 张 燕 祖国鹏

金融学季刊

2009 年 第 5 卷 第 2 期

目 录

无交易即无消息吗?	谭地军 田益祥 刘 波 黄文光 (1)
信念、交易行为与资产波动:理论和实证	孔东民 (18)
自愿披露与公司融资选择	周铭山 张维宁 李广子 刘玉珍 (41)
基于内、外部风险考虑的商业银行 X 效率研究	唐齐鸣 杨 龙 (58)
上证 A 股市场收益与流动性的非线性模型研究 ——基于 STR 模型的实证分析	王维国 关大宇 潘祺志 (80)
金融信贷与经济增长非线性关系检验:1952—2007	张宗益 周靖祥 (99)

Quarterly Journal of Finance

Vol. 5 , No. 2 , 2009

CONTENTS

No Trade, No News?

..... Dijun Tan Yixiang Tian Bo Liu Wenguang Huang (1)

Beliefs, Trading Behavior and Volatility of Asset:

Theory and Evidence

..... Dongmin Kong (18)

Voluntary Disclosure and Corporate Financing Choices

..... Mingshan Zhou Weining Zhang Guangzi Li Jane Liu (41)

Research on X Efficiency of Commercial Banks

Considering Internal and External Risks

..... Qiming Tang Long Yang (58)

Study on the Return and Liquidity of Shanghai A-Share Market

Using Nonlinear Model: Empirical Analysis Based on STR Model

..... Weiguo Wang Dayu Guan Qizhi Pan (80)

An Empirical Test on the Non-linear Relationship between

Financial Credit and Economic Growth: 1952—2007

..... Zongyi Zhang Jingxiang Zhou (99)

无交易即无消息吗?^{*}

谭地军 田益祥 刘 波 黄文光^{**}

摘 要 本文基于 UHF-GARCH 模型,实证分析了中国股票市场中交易持续期间的信息含量。通过讨论 UHF-GARCH 模型应用于中国股票市场可能存在的问题,提出了改进的 UHF-GARCH 模型以修正原模型的设定偏误。利用改进的 UHF-GARCH 模型进行实证分析后发现,对于缺乏卖空机制的中国股票市场,当利空消息出现时,信息不能及时地在市场中释放,实证结论一致支持“无交易预示着坏消息”的理论假设。

关键词 持续期间,UHF-GARCH 模型,消息,卖空

一、引 言

近年来,随着日内高频数据的出现,有关市场微观结构的实证研究已成为一个热点领域。市场微观结构的研究对于市场监管、交易机制设计及交易策略的制定都非常重要。有关市场微观结构的定义中,O'Hara(1995)认为市场微观结构理论主要研究的是特定规则下交易资产的过程和结果;而 Madhavan(2000)则将微观结构理论定义为研究投资者潜在需求最终转化为价格和数量的过程。但不管哪一种定义,都强调了“交易过程”。分析“交易过程”的一个

^{*} 获教育部“新世纪优秀人才支持计划项目”(教技函[2005]35号)、电子科技大学“中青年学术带头人+创新团队支持计划”资助;特别感谢电子科技大学经济与管理学院曾勇教授、李平副教授,法国马赛数量经济研究中心(GREQAM)Eric Girardin 教授,以及匿名审稿专家对本文提出的宝贵建议。当然,文责自负。

^{**} 谭地军,电子科技大学经济与管理学院博士生;田益祥,电子科技大学经济与管理学院教授,博士生导师;刘波,电子科技大学经济与管理学院博士;黄文光,Bristol Business School,电子科技大学经济与管理学院兼职教授。通信作者及地址:谭地军,电子科技大学经济与管理学院,610054; E-mail: tandj516@uestc.edu.cn。

重要部分就是对两笔交易发生的时间间隔(或称为持续期间,duration)进行分析,以揭示持续期间的信息含量。

从现实的角度看,当投资者观察到市场上某只股票很长时间没交易,或者很长时间价格不发生改变时,迫切希望了解这种现象背后的原因是什么。对于不同的市场,相关的理论研究结论存在差异。Diamond and Verrecchia(1987)认为在缺乏卖空的机制下,较长的交易间隔与坏消息到来有关,“无交易预示着坏消息”;而 Easley and O'Hara(1992)的研究结论认为,只要有消息到来,不管是好消息还是坏消息,交易者都会及时进行交易,因此长的交易间隔还会与无消息发布有关,“无交易预示着无消息”。

随着日内高频数据的出现,人们开始使用一些基于高频数据的模型,对以上理论进行实证检验,如 Engle and Russell(1998)提出的 ACD(Autoregressive Conditional Duration)模型,以及 Engle(2000)在 ACD 模型的基础上提出的 UHF-GARCH 模型等。Engle 运用 UHF-GARCH 模型对 IBM 的日内数据分析后发现,NYSE 股票市场总体上满足“无交易预示着无消息”的假设。在缺乏卖空机制的中国股票市场,长时间无交易或价格不发生改变预示着什么?是否与 NYSE 等成熟股票市场的结论有差异或产生差异的原因是什么?基于这样一些问题,本文利用 UHF-GARCH 模型,实证分析了缺乏卖空机制的中国股票市场上,“无交易”现象是预示着“无消息”还是“坏消息”;更为重要的是,通过讨论将 UHF-GARCH 模型直接应用于中国股票市场时可能存在的问题,本文提出了改进的 UHF-GARCH 模型并进行了实证检验。

本文的实证结果发现,直接将 UHF-GARCH 模型应用于中国股票市场将得到不一致的结论,而改进的 UHF-GARCH 模型修正了原模型的设定偏误,对于缺乏卖空机制的中国股票市场更有效。基于新模型的实证检验结果发现,中国股票市场上当利空消息出现时,信息不能及时地在市场中释放,持续期间与波动率之间具有较强的(折段)非线性变化关系,结论一致支持 Diamond and Verrecchia(1987)的假设:无交易预示着坏消息。

与现有相关研究相比,本文不仅在实证方法上进行了改进,也使用了更丰富的实证样本。首先,本文通过分析 UHF-GARCH 模型的假设,结合中国股票市场交易机制与国外市场的差异,提出了改进的 UHF-GARCH 模型修正原模型可能存在的设定偏误,并基于改进的 UHF-GARCH 模型进行了实证检验,发现了波动率与持续期间之间的(折段)非线性关系。其次,陈敏等(2003)、徐国正等(2005)等讨论了中国股票市场上指数持续期间的信息含量,由于指数持续期

间的定义和信息含量并不像个股那么直观,且少有理论文献做出一个清晰的描述,本文集中讨论了个股持续期间的信息含量,既有指数样本股,也有非样本股。因此,与国内相关研究相比,本文在研究对象、实证样本方面也存在差异。

本文其余部分的结构安排如下:第二部分是相关文献回顾;第三部分介绍了 UHF-GARCH 模型;在此基础上,第四部分利用 UHF-GARCH 模型检验了中国股票市场持续期间的信息含量;第五部分通过讨论 UHF-GARCH 模型应用于中国股市可能存在的一些问题,提出了改进的模型,并作实证分析;第六部分为全文的总结。

二、文献回顾

自 Engle and Russell(1998)提出 ACD 模型以来,有关持续期间的研究在近几年取得了较丰富的成果,也进一步促进了对高频数据的深入研究。在 Engle and Russell 的工作之后,一系列 ACD 模型迅速诞生,包括 TACD(Zhang et al., 2001)、Log-ACD(Bauwens and Giot, 2000)、SVD(Ghysels et al., 2004)等模型。而 Fernandes and Grammig(2006)提出的 AACD 模型,与当初的 A-PARCH 模型(Ding et al., 1993)的思想类似,可以扩展成多种不同形式的 ACD 模型。徐国祥和金登贵(2006)运用中国石化的高频数据,对不同的 ACD 模型进行实证分析及比较后发现:BCACD、EXACD、Log-ACD 的效果较好。

在 ACD 模型的基础上,Engle(2000)提出了超高频数据建模的 UHF-GARCH 模型,将 ACD 模型和 GARCH 模型结合起来,可以直接对不等间隔日内高频数据进行波动率建模,分析持续期间对收益率和波动率的影响。Engle 运用 UHF-GARCH 模型对 IBM 的日内数据分析后发现,波动率与持续期间负相关,即一个长的持续期间会导致波动率减小,结论支持“无交易预示着无消息”的假设;但由于 Engle 的实证结果也发现持续期间增加时收益率显著减小,因此也存在支持“无交易预示着坏消息”的证据。国内学者在这方面也做了不少工作,如陈敏等(2003)、房振明和王春峰(2005)、徐国正和张世英(2005)、黄杰鲲(2006)等,但实证结果存在较大差异。黄杰鲲(2006)将非对称性引入 UHF-GARCH,建立了 GJR version UHF-GARCH 模型,并得出结论:利好消息会增加交易强度减小持续期间,而利空消息通常会加大持续期间,结论支持“无交易预示着坏消息”的假设。陈敏等(2003)利用 ACD-GARCH 对沪市和深市指数的实证研究发现,交易持续期间与股价波动成反比,作者认为这个结论支持“无交易预

示着无消息”的假设,与徐国正和张世英(2005)利用上海股票市场个股和指数分析后得出的结论类似。

总体来看,不管是美国股票市场还是中国股票市场,对长时间无交易或价格不发生改变预示着什么的问题,现有研究结论均不一致。对于禁止卖空的中国股票市场,其结论与允许卖空的美国股票市场是否有差异,也还有待继续检验。另外,目前基于 Engle(2000)的 UHF-GARCH 模型的实证检验,大都忽略了直接利用 UHF-GARCH 模型应用于不同的市场可能存在的问题,尤其是应用在不能卖空的中国股票市场。从后面的分析可以看出,Engle 提出的 UHF-GARCH 模型,其隐含的假设条件为市场允许卖空,但对于不允许卖空的中国股票市场,该假设可能不成立,该模型将存在设定偏误,估计结果可能会有误差。国内相关文献在利用 UHF-GARCH 作实证分析时,对原模型进行了简化,当市场上出现高于预期之外的持续期间时,是否会引起波动率和收益率的显著变化,也未作具体分析。通过本文的分析发现,这样的简化可能会导致完全不同的结论。

鉴于目前的研究存在着不一致或无法解释的结论,以及 UHF-GARCH 模型用于中国股票市场时本身可能存在的一些问题,本文提出了改进的 UHF-GARCH 模型,并利用改进的模型分析了持续期间的信息含量。实证研究表明:对于缺乏卖空机制的中国股票市场,持续期间与波动率之间具有较强的(折段)非线性变化关系,实证结论支持 Diamond and Verrecchia(1987)的假设:“无交易预示着坏消息”。

三、UHF-GARCH 模型简介

Engle(2000)提出的 UHF-GARCH(Ultra-High-Frequency GARCH)模型,将 ACD 模型与 GARCH 模型结构相结合,使基于高频数据的波动率建模变得容易。下面将首先介绍 ACD 模型,然后再介绍 UHF-GARCH 模型的形式。

(一) ACD 模型

ACD 模型用一个标记点过程(marked point process)去刻画随机交易间隔(Engle and Russell,1998),一个 ACD(p, q)模型的基本形式如下:

$$x_i = \varphi_i z_i \quad (1)$$

$$\varphi_i = E(x_i | \Omega_{i-1}) = \mu + \sum_{j=1}^p \kappa_j x_{i-j} + \sum_{m=1}^q \eta_m \varphi_{i-m} \quad (2)$$

其中, x_i 表示持续期间(duration), φ_i 是持续期间 x_i 的条件期望; μ 、 κ_j 、 η_m 均为待估参数; Ω_{i-1} 表示 $i-1$ 期及其以前的信息集; p 和 q 为滞后阶数; $\{z_i\}$ 独立同分布(iid), $E(z_i) = c > 0$, $\text{Var}(z_i) = 1$ 均不随时间变化。虽然 ACD 模型可以很好地刻画持续期间变化的自回归模式, 但为了避免持续期间的条件期望为负, ACD 模型对系数 κ_j 和 η_m 施加了非负性约束。当引入外生变量到 ACD 模型时很难满足这种非负性约束, 使得分析各种市场微观结构变量对持续期间的影响变得困难。Bauwens and Giot(2000)提出了 ACD 模型的对数形式, Log-ACD, 可以较好地解决这一问题。不失一般性, Log-ACD(1,1) 模型的定义为:

$$x_i = \varphi_i z_i$$

$$\varphi_i = E(x_i | \Omega_{i-1}) = \mu + \kappa g(x_{i-1}, z_{i-1}) + \eta \varphi_{i-1} \quad (3)$$

z_i 的定义与 ACD 模型相同, $g(x_{i-1}, z_{i-1})$ 通常取 $\ln(x_{i-1})$ 或 $\ln(z_{i-1})$ 两种形式。当然, 在 Log-ACD 模型的思想下, 仍然可以根据实际需要或经济意义设定 $g(x_{i-1}, z_{i-1})$ 为其他形式。

对于 ACD 模型的发展, 除了上述模型形式本身的变化外, 还可以使用不同的分布形式刻画 $\{z_i\}$, 根据 $\{z_i\}$ 分布的不同形式, 又可以得到多种不同的 ACD 模型, 如当 $\{z_i\}$ 服从指数分布、Weibull 分布、广义 GAMA 分布等分布时, 分别可以得到 EACD、WACD、GACD(Engle and Russell, 1998; Zhang et al., 2001) 等模型。对于各种 ACD 模型的估计, 一般均采用极大似然估计(MLE), 限于篇幅, 此处不作详述, 可以参见 Engle(2000)、Tsay(2002) 等文献。

(二) UHF-GARCH 模型

Engle(1982)提出的自回归条件异方差(ARCH)模型可以用于刻画时间序列的时变性方差, 捕捉金融市场波动聚集性等特征, 大大深化了对金融市场资产波动率变化的认识。在 Engle 提出 ARCH 模型之后, 条件异方差模型得到了迅速拓展, 其中包括著名的 GARC(Bollerslev, 1986)、EGARCH(Nelson, 1991) 等模型。

随着日内高频数据的出现, 人们可以对市场上发生的每笔交易进行分析, 在波动率建模方面, 也希望像在低频数据(主要指日以上频率的数据)中那样, 能够使用 ARCH 模型结构对日内数据进行建模。但是直接将经典的 ARCH 类模型应用于日内高频数据将会产生问题, 主要原因在于, 高频数据最主要的特

征就是交易发生的时间是不等间隔的,而经典的 ARCH 类模型都是基于等时间间隔数据的建模。因此,要对不等间隔日内高频数据进行波动率建模,需要在经典的 ARCH 模型基础上,引入交易的持续期间变量。Engle (2000) 提出的 UHF-GARCH 模型,将 GARCH 模型和 ACD 模型结合,可以直接对高频数据进行波动率建模,较好地解决了这一问题。UHF-GARCH 模型的形式为:

$$E\left(\frac{r_i}{\sqrt{x_i}} \mid x_i, \Omega_{i-1}\right) = u_i; \quad \frac{r_i}{\sqrt{x_i}} = u_i + \varepsilon_i$$

$$E(r_i^2 \mid x_i, \Omega_{i-1}) = h_i = x_i \sigma_i^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{i-1}^2 + \beta \sigma_{i-1}^2 \quad (4)$$

其中, u_i 称为条件 $\{x_i, \Omega_{i-1}\}$ 下 $r_i/\sqrt{x_i}$ 的条件期望; h_i 为条件 $\{x_i, \Omega_{i-1}\}$ 下 r_i 的条件方差; Ω_{i-1} 为 $i-1$ 时刻的所有历史信息集; ω, α, β 为待估参数。与 ARCH 模型类似, u_i 可以为多种形式,如常数项或 ARMA 形式。可以看出, UHF-GARCH 模型将持续期间 x_i 引入 GARCH 模型中,使得利用不等间隔数据计算的“每笔收益率”具有“时间刻度”,较好地解决了高频数据不等间隔建模问题。在 UHF-GARCH 模型的框架下,为了进一步分析交易持续期间对波动率和收益率的影响,探讨持续期间的信息含量,Engle (2000) 将持续期间及其条件期望引入 UHF-GARCH 模型,构建了如下实证模型^[1]:

$$\frac{r_i}{\sqrt{x_i}} = a + b \frac{r_{i-1}}{\sqrt{x_{i-1}}} + \varepsilon_i + c \varepsilon_{i-1} + d x_i \quad (5)$$

$$\sigma_i^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{i-1}^2 + \beta \sigma_{i-1}^2 + \gamma \frac{1}{x_i} + \lambda \frac{x_i}{\varphi_i} + \theta \frac{1}{\varphi_i} \quad (6)$$

其中, x_i, φ_i 分别为交易持续期间和使用 ACD 模型刻画的持续期间条件期望。 $a, b, c, \gamma, \lambda, \theta, d$ 为待估参数。 $\gamma, \lambda, \theta, d$ 分别描述持续期间、预期之外的持续期间 (surprises in durations)、持续期间的条件期望对条件波动率的影响,以及持续期间对收益率条件均值的影响。根据 Engle (2000) 的分析,若 Easley and O'Hara (1992) “无交易预示着无消息”的假设成立,则持续期间与波动率成反向变化,与收益率关系不显著,因此 γ, θ 应显著为正, λ 显著为负, d 不显著。

[1] 为了突出本文的重点,并使描述更加简洁,本文在讨论和改进实证模型时,忽略了 Engle (2000) 原模型条件方差等式中的长期波动率、价差等因素的影响。事实上,实证发现,若模型中均加入了长期波动率(使用指数平滑得到)、价差、交易量,以及单位时间交易笔数、买比 (buy-to-sell ratio; 当天所有交易中,主动性买盘占总成交量的比例,以主动买入成交量与总成交量之比表示) 等因素,本文的结论不会发生实质性变化。

四、数据及实证结果

(一) 样本数据及预处理

数据说明:本文从CSMAR数据库深圳股票交易所数据中,随机选取了“深证100”指数股票中的12只股票2004年1月至2005年6月的数据为样本进行分析,所选股票基本信息如表1所示。

由于交易数据中约60%的交易未发生价格变化,结合本文所分析的问题和Engle(2000)的做法,本文定义价格发生改变时的持续期间为“有效”持续期间,并去除了早上开盘和下午恢复交易后的第一笔数据,由表1的统计结果可以看出,大部分股票的平均“有效”持续期间均在100秒左右。由于日内交易数据大都存在周期性,Andersen and Bollerslev(1997),Martens(2001)等都认为,如果对日内高频数据直接进行建模,日内周期性是无法回避的问题。仅当去掉周期性后,建模分析的结果才更加准确和可靠。如Andersen and Bollerslev(1997)发现,去掉波动的日内周期性后,其长记忆性将明显减弱。因此,本文选用三次样条插值法对持续期间 x_i 进行建模,去除周期性后再进行ACD及UHF-GARCH模型的估计。限于篇幅,去周期性的具体方法不作详述。

表1 实证分析股票的基本信息

证券代码	证券简称	行业代码	行业名称	平均“有效”持续期间	样本量
000001	深发展A	I01	金融(银行业)	58.6	85 457
000006	深振业A	J01	房地产(房地产开发与经营业)	142.25	35 069
000016	深康佳A	C55	工业(日用电子器具制造业)	144.3	34 697
000031	深宝恒A	M	综合(综合类)	90.2	55 118
000063	中兴通讯	G81	工业(通信及相关设备制造业)	116.7	52 089
000550	江铃汽车	C75	工业(交通运输设备制造业)	91.1	54 314
000562	宏源证券	I21	金融(证券、期货业)	76.3	65 901
000563	陕国投A	I31	金融(金融信托业)	110.6	44 634
000701	厦门信达	M	综合(综合类)	99.5	50 752
000733	振华科技	C51	工业(电子元器件制造业)	141.4	35 691
000748	湘计算机	G83	工业(计算机及相关设备制造业)	116.5	42 733
000783	石炼化	C41	工业(石油加工及炼焦业)	129.3	38 958

数据来源:CSMAR财务数据库。

(二) UHF-GARCH 实证结果

使用深圳交易所上述 12 只股票的高频交易数据,采用极大似然估计法,先使用式(3)所示的 Log-ACD 模型估计条件持续期间,然后估计式(5)、(6)所描述的 UHF-GARCH 模型,UHF-GARCH 模型的估计结果如表 2 所示。将表 2 的结果与 Engle(2000)的实证结果对比后可以发现:

(1) 虽然 γ 大都显著为正,根据 Engle 的分析,似乎支持“无交易预示着无消息”的假设,但有 3 只股票 γ 的估计值高度不显著(见表 2 中粗体部分)。

表 2 UHF-GARCH 模型估计结果

系数	d	ω	α	β	γ ($\times 10^{-4}$)	λ ($\times 10^{-4}$)	θ ($\times 10^{-4}$)	Likelihood
000001	-0.0002 (0.0000)	-1.2×10^{-6} (0.0000)	0.1460 (0.0000)	0.6010 (0.0000)	0.0036 (0.3142)	0.0080 (0.0000)	0.0140 (0.0000)	422 010.3
000006	-0.0006 (0.0000)	1.69×10^{-5} (0.0757)	0.1450 (0.0000)	0.6000 (0.0000)	0.0020 (0.4370)	-0.0163 (0.0008)	-0.0183 (0.0000)	138 144.9
000016	-0.0004 (0.0000)	7.15×10^{-5} (0.2117)	0.2254 (0.0878)	0.3568 (0.0000)	0.0194 (0.0000)	0.0889 (0.0049)	-0.0130 (0.0000)	150 691.4
000031	-0.0005 (0.0000)	8.19×10^{-7} (0.2901)	0.1500 (0.0000)	0.6000 (0.0003)	-0.0001 (0.9566)	-0.0069 (0.0000)	-0.0015 (0.5550)	236 433.1
000063	-0.0003 (0.0000)	-7.76×10^{-7} (0.2901)	0.2730 (0.0000)	0.1495 (0.0003)	0.0167 (0.0000)	0.0103 (0.1540)	-0.0009 (0.8893)	235 718.4
000550	-0.0004 (0.0000)	-5.8×10^{-7} (0.0452)	0.1596 (0.0000)	0.132 (0.0010)	0.0218 (0.0000)	0.027 (0.0580)	0.0027 (0.5822)	243 982.9
000562	-0.0003 (0.0000)	-6.1×10^{-7} (0.1515)	0.2178 (0.0039)	0.0879 (0.2355)	0.0292 (0.0015)	0.0098 (0.0010)	0.0030 (0.7739)	293 570.1
000563	-0.0005 (0.0000)	1.47×10^{-7} (0.9004)	0.2376 (0.0000)	0.2559 (0.0000)	0.032 (0.0015)	0.016 (0.0010)	-0.0087 (0.1831)	186 467.3
000701	-0.0004 (0.0000)	5.0×10^{-7} (0.1216)	0.2394 (0.0000)	0.0933 (0.0147)	0.017 (0.0015)	0.0090 (0.0010)	0.0023 (0.7174)	227 616.6
000733	-0.0006 (0.0000)	4.6×10^{-6} (0.0000)	0.1499 (0.0000)	0.6000 (0.0000)	0.0054 (0.0000)	-0.0053 (0.0044)	-0.014 (0.0000)	155 006.7
000748	-0.0005 (0.0000)	7.9×10^{-7} (0.6564)	0.1879 (0.0000)	0.0788 (0.0548)	0.046 (0.0126)	0.024 (0.0807)	-0.024 (0.2156)	179 875.5
000783	-0.0004 (0.0000)	5.3×10^{-7} (0.6564)	0.1509 (0.0000)	0.5989 (0.0000)	0.0076 (0.0002)	0.0021 (0.6606)	-0.022 (0.0000)	168 979.6

注:对 $r_i/\sqrt{x_i}$ 进行自相关系数和偏相关系数分析后发现,所有股票的收益率序列 $r_i/\sqrt{x_i}$ 都有较强的二阶偏相关(一阶、三阶也显著),若条件均值等式使用 AR(3) 中,则滞后一阶和三阶均不显著,而滞后二阶是显著的。因此,UHF-GARCH 模型的条件均值设定形式为: $r_i/\sqrt{x_i} = a + br_{i-2}/\sqrt{x_{i-2}} + dx_i + \varepsilon_i$; 条件方差如式(6)所示;限于篇幅,条件均值估计方程中,仅报告了 d 的估计结果;括号里为估计系数的 P -value。另外,实证发现,使用 ACD 或 Log-ACD 刻画条件持续期间,结论一致。

(2) Engle 的实证结论中 λ 的估计值显著为负,即持续期间越大,波动率越小。但对于中国股票市场,有 3 只股票 λ 显著为负,而其他 9 只股票中,有 5 只显著为正,4 只不显著(见表 2 中粗体部分),说明持续期间越长,波动率并不会呈现减小的趋势。

(3) 与 Engle 的结果一致的是, d 的估计值显著为负,持续期间越大收益率越小,结合第(2)点结论,中国股市似乎也支持“无交易预示着坏消息”的假设。

表 2 的估计结果说明,直接将 UHF-GARCH 模型运用于中国股票市场的实证结论是矛盾或者不一致的,既不能像 Engle 那样从总体上支持“无交易预示着无消息”的假设^[2],也不能完全支持“无交易预示着坏消息”的假设。下面就 Engle 提出 UHF-GARCH 模型时所作的假设,讨论该假设在中国股票市场上的合理性,分析 UHF-GARCH 模型的问题,并提出改进的模型进行实证分析,解释上述现象。

五、改进的 UHF-GARCH 模型

(一) UHF-GARCH 模型的问题

结合 Engle(2000)的实证结果可以发现,不管是中国股票市场还是 NYSE 市场,似乎都不能完全支持“无交易预示着无消息”或“无交易预示着坏消息”的假设,产生这种结果的原因在哪里呢?仔细分析可以发现,虽然 UHF-GARCH 模型结构简单、易于理解和分析,但它在描述持续期间对波动率和收益率的影响时不够准确,存在模型设定偏误,原因在于:由市场微观结构理论,价格的波动性与信息的非对称程度正相关,新信息到来是波动率增加的最主要原因(Zhang et al., 2001)。较长持续期间可能预示着坏消息也可能预示着无消息,因此持续期间与波动率之间的关系在不同的假设下亦不同。若 Easley and O'Hara(1992)“无交易预示着无消息”的假设成立,即只要消息到来,不管是好消息还是坏消息,都会立即交易,持续期间缩短,波动率增加;而没有消息到来时,持续期间增加,波动率下降,因此持续期间与波动率的关系如图 1(a)所示,随着持续期间增加波动率有“单调减小”的趋势。^[3] 但当 Diamond and Verrec-

[2] Engle(2000)的主要实证结论支持“无交易即无消息”的假设,但也有支持“无交易即坏消息”的证据,原文中提到“Interestingly this (d) is negative, supporting the Diamond and Verrecchia model”。陈敏等(2003)、徐国正和张世英(2005)等直接将 γ 的估计系数作为分析持续期间随机时间效应的依据, γ 的估计值显著为正,则认为持续期间与波动率呈负相关关系,“无交易预示着无消息”。从本文后面的分析可以看出,仅仅靠 γ 的估计值进行分析,结论是不够可靠的,存在模型设定偏误。

[3] 这里的“单调减小”,并非数学上严格定义的“单调减小”,而是总体上具有单调减小的趋势。

chia(1987)“无交易预示着坏消息”的假设成立时,持续期间与波动率的关系则发生了变化。此时,当好消息出现时,交易频繁,持续期间缩短,波动率会增加,两者仍然呈负相关关系;而当坏消息出现时,在卖空机制的限制下,交易频率较低,持续期间增加;同时,由于坏消息的出现,虽然交易频率较慢,但价格变化更剧烈,即价格变化的幅度或强度增加,也会引起波动率增加,从而使得持续期间与波动率之间表现出正相关关系。^[4] 因此,在“无交易预示着坏消息”的假设下,随着持续期间增加,波动率不再具有“单调减小”的趋势,两者更应该表现出图1(b)所示的非线性关系。

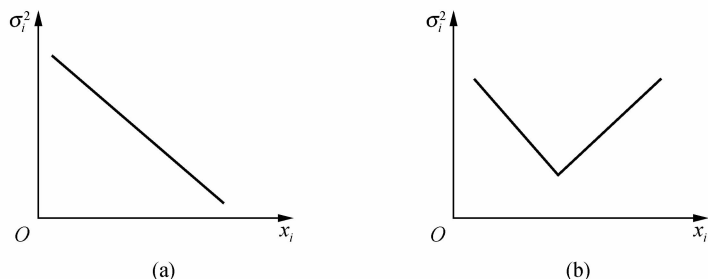


图1 持续期间与波动率的关系示意图

由表2的实证结果可以看出,在中国股票市场上, γ 和 λ 的估计结果非常不一致,直接使用UHF-GARCH模型是无法得到一致的结论的,基于图1(a)和图1(b),便可以较好地理解出现这种不一致实证结果的原因。如果“无交易预示着无消息”的假设成立,持续期间与波动率表现出图1(a)所示的关系,此时,原始UHF-GARCH模型条件方差中的两项 $1/x_i$ 和 x_i/φ_i ,无论持续期间大小, $1/x_i$ 与 $E(\varepsilon_i^2|\Omega_{i-1})$ 表现为一致正相关, x_i/φ_i 与 $E(\varepsilon_i^2|\Omega_{i-1})$ 表现为一致负相关;但如果“无交易预示着坏消息”的假设成立,持续期间与波动率表现出图1(b)所示的关系,则对于 $1/x_i$,持续期间较小时与 $E(\varepsilon_i^2|\Omega_{i-1})$ 正相关,持续期间较大时与 $E(\varepsilon_i^2|\Omega_{i-1})$ 负相关,同理,对于 x_i/φ_i ,持续期间较小时与 $E(\varepsilon_i^2|\Omega_{i-1})$ 负相关,持续期间较大时与 $E(\varepsilon_i^2|\Omega_{i-1})$ 正相关,在这两种作用下,使得 γ 和 λ 既可能为正,也可能为负,或者不显著。

[4] 由式(4)及式(6)的定义,UHF-GARCH模型所描述的波动率 σ_i^2 为 $r_i/\sqrt{x_i}$ 在条件 $\{x_i, \Omega_{i-1}\}$ 下的条件方差,因此, σ_i^2 的变化将同时受 r_i 的变化幅度($|r_i|$)和 x_i 的影响:好消息出现时, r_i 的变化幅度较大, x_i 较短,因此,波动率较高;坏消息出现时,虽然由于卖空机制的限制,知情交易者需要等待不知情交易者提供流动性,使得 x_i 较长,但 r_i 的变化幅度较大(原因之一便是知情交易者的订单更加“激进”), $r_i/\sqrt{x_i}$ 的条件波动率 σ_i^2 仍然可能会增加。

Engle(2000)将 $1/x_i$ 、 $1/\varphi_i$ 作为外生变量引入条件方差等式,主要是为了检验 Easley and O'Hara(1992)“无交易预示着无消息”的假设。^[5] 若该假设成立,则 $1/x_i$ 的系数 γ 应显著为正,持续期间越长,波动率越小,两者呈显著的负向变化关系。因此,从某种程度上讲,Engle(2000)定义的 UHF-GARCH 模型是在满足“无交易预示着无消息”假设条件下建立的模型。但问题是,如果该假设不成立,而是满足“无交易预示着坏消息”的假设,则持续期间与波动率的关系不再具有“单调减小”的线性关系。因此,直接将 UHF-GARCH 模型应用于缺乏卖空机制的中国股票市场,便产生了模型设定偏误(方差等式的偏误)。基于以上分析,需要对 UHF-GARCH 模型进行改进,使之既可以检验可以卖空的市场,也可以检验禁止卖空的市场,从而使实证结论更加可靠。

(二) 改进的 UHF-GARCH 模型及实证结果

根据前面的分析,直接将 UHF-GARCH 模型运用于中国股票市场描述持续期间与波动率的关系时可能存在设定偏误,需要作改进。结合图 1(b)及前面的论述,本文提出了如下改进的 UHF-GARCH 模型:

$$\frac{r_i}{\sqrt{x_i}} = a + b \frac{r_{i-1}}{\sqrt{x_{i-1}}} + \varepsilon_i + c\varepsilon_{i-1} + dx_i \quad (7)$$

$$E(\varepsilon_i^2 | \Omega_{i-1}) = \sigma_i^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{i-1}^2 + \beta\sigma_{i-1}^2 + \gamma \frac{1}{x_i} G_i^{x_i < \varphi_i} + \lambda \frac{x_i}{\varphi_i} D_i^{x_i \geq \varphi_i} + \theta \frac{1}{\varphi_i} \quad (8)$$

当 $x_i \geq \varphi_i$ 时, $D_i^{x_i \geq \varphi_i} = 1$, 否则 $D_i^{x_i \geq \varphi_i} = 0$; $G_i^{x_i < \varphi_i} = 1 - D_i^{x_i \geq \varphi_i}$ 。可以看出,式(8)可以同时描述如图 1(a)和图 1(b)所示的持续期间与波动率的关系,与此同时,式(8)也保持了 Engle(2000)原模型的基本结构。若 d 显著为负、 γ 和 λ 显著为正,持续期间与收益率负相关,与波动率之间表现为如图 1(b)所示的非线性关系,“无交易预示着坏消息”的假设成立。当然,若 d 不显著、 γ 显著为正、 λ 显著为负,则表明,持续期间与波动率之间呈现出如图 1(a)所示的“单调减小”关系,“无交易预示着无消息”的假设成立。

[5] 在这种假设下, x_i 与波动率的关系为负相关, Engle(2000)将 $1/x_i$ 而不是 x_i 引入条件方差等式,主要原因在于,在描述持续期间与波动率关系的同时,还可以避免方差等式的估计系数为负、条件方差为负的情况。在 Engle 在原文中是这样表述的:“(Introduce durations, as the form of $1/x_i$, directly into the conditional variance) allows the conditional variance to depend upon the reciprocal of duration. In this way a positive sign is expected under the Easley and O'Hara Hypothesis since long durations indicate no news and lower volatility. A large duration cannot therefore drive the variance negative.”

相对于 Engle(2000)的 UHF-GARCH 模型,本文改进的模型在检验持续期间的信息含量时更具灵活性,可以同时检验 Easley and O'Hara(1992)和 Diamond and Verrecchia(1987)的假设。条件均值方程不变,以式(8)为条件方差方程,改进的 UHF-GARCH 模型估计结果如表3所示。

表3 改进的 UHF-GARCH 模型估计结果

股票	d	ω	α	β	γ ($\times 10^{-4}$)	λ ($\times 10^{-4}$)	θ ($\times 10^{-4}$)	Likelihood
000001	-0.0002 (0.0000)	-7.3×10^{-7} (0.0000)	0.1434 (0.0000)	0.5981 (0.0000)	0.0032 (0.0000)	0.0053 (0.0000)	0.0153 (0.0000)	422 466.0
000006	-0.0004 (0.0000)	1.97×10^{-6} (0.0757)	0.2512 (0.0000)	0.2627 (0.0001)	0.0023 (0.0000)	0.0143 (0.0012)	-0.0022 (0.5615)	146 219.3
000016	-0.0004 (0.0000)	1.11×10^{-6} (0.2117)	0.2177 (0.0878)	0.3801 (0.0000)	0.0159 (0.0000)	0.0064 (0.0000)	-0.0035 (0.0000)	150 601.8
000031	-0.0004 (0.0000)	9.0×10^{-6} (0.0000)	0.2542 (0.0000)	0.1196 (0.0000)	0.0153 (0.0000)	0.0096 (0.0000)	0.0010 (0.0000)	251 839.4
000063	-0.0003 (0.0000)	-1.5×10^{-6} (0.0000)	0.1651 (0.0000)	0.1067 (0.6651)	0.0002 (0.0000)	0.0117 (0.0000)	0.0052 (0.0000)	235 719.7
000550	-0.0004 (0.0000)	2.44×10^{-8} (0.2711)	0.1640 (0.0000)	0.1473 (0.0000)	0.0017 (0.0000)	0.0124 (0.0000)	0.0019 (0.0000)	243 754.7
000562	-0.0003 (0.0000)	-7.57×10^{-7} (0.0000)	0.2546 (0.0000)	0.1770 (0.0000)	0.0020 (0.0000)	0.0086 (0.0000)	0.014 (0.0000)	293 276.2
000563	-0.0005 (0.0000)	8.0×10^{-7} (0.0000)	0.2433 (0.0000)	0.2767 (0.0000)	0.026 (0.0000)	0.0150 (0.0000)	0.0050 (0.0000)	186 375.5
000701	-0.0004 (0.0000)	9.7×10^{-7} (0.0000)	0.2394 (0.0000)	0.0973 (0.0000)	0.014 (0.0000)	0.0070 (0.0000)	0.010 (0.0000)	227 534.6
000733	-0.0005 (0.0000)	2.5×10^{-7} (0.0000)	0.2032 (0.0000)	0.1896 (0.0000)	0.017 (0.0000)	0.0083 (0.0000)	-0.0060 (0.0000)	156 881.4
000748	-0.0005 (0.0000)	1.7×10^{-7} (0.0000)	0.1845 (0.0000)	0.0950 (0.0000)	0.038 (0.0000)	0.016 (0.0000)	0.0045 (0.0000)	179 356.3
000783	-0.0003 (0.0000)	3.1×10^{-7} (0.0000)	0.1905 (0.0000)	0.1275 (0.0000)	0.017 (0.0000)	0.0086 (0.0000)	-0.0069 (0.0000)	172 216.8

注:估计改进的 UHF-GARCH 模型时,使用与 UHF-GARCH 模型一样的条件均值形式,但条件方差形式如式(8)所示;限于篇幅,条件均值估计方程中,仅报告了 d 的估计结果;括号内为系数估计的 p -value;实验发现,若以 $x_i/E(x_i) = 1$ 为界描述持续期间与波动率之间的非线性关系,对实证结果没有实质性的影响, $E(x_i)$ 为 x_i 的无条件均值。

由表3的结果,每只股票的估计结果中 γ 和 λ 都一致显著为正,当 $x_i < \varphi_i$ 时持续期间与波动率负相关,当 $x_i \geq \varphi_i$ 时两者正相关,持续期间与波动率之间表现出如图1(b)所示的非线性关系,对于不同的股票具有很高的稳健性。其经济意义是:当好消息出现时,交易频繁,波动率增加;而在缺乏卖空的交易机制下,当坏消息出现时,持续期间增加的同时,由于价格变化幅度更大,波动率亦会增加。同

时, d 显著为负表明随着持续期间的增加,收益率显著降低。另外,对比表3和表2中模型的似然值可以发现,那些表2中原模型 γ 不显著而在表3改进模型中显著为正的股票,以及原模型 λ 显著为负或不显著而在改进模型中显著为正的股票(这些股票也是使用原始模型无法得到一致结论的股票),如股票000001、000006、000031、000733、0000783等,在改进的模型中似然值均有非常大的提高,这说明使用改进的UHF-GARCH模型估计这些股票时,其结论相比原模型更加有效和可靠。

当然,对比表3和表2中模型的似然值也可以发现,那些在表2中 γ 和 λ 均显著为正的股票,如指数样本股000016、000550、000562、000563、000701,以及非指数样本股000541、0000605等,利用改进的模型估计,其似然值没有得到提高,甚至出现了一定程度的下降。经过数据模拟和分析,本文发现,Engle(2000)的原始模型本身也可能允许 $E(\varepsilon_i^2 | \Omega_{i-1})$ 与 x_i 呈非单调的关系,若 γ 和 λ 均显著为正,则持续期间与波动率之间仍然可以表现出图1(b)所示的非单调关系,此时,“无交易预示着坏消息”的假设可能仍然是成立的。^[6]

综合以上结论,在中国股票市场上,本文利用改进的UHF-GARCH模型的分析结论一致支持Diamond and Verrecchia(1987)的假设:“无交易预示着坏消息”。为了检验结果的稳健性,本文从两个方面进行了分析:第一,Wong等(2008)的研究也发现,在中国股票市场上,持续期间长短对于区分知情交易和流动性交易所提供的信息,大股票和小股票之间可能存在一些差异。在以上分析的基础上,本文从深圳股票交易所随机选取了7只非“深证100”指数样本股,分别对其用UHF-GARCH模型及本文改进的UHF-GARCH模型进行分析,结论发现,持续期间与波动率之间的非线性关系仍然高度显著(见附录),也支持“无交易预示着坏消息”的假设;第二,对同只股票的不同时段进行检验,如使用2005年1月至2005年6月的数据进行检验,检验结果不改变前述结论(限于篇幅,未列出结果)。

需要说明的是,“无交易预示着坏消息”并不意味着所有的坏消息都会使得持续期间增加,在某些情况下,当坏消息到来时,部分投资者可能愿意承受价格上的损失而即时成交,所以逆命题可能并不成立。另外,本文的结论与陈敏等(2003)、徐国正和张世英(2005)等不一致,一方面可能来自于实证模型的形式存在差异,本文改进的模型修正了原模型的设定偏误,另一方面可能也说明,个股和指数的持续期间所包含的信息含量是不完全一样的。因为市场的变化是所有股票共同作用的结果,一般来讲,一些股票有利好消息的同时,另一些股票

[6] 特别感谢匿名审稿人指出这一点。

往往有利空消息,因此,指数持续期间的信息含量不如股票那么直观。

六、结 论

基于高频数据和 UHF-GARCH 模型,本文实证分析了中国股票市场上持续期间的信息含量。通过分析 UHF-GARCH 模型在描述持续期间与波动率和收益率的关系时存在的不足,提出了改进的 UHF-GARCH 模型,新模型可以更好地分析持续期间的信息含量,在检验 Easley and O'Hara (1992) 和 Diamond and Verrecchia (1987) 的假设时更加灵活。利用新的模型对中国股票市场的日内交易数据进一步实证分析后发现,持续期间较长时,股票波动率显著增加,并伴随着收益率的显著下降。在缺乏卖空机制的中国股票市场上,当利空消息出现时,信息不能及时地在市场中释放,结论支持 Diamond and Verrecchia (1987) 的假设:“无交易预示着坏消息”。

附录 非“深证 100”指数样本股估计结果

附表 1 非“深证 100”指数成分股的 UHF-GARCH 模型估计结果

股票	d	ω	α	β	γ ($\times 10^{-4}$)	λ ($\times 10^{-4}$)	θ ($\times 10^{-4}$)	Likelihood
000019	-0.0011 (0.0000)	4.18×10^{-6} (0.0000)	0.1495 (0.0000)	0.5987 (0.0000)	0.0018 (0.9250)	-0.0590 (0.0000)	0.0009 (0.9796)	20 791.10
000020	-0.0017 (0.0000)	6.33×10^{-5} (0.0000)	0.1491 (0.0000)	0.5972 (0.0000)	0.0479 (0.0000)	-0.0189 (0.8364)	-0.2860 (0.0000)	10 545.2
000038	-0.0005 (0.0000)	5.40×10^{-6} (0.2117)	0.1933 (0.0448)	0.0933 (0.1580)	0.0442 (0.0000)	0.0131 (0.0748)	-0.0046 (0.8192)	116 373.9
000541	-0.0004 (0.0000)	-9.72×10^{-7} (0.4292)	0.3088 (0.0000)	0.2477 (0.0010)	0.0245 (0.0000)	0.0140 (0.0580)	-0.0071 (0.5537)	136 640.6
000554	0.0423 (0.1476)	3.44×10^{-7} (0.0000)	0.3862 (0.0000)	0.6630 (0.0000)	0.0052 (0.0000)	-0.0032 (0.0000)	0.0107 (0.0000)	197 314.3
000605	-0.0006 (0.0000)	7.63×10^{-6} (0.0000)	0.2764 (0.0000)	0.0971 (0.0616)	0.0130 (0.0279)	0.0417 (0.0000)	-0.0078 (0.5428)	52 363.2
000777	-0.0005 (0.0000)	1.56×10^{-6} (0.0000)	0.1500 (0.0025)	0.6000 (0.0000)	-0.0164 (0.0468)	0.0016 (0.7441)	-0.0079 (0.4292)	113 851.5

注:所选用的非“深证 100”成分股代码(名称;行业代码;行业)分别是:000019(深深宝 A;C05;工业,饮料制造业)、000020(ST 华发 A;C55;工业,日用电子器具制造业)、000038(深大通;AM;综合,综合类)、000541(佛山照明;C76;工业,电器机械及器材制造业)、000554(泰山石油;C4;综合,石油、化学、塑胶、塑料)、000605(四环药业;C8501;工业,生物药品制造业)、000777(中核科技;C71;工业,普通机械制造业);估计 UHF-GARCH 模型时,股票 000777 的条件均值方程为: $r_i/\sqrt{x_i} = a + dx_i + \varepsilon_i$,其余股票使用条件均值等式: $r_i/\sqrt{x_i} = a + br_{i-2}/\sqrt{x_{i-2}} + dx_i + \varepsilon_i$;条件方差等式为: $\sigma_i^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{i-1}^2 + \beta \sigma_{i-1}^2 + \gamma \frac{1}{x_i} + \lambda \frac{x_i}{\varphi_i} + \theta \frac{1}{\varphi_i}$;限于篇幅,条件均值估计方程中,仅报告了 d 的估计结果;括号内为系数估计的 p -value。

附表 2 非“深证 100”指数成分股的改进 UHF-GARCH 模型估计结果

股票	d	ω	α	β	γ ($\times 10^{-4}$)	λ ($\times 10^{-4}$)	θ ($\times 10^{-4}$)	Likelihood
000019	-0.0007 (0.0000)	4.52×10^{-6} (0.0000)	0.1154 (0.0000)	0.1106 (0.0000)	0.0526 (0.0000)	0.0028 (0.0000)	0.0625 (0.0000)	22 272.63
000020	-0.0016 (0.0000)	2.86×10^{-5} (0.0000)	0.0864 (0.0000)	-0.0061 (0.6651)	0.1280 (0.0000)	0.0413 (0.0000)	0.0712 (0.0000)	10 922.6
000038	-0.0005 (0.0000)	6.03×10^{-6} (0.0000)	0.1968 (0.0000)	0.0962 (0.0000)	0.0389 (0.0000)	0.0166 (0.0000)	0.0107 (0.0000)	116 281.5
000541	-0.0004 (0.0000)	-1.81×10^{-7} (0.0000)	0.2982 (0.0000)	0.2492 (0.0000)	0.0213 (0.0000)	0.0082 (0.0000)	0.0058 (0.0000)	136 523.9
000554	-0.0005 (0.0000)	-7.91×10^{-7} (0.0000)	0.3658 (0.0000)	0.3542 (0.0000)	0.0109 (0.0000)	0.0458 (0.0000)	0.0076 (0.0000)	204 314.7
000605	-0.0006 (0.0000)	8.08×10^{-6} (0.0000)	0.2743 (0.0000)	0.1031 (0.0000)	0.0364 (0.0000)	0.0135 (0.0000)	0.0109 (0.0000)	52 313.2
000777	-0.0005 (0.0000)	2.09×10^{-6} (0.0000)	0.2206 (0.0000)	0.2467 (0.0000)	0.0257 (0.0000)	0.0207 (0.0000)	-0.0060 (0.0000)	120 207.4

注：所选用的非“深证 100”成分股代码（名称；行业代码；行业）分别是：000019（深深宝 A；C05；工业，饮料制造业）、000020（ST 华发 A；C55；工业，日用电子器具制造业）、000038（深大通；AM；综合，综合类）、000541（佛山照明；C76；工业，电器机械及器材制造业）、000554（泰山石油；C4；综合，石油、化学、塑胶、塑料）、000605（四环药业；C8501；工业，生物药品制造业）、000777（中核科技；C71；工业，普通机械制造业）；估计 UHF-GARCH 模型时，股票 000777 的条件均值方程为： $r_i/\sqrt{x_i} = a + dx_i + \varepsilon_i$ ，其余股票使用条件均值等式： $r_i/\sqrt{x_i} = a + br_{i-2}/\sqrt{x_{i-2}} + dx_i + \varepsilon_i$ ；条件方差等式为： $E(\varepsilon_i^2 | \Omega_{i-1}) = \sigma_i^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{i-1}^2 + \beta \sigma_{i-1}^2 + \gamma \frac{1}{x_i} G_i^{x_i < \varphi_i} + \lambda \frac{x_i}{\varphi_i} D_i^{x_i \geq \varphi_i} + \theta \frac{1}{\varphi_i}$ ；限于篇幅，条件均值估计方程中，仅报告了 d 的估计结果；括号内为系数估计的 p -value。

参 考 文 献

[1] 陈敏、王国明、吴国富,2003,中国证券市场的 ACD-GARCH 模型及其应用,《统计研究》,第 11 期,第 60—62 页。

[2] 房振明、王春峰,2005,基于不规则数据的中国股市微观结构研究,《系统工程学报》,第 1 期,第 89—93 页。

[3] 黄杰鲲,2006,电子指令驱动市场上的交易持续期与知情交易的相互关系研究,《南方经济》,第 1 期,第 5—20 页。

[4] 徐国祥、金登贵,2006,金融高频数据分析——扩展 ACD 模型实证研究,《财经研究》,第 6 期,第 15—23 页。

[5] 徐国正、张世英,2005,上海股市微观结构的超高频数据分析,《天津大学学报》(社会科学版),第 3 期,第 161—166 页。

- [6] Andersen, T. G. , and T. Bollerslev, 1997, Intraday periodicity and volatility persistence in financial markets, *Journal of Empirical Finance*, 4:115—158.
- [7] Bauwens, L. , and P. Giot, 2000, The Logarithmic ACD model: An application to the Bid-Ask quote process of three NYSE stocks, *Annales d'Economie et de Statistique*, 60:117—147.
- [8] Bollerslev, T. , 1986, Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31(2):307—327.
- [9] Dacorogna, M. , R. Gencay, U. A. Müller, et al. , 2001, *An Introduction to High-frequency Finance*, Academic press, San Diego and London.
- [10] Diamond, D. W. , and R. E. Verrecchia, 1987, Constraints on short-selling and asset price adjustment to private information, *Journal of Financial Economics*, 18(2):277—311.
- [11] Ding, ZX, C. W. Granger, and R. F. Engle, 1993, A long memory property of stock market returns and a new model, *Journal of Empirical Finance*, 1(1):83—106.
- [12] Easley, D. , and M. O'Hara, 1992, Time and the process of security price adjustment, *Journal of Finance*, 47(2):577—606.
- [13] Engle, R. F. , 1982, Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, *Econometrica*, 50(4):987—1008.
- [14] Engle, R. F. , 2000, The econometrics of Ultra-High-Frequency data, *Econometrica*, 68(1):1—22.
- [15] Engle, R. F. , D. M. Lilien, and R. P. Robins, 1987, Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model, *Econometrica*, 55(2):391—407.
- [16] Engle, R. F. , and J. R. Russell, 1998, Autoregressive conditional duration: A new model for irregularly spaced transaction data, *Econometrica*, 66(5):1127—1162.
- [17] Fernandes, M. , and J. Grammig, 2006, A family of autoregressive conditional duration models, *Journal of Econometrics*, 130(1):1—23.
- [18] Ghysels, E. , C. Gouriou, and J. Jasiak, 2004, Stochastic volatility duration models, *Journal of Econometrics*, 119(2):413—433.
- [19] Madhavan, A. , 2000, Market microstructure: A survey, *Journal of Financial Markets*, 3:205—258.
- [20] Martens, M. , 2001, Forecasting daily exchange rate volatility using intraday returns, *Journal of International Money and Finance*, 20(1):1—23.
- [21] Nelson, D. B. , 1991, Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach, *Econometrica*, 59(2):347—370.
- [22] O'Hara, M. , 1995, *Market Microstructure Theory*, Cambridge, MA: Blackwell Publishers, 1995.
- [23] Tsay, R. S. , 2002, *Analysis of Financial Time Series*, New York: John Wiley & Sons, Inc.
- [24] Wong, W. K. , D. Tan, and Y. Tian, 2008, Informed trading and liquidity in the Shanghai stock exchange, *International Review of Financial Analysis*, forthcoming.
- [25] Zhang, M. Y. , J. R. Russell, and R. S. Tsay, 2001, A nonlinear autoregressive conditional duration model with applications to financial transaction data, *Journal of Econometrics*, 104(1):179—207.

No Trade, No News?

Dijun Tan Yixiang Tian Bo Liu

(*School of Economics and Management,
University of Electronic Science and Technology of China*)

Wenguang Huang

(*Bristol Business School*)

Abstract This paper examines the information content of duration in the Chinese stock market by using UHF-GARCH model. Through discussing the potential problems of directly applying UHF-GARCH model into the Chinese market, a modified model is proposed to modify the specification error of the original one. With the modified UHF-GARCH model, it has been found that, for the Chinese stock market without short-sale system, information cannot be released timely when bad news arrives, and the hypothesis that no trade means bad news is supported.

Key Words Durations, Ultra-High-Frequency GARCH model, Information, Short-sale

JEL Classification G11, G12, G14

信念、交易行为与资产波动:理论和实证

孔东民*

摘 要 基于一个两期世代交叠模型,本文在资本市场引入了存在主观信念偏误的交易者,通过均衡分析来考察其对资产价格波动性的影响。结果发现:噪音交易者的信念偏误和学习能力、市场状态、各主体的市场支配力以及风险规避程度都会对资产波动有不同的影响。随后的实证分析部分地支持了基于模型的推断。根据检验结果,我国股市波动受投资情绪、市场状态的影响较为显著,机构投资者在一定程度上稳定了市场。

关键词 世代交叠模型,噪音交易者,波动

一、引 言

噪音交易者主要是指基于错误的主观信念或与资产基本面无关的信息而进行投资决策的市场主体,这个概念最早由 Kyle(1985)和 Black(1986)正式提出。来自心理学的大量试验则进一步佐证了这个概念,心理学研究表明,人们并不是偶然地偏离理性,而是经常以同样的方式系统而持续地偏离,例如人们经常受到经验推断(heuristic)的影响。具体而言,有特征代表性(representative)偏差、获得便利性(availability)偏差、过度自信(overconfidence)、保守主义(conservatism)等,详细的讨论和应用可见 Tversky and Kahneman(1974), Barberis, Shleifer, and Vishny(1998, BSV), Daniel, Hirshleifer, and Subrahmanyam(1998,

* 孔东民,华中科技大学经济学院,中山大学行为金融与金融经济学研究所。通信地址:武汉市洪山区珞瑜路 1037#,430074;电话:027-63858008;E-mail: kongdm@mail.hust.edu.cn。感谢在北京大学举办的第一届行为金融国际研讨会中提出宝贵建议的 John Wei、徐信忠、吴世农、张圣平、曾勇以及 Ning Zhu 教授,也感谢在 University of Texas at Austin 访问期间 Bing Han 教授的有益建议。感谢匿名审稿人对本文提出的有益建议,但文责自负。本研究受到国家自然科学基金项目“投资者行为与资本市场稳定性研究”(70803013)的资助,特致谢意。

DHS), Shefrin(2002)等研究。

相对于散户或者中小投资者而言,市场上的套利者也并不像标准金融理论认为的那样具有无限的套利能力。越来越多的文献指出,资本市场上的理性套利者在受制于未来资产收益的风险(De Long, Shleifer, Summers, and Waldmann, 1989, 1990a, 1991, DSSW)、资金可得性(Shleifer and Vishny, 1997, SV)和内部观点不一致(Abreu and Burnnermeier, 2002)的情况下,往往只具有有限的套利(limit to arbitrage)能力,甚至获得比噪音交易者更少的收益,这也使得市场上的很多异常现象可以长期存在。

一方面,市场上的散户或中小投资者受市场情绪、小道消息或主观信念(偏差认知)的影响,他们在这种基础上做出的决策往往使得交易形态具有系统且持久的噪音特征;另一方面,如果市场的套利者不是完全理性或者只具有部分的套利能力,那么他们将不能或者无法及时纠正这种错误,这又可进一步使得噪音交易者长期存在。

正是基于行为金融理论的这些观点,本文引入具有信念偏差的噪音交易者,他们对整体经济过程的认识存在两个层次的信念偏差:(1) 真实经济状态(或者说市场状态)随机发生,但噪音交易者错误地认为状态变换符合 Markov 过程;(2) 红利流过程为独立同分布的正态变量,但噪音交易者受当前状态的影响,对未来红利流有错误的预期。此外,模型还考虑了这两种信念偏差的混合效应。

本文在一个世代交叠模型中对理性和噪音交易者进行分析,并进一步考察均衡资产价格的波动。主要的结果如下:当经济中只存在单一类型的交易者时,资产价格稳定并且不受经济状态变动的影响。但在同时引入两类交易者之后,噪音交易者的信念偏差和多期中的学习能力(也可称为纠错能力)、各状态的发生概率、各主体的市场支配力以及个体风险规避程度都会对资产的波动性有不同的影响。在获得理论结论以后,本文进一步构建了相应的代理变量来对模型进行检验,实证结果部分地支持了本文模型的推断并发现:我国股市波动受到投资情绪、市场状态以及风险规避的显著影响,机构投资者有稳定价格的功能。

文章其余部分的安排如下:第二部分对相关研究进行比较;第三部分提出基本假设;第四部分对基准模型求解,得到均衡价格及波动的表达式;第五部分探讨模型的实证含义、对变量进行设定并说明数据来源;第六部分为对检验结果的分析;第七部分给出总结。

二、与相关研究的区别

虽然在前人的一些研究中也分别有采用世代交叠模型或类似于本文所提的噪音交易者具有“认知偏误”的设定。但总的来说,本文的主要贡献或与相关研究的区别在于:

第一,本文引入了在两个层面上具有信念偏误的噪音交易者,并在一个均衡框架中对其加以分析,以考察不同信念偏误与市场因素对资产价格波动的影响。

第二,DSSW(1989, 1990a, 1991)模型要在长期的世代演进中得到均衡解,必须将 $P_t = P_{t+1}$,从而求解出市场的均衡定价。但这样的设定使得 DSSW 模型被限制在以下条件:只有当某种心态长期保持一致时,才能达到均衡状态,这样,DSSW 模型将不能对资产价格的波动进行考察,而且长期均衡的要求与投资者情绪往往在短期内有所变化的特征相矛盾,本文的状态随机价格设定则避免了这一问题。

实际上,在 DSSW 经济中,不同时期的投资者心态如果有所不同,那么他们的模型也无法得到均衡定价。而本文考察了不同经济状态下,噪音交易信念偏误对股市波动的影响,扩展了 DSSW 的单一情绪模型。此外,DSSW 所重点考察的则是在长期稳定的均衡以及两类不同个体之间的收益比较。本文则重点考察不同投资心态影响下价格的波动,并可以兼顾投资者心态有所变化这一事实。

第三,本文的设定与 BSV(1998)在精神上有类似之处,但 BSV 模型并未涉及理性的套利者,他们只是单纯考察了对世界真实状况有错误认识的交易者对价格的影响。此外,BSV 模型并不是一个均衡框架下的模型,这种设定使得他们无法涉及经济的均衡价格解。

第四,整体上来说,除了 BSV 模型之外,DHS(1998)和 HS(1999)也都涉及了噪音交易和投资者心态的问题。但是本文与这些研究的区别还在于:首先,基于 OLG 经济进行分析,在框架上与这三个模型有所区别,从而具体的分析过程也随之不同;其次,以上三个模型的主要目的是解释或证明股市存在惯性和反转现象,这与本文考察股市波动的目的亦有所不同。

最后,本研究首次对模型所涉及的变量构造了相应的代理变量以进行实证检验,并在基于中国股市的研究中得到了正进性的结果。这在该类理论模型

的实证检验上做了一个有益的尝试。

三、假设前提

考虑一个两期的世代交叠经济(overlapping generation, OLG)模型,该经济中的所有个体都只生存两期,第1期不存在消费问题,不考虑劳动供给、遗产和馈赠等因素,即所有投资者的资金都是外生变量,他们只需要在其生命的第1期决定资产组合。

经济中有两种资产。无风险资产(safe asset)为 s ,其供给具有完全弹性,即在任意时期中,一单位的该资产可以随时产生,并且能够自由地与消费品进行交换,令其收益率为 $R_f(R_f = r_f + 1 > 1)$ 。另一种资产为风险资产(unsafe asset) u ,该资产的供给弹性有限,为简化分析,将其总供给标准化为1。

再假定经济中有两种交易者:理性交易者(称为 a)和具有信念偏误的噪音交易者(称为 n)。其中,理性交易者在市场中的份额为 λ ,噪音交易者在市场中的份额则为 $1 - \lambda$ 。本文只考虑代表性个体,即同一类个体之间不存在差别。此外,令人口增长率为0。

接下来,引入本文关于噪音交易者信念偏误的第一个关键假设,经济在每一期的状态有两种可能, S_1 和 S_2 ,这两种状态在任意时期都随机发生,其概率分别为 θ 和 $1 - \theta$ 。笔者在后文将会对不同经济状态进行更具体的设定,这会导致噪音交易者具有不同的主观情绪,并进一步影响到其预期。经济在不同的状态之间转换对无风险资产 s 没有影响,但对于风险资产 u 来说,在 S_1 的情况下,其 t 期的价格为 $P_t^{S_1}$,在 S_2 的情况下,其 t 期的价格为 $P_t^{S_2}$ 。理性交易者可以确切地认识到这一过程,但噪音交易者对该过程的主观信念存在信念偏误。具体如表1所示^[1]:

表1 噪音交易者的第1种信念偏误

	理性交易者		噪音交易者	
	S_1	S_2	S_1	S_2
S_1	θ	$1 - \theta$	θ	$1 - \theta$
S_2	θ	$1 - \theta$	$1 - \theta$	θ

可见,当 $\theta > 0.5$ 时,表示噪音交易者更倾向于认为当前的经济状态会在下

[1] 当然,这里还可以有另外一种可选择的设定,即假定真实经济状态服从马尔可夫过程,而噪音交易者却认为经济状态随机发生,容易看到,该设定与表1呈对称性。经过具体的推导可知,这种改变对本文结果并无影响。

一期延续;而当 $\theta < 0.5$ 时,则表示噪音交易者更倾向于认为当前的经济状态会在下一期反转。通过简单的计算可知,虽然噪音交易者和理性交易者对于下一期的状态认知有区别,但他们对于下一期资产价格的波动是相同的,即

$$E_{i,t}[\sigma_p^2(t+1)] = \sigma_p^2 = \theta(1-\theta)(P_t^{S_1} - P_t^{S_2})^2, \quad i \in \{a, n\}$$

现在引入本文的第二个关键假设,风险资产在每期都有一个红利流 D_t ,该红利流为独立同分布(I. I. D.)的正态随机变量^[2]:

$$D_t \sim (\eta, \sigma_D^2)$$

理性交易者可以确切地认识到这一过程,但噪音交易者由于受各种经济状态或其他非理性因素的影响,他们对该过程的期望存在错误的主观信念,这种情况可以看做噪音交易者的“心理惯性”或“过度自信”等心理偏差,导致了他们更倾向于认为现在的状态会对下一期的红利流造成影响。^[3] 具体如表2所示。

表2 噪音交易者的第2种信念偏误

	S_1	S_2
理性交易者	η	η
噪音交易者	$\eta + \rho_1$	$\eta + \rho_2$

不失一般性,经济状态1会导致噪音交易者具有乐观情绪,因此 $\rho_1 > 0$;而状态2则会导致噪音交易者具有悲观情绪,因此 $\rho_2 < 0$ 。

所有的个体都要根据自己的预期在第1期决定相应的投资组合,以最大化自己在第2期的效用。本文假定不同个体都有均方差效用函数,因此,对于所有个体都有以下等价的严格凹规划(Grossman and Stiglitz, 1980):

[2] 一般而言,在均衡定价模型中(不管是不是基于行为的),红利流过程就刻画了所有的不确定性。感谢审稿人指出这一点。本文虽然引入了两种不确定性,但从基础上来说,文章的不确定性来源实际上也产生自红利流过程,后文的命题1将说明在只有第一种偏误时,若无其他信息进入,不同状态的价格之差为0,这表示资本市场不存在波动性。但在噪音交易者存在第2种信念偏差的时候,有无第1种信念偏差对市场的波动会有不同的影响,当然这种影响是在边际上的(不可能掩盖过红利流所致的波动)。此外,本文的基本设定与 Kupiec and Sharpe(1991)的设定是一脉相承的,他们是在红利流波动的基础上引入了不同的风险规避程度(这与本文强调的第一种信念差异类似,都在边际上进一步影响了红利流所致的波动性)。当然, Kupiec and Sharpe(1991)考察的是动物精神(或者说投资者情绪)、市场的保证金制度与价格的波动问题。他们认为不同的投资者比例随机变化,而不同的投资者在不同的风险规避下,这种比例变化会受到保证金约束而影响需求,进而导致波动。但是可以看到,在考察波动性的目的下,本文的模型与他们的文章基本的设定框架类似,所以笔者认为此处的模型基本框架的设定是可接受的。

[3] 为了简化后面的分析,这里假设噪音交易者能够正确认知到红利流的方差(风险)。DSSW(1990a)在模型推导时也采用了这一简化。当然,也可以设定噪音交易者具有不同的风险期望,但这并不会影响结论的本质。

$$\max_{X_i^i} \{E_{i,t}[W_{t+1}] - 2\gamma_i E_{i,t}[\sigma_{t+1}^2]\} \quad (1)$$

其中, X_i^i 为个体对风险资产的需求; $E_{i,t}[W_{t+1}]$ 为个体对下期财富的期望; γ_i 为风险规避系数; $E_{i,t}[\sigma_{t+1}^2]$ 为个体对下期风险的预期。

四、资产均衡价格及波动

首先对模型背后的直觉加以说明。^[4] 在所有的投资者都同质时(即经济只存在一类代表性投资者),此时没有对未来红利流的预期差异,所有经济个体的信念都相同,因此不存在任何交易动机,从而价格也不会产生波动, Grossman and Stiglitz(1980)在其经典研究中已经指出这一点。

本文的框架首先设定了投资者对于未来经济状态的判断,这个可以看做是经济本身的基本面之好坏,在投资者都同质的情况下,显然与 Grossman and Stiglitz(1980)类似,信念本身并不影响到价格的变动。

进一步,在引入两类投资者(理性、噪音交易者)之后,噪音交易者对未来的经济状态判断也存在一些错误,但是从概率上来看是对称的,因此,对于加总之后的期望值而言(此期望值决定资产价格)也是对称的,在本文的设定下,这种层面的偏误并不会导致存在价格变化。

但是进一步,本文引入了红利流,这个因素产生了新奇的结果,首先对红利本身的预期的差异,导致了噪音交易者对未来价格的预期有所差异,由于价格在不同状态下并不相同,因此这种受到投资者情绪影响的偏差(比如不同的经济状态或者红利可能会导致不同的情绪)是不对称的,因此在期望加总之后价格依然不对称,这种差异正是价格变动的来源。模型的结果发现,噪音交易者的数量波动(注意价格波动事实上不存在正负方向)正相关,且对未来的预期差异越大,价格变动越大,这是符合直觉的,即噪音交易者带来了价格变动,其市场占有份额的扩大进一步促进了价格变动。

尽管当红利不存在的情况下,资产价格是确定的(或者不存在波动),但是在对红利未来的期望有了差异之后,这种差异本身会带来价格变动,还会进一步在边际上影响噪音交易者对未来经济状态的判断(例如,在较好的经济环境下,投资者往往对未来预期更为乐观,而在较坏的经济环境下,投资者对未来的

[4] 感谢匿名审稿人建议本文强调这一点。

预期也更差)。

因此,整体上,对红利流的预期差异是价格变动的基本来源,这种变动将会进一步在边际上影响价格的变化。

(一) 基准模型与价格波动

先通过构建一个均衡模型来对资产价格波动进行考察。为了简化,首先令两类交易者的风险规避系数相等,即 $\gamma_a = \gamma_n = \gamma_o$ 〔5〕

对于理性交易者来说,他们了解真实经济过程,因此在时期 t ,对于状况 j ,理性交易者对 $t+1$ 期价格、财富和风险的期望分别为:

$$E_{a,t}^j[P_{t+1}] = \theta P^{S_1} + (1 - \theta) P^{S_2} + \eta \quad (2a)$$

$$E_{a,t}^j[W_{t+1}] = R_f(W_{a,t} - X_{a,t}^j P^{S_j}) + X_{a,t}^j E_{a,t}^j[P_{t+1}] \quad (2b)$$

$$E_{a,t}[\sigma_{t+1}^2] = \sigma_p^2 + \sigma_D^2 \quad (2c)$$

其中, $W_{a,t}$ 表示理性交易者本期财富, $X_{a,t}^j$ 表示理性交易者本期对风险资产的需求。

将等式(2a)、(2b)和(2c)代入最优规划问题(1),并对风险资产的需求最优化,可得状态 j 下的理性交易者最优需求函数为:

$$X_{a,t}^j = \frac{\theta P^{S_1} + (1 - \theta) P^{S_2} + \eta - R_f P_j}{2\gamma(\sigma_p^2 + \sigma_D^2)} \quad (3)$$

这里, $P^{S_1} = P_t^{S_1}$, $P^{S_2} = P_t^{S_2}$ 。因为均衡价格与经济具体处于什么时期无关,因此在不引起误解的情况下,本文均将均衡价格的下标 t 省略。

对于噪音交易者来说,考虑如下三种情况:

1. 噪音交易者只有第1种信念偏误

当噪音交易者只对经济发生状态的信念存在偏误时,在时期 t ,对于状况 j ,其对下期资产价格、财富和风险的期望分别为:

$$E_{n,t}^j[P_{t+1}] = \theta P^{S_j} + (1 - \theta) P^{S_{k \neq j}} + \eta, \quad j, k \in \{1, 2\} \quad (4a)$$

$$E_{n,t}^j[W_{t+1}] = R_f(W_{n,t} - X_{n,t}^j P^{S_j}) + X_{n,t}^j E_{n,t}^j[P_{t+1}] \quad (4b)$$

$$E_{n,t}[\sigma_{t+1}^2] = \sigma_p^2 + \sigma_D^2 \quad (4c)$$

其中, $W_{n,t}$ 表示噪音交易者本期财富, $X_{n,t}^j$ 表示噪音交易者本期对风险资产的需求。

〔5〕 第五部分将会放松该限制,即考虑不同的个体风险规避程度对资产价格波动造成的影响。

在对均衡价格求解之前,提出命题1:

命题1 当经济中只存在单一类型的交易者,或者同时存在两类交易者但噪音交易者只有第1种信念偏误时,资产的价格稳定并且不受经济状态变动的影响,此时资产价格完全取决于对未来红利流的期望收益及风险,即 $P^{S_1} = P^{S_2} = \frac{\eta - 2\gamma\sigma_D^2}{R_f - 1}$ 。

证明 首先考虑一般情形,即经济中同时存在两种交易者,但噪音交易者只有第1种信念偏误。

将等式(4a)、(4b)和(4c)代入最优规划问题(1),并对风险资产的需求最优化,可得状态 j 下的噪音交易者最优需求函数为:

$$X_{n,t}^j = \frac{\theta P^{S_j} + (1 - \theta) P^{S_{k \neq j}} + \eta - R_f P_j}{2\gamma(\sigma_p^2 + \sigma_D^2)} \quad (5)$$

市场出清条件为:

$$\lambda X_{a,t}^j + (1 - \lambda) X_{n,t}^j = 1 \quad (6)$$

将等式(3)和(5)代入市场均衡等式(6)得:

$$2\gamma(\sigma_p^2 + \sigma_D^2) - \eta = (\theta - R_f) P^{S_1} + (1 - \theta) P^{S_2} \quad (7)$$

$$2\gamma(\sigma_p^2 + \sigma_D^2) - \eta = (2\lambda\theta - \lambda - \theta + 1) P^{S_1} + (2\lambda\theta - \lambda - \theta + R_f) P^{S_2} \quad (8)$$

联立等式(7)和(8),求解得到 $P^{S_1} = P^{S_2}$ 。注意到状态价格相等时,会有 $\sigma_p^2 = 0$,可进一步求得均衡价格:

$$P^{S_1} = P^{S_2} = \frac{\eta - 2\gamma\sigma_D^2}{R_f - 1} \quad (9)$$

对于经济中只存在单一类型交易者的情况,分别令等式(8)中的 λ 取极端值1和0即可。具体过程略。■

可以看到,当两种状态下的价格相等时,如果没有其他信息进入,不同状态下的价格之差为0,这表示资本市场不存在波动性。

需要指出的是,命题1并不是说噪音交易者的第1种信念偏误在任何条件下都不会对资产价格的波动造成影响。接下来将看到,在噪音交易者存在第2种信念偏差的时候,有无第1种信念偏差对市场的波动会有不同的影响。

2. 噪音交易者只有第2种信念偏误

当噪音交易者只对未来红利流预期的信念存在偏误时,在时期 t ,对于状况 j ,其对下期财富和风险的期望与等式(4b)和(4c)在形式上相同,但对下期资产价格的预期则变为:

$$E_{a,t}^j[P_{t+1}] = \theta P^{s_1} + (1 - \theta)P^{s_2} + \eta + \rho_j \quad (10)$$

将等式(10)、(4b)和(4c)代入最优规划问题(1),并对风险资产的需求最优化,可得状态 j 下的噪音交易者最优需求函数为:

$$X_{n,t}^j = \frac{\theta P^{s_1} + (1 - \theta)P^{s_2} + \eta + \rho_j - R_f P_j}{2\gamma(\sigma_p^2 + \sigma_b^2)} \quad (11)$$

利用需求等式(3)和(11)以及市场出清条件等式(6),可得:^[6]

$$\Delta P = P^{s_1} - P^{s_2} = \frac{(1 - \lambda)(\rho_1 - \rho_2)}{R_f} \quad (12)$$

$$P^{s_1} = \frac{(\theta - R_f)\Delta P + \eta + (1 - \lambda)\rho_1 - 2\gamma[\sigma_b^2 + (\theta - \theta^2)(\Delta P)^2]}{R_f - 1} + \Delta P \quad (13)$$

$$P^{s_2} = \frac{(\theta - R_f)\Delta P + \eta + (1 - \lambda)\rho_1 - 2\gamma[\sigma_b^2 + (\theta - \theta^2)(\Delta P)^2]}{R_f - 1} \quad (14)$$

因为已经不失一般性地令状态1和状态2分别会导致噪音交易者具有乐观和悲观情绪,因此可以提出命题2:

命题2 当噪音交易者只存在第2种信念偏误时,资产价格的波动会受噪音交易者不同状态下的情绪波动与其市场支配力的影响,且均为正向关系。

证明 令 $\Delta\rho = \rho_1 - \rho_2$,表示噪音交易者在不同经济状态下的情绪波动,因为 $\rho_1 > 0, \rho_2 < 0$,因此 $\Delta\rho > 0$,这说明状态1下噪音交易者越乐观或者状态2下噪音交易者越悲观,市场的情绪波动越大。由等式(12)可知, $\frac{\partial \Delta P}{\partial \Delta\rho} = \frac{(1 - \lambda)}{R_f} > 0$,因此资产价格的波动与噪音交易者的情绪波动为正向关系。

由于理性交易者的市场支配力为 λ ,容易计算, $\frac{\partial \Delta P}{\partial \lambda} = \frac{-(\rho_1 - \rho_2)}{R_f} < 0$,这说明随着理性交易者的增加,不同经济状态之下的价格差别越来越小,也即市场趋于平稳;而噪音交易者的增加对应理性交易者的减少,因此可以推断,随着噪音交易者的增加,不同经济状态之下的价格差别会越来越大,也即市场的波动性增加。■

3. 噪音交易者同时具有两种信念偏误

现在讨论噪音交易者同时具有以上两种信念偏误的情况。容易知道,在时期 t ,噪音交易者对下期财富和风险的期望依然与等式(4b)和(4c)在形式上相

[6] 计算的具体过程较为烦琐,为节省篇幅,本文从略。下同。

同,但对下期资产价格的预期则变为:

$$E_{n,t}^j[P_{t+1}] = \theta P^{S_j} + (1 - \theta) P^{S_{k \neq j}} + \eta + \rho_j, \quad j, k \in \{1, 2\} \quad (15)$$

将等式(15)、(4b)和(4c)代入最优规划问题(1),并对风险资产的需求最优化,可得状态 j 下的噪音交易者最优需求函数为:

$$X_{n,t}^j = \frac{\theta P^{S_j} + (1 - \theta) P^{S_{k \neq j}} + \eta + \rho_j - R_f P_j}{2\gamma(\sigma_p^2 + \sigma_b^2)} \quad (16)$$

利用需求等式(3)和(16)以及市场出清条件等式(6),可得:

$$\Delta P_1 = P^{S_1} - P^{S_2} = \frac{(1 - \lambda)(\rho_1 - \rho_2)}{R_f + (1 - 2\theta)(1 - \lambda)} \quad (17)$$

$$P^{S_1} = \frac{(\theta - R_f)\Delta P_1 + \eta + (1 - \lambda)\rho_1 - 2\gamma[\sigma_b^2 + (\theta - \theta^2)(\Delta P_1)^2]}{R_f - 1} + \Delta P_1 \quad (18)$$

$$P^{S_2} = \frac{(\theta - R_f)\Delta P_1 + \eta + (1 - \lambda)\rho_1 - 2\gamma[\sigma_b^2 + (\theta - \theta^2)(\Delta P_1)^2]}{R_f - 1} \quad (19)$$

通过等式(12)和(17)可以看到,对于两种信念偏误混合的噪音交易者,其结果比单纯信念偏差的情况更为复杂。根据命题1,第1种信念偏误并不会影响资产价格的波动,但在融合了第2种信念偏误之后,第1种信念偏误则使得资产价格的波动呈现更复杂的形态。提出命题3作为总结:

命题3 当噪音交易者同时存在两种信念偏误时,资产价格的波动会受噪音交易者不同状态下的情绪波动、经济发生状态以及其市场支配力的影响,且均为正向关系。

证明 由等式(17)可知:

$$\frac{\partial \Delta P_1}{\partial \rho} = \frac{(1 - \lambda)}{R_f + (1 - 2\theta)(1 - \lambda)}$$

由于 θ 为状态概率,因此 $-1 \leq (1 - 2\theta) \leq 1$,考虑到 $R_f > 1$ 以及 $0 \leq (1 - \lambda) \leq 1$,因此资产价格的波动与噪音交易者的情绪波动为正向关系。

对于经济状态1的发生概率 θ 而言,有:

$$\frac{\partial \Delta P_1}{\partial \theta} = \frac{2(\rho_1 - \rho_2)(1 - \lambda)^2}{[R_f + (1 - 2\theta)(1 - \lambda)]^2}$$

易知,该式大于0,因此资产价格的波动与状态1(状态2)的发生概率正(负)相关。

对于理性交易者的市场支配力为 λ 而言,有:

$$\frac{\partial \Delta P_1}{\partial \lambda} = \frac{-R_f}{[R_f + (1 - 2\theta)(1 - \lambda)]^2}$$

显然该式小于0,与命题2相同,这也说明随着噪音交易者的增加,不同经济状态之下的价格差别会越来越大,即市场的波动性增加。■

(二) 学习能力与价格波动:一个3期OLG框架

现在考虑一个3期的OLG模型。保持基本假设不变,令经济中的个体可以生存3个时期,同样假定所有个体只在时期3消费,不考虑劳动供给、遗产和馈赠等因素。在时期2,所有个体只是根据自己的主观预期调整资产组合。易知,这一条扩展对理性交易者并没有影响,他们依然会坚持自己的预期。但是我们假设噪音交易者具有学习能力^[7],他们能在第2期部分地认识到自己的信念偏误,并进行相应的修正,从而噪音交易者会在第2期根据自己的学习能力调整其投资组合。为了简化分析,假定每一时期各类主体均为总数量的1/3,具体情况如表3所示。^[8]

表3 关于3期OLG框架的描述

	时期1 (青年期)	时期2 (中年期)	时期3 (老年期)
描述	可投资、无消费	可投资、无消费	不可投资、有消费
理性交易者	$\lambda/3$	$\lambda/3$	$\lambda/3$
噪音交易者	$(1 - \lambda)/3$	$(1 - \lambda)/3$	$(1 - \lambda)/3$

从表3可以看到,每一期都有 $2\lambda/3$ 的理性交易者投资,由于他们在任何时期都是理性预期个体,期间的改变并不会对他们的投资组合造成影响。因此,对于理性个体而言,其在任一时期的需求依然为等式(3)所示。

同时,经济中也存在 $(1 - \lambda)/3$ 的青年噪音交易者和同样比例的中年噪音交易者,我们假设中年噪音交易者从历史中可以学习,这种学习能力体现为:中年期的偏误减小为青年期初始偏误的 α 倍, $0 \leq \alpha \leq 1$,因此噪音交易者的投资需求会有所区别。其中, α 越小,表示噪音交易者的学习能力越强。

1. 噪音交易者只存在第2种信念偏差的情况

容易知道,在这种情况下,青年期的噪音交易者需求 $X_{n,t}^j(1)$ 不变,依然可

[7] 本文将学习能力限制在对未来红利预期的学习上,并不涉及关于经济状态的学习。根据命题1可以知道,在本文的对称假设中,单独的这种设定是没有意义的。

[8] 需要指出,这里的 λ 与第四(一)部分的 λ 并不完全相同。前文的 λ 含义为每一期进行投资个体的比例,因此每一类个体的全部数量应该为 2λ 。但显然表3的标量变换将不会对结果造成任何影响。

以用公式(11)表示;但是中年期的噪音交易者对下期的价格预期则变为

$$E_{a,t}^j[P_{t+1}] = \theta P^{s_1} + (1 - \theta) P^{s_2} + \eta + \alpha \rho_j \quad (20)$$

通过计算,可得状态 j 下的中年噪音交易者最优需求函数 $X_{n,t}^j(2)$ 为:

$$X_{n,t}^j = \frac{\theta P^{s_1} + (1 - \theta) P^{s_2} + \eta + \alpha \rho_j - R_f P_j}{2\gamma(\sigma_p^2 + \sigma_D^2)} \quad (21)$$

此时,市场出清条件为:

$$\frac{2\lambda}{3} X_{a,t}^j + \frac{(1 - \lambda)}{3} X_{n,t}^j(1) + \frac{(1 - \lambda)}{3} X_{n,t}^j(2) = 1 \quad (22)$$

利用与第四(一)部分同样的求解思路,可得均衡的资产价格之差 ΔP_2 如下:^[9]

$$\Delta P_2 = P^{s_1} - P^{s_2} = \frac{(1 + \alpha)}{2} \cdot \frac{(1 - \lambda)(\rho_1 - \rho_2)}{R_f} \quad (23)$$

相对于噪音交易者没有学习能力(2期 OLG 模型)设定下的结果(12),可见等式(23)多了一项 $(\alpha + 1)/2$, 由于 $0 \leq \alpha \leq 1$, 因此 $\Delta P/2 \leq \Delta P_2 \leq \Delta P$, 这说明当噪音交易者具有学习能力时,资产价格的波动性更小,但是这种降低以噪音交易者不存在学习能力时资产价格波动的 $1/2$ 为底线。

还可以看到,随着噪音交易者学习能力的提高(α 变小),市场也变得更加稳定(ΔP_2 变小)。

2. 噪音交易者同时存在两种信念偏差的情况

与等式(23)的求解过程相同,这里只给出均衡的资产价格之差 ΔP_3 如下:

$$\Delta P_3 = P^{s_1} - P^{s_2} = \frac{(1 + \alpha)}{2} \cdot \frac{(1 - \lambda)(\rho_1 - \rho_2)}{R_f + (1 - 2\theta)(1 - \lambda)} \quad (24)$$

由于 $(\alpha + 1)/2$ 为正,因此命题3的结论依然保持不变。相对于噪音交易者没有学习能力的情况,等式(24)说明在噪音交易者存在混合信念偏误的时候,其学习能力也会降低资产价格的波动性,但是这种降低同样以噪音交易者不存在学习能力时资产价格波动的 $1/2$ 为底线。

利用 α 的一阶导数可以看到,随着噪音交易者学习能力的提高(α 变小),市场也变得更加稳定(ΔP_3 变小)。我们以命题4总结上述讨论:

命题4 当噪音交易者具有学习能力的时候,资产价格的波动性变得更小,也即市场更为稳定,但是这种波动性的降低以噪音交易者不存在学习能力时资

[9] 因为本文的重点在于考察资产价格的波动性,因此文章着重分析均衡价格之差而非价格本身。考虑到不同状态下的均衡价格表达式较为烦琐,且与分析关系不大,为节省篇幅起见,本文从略。下同。

产价格波动的 $1/2$ 为底线。

(三) 风险规避与价格波动

现在假设不同的投资者具有不同的风险规避程度。一般而言,理性投资者(套利者)更趋向于风险中性^[10],而中小投资者更趋于风险规避。

1. 噪音交易者只存在第2种信念偏差的情况

类似于第四(一)部分中的情况,容易求得,此时均衡价格之差 ΔP_4 为:

$$\Delta P_4 = P^{s_1} - P^{s_2} = \frac{\gamma_a(1-\lambda)(\rho_1 - \rho_2)}{R_f + (\lambda\gamma_n + (1-\lambda)\gamma_a)} \quad (25)$$

通过求一阶导数容易可得:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Delta P_4}{\partial \gamma_a} &= \frac{(R_f + \lambda\gamma_n)(1-\lambda)(\rho_1 - \rho_2)}{[R_f + \lambda\gamma_n + (1-\lambda)\gamma_a]^2} > 0 \\ \frac{\partial \Delta P_4}{\partial \gamma_n} &= \frac{-\lambda\gamma_a(1-\lambda)(\rho_1 - \rho_2)}{[R_f + \lambda\gamma_n + (1-\lambda)\gamma_a]^2} < 0 \end{aligned}$$

可见,随着理性交易者的风险规避程度增加,资产价格的波动也增加;而随着噪音交易者的风险规避程度增加,资产价格的波动反而下降。因此,一个风险中性的理性交易者将会更大程度上降低资产价格的波动性,这也符合标准金融理论中套利可以消除风险的含义;当理性交易者具有较高的风险规避程度时,这会降低其投资意愿,因此噪音交易者将会在更大程度上起主导作用,此时市场变得不稳定。而对于噪音交易者来说,较高的风险规避程度会降低投资水平,从而理性交易者在市场上占主导地位,此时市场更加稳定。

2. 噪音交易者同时存在两种信念偏差的情况

与等式(25)的求解类似,易得,此时均衡价格之差 ΔP_5 为:

$$\Delta P_5 = P^{s_1} - P^{s_2} = \frac{\gamma_a(1-\lambda)(\rho_1 - \rho_2)}{\lambda\gamma_n R_f + \gamma_a(1-\lambda)(1-2\theta + R_f)} \quad (26)$$

对不同的风险规避系数求一阶导数可得:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Delta P_5}{\partial \gamma_a} &= \frac{\lambda\gamma_n(1-\lambda)(\rho_1 - \rho_2)R_f}{[\lambda\gamma_n R_f + \gamma_a(1-\lambda)(1-2\theta + R_f)]^2} > 0 \\ \frac{\partial \Delta P_5}{\partial \gamma_n} &= \frac{-\lambda\gamma_a(1-\lambda)(\rho_1 - \rho_2)R_f}{[\lambda\gamma_n R_f + \gamma_a(1-\lambda)(1-2\theta + R_f)]^2} < 0 \end{aligned}$$

[10] 在现实中,大部分理性个体(例如各种机构投资者)往往具有更专业的信息处理能力,这使得他们的决策往往更多着眼于公司的长期价值或者基本面因素。

可见,在噪音交易者同时存在两种信念偏差时,对于不同的风险规避系数,得到了与第四(三)部分第1点一致的结论。以命题5总结上述讨论:

命题5 当理性交易者与噪音交易者具有不同的风险规避时,对于理性交易者,资产价格的波动随其风险规避程度的增加而增加;对于噪音交易者,资产价格的波动随其风险规避程度的增加而减少。

五、模型的实证含义、变量设定及数据来源

(一) 噪音交易、经济状态与价格波动

首先对基准模型的实证含义进行讨论。可以看到,命题3总结了基准模型的各种情况,具体而言,该命题涉及以下三个变量:噪音交易者的情绪波动、经济状态的持续性以及理性或噪音交易者的市场支配力。因为很多变量并没有前人的直接经验可以借鉴,因此本文的实证部分是探索性的,只在大致方向上做一些近似的检验。更好的代理变量指标还需要进一步的深入研究。

1. 噪音交易者的情绪波动

对于噪音交易者的情绪(Sent)^[11]而言,一般的代理变量是选取封闭式基金折价(Lee, Shleifer, and Thaler, 1991)、分析师预测或有关情绪的宏观经济指数等。但对于封闭式基金折价指数而言,依然存在较多争论,例如Chen, Kan, and Miller(1993)和Elton, Gruber, and Busse(1998)发现该指标无法代理投资情绪;更重要的是,如果采用封闭式基金折价指数作为测度,那么整个股市只有一种投资情绪表现,而在同一时间市场各股票有涨有跌的现实则表明不同股票有相异的情绪,因此单一指数无法描述个股或者组合的投资情绪,这不符合本文研究的要求;同样,分析师预测指数也存在类似的困难;至于代理情绪的宏观经济指数,除了上述问题之外,其在时间频率上也不能满足我们的日度交易数据的要求。正如Shefrin(2005)在其《资产定价的行为方法》一书中指出的那样,采用这些基于“看涨”或“看跌”指标作为市场投资者情绪的代理变量存在过度简化的危险。

考虑到以上因素,本文跟随Baker and Stein(2004)的研究,他们指出股票的换手率(Turnover)指标可以作为投资者情绪的测度。因此本文选取各只股票的

[11] 为了简化,且在不引起混淆的情况下,本文的变量表达中省略了表示时间的下标 t ,下同。

换手率作为投资情绪的代理变量。^[12]

2. 经济状态的持续性

对于经济或市场状态的持续性而言,由于没有文献提出过类似的代理变量,因此本文对股票价格按照如下两种方法进行处理以获得代理变量。

方法1 设定指示函数 $H(p_t)$ 如下:

$$H(p_t) = \begin{cases} 1, & \text{if } p_t \geq p_{t-1} \\ 0, & \text{if } p_t < p_{t-1} \end{cases}$$

根据 DSSW (1990b)、BSV (1998) 和 HS (1999) 理论研究的设定来看,他们认为噪音交易者多为基于历史价格进行交易的个体;Bange (2000) 则更是通过实证检验支持股市中存在大量正反馈 (positive feedback) 交易者的观点;Vissing-Jorgensen (2003) 和 Shefrin (2005) 通过研究发现,由于个体投资者往往进行“外推” (extrapolate), 因此他们会更多地基于自己所持有的组合进行预期, 也即 Kahneman and Tversky 所称的“可得性” (availability) 偏差, 这造成了个体投资者表现为明显的趋势跟随 (trend following); Graham and Haverly (2002) 则发现公司的财务执行人员也表现出了显著的趋势跟随; Welch (2000, 2001) 针对一些著名经济金融学家的研究也发现了趋势外推的存在, 他认为这些学者表现出了趋势跟随特征。

基于上述分析, 本文对该变量进行如下设定: 如果 $H(p_{t-2})$ 至 $H(p_t)$ 均为 1

[12] 正如审稿人所指出, 此处的代理变量存在噪声。Baker and Stein (2004) 用换手率作为投资情绪的代理变量。换手率在很多情况下可以作为投资情绪的代理变量, 但在本文中, 可能存在问题。文章检验的是回报波动率与投资情绪的关系。而由于信息的原因, 回报波动率与换手率本来就有很大的相关性。笔者同意审稿人的说法。确实, 换手率本身是被更普遍地当做流动性指标。但是目前, 如果想识别出个股的投资者情绪, 似乎也没有更好的途径。除非找到每只股票的投资者看涨看跌指标, 但是这些指标只有基于整个股市的, 而且也很难找到较长的样本期间。另外, 即使有了看涨看跌指标, 实际上这些指标也是进一步关联着换手率或交易量。

笔者也认为, 从某种程度上, 流动性本质上反映的是不同投资者的信念——这可以看做广义上的情绪 (如果所有的投资者有同样的信念, 市场将不存在交易)。所以流动性也是不同投资者的信念的反映, 对于理性的投资者而言, 流动性的背后对应了他们没有偏差的信念, 对于噪音交易者而言, 流动性的背后对应了受投资情绪影响的信念。进一步, 如果考虑到现实中并不存在真正的理性个体, 那么流动性显然对应了受到情绪影响的投资者信念。例如, 最近一些学者也指出了流动性和投资者情绪的内在关系, Hong and Stein (2007) 在一篇综述中指出如下的经济学直觉: “... in other words, trading volume appears to be an indicator of Sentiment.” 可以看到, Hong and Stein (2007) 的这种说法正是类似的含义。此外, 审稿人也指出, 同样的代理变量问题可能也存在于用上市公司的市值 (Size) 变量作为投资者对不同上市公司的学习能力。本文在检验中还利用市值高于或低于全部公司的中位数作为划分标准, 构建了虚拟变量, 这样可能会在一定程度上降低测度的噪声。当然, 结果未发生明显变化。

鉴于此, 希望读者在解读本文实证检验结果时, 尽可能保持谨慎的对待。

(或0)^[13],那么在市场以正反馈为主体交易者的情况下,投资者将会在主观上认为当前状态更倾向于持续,此时哑变量 Dum_{Stat} 取1(或-1),否则取0。

从命题1的推导可知,市场波动和状态持续可能性之间的正向关系还取决于 ρ_1 和 ρ_2 。根据前面的设定有 ρ_1 要比 ρ_2 更为乐观,此处构建的变量 Dum_{Stat} 恰好可以将各只股票区分为乐观且持续(取值为1)、悲观且持续(取值为-1)和不持续(取值为0)三种不同状态,符合模型的要求。

方法2 令 p_{abnom} 为标准化的异常价格,该异常价格的绝对值越大,表示当期的市场价格偏离正常值 p_{mean} 越多,因此当前的状态在下期越倾向于反转;反之,其绝对值越小,表示当期的市场价格越接近正常值 p_{mean} ,因此当前的状态越倾向持续。在检验中,本文选取过去180天的历史股价为参照系,在时期 t ,具体的计算公式如下:^[14]

$$p_{t,\text{abnom}} = (p_t - p_{\text{mean}}) / \text{Std}(p_t)$$

$$\text{其中}, p_{\text{mean}} = (180)^{-1} \sum_{i=-180}^{-1} p_{t+i}, \text{Std}(p_t) = \left[(180)^{-1} \sum_{i=-180}^{-1} (p_{t+i} - p_{\text{mean}})^2 \right]^{\frac{1}{2}}。$$

同样,为了能符合乐观与悲观状态的要求,取新变量 inv_p 为 p_{abnom} 的倒数,以此作为方法2的状态转换测度。此处 inv_p 为连续变量,它同样从小到大测度了悲观且持续、不持续以及乐观且持续三种不同状态。

可以看到,当在市场中占优的投资者为以历史估价变动趋势为参照的交易者时,方法1可以较好地测度状态转换;而当在市场中占优的投资者为基于价值策略的交易者时,方法2可以更好地测度状态转换。

3. 理性或噪音交易者的市场支配力

对于理性或噪音交易者的市场支配力(Dum_{Nos})而言,虽然无法完全区分市场上的理性交易者和噪音交易者,但是一般而言,得益于专业的证券分析师以及更好的信息传递渠道,机构投资者的行为要表现得比个体交易者更为理性一些。尽管在现实中,不可能有哪一类投资者能够真正了解股票的真实价值,也不可能做到完全理性,但本文假设相对于散户或者中小投资者来说,机构投资者更倾向于理性。此外,这一假定的合理之处还在于,因为机构投资者的决策常常不以短期收益为目标,他们的购买和持有往往更多地着眼于公司的长期价值或者基本面因素,而较少关注市场的短期波动。

[13] 研究中也考察了 $H(p_{t-3})$ 至 $H(p_t)$ 以及 $H(p_{t-1})$ 至 $H(p_t)$ 的情况,结论一致。

[14] 研究中也考察了过去120天和240天的情况,结论一致。

基于以上考虑,可以将市场上的股票分为两类:一类股票有机构投资者参与;另一类则完全没有机构投资者的参与,也即完全由中小投资者或散户所持有。具体而言,将市场所有股票分为以下两类:一类为 54 家封闭式基金在各自的投资组合中所持有的全部股票^[15],此时哑变量 Dum_{Nos} 取 1;另一类为所有 54 家封闭式基金在投资组合报告中均未提及的股票,这表示该类股票为中小投资者所持有,此时哑变量 Dum_{Nos} 取 0。本研究中两类样本分别为 331 和 340。

综合以上讨论以及命题 3,提出以下可检验假说:

假说 1 股票价格或组合指数的波动性 (Vol) 与噪音交易者的情绪波动 ($Sent$)、经济状态的持续性 (Dum_{Stat} 或 inv_p) 以及理性或噪音交易者的市场支配力 (Dum_{Nos}) 三类变量之间均为正向关系。

(二) 学习能力与价格波动

对引入学习能力的情况而言,命题 4 总结了其基本特征。因此需要引入投资者关于某股票或组合学习能力的代理变量。

根据 Merton (1987), 受限于信息不对称,很少有投资者会对小公司或者年轻的上市公司给予更多的关注,如果投资者不熟悉一个股票,那么他们将不会对其进行过多的投资。Ho and Michaely (1988) 也认为,如果对于小公司或者年轻公司而言,信息的获取有更高的成本,那么在均衡状态下,投资者的最优决策是对该类公司进行更少程度的学习,即使这种成本并不是很高,投资者也往往会因为其潜在利得过低而放弃过多关注。

需要说明的是,对于公司的上市年龄而言,正如 Barry and Brown (1985) 所指出的那样,公司上市时间越长,信息不对称程度越小,而且在一定程度上也可能属于发展更为成熟的行业,这又进一步降低了其信息不对称程度。但是考虑到我国股市成立时间较短,只有十几年的历史,因此该变量不一定具有较强的区分效力。此外,分析师覆盖度等数据也可以作为该变量的一个合理测度,但是该类数据在我国较难以获得。

基于以上考虑,本文选取上市公司的市值 ($Size$) 变量作为投资者对不同上市公司的学习能力。一般而言,这两者越大,则交易者对该公司越了解,等价于本文所说的投资者对该公司具有较强的学习能力。根据以上讨论以及命题 4,

[15] 本文还考察了以下情况,即 54 家封闭式基金在各自的投资组合中所持有的重仓股票(选取标准为持有股票市值占基金净值 5% 以上)。

提出以下可检验假说。

假说2 股票价格或组合指数的波动性(Vol)与交易者的学习能力(Size)之间有负向关系。

综合以上两个假说,本文建立如下回归模型(为了简化,所有变量均省略了下标 t):

$$\text{Vol} = \alpha + \beta_1 \text{Sent} + \beta_2 \text{Dum}_{\text{Stat}} (\text{or: } \beta_2' \text{inv}_p) + \beta_3 \text{Dum}_{\text{Nos}} + \beta_4 \text{Size} + \varepsilon \quad (27)$$

对于因变量 Vol 而言,本文采取如下两种办法进行估计:(1) 利用 GARCH(1,1)模型^[16]对股票或组合的收益率序列进行模拟得到的方差序列作为其代理变量;(2) 利用当月的日交易数据来估计该月的月度波动性。

(三) 数据来源及说明

本文研究的样本为深沪两地上市的 A 股。所有的数据均来源于中国股票市场交易数据库系统(CSMAR),股票价格经过除权等调整。考虑到检验的变量包括公司上市年份,因此将检验区间定为 1999 年 7 月 1 日到 2005 年 1 月 1 日,以此使得各公司年龄被尽可能分散。这段期间包括了股市的上升期和下跌期,符合检验的要求。此外,还剔除了 ST/PT 样本。经过处理,共有 671 家公司被纳入研究,其中从未被基金持有的股票共有 340 家。

六、检验结果及分析

(一) 描述性统计

表 4 提供了全部样本股票各变量间的平均相关系数。首先,可以看到波动性与各变量间的关系与前面的假说非常一致。例如,波动性(Vol,采用 GARCH 模型测度)与噪音交易者情绪的代理变量(Turnover)、经济状态的持续性(Dum_{Stat}或 inv_p)以及理性交易者的市场支配力(Dum_{Nos})这四个变量之间均为正向关系,这支持假说 1;波动性(Vol)与公司规模(Size)均为负向关系,这符合假说 2 的内涵。

[16] 本文另外考察了 EGARCH, TGARCH 模型,并分别结合(1,2),(2,1)和(2,2)等滞后阶,发现 GARCH 模型与滞后阶的不同不影响结论。

表4 各变量的平均相关系数

	Vol	Turnover	Size	Dum _{Stat}	inv _p	Dum _{Nos}
Turnover	0.0016					
Size	-0.0057	-0.0495				
Dum _{Stat}	0.0021	0.3126	0.0442			
inv _p	0.0014	0.0153	0.0022	0.0107		
Dum _{Nos}	0.0398	-0.0268	0.3155	-0.0002	-0.0015	1.0000

注:本相关系数表为 671 家样本公司的各相关系数求算数平均而得。

其次,对于交易者学习能力的代理变量 Size 而言,虽然有一定程度的相关,相关系数为 0.1240,但该系数取值并不大,其原因应该在于此二变量受到其他因素的影响,并不能仅仅作为学习能力的代理变量,从而也未能表现出较高的一致性。

最后,除了以上谈及的两种情况外,其他各变量间的相关系数均较小,这在一定程度上说明本文对各变量的构造是较为合理的,不存在共线性。

(二) 结果及分析

接下来,根据方程(27)对第五部分的三个假说进行检验。分别以 GARCH(1,1)对收益拟合所得的方差序列和以日交易数据计算的方差作为波动性测度,结果如表5的 Panel A 和 Panel B 所示。根据 Hausman 检验确定固定效应还是随机效应,本文报告了检验结果,尽管如此,由于本文的 $N(=671)$ 和 $T(=54)$ 都很大,两种估计结果并没有太大区别,这说明本文的结果是稳健的。对于各系数的估计结果,有以下几点:

第一,不同测度下基于市场情绪变量的回归系数 β_1 均为正,且在 0.01 的显著性水平上拒绝零假设,这与前面的假说相符合,说明投资者情绪和市场波动之间有显著的正向关系。

第二,对于市场状态转换的代理变量 β_2 和 β'_2 而言,只有基于日交易数据计算的方差得到的结果显著。但如前面所言,两种方法估计的结果不尽一致,其中 β'_2 与假说一致,根据变量的设定,这在一定程度上说明我国资本市场中占优的投资者为基于价值判断进行交易的个体。

第三, β_3 为基于理性(噪音)交易者市场支配力变量的回归系数,可以看到,第一种测度下系数的统计显著性很低,第二种测度下的系数显著性与理论预期一致,这说明基金所持有的股票反而会带来稳定性的增加。

表 5 基于 Panel Data 的估计结果

假说	α	β_1 +	β_2 +	$\beta_2'(\times 10^{-3})$ +	β_3 +	$\beta_4(\times 10^{-9})$ -	Adj R^2 (%)
Panel A: 以 GARCH(1,1) 计算波动性的情况							
M(1)	0.206	0.002	-0.006		0.19	3.88	0.07
	1.05	5.41***	-1.83*		0.84	1.09	
M(2)	0.207	0.002		0.23	0.19	2.20	0.06
	1.05	4.46***		1.34	0.20	0.61	
Panel B: 以日交易数据计算波动性的情况							
M(3)	0.0004	0.00005	0.00006		0.0001	132.0	14
	51.8***	86.2***	11.2***		4.05***	3.90***	
M(4)	0.0004	0.00005		0.00001	0.0001	132.0	14
	56.7***	82.9***		9.33***	4.02***	3.38***	

注:本表为基于方程(27)估计而得;“假说”一行的“+/-”号表示根据第五部分而言,理论上各系数取值之正负;其中,估计方程的第一行为系数,第二行为检验的 t -value;结果中留空白的地方表示该系数所对应的变量并未进入相应的估计方程;Adj R^2 表示调整后的 R^2 ;***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上拒绝零假设。

最后,按照前面的理论假说, β_4 应该小于零,可以看到,基于公司规模代理变量的结果要么不显著,要么为正,公司规模测度可能融合了更多的其他信息,因此无法较好地体现该假说设定。

七、结 论

本文基于行为金融学关于噪音交易具有“认知偏误”的观点,在一个世代交叠模型中引入具有偏误主观信念的噪音交易者,然后结合理性交易者并通过均衡分析对资产价格的波动进行考察。

结果发现:噪音交易者的认知偏误程度和他们的学习能力、各状态的发生概率、各类交易者的支配力以及个体风险规避程度都会对资产的波动性有不同的影响,文中的 5 个命题总结了所有的情况。

在对模型进行推导以后,本文进一步构建了相应的代理变量来进行检验,实证结果部分地支持了本文模型的推断并发现:我国股市波动受到投资情绪、市场状态以及风险规避的显著影响,机构投资者对市场有稳定作用。

参考文献

- [1] Abreu, D., and M. K. Brunnermeier, 2002, Synchronization risk and delayed arbitrage, *Journal of Financial Economics*, 66: 341—360.
- [2] Baker, M., and J. C. Stein, 2004, Market liquidity as a sentiment indicator, *Journal of Financial Markets*, 7(3): 271—299.
- [3] Bange, M. M., 2000, Do the portfolios of small investors reflect positive feedback trading? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(2): 239—255.
- [4] Barry, C., and S. Brown, 1985, Differential information and security market equilibrium, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20: 407—421.
- [5] Barberis, N., A. Shleifer, and R. Vishny., 1998, A model of investor sentiment, *Journal of Financial Economics*, 49: 307—343.
- [6] Black, F., 1986, Noise, *Journal of Finance*, 41: 529—543.
- [7] Chen, N., R. Kan, and M. H. Miller, 1993, Are the discounts on closed-end funds a sentiment index? *Journal of Finance*, 46: 75—109.
- [8] Cooper, M., R. Gutierrez, and A. Hameed, 2004, Market states and momentum, *Journal of Finance*, 59: 1345—1365.
- [9] Daniel, K., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, 1998, Investor psychology and investor security market under-and overreactions, *Journal of Finance*, 53: 1839—1886.
- [10] De Long, J. B., A. Shleifer, L. Summers, and R. Waldmann, 1989, The size and incidence of the losses from noise trading, *Journal of Finance*, 44: 681—696.
- [11] De Long, J. B., A. Shleifer, L. Summers, and R. Waldmann, 1990a, Noise trader risk in financial markets, *Journal of Political Economy*, 98: 703—738.
- [12] De Long, J. B., A. Shleifer, L. Summers, and R. Waldmann, 1990b, Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation, *Journal of Finance*, 45: 375—395.
- [13] Elton, E., M. J. Gruber, and J. A. Busse, 1998, Do investors care about sentiment? *Journal of Business*, 71: 477—500.
- [14] Graham, J. R., and C. R. Harvey, 2002, Expectations of equity risk premia, volatility and asymmetry, Working Paper, Duke University.
- [15] Grossman, S., and J. Stiglitz, 1980, On the impossibility of informationally efficient markets, *American Economic Review*, 70: 393—408.
- [16] Ho, T., and R. Michaely, 1988, Information quality and market efficiency, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23: 53—70.
- [17] Harrison, H., and J. C. Stein, 1999, A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets, *Journal of Finance*, 54: 2143—2184.

- [18] Harrison, H., and J. C. Stein, 2007, Disagreement and the stock market, *Journal of Economic Perspectives*, 21(2): 109—128.
- [19] Kahneman D., and A. Tversky, 1979, Prospect theory: An analysis of decision under risk, *Econometrica*, 47: 263—291.
- [20] Kupiec P., and S. Sharpe, 1991, Animal spirits, margin requirements, and stock price volatility, *Journal of Finance*, 46: 717—731.
- [21] Kyle, A., 1985, Continuous auctions and insider trading, *Econometrica*, 53: 1315—1336.
- [22] Merton, R. C., 1987, A simple model of capital market equilibrium with incomplete information, *Journal of Finance*, 42(3): 483—510.
- [23] Samuelson, P. A., 1958, An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money, *Journal of Political Economy*, 66: 631—640.
- [24] Shefrin, H., 2002, *Beyond Greed and Fear: Understanding Behavioral Finance and the Psychology of Investing*, Oxford University Press, Inc.
- [25] Shefrin, H., 2005, *A Behavioral Approach to Asset Pricing*. London: Academic Press.
- [26] Shleifer, A., and R. Vishny, 1997, The limits of arbitrage, *Journal of Finance*, 52: 35—55.
- [27] Kahneman D., and A. Tversky, 1974, Judgment under uncertainty: Heuristics and biases, *Science*, 185: 1124—1131.
- [28] Vissing-Jorgensen, A., 2003, Perspectives on behavioral finance: Does “irrationality” is appear with wealth? Evidence from expectations and actions, working paper, NBER.
- [29] Welch, I., 2000, Views of financial economists on the equity premium and on professional controversies, *Journal of Business*, 73(4): 501—537.

Beliefs, Trading Behavior and Volatility of Asset: Theory and Evidence

Dongmin Kong

(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology)

Abstract Based on an overlapping generation model, this paper introduces the noise traders with belief biases and rational traders. With an equilibrium analysis, this paper examines the volatility of asset price. The results show that the belief biases, the learning ability of noise traders in multi-period, the probability of economy state, the domain capability, the cost of capital and the degree of the individual's aversion risk are all the factors that have effects on the volatility of the

market. The empirical tests confirm the implications of my model and find that the investor sentiment, market state, and risk aversion have significant effect on the volatility and the institutional investors decrease the volatility.

Key Words Overlapping Generation Model, Noise Trader, Volatility

JEL Classification D81, G11, G12

自愿披露与公司融资选择

周铭山 张维宁 李广子 刘玉珍*

摘 要 本文考察公司自愿披露对融资行为的影响。我们发现,公司自愿披露改变了公司融资行为,从事后的结果看,自愿披露的公司相对未进行自愿披露的公司更多地倾向使用股权融资,这在一定程度上表明自愿披露对股权融资成本的效应大于对债务融资成本的效应;相对于大公司而言,小公司在披露后更多地使用股权融资,这说明小公司有更大的激励通过改变信息环境来获得股权融资。本文的发现对于我国改善信息披露环境、发展资本市场有一定的启示。

关键词 自愿披露,融资选择,资本成本

一、前 言

公司自愿披露的动机以及影响是在会计和公司财务领域备受关注的问题,然而学界对于许多重要问题的认识仍存在一定分歧。本文直接考察公司管理层自愿披露对公司融资选择的影响,我们发现,在控制了影响公司资本结构选择的因素之后,自愿披露对于融资选择具有显著的影响。选择自愿披露的公司倾向于更多地选择股权融资,这间接地证明了降低融资成本(尤其是股权融资成本)是管理层进行自愿披露的主要动机之一。在条件信息集中加入了公司规模变量后,我们发现自愿披露对于融资选择的影响在小公司上表现得更加明显,这说明小公司有更大的降低信息不对称的激励来获得股权融资。

有关公司自愿披露与融资选择之间关系的研究主要考察两个方面:第一,

* 周铭山、李广子,北京大学光华管理学院博士生;张维宁,美国德州大学达拉斯分校博士生;刘玉珍,北京大学光华管理学院教授。通信作者及地址:周铭山,北京大学燕园 30 楼 225 房间,100871;电话:010-52767475; E-mail: zhoumingshan@gsm.pku.edu.cn。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

公司对于外部融资的需求是否促使管理层自愿披露更多的信息;第二,公司自愿披露的行为是否降低了公司的融资成本。在以具有相对健全的治理体系和金融市场的美国的上市公司为样本的研究表明,公司对于外部融资的需求促使管理层进行了更多的自愿披露,同时管理层的自愿披露行为降低了公司外部资金的成本(如 Frankel et al., 1995; Lang & Lundholm, 1993, 2000; Sengupta, 1998)。Francis 等(2005)研究了治理基础较弱且金融市场不够发达的国家的情形,他们发现,对于这些国家的上市公司而言,公司对外部融资的需求同样激励了管理层进行更多的自愿披露,同时自愿披露降低了企业外部融资的成本。从自愿披露对资本成本影响具体机制的实证研究来看, Welker (1995) 以及 Healy 等(1999)发现自愿披露降低了买卖差价,提高了股票流动性;而 Lang 等(1993)发现自愿披露提高了股票收益的波动率,这可能意味着自愿披露对于资本成本具有不同的影响。^{〔1〕}从自愿披露的信息含量与资本成本的关系来看, Bhattacharya 等(2003)使用跨国的数据表明公司收益透明度相对较高的国家,权益资本成本相对较低。

在我国已有的有关公司融资选择的研究中,大部分实证研究围绕经典的两种资本结构理论对我国企业融资行为的解释力^{〔2〕},而早期的研究更多地关注我国上市公司是否存在股权融资偏好及其成因。^{〔3〕}只有为数较少的研究关注我国上市公司自愿披露对融资行为的含义。与自愿披露相联系,汪炜等(2004)以2002年上海证券交易所516家上市公司为样本,通过临时公告和季报数量之和作为自愿披露水平的代理变量,发现在控制了公司规模和财务杠杆后,自愿披露水平越高的公司权益资本成本越低;曾颖等(2006)以2002年和2003年深圳证券交易所上市的283个样本公司,采用总体披露质量与盈余披露质量反映上市公司的信息披露质量,发现在控制了公司贝塔系数、规模及账面市值比等因素后,信息披露质量越高的公司股权融资的边际成本越低。张宗新等(2005)使用沪深交易所上市公司的实证研究发现,业绩好的公司相对更积极地进行自愿披露,以向市场传递关于公司价值的信息。此外,陆颖丰(2007)发现

〔1〕 有关自愿披露在资产定价上的含义,即对资本成本的影响,都隐舍地假定了公司个体风险在定价中得到了反映。

〔2〕 朱德新等(2007)发现传统的代理理论及优序融资理论解释不了我国上市公司的资本结构选择行为,他们认为我国上市公司的资本结构更多是管理层相机选择的结果。

〔3〕 黄少安等(2001)认为我国上市公司存在显著的股权融资偏好,蔡祥等(2003)认为股权融资偏好的主要原因是我国上市公司股权融资的成本偏低,而陆正飞等(2004)发现我国上市公司股权融资成本与股权融资概率正相关。

信息透明度高的公司其股权融资成本相对较低。巫升柱(2007)发现我国上市公司的自愿披露水平偏低,资产规模、财务杠杆等因素显著影响了我国上市公司的自愿披露水平。王雪(2007)较为全面地梳理了自愿披露的相关研究,并实证分析了我国上市公司自愿披露行为的影响因素及经济后果。

本文的研究角度有别于前述文献,我们直接考察公司融资选择与自愿披露的关系,我们认为从公司外部资金需求对管理层自愿披露的激励来讲,这种激励本身最终会反映到公司的融资行为上,因此以前的研究相当于只关注了联立方程的其中一个(外部资金需求影响自愿披露),本文的研究则可以帮助我们看到另一个的情形(自愿披露影响融资选择);从自愿披露对公司资本成本的影响来讲,由于资本成本的估计本身可能存在一定的偏差^[4],因此基于估计的资本成本的实证研究的可靠性必然受到影响,同时,对于资本成本的考察还需要考虑其他风险因子的影响,由于风险溢价的时变性,使得对于风险的调整本身不一定可靠,因此,我们通过直接考察公司融资选择与自愿披露的关系,可以避免对资本成本影响的实证可能存在的问题,但同时又可以间接地看到自愿披露对资本成本的影响。当然,我们必须隐含地假定公司管理层是理性的,在管理层是理性的前提下^[5],由于自愿披露是存在一定成本的^[6],管理层在考虑到自愿披露对资本成本的影响下,必然会在融资选择上做出理性的反应。因此进行自愿披露与没有进行自愿披露的公司会在融资选择上表现出系统的差异,这种差异是管理层权衡自愿披露的成本和收益后的最终反映。本文的主要研究假设就是建立在这个逻辑上,我们将在第二部分给出详细的推理。

直接考察公司自愿披露与融资选择的关系必然涉及内生性的问题,因为这种联系本身只是联立方程的一部分,因此我们通过构造工具变量的方法,采用两阶段最小二乘法来解决内生性的问题,在文章的第四部分我们将给出具体的阐述。

本文的贡献在于:我们首先直接考察了公司自愿披露与融资行为的关系,

[4] 陆正飞等(2004)讨论了资本成本的估计问题,对资本成本估计(尤其是权益资本成本)的主要方法和原理及其局限进行了较为详细的说明。一方面,尽管金融学理论和实证研究在不断丰富人们对决定资本成本的经济机制的认识,但到目前为止对资产价格(资本成本的另一面)的重要现象的解释还缺乏一个一致的理论框架,因此实证上的处理方法也很难得到一致的认可。另一方面,基于简单假设基础上的净收益贴现法(如 Gebhardt et al., 2003)或基于经理人最优化投资决策的欧拉方程方法在基本原理上存在很大的差异,得出的结果往往是很不一致的(其中一个例子见 Qiao Liu et al., 2009 的相关研究)。

[5] 事实上,如果存在管理层非理性的行为以及其他噪音,这会弱化基于理性基础上的预测。因此如果去除这些噪音数据,本文所发现的实证结果会得到进一步强化。

[6] 见 Healy (2001) 有关自愿披露成本的论述。

是对已有的有关自愿披露与公司资本成本之间关系的研究从另一个角度上有意义的挖掘,虽然我们的发现对于资本成本的含义需要建立在市场是半强式有效的基础上^[7];同时,本文的发现是对已有的有关公司资本结构选择研究的一个补充,我们发现,除了已有的对公司资本结构具有解释能力的因素外,公司管理层存在通过改变公司的信息披露环境从而改变公司的资本结构的动机。

本文其余部分的结构如下:第二部分建立研究假设;第三部分给出样本和变量描述;第四部分给出实证结果及其解释;第五部分是结语。

二、研究假设

公司自愿披露对资本成本的影响的理论研究指出,自愿披露对资本成本的影响主要通过两种渠道:降低信息风险溢价以及降低流动性风险溢价。Barry and Brown (1985, 1986), Merton (1987), O'Hara (2003), Leuz and Verrecchia (2004) 认为自愿披露降低了外部投资者的信息估计风险,与缺乏信息时相比,投资者通过获得管理层自愿披露的更多信息,能对公司的前景做出更好的估计,从而要求更低的信息风险溢价,降低了公司资本成本。Graham (2005) 的问卷调查结果表明,公司 CFO 能准确理解自愿披露对降低信息估计风险的意义,并能将信息估计风险同公司现金流内在风险的含义区分开。Glosten and Milgrom (1985), Diamond and Verrecchia (1991) 认为自愿披露降低了外部投资者之间的信息不对称,从而提高了股票的流动性,降低了流动性风险溢价。尽管绝大部分理论研究认为自愿披露降低了资本成本,但仍有部分理论研究指出自愿披露可能导致资本成本的提高。Kim and Verrecchia (1994) 认为更多的自愿披露会导致收集更多私人信息的激励,使得投资者之间信息不对称的程度加大了。Zhang (2001) 认为,如果自愿披露水平的不同是由于盈余的变化或是流动性冲击的变化,则更多的自愿披露会导致更高的资本成本。实证上,除在前言部分我们介绍过的相关研究外, Sengupta (1998), Francis (2002) 发现由于公司低质量的披露而导致的信息风险在股票和债券价格上得到了反映。

综上可见,尽管大多数有关公司自愿披露对资本成本影响的理论和实证研

[7] 由于我们采用的数据是美国上市公司的数据,美国资本市场基本上符合半强式有效的条件。我们在第三节对选择美国上市公司的数据还做了些解释。事实上,由于美国资本市场历史较长,相关数据更加齐备且质量都较高,这使得我们所选择的样本比我国目前所做的相关实证研究采用的样本大得多,因此在实证结果的可靠性上更高。

究支持自愿披露降低了资本成本,但并没有对相关问题达成一致的结论。如果我们换一个角度,直接考察自愿披露对公司融资行为的影响,则可以有效地回避资本成本这一中间环节,并可以直接考察到管理层做出自愿披露的选择在实际融资上的动机。这里的逻辑是,如果公司管理层是理性的,因为自愿披露存在一定的成本,因此管理层在做出是否进行自愿披露的决定时,必然要权衡披露的成本和收益,如果自愿披露对资本成本没有影响(即自愿披露的收益并不表现在改变资本成本上),那么进行披露与不进行披露的公司融资行为上不会表现出系统的差别,自愿披露对公司融资行为不会有显著的影响。相反,如果自愿披露的收益表现在改变了公司的资本成本上,那么进行披露与不进行披露的公司融资行为上就会表现出系统的差异,自愿披露对公司融资行为会有显著的解释能力,自愿披露水平的差异导致了公司融资行为的不同,这种融资行为的不同是理性的管理层在权衡自愿披露的成本和收益后的表现。因此,本文的假设1表述为:

假设1 自愿披露改变了公司的融资行为。

在假设1里,我们并没有指定自愿披露对公司融资行为的影响方式,但是,根据已有的研究,由于自愿披露对资本成本的影响主要通过降低信息估计风险和流动性风险溢价,因此,股权融资相对于债务融资来说受信息披露的影响程度相对较大,这主要是由于股东对公司要求权的支付相对债权人对公司要求权支付的风险更大,信息估计的风险也相对更大一些,自愿披露使股权融资成本降低的幅度大于使债务融资成本降低的幅度,如果事实如此,则从事后来看,进行自愿披露的公司与不披露的公司相比应更多地使用股权融资。

为了进一步理解自愿披露对公司融资行为的影响,我们再来考察在自愿披露之后不同公司在横截面上融资行为表现出的差异。不同公司所面临的信息不对称程度不一样,有关小公司的信息来源要比大公司少,而且小公司通常面临的不确定程度要比大公司高。因此,通过自愿披露提供的信息对于降低小公司未来支付的估计风险意义更大,这意味着自愿披露对于降低小公司资本成本的效应更大。在自愿披露后不同规模的公司融资行为上会表现出相应的差异。我们的假设2表述为:

假设2 公司规模对自愿披露与公司融资行为的联系具有显著的影响。

同样,我们没有在假设2中指定公司规模差异对自愿披露与融资行为联系的影响方式,但是,基于我们前面的推理,由于股权支付的风险高于债权支付的风险,公共信息集与私人信息集构成的改变对降低与股权融资相关的估计风险

影响更大,由于小公司面临信息不对称程度更高,降低私人信息与公共信息的比例对于降低小公司股权融资成本的意义更大,则相对于大公司而言,小公司在信息披露之后会更倾向于选择股权融资。

三、样本和变量描述

我们使用标准普尔 Compustat 数据库 1993 年至 2005 年美国上市公司的数据,样本大小为 40 394 个观察值,我们剔除了大额债务发行的样本(大额债务发行定义为一次发行金额大于等于总资产的 10%),因为大额发行往往涉及公司收购、重组及管理层变更等因素,因此资本成本可能并不是重要的考虑因素。由于股票发行有较高的交易费用,因此股票发行存在一定的规模经济,也就是说,公司在选择股票发行金额时存在节约交易费用的考虑。因此,我们把样本分为两组:一组为仅剔除掉大额债务发行的样本;另一组为同时剔除掉大额债务发行以及大额股票发行的样本(大额股票发行定义为一次发行金额大于等于总资产的 10%)。

我们对为什么使用美国的数据做出一些解释。首先,我们实证的目的是要通过检验自愿披露与融资行为的关系来揭示管理层是否有通过自愿披露来改变融资选择的动机,同时通过揭示这两者之间的联系,对自愿披露对资本成本的影响进行推断。而自愿披露的信息能否准确有效地反映到资本市场上需要满足市场是半强式有效的前提,因此选择美国资本市场相对我国资本市场更能符合这一条件。其次,由于这一研究问题本身具有一般性的意义,因此对于我国发展资本市场以及改善信息披露环境同样具有重要的启示意义。主要变量描述见表 1。

表 1 主要变量描述性统计

变量	均值	标准差	25% 分位数	中位数	75% 分位数	90% 分位数
NETDI _{it}	-0.0765	0.3042	-0.0649	-0.0155	0.0128	0.0606
MFD _{it}	0.1418	0.3488	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
EBIT _{it}	0.0660	0.1899	0.0317	0.1025	0.1598	0.2202
LEVERAGE _{it}	0.3055	0.2384	0.0870	0.2772	0.4802	0.6368
LOGSALE _{it}	5.0536	2.2441	3.3839	4.9838	6.6648	8.1417

其中,NETDI_{it}定义为 $(\Delta D_{it} - \Delta E_{it})/A_{it}$, ΔD_{it} 是公司*i*在*t*年长期负债发行额减去长期负债偿还额再加上流动负债净增加额, ΔE_{it} 是公司*i*在*t*年通过发行普通股

与优先股融资总额减去股票总回购额, A_{it} 是公司 i 在 t 年初总资产;

MFD_{it} 是一虚拟变量, 如果公司 i 在 t 年做了管理层预测, 取值为 1, 否则为 0, 我们用管理层预测作为自愿披露的代理变量^[8];

$EBITDA_{it}$ 是 t 年公司 i 息税前收入加上折旧和摊销, 然后再除以期初和期末总资产均值;

$LEVERAGE_{it}$ 是公司 i 在 t 年初账面长期负债加上短期负债再除以公司股东权益账面价值加上负债价值;

$LOGSALE_{it}$ 是公司 i 在 t 年销售收入的自然对数;

我们对后面实证中还需要使用到的其他变量做一必要的解释:

MTB_{it} 是公司 i 在 t 年初股票市值对账面价值比;

$SIZE_{it}$ 是公司 i 在 t 年初股票市值的自然对数;

$HIGHTECH_{it}$ 是一虚拟变量, 如果公司 i 是属于医药、计算机、电子和软件行业则为 1, 否则为 0;

$REGULATED_{it}$ 是一虚拟变量, 如果公司 i 属于电视、通讯、天然气、电力和自来水行业则为 1, 否则为 0;

$CHEPS_{it}$ 是公司 i 从 $t-1$ 年到 t 年每股收益的变化再除以 t 年初的股价;

FD_{it} 是一有关公允披露管制的虚拟变量, 如果是在 2001 年及其后年份则为 1, 否则为 0;

Industry Indicators 是一组行业虚拟变量, 建立在 Fama-French 48 个行业分类的基础上;

$DECR_DEBT_{it}$ 是公司 i 目标长期负债水平减去实际长期负债水平再除以 t 年初总资产, 其中公司目标负债水平定义为公司样本期债务比率的平均值乘以样本期公司总资产平均值;

$SMALL_{it}$ 是一虚拟变量, 如果公司 i 总资产小于或等于样本在 t 年所有公司总资产中位数则为 1, 否则为 0。

四、实证结果及其解释

我们主要考察公司自愿披露对融资选择的影响, 在模型的设定上我们因循

[8] Ali 等(2007) 等文章使用管理层预测来刻画自愿披露变量, 见 Hirst 等(2008) 对管理层预测的综合描述和分析。

Kisgen(2006)发表在 *Journal of Finance* 上的有关信用评级与资本结构文章的做法^[9],基本回归方程设定为:

$$\text{NETDI} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{MFD} + \alpha_2 \text{EBITDA} + \alpha_3 \text{LEVERAGE} \\ + \alpha_4 \text{LOGSALE} + \lambda C + \varepsilon$$

其中, C 指的是其他控制变量,包括行业虚拟变量等。我们关注的系数是 α_1 ,即管理层预测如何影响公司的融资选择。我们采用面板数据的估计方法,使用 Huber-White 步骤,以公司为 Cluster 的方法来得到模型估计系数的标准差。首先通过滞后一年的管理层预测变量对当年的净融资变化进行回归,回归结果如表 2。

表 2 滞后一年的管理层预测对净融资行为变化的影响

Panel A: 剔除了大额债务发行的样本

被解释变量 = NETDI_{it}

估计符号		(1)		(2)	
		系数	t 值	系数	t 值
INTERCEPT	?	-0.1895 ***	-36.99	-0.1303 ***	-10.30
MFD_{it-1}	-	-0.0214 ***	-6.74	-0.0174 ***	-5.40
EBITDA_{it-1}	+	0.4312 ***	17.71	0.4057 ***	16.59
LEVERAGE_{it-1}	-	-0.0343 ***	-5.03	-0.0660 ***	-9.14
LOGSALE_{it-1}	+	0.0194 ***	22.21	0.0180 ***	20.04
Industry Indicators		No		Yes	
调整 R^2		0.1211		0.1313	
观察值个数		40 394		40 394	

Panel B: 同时剔除了大额股票发行和大额债务发行的样本

被解释变量 = NETDI_{it}

估计符号		(1)		(2)	
		系数	t 值	系数	t 值
INTERCEPT	?	-0.0232 ***	-22.24	-0.0088 ***	-2.57
MFD_{it-1}	-	-0.0023 **	-2.10	-0.0024 **	-2.22
EBITDA_{it-1}	+	0.0219 ***	7.64	0.0193 ***	6.62
LEVERAGE_{it-1}	-	-0.0576 ***	-30.16	-0.0670 ***	-33.00
LOGSALE_{it-1}	+	0.0051 ***	23.17	0.0047 ***	20.08
Industry Indicators		No		Yes	
调整 R^2		0.0620		0.0767	
观察值个数		35 306		35 306	

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 及 10% 的水平下显著,下同。

[9] Kisgen 的文章中讨论了关于资本结构的文献中所涉及的相关解释变量。我们在对模型的稳健性检验中也考虑控制了其他可能影响资本结构选择的变量,但是实证的结果没有改变基本模型回归所得到的结论。由于篇幅的限制,我们没有报告相关结果。

Panel A 为对第一组样本回归的结果,即为剔除了大额债务发行后的结果。Panel B 为对第二组样本回归的结果,即为同时剔除了大额债务发行及大额股票发行后的结果。(1)为未控制行业虚拟变量的结果,(2)为控制了行业虚拟变量后的结果。从所有这四组回归的结果我们都可以看出,在控制了盈利、规模、以前年度杠杆以及行业特征之后,管理层预测都显著降低了债务相对于股权融资的比例,这表明管理层有通过自愿披露降低财务杠杆的动机。如果市场是半强有效的,在考虑到自愿披露的成本下,自愿披露对于降低资本成本给公司带来的收益在股权融资上表现得更加明显。

表3是逐年回归的结果,为节省空间,我们只报告我们感兴趣的变量的回归结果。在样本期的13年当中,有8年管理层自愿披露对债务相对股权融资比例具有显著负的影响,而其他5年中有4年系数为负,1年系数为正,且都不显著。

表3 分年度横截面回归分析结果

	1993		1994		1995		1996		1997	
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值
MFD _{<i>it-1</i>}	-0.0063	-0.07	0.0015	0.04	-0.0533**	-2.30	-0.0315	-1.17	-0.0443**	-2.16
观察值	2 887		3 139		3 174		3 387		3 396	
	1998		1999		2000		2001		2002	
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值
MFD _{<i>it-1</i>}	-0.0355**	-2.37	-0.0087	-0.48	-0.0368*	-1.70	-0.0219**	-2.21	-0.0230***	-3.04
观察值	3 276		3 289		3 329		3 258		3 165	
	2003		2004		2005					
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值				
MFD _{<i>it-1</i>}	-0.0370***	-3.59	-0.0214*	-1.95	-0.0021	-0.21				
观察值	2 846		2 669		2 566					

由于管理层预测对融资行为的影响可能存在较长的滞后期间,同时为了减轻内生性问题的影响,我们采用滞后两年的管理层预测变量对公司融资行为变化进行回归分析。表4是回归结果。

同样,我们进行了四组回归,从四组回归的结果来看,管理层自愿披露对债务相对于股权融资的比例的影响都是显著的。在 Panel B 中,即剔除了大额债务发行以及大额股票发行之后,滞后两年的管理层预测变量对融资变化的解释能力更强,这进一步支持了管理层通过披露更多的信息来降低资本成本,从而改变融资行为的假设,从事后结果看,管理层自愿披露降低股权融资成本的效应更加显著一些。

表4 滞后两年的管理层预测对净融资行为变化的影响

Panel A: 剔除了大额债务发行的样本
被解释变量 = $NETDI_{it}$

估计符号	(1)		(2)		
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值	
INTERCEPT	?	-0.1888 ***	-36.87	-0.0526 ***	-8.48
MFD_{it-2}	-	-0.0076 ***	-2.64	-0.0036 ***	-2.14
$EBITDA_{it-1}$	+	0.4308 ***	17.69	0.2346 ***	22.78
$LEVERAGE_{it-1}$	-	-0.0331 ***	-4.85	-0.0760 ***	-22.02
$LOGSALE_{it-1}$	+	0.0188 ***	21.60	0.0082 ***	20.43
Industry Indicators		No		Yes	
调整 R^2		0.1206		0.1298	
观察值个数		40 394		40 394	

Panel B: 同时剔除了大额股票发行和大额债务发行的样本
被解释变量 = $NETDI_{it}$

估计符号	(1)		(2)		
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值	
INTERCEPT	?	-0.0233 ***	-22.35	-0.0090 ***	-2.63
MFD_{it-2}	-	-0.0039 ***	-3.32	-0.0039 ***	-3.35
$EBITDA_{it-1}$	+	0.0217 ***	7.58	0.0191 ***	6.57
$LEVERAGE_{it-1}$	-	-0.0576 ***	-30.20	-0.0670 ***	-33.01
$LOGSALE_{it-1}$	+	0.0051 ***	23.45	0.0048 ***	20.41
Industry Indicators		No		Yes	
调整 R^2		0.0622		0.0769	
观察值个数		35 306		35 306	

为了纠正内生性问题,我们通过构造工具变量,采用两阶段最小二乘法来考察自愿披露对融资行为的影响。Ali(2007)发表在 JAE 的文章考虑了影响公司自愿披露的因素,我们先采用相关解释变量,通过 Probit 回归,构造一个公司自愿披露的工具变量,然后再用通过第一步回归得到的估计变量进行第二步回归,回归的结果如表 5。^[10]

[10] 我们对 EBITDA 及 CHEPS 变量做了 Durbin, Wu, Hausman LM 检验(内生性检验),所得到的 p 值为 0.225,不能拒绝原假设。

表5 两阶段回归分析结果

Panel A: 构造 MFD_{it} 的工具变量 ($PROB_MFD_{it}$)					
被解释变量 = MFD_{it}					
	估计符号	系数	Chi 方		
INTERCEPT	?	-4.6327 ***	60.38		
MTB_{it}	-	-0.0310 **	2.61		
$SIZE_{it}$	+	0.1507 ***	8.23		
$HIGHTECH_{it}$	-	-0.0266	-0.44		
$REGULATED_{it}$	-	-0.6096 ***	-6.17		
$CHEPS_{it}$	-	-0.1928 ***	-4.20		
FD_{it}	+	1.3823 ***	41.64		
$EBITDA_{it-1}$	+	1.8634 ***	10.22		
$LEVERAGE_{it-1}$	?	-0.2281 **	-2.47		
$LOGSALE_{it-1}$	?	0.2174 ***	10.56		
Log Likelihood		-19 697.27			
观察值个数		56 722			
Panel B: 使用 $PROB_MFD_{it}$ 对剔除了大额债务发行的样本回归					
被解释变量 = $NETDI_{it}$					
估计符号	(1)		(2)		
	系数	t 值	系数	t 值	
INTERCEPT	?	-0.2002 ***	-37.28	-0.1380 ***	-10.79
$PROB_MFD_{it-1}$	-	-0.1824 ***	-18.02	-0.1505 ***	-14.20
$EBITDA_{it-1}$	+	0.4336 ***	17.85	0.4078 ***	16.70
$LEVERAGE_{it-1}$	-	-0.0470 ***	-6.69	-0.0752 ***	-10.18
$LOGSALE_{it-1}$	+	0.0270 ***	25.01	0.0246 ***	21.67
Industry Indicators		No		Yes	
调整 R^2		0.1242		0.1333	
观察值个数		40 394		40 394	
Panel C: 使用 $PROB_MFD_{it}$ 对同时剔除了大额股票发行和大额债务发行的样本回归					
被解释变量 = $NETDI_{it}$					
估计符号	(1)		(2)		
	系数	t 值	系数	t 值	
INTERCEPT	?	-0.0269 ***	-25.07	-0.0119 ***	-3.41
$PROB_MFD_{it-1}$	-	-0.0519 ***	-13.73	-0.0465 ***	-12.34
$EBITDA_{it-1}$	+	0.0241 ***	8.40	0.0212 ***	7.26
$LEVERAGE_{it-1}$	-	-0.0618 ***	-31.71	-0.0702 ***	-34.14
$LOGSALE_{it-1}$	+	0.0075 ***	27.51	0.0070 ***	23.83
Industry Indicators		No		Yes	
调整 R^2		0.0689		0.0818	
观察值个数		35 306		35 306	

从 Panel B 和 Panel C 四组回归的结果可以看出,通过构造出来的管理层预测变量对融资行为的影响在统计上都是很显著的,经济意义上的显著水平比前面直接回归的结果要高得多。这进一步支持我们的假设,即公司自愿披露改变了其融资行为,从事后结果看,进行了自愿披露的公司相对更多地倾向股权融资,间接地证明了通过披露更多的信息降低了股权融资的成本。

出于对以上实证发现的稳健性考虑以及对假设 2 的检验,我们进一步考察了公司当前债务水平与目标债务水平之差、公司以前年度杠杆对公司自愿披露的激励的影响。在构造自愿披露的工具变量时,分别引进了目标负债水平与实际负债水平之差和以前年度杠杆,并在被估计的自愿披露水平对融资行为的回归中,分别加入了自愿披露与目标债务水平与实际负债水平的交叉项以及自愿披露与公司规模的交叉项,以反映披露对负债水平偏离较大公司以及小公司的影响是否更为显著。我们依次报告相关实证结果。

表 6 为考虑了公司目标债务水平与当前债务水平之差后的结果,回归结果表明,公司期初债务水平与目标债务水平之差越大,杠杆水平越高,公司进行自愿披露的激励越大。

表 6 考虑了公司债务水平偏离后的自愿披露水平分析

同时剔除了大额股票发行和大额债务发行的样本 被解释变量 = MFD_{it}					
估计符号		(1)		(2)	
		系数	z 值	系数	z 值
INTERCEPT	?	-4.8681 ***	-48.04	-5.4150 ***	-21.15
DECR_DEBT _{it-1}	+	0.2021 ***	4.94	0.1943 ***	4.73
MTB _{it}	-	-0.0567	1.99	-0.0106	0.83
SIZE _{it}	+	0.1630 ***	5.91	0.2719 ***	11.09
HIGHTECH _{it}	-	-0.0773	-1.07	-0.1196	-1.03
REGULATED _{it}	-	-0.4348 ***	-3.92	-0.1133	-0.68
CHEPS _{it}	-	-0.1711 ***	-2.91	-0.1809 ***	-2.75
FD _{it}	+	1.4654 ***	35.99	1.5086 ***	35.74
EBITDA _{it-1}	+	2.0028 ***	8.45	2.2612 ***	9.55
LEVERAGE _{it-1}	?	-0.3046 **	-2.46	-0.0346	-0.27
LOGSALE _{it-1}	?	0.1994 ***	6.47	0.1131 ***	3.99
Industry Indicators		No		Yes	
Log Likelihood		-12 359.55		-11 873.68	
观察值个数		35 306		35 306	

然后,我们再使用第一步回归得到的管理层预测变量对公司融资行为进行回归,同时我们控制了其他相关变量,并在条件信息集中加入了公司规模变量以及公司规模与管理层预测的交叉项。表7和表8的回归结果表明,公司期初债务水平与目标债务水平相差越大,在发布了管理层预测之后,公司越倾向于使用股权融资来降低财务杠杆水平。加入公司规模变量后的结果支持我们的假设2,即小公司在披露后有更大的使用股权融资的倾向,这表明小公司存在更大的激励去披露更多的信息来降低信息不对称以获得股权融资。

表7 公司净融资行为变化与自愿披露的关系

考虑了目标债务比例与初始债务比例之差 被解释变量 = $NETDI_{it}$					
估计符号	(1)		(2)		
	系数	t 值	系数	t 值	
INTERCEPT	?	-0.0966 ***	-38.49	-0.0664 ***	-7.12
MFD_{it-1}	-	-0.0050 **	-2.05	-0.0058 **	-2.10
$DECR_DEBT_{it-1}$	-	-0.0115 ***	-6.91	-0.0082 ***	-4.60
$MFD_{it-1} \times DECR_DEBT_{it-1}$	-	-0.0067 **	-2.07	-0.0084 **	-2.29
$EBITDA_{it-1}$	+	0.1905 ***	20.93	0.1849 ***	18.65
$LEVERAGE_{it-1}$	-	-0.0495 ***	-12.55	-0.0695 ***	-15.57
$LOGSALE_{it-1}$	+	0.0119 ***	29.03	0.0122 ***	26.05
Industry Indicators	No		Yes		
调整 R^2	0.1025		0.1174		
观察值个数	40 394		40 394		

表8 考虑了公司规模后的回归分析结果

Panel B: 包含公司规模的回归 被解释变量 = $NETDI_{it}$					
估计符号	(1)		(2)		
	系数	t 值	系数	t 值	
INTERCEPT	?	-0.1642 ***	-22.00	-0.1103 ***	-8.05
MFD_{it-1}	-	-0.0100 ***	-4.56	-0.0067 ***	-2.93
$SMALL_{it}$	-	-0.0159 ***	-3.90	-0.0131 ***	-3.23
$MFD_{it-1} \times SMALL_{it}$	-	-0.0443 ***	-4.26	-0.0423 ***	-4.08
$EBITDA_{it-1}$	+	0.4343 ***	17.84	0.4083 ***	16.71
$LEVERAGE_{it-1}$	-	-0.0376 ***	-5.51	-0.0683 ***	-9.43
$LOGSALE_{it-1}$	+	0.0160 ***	14.44	0.0151 ***	13.45
Industry Indicators	No		Yes		
调整 R^2	0.1220		0.1321		
观察值个数	40 394		40 394		

五、结 语

本文直接考察了公司自愿披露对融资行为的影响,作为对已有的有关自愿披露的动机以及资本结构的选择方面研究的拓展,本文发现公司自愿披露改变了公司的资本结构选择,这支持管理层有通过自愿披露降低资本成本的动机的结论。从事后的结果看,自愿披露的公司相对未进行自愿披露的公司更多地倾向使用股权融资,这间接地表明自愿披露降低股权融资成本的效应大于降低债务融资成本的效应,而且相对于大公司而言,小公司在披露后更多地使用股权融资,这表明小公司有更大的降低信息不对称的激励来获得股权融资。

本文的研究结果对于我国发展资本市场具有一定的启示意义。良好的信息披露环境以及对中小投资者的法律保护是完善证券市场的必要条件,公司管理层自愿披露的信息的可信性以及市场的反应很大程度上取决于这两个必要条件,而我国目前的状况不尽如人意。因此,我们应借鉴国外资本市场的有益经验,不断改善我国的信息披露环境,降低风险溢价和资本成本,壮大资本市场,改变银行间接融资比重过大的局面。

参 考 文 献

- [1] 蔡祥、李志文、张为国,2003,中国证券市场中的财务问题:实证研究述评,《中国会计评论》,第1卷第1期,第1—23页。
- [2] 黄少安、张岗,2001,中国上市公司股权融资偏好分析,《经济研究》,第11期,第12—21页。
- [3] 陆正飞、叶康涛,2004,中国资本市场的公司财务研究:回顾与评论(上),《财会通讯》,第5期,第11—16页。
- [4] 陆颖丰,2007,信息透明度对公司权益资本成本的影响,《财会月刊》,第2期,第7—9页。
- [5] 汪炜、蒋高峰,2004,信息披露、透明度与资本成本,《经济研究》,第7期,第107—114页。
- [6] 王雪,2007,上市公司自愿性披露行为研究,西南财经大学博士论文。
- [7] 巫升柱,2007,中国上市公司年度报告自愿披露影响因素的实证分析,《当代财经》,第8期,第121—124页。
- [8] 叶康涛、陆正飞,2004,中国上市公司股权融资偏好解释——偏好股权融资就是缘于融资成本低吗,《经济研究》,第4期,第50—59页。

- [9] 曾颖、陆正飞, 2006, 信息披露质量与股权融资成本, 《经济研究》, 第2期, 第69—80页。
- [10] 朱德新、朱洪亮, 2007, 中国上市公司资本结构的选择——基于两种主要理论的检验, 《南方经济》, 第9期, 第30—37页。
- [11] 张宗新、张晓荣、廖士光, 2005, 上市公司自愿性信息披露行为有效吗? ——基于1998—2003年中国证券市场的检验, 《经济学(季刊)》, 第4卷第2期, 第369—386页。
- [12] Ali, A., T. Y. Chen., and S. Radhakrishnan, 2007, Corporate disclosure by family firms, *Journal of Accounting and Economics*, 44(4): 238—286.
- [13] Barry, C., and S. Brown, 1985, Differential information and security market equilibrium, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20(4): 407—422.
- [14] Barry, C., and S. Brown, 1986, Limited information as a source of risk, *The Journal of Portfolio Management*, 12(3): 66—72.
- [15] Bhattacharya, U., H. Daouk, and M. Welker, 2003, The world pricing of earning opacity, *The Accounting Review*, 78(2): 641—678.
- [16] Botosan, C. A., 1997, Disclosure level and the cost of equity capital, *The Accounting Review*, 72(3): 323—350.
- [17] Diamond, D., R. Verrecchia, 1991, Disclosure, liquidity, and the cost of capital, *The Journal of Finance*, 46(4): 1325—1355.
- [18] Easley, D., and O'Hara, M., 2004, Information and the cost of capital, *Journal of Finance*, 59(4): 1553—1583.
- [19] Frankel, R., M. McNichols, and P. Wilson, 1995, Discretionary disclosure and external financing, *The Accounting Review*, 70(3): 135—150.
- [20] Francis, J., I. Khurana, and R. Pereira, 2005, Disclosure incentive and effect on cost of capital around the world, *The Accounting Review*, 80(2): 1125—1162.
- [21] Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper, 2002, The market pricing of earnings quality, Working Paper, Duke University.
- [22] Gebhardt, W., C. Lee and B. Swaminathan, 2003, Toward an implied cost of capital, *Journal of Accounting Research*, 39(1): 135—176.
- [23] Glosten, L., and P. Milgrom, 1985, Bid, ask, and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders, *Journal of Financial Economics*, 14(3): 71—100.
- [24] Graham, J. C. Harvey, and S. Rajgopal, 2005, The economic implications of corporate financial reporting, *Journal of Accounting & Economics*, 30(1): 3—73.
- [25] Healy, P., and K. Palepu, 2001, Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: a review of the empirical disclosure literature, *Journal of Accounting and Economics*, 31(4): 405—440.
- [26] Healy, P., and J. Wahlen, 1999, A review of the earnings management literature and its implications for standard setting, *Accounting Horizons*, 13(3): 365—383.

- [27] Hirst, E. , L. Koonce, and S. Venkataraman, 2008, Management earnings forecast, A review and framework, *Journal of Accounting and Economics*, 22(4) : 315—338.
- [28] Kisgen, D. , 2006, “Credit rating and capital structure”, *Journal of Finance*, 111(3) : 1035—1072.
- [29] Kim, O. , and R. Verrecchia, 1994, Market liquidity and volume around earnings announcements, *Journal of Accounting and Economics*, 17(2) : 41—68.
- [30] Leuz, C. , and R. Verrecchia, 2004, Firms’ capital allocation choices, information quality, and the cost of capital, University of Pennsylvania Working Paper.
- [31] Lang, M. , and R. Lundholm, 1993, Cross-section determinants of analyst rating of corporate disclosure, *Journal of Accounting Research*, 31(4) : 246—270.
- [32] Lang, M. , and R. Lundholm, 2000, Voluntary disclosure and equity offering: reducing information asymmetry or hyping the stock, *Contemporary Accounting Research*, 17(3) : 623—662.
- [33] Merton, R. C. , 1987, A simple model of capital market equilibrium with incomplete information, *Journal of Finance*, 42(3) : 483—510.
- [34] O’Hara, M. , 2003, Presidential address: Liquidity and price discovery, *Journal of Finance*, 58(4) : 1335—1354.
- [35] Qiao, L. , and A. Siu, 2009, Institutions and corporate investment: evidence from an implied return on capital in China, Working Paper, Hongkong University.
- [36] Sengupta, P. , 1998, Corporate disclosure quality and the cost of debt, *The Accounting Review*, 73(4) : 459—474.
- [37] Welker, M. , 1995, Disclosure policy, information asymmetry, and liquidity in equity markets, *Contemporary Accounting Research*, 11(4) : 801—827.
- [38] Zhang, G. , 2001, Private information production, public disclosure, and the cost of capital: Theory and implications, *Contemporary Accounting Research*, 18(3) : 363—384.

Voluntary Disclosure and Corporate Financing Choices

Mingshan Zhou Weining Zhang Jane Liu

(*Guanghua School of Management, Peking University*)

Guangzi Li

(*University of Texas at Dallas*)

Abstract The paper investigates the effect of corporate voluntary disclosure on its financing

behavior. The empirical evidence indicates that companies which conduct voluntary disclosure tend to use more finance through stock-issuing. This can be interpreted as voluntary disclosure has more effect on lowering cost of equity than that of debt. Besides, small companies tend to use even more finance through stock-issuing than big companies do after voluntary disclosure, which supports that small companies have greater incentives to lower the degree of information asymmetry to obtain equity financing.

Key Words Voluntary Disclosure, Financing Choices, Cost of Capital

JEL Classification G32, G14, G39

基于内、外部风险考虑的商业银行 X 效率研究

唐齐鸣 杨 龙*

摘 要 本文借鉴 Fried(1999)效率评价模型中控制外部环境因素的方法,构造了同时考虑内部风险(经营风险)与外部风险(经营环境因素)的商业银行效率评价三阶段方法,并对我国 15 家商业银行 2000—2008 年的 X 效率、技术效率与配置效率进行了实证检验。研究表明:商业银行经营风险与所处的经营环境对商业银行效率水平具有显著影响,且风险因素对股份制商业银行效率的影响程度显著大于国有商业银行,而环境因素对国有商业银行效率的影响更大;我国商业银行 X 效率的提高主要在于配置效率的改善。银行微观层面环境因素中银行规模、产权结构对我国商业银行效率具有负的影响,我国商业银行整体上存在规模无效率现象;宏观经济层面环境因素中经济增长与货币供给增长对商业银行效率具有正的影响,我国经济实力的不断增强将有利于商业银行效率的提高。

关键词 商业银行, X 效率, 数据包络分析(DEA), 投入松弛, 随机前沿分析(SFA)

一、引 言

银行业作为我国金融领域的主力军,是我国金融资源配置的基础,在整个国民经济建设与金融体系稳定发展中起着重要作用。尽管近年来我国直接融资市场发展迅速,股票、债券等直接筹资方式在非金融机构部门融资结构中所占比重显著提高,但从银行贷款占总融资规模来看,2006 年、2007 年、2008 年该

* 唐齐鸣,华中科技大学经济学院教授,博士生导师;杨龙,华中科技大学经济学院博士研究生。通信作者及地址:杨龙,华中科技大学经济学院,430074;E-mail:ylhenry1985@163.com。本文为北京大学汇丰金融研究院 2009 年资助项目“中国银行业的效率与风险研究”阶段性研究成果之一。作者感谢匿名审稿人为本文提出的宝贵建议,当然,文责自负。

比例分别达到82%、78.9%、72.8%,银行业在我国金融体系中仍占据主体地位。因此,银行业的效率水平很大程度上决定了我国金融资源的配置效率。高效率的银行体系不仅能使金融资源得以优化配置,促进经济增长方式的转变以及产业结构的优化升级,而且还可以有效调节国民经济,实现经济可持续协调发展。

随着金融体制改革的不断深化,我国商业银行体系不断发展与完善,特别是自2001年加入WTO以来,为应对外资银行的竞争,维护金融体系稳定以及宏观经济安全,在我国承诺的银行业全面开放的五年过渡期内,银行业经历了一系列制度改革与创新。在2002年初召开的全国金融工作会议上,党中央、国务院对银行业的改革进行了全面规划和统一部署。随后几年,我国银行业开始具体实施系列改革措施,有的是从改善外部经营环境入手,如国有商业银行的股份制改革,通过引进战略投资者并实现境内或海外上市;有的是从加强内部控制体系入手,如在内部管理方面,各家银行均以矩阵式、扁平化的管理模型取代了传统的垂直型、直线职能式管理方式,并采取事业部、风险集中管理等模式以期提高银行内控水平;在具体金融业务方面,各银行纷纷加大业务与产品创新力度,努力改变银行传统盈利模式等。这种以开放促改革的银行业改革模式,是否或在多大程度上提高了我国银行业的整体竞争力与营运效率是值得研究的问题。另外,在国内外经济金融环境变化加剧以及外资银行全面准入形势下,银行业竞争与风险日趋加剧,商业银行效率水平高低与风险管理能力成为衡量商业银行竞争力与维持金融体系稳定的重要标准。因此,针对外部环境变化,基于内部风险管理的考虑,准确真实评价我国商业银行的经营效率具有重要的理论和现实意义。

银行效率研究通过对比银行在经营活动中的投入与产出或成本与收益之间的关系,能反映出银行对其金融资源的配置能力,是衡量商业银行经营绩效与竞争力的重要指标。银行的效率研究包括规模效率、范围效率和X效率三个方面。X效率是指除规模效率与范围效率之外的所有技术效率和配置效率的总和,衡量的是商业银行通过技术与资源整合控制成本、实现利润最大化的经营管理绩效。早期的研究主要围绕银行通过规模扩张、产品多元化或业务领域的扩张获得规模效率与范围效率展开。而Berger(1993)和Humphrey(1994)等人的实证研究表明,反映银行经营管理能力的X效率导致的效率损失显著大于规模与范围无效率导致的效率损失。因此,商业银行的X效率成为研究的重要内容,国内外学者对此进行了大量的研究。Bonin and Hasan(2005)利用SFA及

转型国家 225 家银行样本数据,考察了产权结构、国外投资者持股对银行 X 效率的影响。Altunbas and Molyneux (2000) 运用 SFA 方法,对日本商业银行 1993—1996 年间的 X 效率进行了估计,并考察了风险与贷款质量对商业银行 X 效率的影响。Darke, Hall and Simper (2006) 运用二阶段 DEA 模型对中国香港地区商业银行的技术效率进行了测度,同时研究了宏观经济与政府监管对银行效率的影响。此外,Fries (2005)、Pastor (2002)、Chiu and Chen (2009)、Ferrier (1990) 等研究还从成本效率、风险管理等不同角度考察了日本、中国台湾等国家和地区商业银行的效率。

国内学者对银行效率也进行了诸多研究,如刘琛、宋蔚兰 (2004) 运用 SFA 对我国 4 家国有商业银行和 10 家股份制商业银行 1996—2001 年间的 X 非效率 and 规模效率进行了分析。赵永乐、王均坦 (2008) 运用 DEA 方法对我国 17 家商业银行的效率进行了研究,并提出了影响商业银行效率的能力模型。王聪、谭政勋 (2007) 运用 SFA 对我国商业银行的 X 利润效率、规模效率和范围效率及其动态变化进行了研究,并考察了宏观因素、产权制度与市场结构对商业银行效率水平的影响程度与影响机制。侯晓辉、张国平 (2008) 则利用 SFA 主方程组方法,对我国商业银行的技术效率与配置效率进行了研究,并深入探讨了所有权特征与战略引资对这两种效率水平的影响。邱兆祥、张磊 (2007) 将风险因素作为影响商业银行利润效率的重要变量纳入到 SFA 中的超越对数利润函数中,考察了商业银行所面临的风险对其利润的影响。黄宪、余丹等 (2008) 运用 Fried 等 (2002) 提出的 DEA 三阶段法,对我国 13 家商业银行的 X 效率进行了实证研究。

上述学者关于商业银行 X 效率的研究中,都将商业银行所面临的经营风险 (内部风险) 和 (或) 外部环境因素 (外部风险) 视为影响商业银行经营绩效的非关键因素或直接将其忽略,然而各商业银行的产权结构、规模大小、经营战略、所面临的制度环境、管理者风险偏好等均存在较大差异,并影响着各商业银行的经营绩效。虽然邱兆祥、张磊 (2007),黄宪、余丹等 (2008) 等研究将风险与环境因素作为外生变量,分别考察了其对商业银行效率的影响,但鲜有研究将风险与环境因素同时纳入商业银行效率评价体系,在对银行效率进行评价时考虑风险与环境因素。银行的信贷风险、清偿风险、操作风险等经营风险主要产生于内部资金运营过程,如银行贷款、投资等,属于银行的内部风险,可以通过内部控制体系加以防范和控制,反映的是银行内部经营管理水平。而市场风险和利率风险等系统性风险产生于整个经济金融环境以及银行面临的具体政

策环境,属于银行无法控制的外部风险。忽视内部风险与外部风险因素进行商业银行X效率研究会得出不能真正反映银行内部管理水平的结论,如从投入产出或成本与收益角度测度的商业银行效率水平较高,同时商业银行风险水平也较高;或商业银行X效率水平低下主要是由于不利的经营环境,而非低下的内部经营管理能力所致等。此外,忽视内、外部风险评价银行的效率,必然使得银行过分注重其信贷规模的扩张以使“产出”增加,继而导致效率提高,但却忽视了对银行的风险管理。2008年由美国次贷危机引发的金融危机对我国银行业发展与绩效评价方式提出了警示,表面上看这次金融危机是金融机构创新过度 and 金融衍生品使用不当的结果,深层次上可归咎于美国金融机构过度追求收益性,放松了风险管理,在一定程度上助长了短期趋利投机行为,最终酿成严重的金融危机。因此,在商业银行效率评价体系中应充分考虑到内部风险与外部环境因素的影响,在实现利润目标时注重风险控制,保证银行资金的安全与整个金融体系的稳定发展。

基于此,本文在Fried(1999)效率评价模型中控制外部环境因素方法的基础上,构造了一个考虑内部经营风险与外部经营环境因素的商业银行效率测度的三阶段方法。第一阶段,本文首次将商业银行的经营风险作为影响商业银行经营绩效的重要风险变量,将产出指标形式纳入商业银行效率评价的DEA模型,体现商业银行的效率评价不能单从传统的追求贷款数量或资产收益的角度,还要考虑到银行内部风险控制能力,即在收益-风险两者间权衡,协调好“三性”原则。第二阶段,运用随机前沿分析法(SFA),将投入松弛变量对经营环境变量进行面板数据回归,并用估计结果对原投入要素进行调整,使处于不同经营环境的商业银行调整到同样的环境条件,滤掉环境因素对银行效率的影响。第三阶段,利用调整后的投入要素重复第一阶段的DEA模型,得到消除环境因素影响后的效率值,测度的是承担不同经营风险及处于不同经营环境的商业银行真实效率水平。

本研究在于为商业银行效率评价赋予一种新的思路,即突破传统产出指标的界定,将银行经营风险因素作为一种“风险产出指标”纳入商业效率评价体系,使得商业银行效率测度的是融入风险因素的广义银行经营管理能力,即在一定产出和风险水平条件下银行采用最少要素投入,或在给定投入情况下银行获取最大产出和最小风险的能力,突出银行业风险管理的重要性以及保障国家金融安全和社会稳定的特殊作用。这种评价银行效率的新思路,体现的是商业银行风险控制下的综合经营管理能力,将更具科学性与现实性。

本文余下部分结构为:第二部分为本文研究设计;第三部分为数据的收集、指标的选取以及模型实证结果与分析;第四部分为本文结论。

二、商业银行效率测度的三阶段方法研究设计

(一) 考虑风险因素下商业银行效率研究的 DEA 模型

目前,商业银行效率研究中普遍采用的都是前沿分析方法,该方法通过一定的投入和产出指标输入条件下,计算出效率前沿面,即由在既定投入下实现产出最大化或既定产出条件下成本最小化的决策单位(DMU)所组成的前沿生产面,待考察决策单位与效率前沿决策单位之间的距离即为该决策单位的相对效率。前沿分析法包括参数方法与非参数方法两大类。非参数方法主要有数据包络分析(Data Envelopment Analysis,简记为 DEA)和无界分析法(Free Disposal Hull,简记为 FDH)两种。参数方法通过设定具体的函数形式给出效率前沿边界,根据函数设定中随机误差项和非效率项的分布假设的不同,又可分为随机前沿分析(Stochastic Frontier Analysis,简记为 SFA)、厚边界分析(Thick Frontier Analysis,简记为 TFA)、自由分布法(Distribution Free Approaches,简记为 DFA)和递归厚边界分析(Recursive Thick Frontier Approaches,简记为 RTA)。参数方法与非参数方法各有其优缺点,非参数方法可用于不同量纲指标,无须主观设定具体的函数形式来确定效率前沿面,也无须主观赋予指标相对权重,客观性较强;但该方法在计算过程中无随机误差项假定,认为所有对效率前沿面的偏离都是低效率的,从而容易低估真实效率。参数方法考虑了由于运气、统计、观测等因素引起的随机误差,但该方法中效率前沿函数的具体形式具有很强的主观性,函数形式设定的准确度对模型估计的效率水平有决定性影响。

商业银行效率研究的非参数方法中,由 Charnes, Cooper and Rhodes(1978)提出的 DEA 方法是最常采用的方法,该模型在规模报酬不变(CRS)假设下,利用线性规划法及其对偶模型,对多投入和多产出指标下的决策单位的相对效率进行测度,又称为 CCR 模型。Banker, Charnes and Cooper(1985)在 CCR 模型基础上放松了规模报酬不变的条件,提出了规模报酬可变(VRS)模型,又称为 BCC 模型,该模型将总效率分解为纯技术效率和规模效率进行分析。运用 DEA

模型研究商业银行效率^[1],首先需定义投入与产出指标。令 X_{mj} 表示第 j 家银行第 m 要素投入水平, $m = \{1, \dots, M\}$; Y_{nj} 表示第 j 家银行第 n 种产出水平, $n = \{1, \dots, N\}$;分别记 $X_j = (X_{1j}, \dots, X_{mj})$ 为第 j 家银行投入向量, $Y_j = (Y_{1j}, \dots, Y_{nj})$ 为第 j 家银行产出向量。第一阶段考虑风险因素的具有非 Archimeder 无穷小量 ε 的 DEA 模型为^[2]:

$$\begin{aligned} \min_{\theta, \lambda, s^-, s^+} & [\theta - \varepsilon(I^T s^- + I^T s^+)] \\ \text{s. t.} & \begin{cases} \sum_{j=1}^J \lambda_j X_j + s^- = \theta X_{j_0} \\ \sum_{j=1}^J \lambda_j Y_j - s^+ = Y_{j_0} \\ \sum_{j=1}^J \lambda_j R_j - s_R^+ = R_{j_0} \\ \sum_{j=1}^J \lambda_j = 1, \quad \lambda_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, J, s^- \geq 0, s^+ \geq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, λ_j 为第 j 家商业银行的权重; $I = (1, 1, \dots, 1)^T$; ε 为非 Archimeder 无穷小量; s^- 和 s^+ 为投入与产出松弛向量, s_R^+ 为风险产出松弛向量; $R_j = \{R_{1j}, \dots, R_{Tj}\}$ 表示第 j 家商业银行经营风险向量。模型(1)根据线性规划技术求解得到的最优目标值即为第 j_0 家商业银行纳入风险因素的相对技术效率水平。若某家商业银行的最优解为 $\theta^* = 1$,且有 $s^- = s^+ = 0$,则表明该商业银行能以有效率的方式组织生产与成本、风险控制;否则,该商业银行生产相对无效率,且 θ 的取值可以作为评价各决策单位效率高低的的标准,其值越接近于1,表明其相对效率水平越高。生产效率即技术效率 TE,反映的是商业银行在现有生产技术条件下将多种投入资源转化为多种金融产出或金融服务的能力,而在投入要素价

〔1〕 DEA 模型包括投入导向型和产出导向型两种类型,产出(投入)导向型 DEA 模型测度的是各决策单位在投入(产出)水平既定的条件下,获得最大产出(采用最少投入)的能力。鉴于我国商业银行的特征,本文选择投入导向型 DEA 模型。因此,第一阶段 DEA 模型中将内部风险作为“产出”指标的效率评价可以看做是内部风险控制下的银行 X 效率。

〔2〕 传统的效率测度 DEA 模型的目标函数中并不包含松弛投入或松弛产出向量,根据 Ali and Seiford(1993),这样测度的决策单位的效率可能出现效率值很高且松弛投入水平也较高的结论,所以必须对具有非零投入或产出松弛的决策单位的效率值进行调整才能真实反映决策单位的效率水平。投入松弛是指决策单位为达到效率前沿生产银行效率水平所应减少的要素投入量,产出松弛指的是决策单位为达到效率前沿银行生产效率水平所应增加的产出量。于是本文选择具非 Archimeder 无穷小量的 DEA 模型,一方面通过投入松弛和产出松弛对原效率值进行调整,另一方面通过计算得到的投入松弛为后文的环境变量控制下商业银行效率测度提供数据支持。

格已知的情况下,模型(1)还可得到反映商业银行通过优化投入组合降低总成本的配置效率 AE。商业银行 X 效率为除规模效率与范围效率之外的所有技术效率和配置效率的总和,并有分解式: $XE = TE \times AE$ 。

(二) 基于 SFA 的投入要素调整阶段研究设计

求解模型(1)可以得到各商业银行效率估计,同时还可以得到各投入要素的松弛水平 s^- 。要素投入松弛越大,表明相对于效率前沿银行,该商业银行为获得既定产出需要更多额外投入,因此效率水平也更低。然而,除商业银行自身经营管理水平和随机误差决定其投入松弛水平外,各商业银行所处的经营环境也会影响管理者将投入转化为产出的能力,既而影响投入松弛变量,最终影响商业银行效率。为了达到相同产出水平,处于不利经营环境的商业银行相对需要更多的要素投入以克服外部经营风险的影响,所以不滤掉环境因素的效率评价会产生偏误,即高(低)估处于有利(不利)经营环境的商业银行效率。因此,在研究中必须先调整环境因素对各商业银行效率估计的影响,以真实反映商业银行“纯”内部经营管理水平。

本文借鉴 Fried(1999)在效率评价模型中控制外部环境因素的方法,将商业银行的各种投入松弛变量运用随机前沿回归模型(SFA)(Battese and Coelli, 1992)对经营环境变量进行估计,然后用估计所得投入松弛变量预测值对原投入要素水平进行调整。最早由 Argner, Lovell and Schmidt(1977)提出的 SFA 方法也是效率分析中通常使用的一种参数方法,根据 Battese and Coelli(1992)关于 SFA 模型的阐述,具体采用的模型为:

$$s_{ij} = f_i(z_j, \beta_i) + \varepsilon_{ij}, \quad \varepsilon_{ij} = v_{ij} + u_{ij}, \quad i = 1, 2, \dots, m, \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (2)$$

其中, s_{ij} 为第 j 家商业银行第 i 种要素投入松弛; $f_i(\quad)$ 为随机前沿回归函数; z_j 为商业银行经营环境变量; β_i 为待估参数向量; ε_{ij} 为复合误差项; v_{ij} 为随机误差项, v_{ij} 服从 $N(0, \sigma_v^2)$; u_{ij} 为管理非效率项,通常假定 u_{ij} 服从截断正态分布,即 $N^+(u_i, \sigma_u^2)$, 且 v_{ij} 与 u_{ij} 相互独立。为了确定是管理的因素占主导地位,还是随机误差的影响占主导地位,可通过检验虚拟假设 $H_0: \gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2) = 0$ 进行判断,相应的似然比检验统计量 LR 为:

$$LR = -2 \ln \left[\frac{L(\theta_0)}{L(\theta_1)} \right] = 2 [\ln L(\theta_1) - \ln L(\theta_0)] \quad (3)$$

其中, θ_0 和 θ_1 分别为受约束(在假设 $\gamma = 0$ 约束下)和无约束的待估参数向量 ML 估计量,对应的受约束和无约束的似然函数值分别为 $L(\theta_0)$ 和 $L(\theta_1)$ 。当

拒绝 $\gamma = 0$ 时,说明管理的因素占主导地位,表明 SFA 模型的设定合理。在多种随机前沿回归函数形式中,超越对数(TL)使用最为广泛,但 TL 形式需对所有投入与产出指标取对数形式,所以对于 $s_{ij} = 0$ 的情形,TL 形式只能予以剔除,这样必然会损失样本信息。为此,采用如下的线性随机回归模型:

$$s_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \text{branch} + \beta_2 \text{history} + \beta_3 \text{property} + \beta_4 \text{list} + \beta_5 \text{gdp} + \beta_6 \text{m2} + \beta_7 \text{stock} + u_{ij} + v_{ij} \quad (4)$$

其中,branch 为各商业银行分支机构数量,作为衡量各商业银行规模的代理变量;history 为各商业银行设立年限;property 为商业银行产权结构特征虚拟变量,国有商业银行取值为 1,股份制商业银行取值为 0;list 为商业银行上市特征虚拟变量,上市银行取值为 1,否则取值为 0。这四个变量反映的是银行微观层面的环境因素;而 gdp、m2、stock 三个变量反映的是宏观层面的环境因素,分别表示国内生产总值增长率、货币供应量(M2)增长率和股票市场发展情况(用股票市场筹资占银行贷款增加额的比例表示)。

在用非参数方法求得各要素投入松弛的基础上,运用模型(4)得到估计参数 $\hat{\beta}_i$ 以及各要素投入松弛的预测值 $z_j \hat{\beta}_i$ 。为了将所有商业银行调整到同样的环境条件,采取对处于有利经营环境商业银行增加其投入的调整方法,即按下式对原要素投入进行调整^[3]:

$$X_{ij}^{\text{adj}} = X_{ij} + \{\max^j(z_j \hat{\beta}_i) - z_j \hat{\beta}_i\}, \quad i = 1, 2, \dots, M, \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (5)$$

其中, X_{ij}^{adj} 为经环境变量调整后要素投入水平, $\max^j(z_j \hat{\beta}_i)$ 表示对于第 i 种投入而言处于最差外部经营环境条件下的松弛投入水平,括号内差值代表把所有商业银行调整到相同的环境条件。当 $z_j \hat{\beta}_i < \max^j(z_j \hat{\beta}_i)$ 时,表明此时商业银行处于较为有利的经营环境,对该银行的投入要素在原投入水平基础上加上 $\max^j(z_j \hat{\beta}_i)$ 与 $z_j \hat{\beta}_i$ 之间的差额,使得其调整后的投入增加,相应的效率水平也发生调整。

(三) 环境因素调整下嵌入风险的商业银行效率再估计

第三阶段,利用调整后的投入要素,再次重复模型(1),便可得出剔除环境因素影响下的包括内部风险管理的商业银行综合经营效率。

[3] 由于前沿分析法中非参数 DEA 模型相对于参数模型最大的缺点在于无随机误差项的假定,将所有对效率前沿面的偏离都视为非效率的表现,容易低估决策单位真实效率。据此,本文在基于 SFA 估计结果基础上对原要素投入进行调整时,(5)式中并不对随机误差项进行调整,使得 DEA 模型包含随机误差因素,以克服其相对于参数模型的缺陷。

三、中国商业银行 X 效率的实证分析

(一) 数据的收集

本文选取 2000—2008 年我国 15 家商业银行相关数据作为样本数据,其中 4 家国有商业银行,11 家股份制商业银行。^[4]截至 2008 年,这 15 家商业银行的总资产占有商业银行总资产的 90.77%,占有银行业金融机构总资产的 65.15%,而在此之前,该比例更高。因此,以这 15 家商业银行作为样本来研究我国商业银行整体经营绩效具有较好的代表性。数据主要来源于《中国金融年鉴》与 Bankscope 数据库。

(二) 商业银行投入产出指标的选取

商业银行的效率评价模型中,投入产出指标的选择至关重要,它关系到银行效率估计的准确性以及结论的解释力。现有研究文献中,银行投入产出指标的界定并无一致标准,以生产法与中介法使用最为频繁。生产法与中介法确定银行投入产出指标各有利弊,因此,本研究将结合生产法与中介法选取投入产出指标,除了传统的生产类产出指标外,还需定义商业银行经营风险类产出指标。考虑到数据的可获得性以及 DEA 模型在投入产出指标数量上的限制,最终选取了三个投入指标、三个生产类产出指标和三个风险类产出指标。

1. 三个投入指标:存款总额、固定资产净值和在职人员数。与生产型企业类似,银行需要生产要素的投入才会有所产出,银行的主要业务是提供信贷服务与投资活动,信贷资金是银行开展资产业务的基础,而信贷资金主要来源于银行吸收的存款,所以存款可视为银行的一种投入要素。此外,信贷资金只有与银行的机器设备、办公设施、劳动力等要素相结合才能转化为信贷服务或其他投资业务,所以固定资产与劳动力也应视为银行的投入指标。由于银行劳动力数据的缺失,本文采用银行在职人员数来衡量商业银行的劳动投入。要得到商业银行的 X 效率与配置效率,还需有各要素投入的价值关系指标——价格,本文将银行存款的价格定义为利息支出与年末存款余额的比值,用当年折旧费

[4] 样本银行包括:中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行、交通银行、中信银行、光大银行、华夏银行、民生银行、广东发展银行、深圳发展银行、招商银行、兴业银行、上海浦东发展银行和恒丰银行。

与固定资产净值的比值衡量实物资本成本;劳动力价格用银行营业费用与折旧费之差与劳动力数量的比值来衡量;因为银行营业费用主要包括员工工资、福利费、差旅费、业务管理费和折旧费,而除折旧费外,差旅费和业务管理费所占比例非常小,所以将营业费用与折旧费之差与劳动力数量的比值视为劳动力价格是合理的。

2. 三个生产类产出指标:贷款总额、投资和净利润。商业银行的贷款与投资是信贷资金的具体运用,可作为商业银行产出指标。商业银行的投资包括短期投资、年内到期的长期投资以及其他证券投资净额。将净利润作为商业银行产出的原因在于:商业银行除从事信贷服务与投资活动外,还为客户提供其他中介服务,中介法主要基于这一观点来选取投入产出指标,而这些中介服务难以具体度量,但银行从事中介服务都会取得相应收入,所以本文将包括中介服务收入的净利润也视为商业银行的一种产出指标。

3. 三个风险类产出指标:为客观反映各商业银行风险承担水平以及准确测度考虑内部风险的商业银行真实效率水平,风险产出指标应尽量选择为商业银行经营活动过程中产生的且直接影响各商业银行非系统风险的变量。据此,本文选取的风险类产出指标为:不良贷款比率、资本充足率以及 McAllister and McManus (1993) 提出的银行无清偿能力风险指标 $IR^{[5]}$, IR 具体定义为:

$$IR = \frac{\sigma(ROA)}{ROA + E/TA} \quad (6)$$

其中, ROA 为银行资产报酬率; $\sigma(ROA)$ 为样本期内银行资产报酬率标准差; E/TA 为股东权益比率。当 ROA 较低且处于较大波动水平时, IR 指标上升, 银行的清偿风险加大;反之,当 ROA 较高且波动性水平较低时, IR 指标会下降, 银行的清偿风险降低。

(三) 实证结果与分析

1. 第一阶段估计结果

本文首先应用 DEAP 2.1 软件,根据模型(1)对选取的 15 家样本银行考虑

[5] 本文选取的风险类产出指标中,资本充足率越高,表明银行抗风险能力越强;而不良贷款比率和无清偿能力风险指标越高,表明银行处于较高的风险水平。在效率评价的投入导向型 DEA 模型中,在产出不变的情况下,投入越少,银行的效率值越高;同样,产出越大,银行效率值也越高。而当风险作为一种产出纳入 DEA 模型时,风险水平越低,表明银行的风险管理水平越高,效率值也应越高,风险类产出指标与传统产出类指标对效率的影响相反。因此,将不良贷款比率和无清偿能力风险指标取其倒数后再引入 DEA 模型。

内部风险因素的X效率、技术效率与配置效率进行了测度。^{〔6〕}为便于比较,还给出了模型(1)中没有考虑风险因素计算得到的商业银行平均X效率水平,结果如表1和图1所示。

表1 2000—2008年考虑内部风险下我国商业银行平均效率水平与变化情况

时间	未考虑风险 因素的XE		考虑风险 因素的XE		考虑风险 因素的TE		考虑风险 因素的AE	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
2000	0.7291	0.2576	0.7463	0.2482	0.9317	0.085	0.795	0.232
2001	0.7527	0.1906	0.7778	0.1788	0.9376	0.0602	0.8246	0.1549
2002	0.7593	0.1896	0.8246	0.1892	0.9882	0.0329	0.8288	0.1864
2003	0.6625	0.2002	0.7256	0.2194	0.9754	0.0484	0.7378	0.2058
2004	0.7411	0.1963	0.817	0.2246	0.969	0.0737	0.8352	0.2061
2005	0.775	0.2351	0.7945	0.2428	0.9662	0.0655	0.8114	0.2170
2006	0.8327	0.1588	0.8862	0.1751	0.9924	0.0245	0.8911	0.1669
2007	0.8251	0.2003	0.8523	0.2075	0.9655	0.0638	0.8735	0.1769
2008	0.8385	0.1982	0.8773	0.2044	0.9801	0.0447	0.8951	0.1839

注:XE、TE、AE分别表示X效率、技术效率与配置效率,且有 $XE = TE \times AE$ 。后面类似,不再说明。

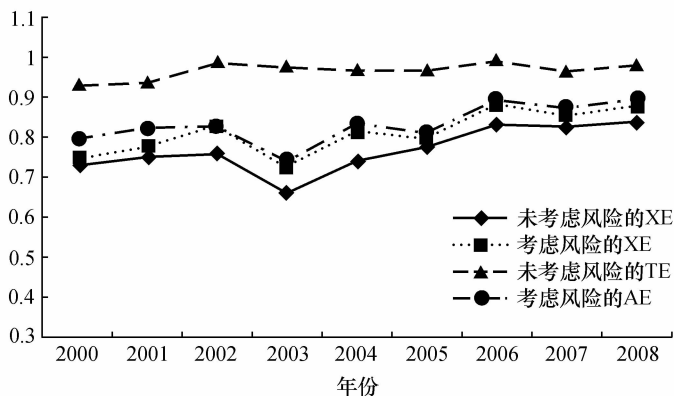


图1 考虑内部风险前后商业银行效率比较

从表1及图1可以发现,我国商业银行平均X效率在纳入风险因素后发生了明显变化,表明商业银行内部风险对其X效率具有显著影响。考虑风险因素后的商业银行的平均技术效率水平都处于较高水平,且各商业银行差异也较

〔6〕 虽然X效率是指除规模效率与范围效率之外的所有技术效率和配置效率的总和,但为了全面分析商业银行的效率以及比较各商业银行X效率差异的来源,同时也为考察在考虑风险因素和经环境因素调整下商业银行X效率的变化是由技术效率还是配置效率的变化所主导,本文在测度各商业银行X效率的同时,对商业银行的技术效率与配置效率也予以测度。

小;而配置效率水平并不高,样本银行的差异也较大;由此说明我国商业银行X非效率主要来自配置效率的低下。除2003年外,纳入风险因素后的我国商业银行X效率、配置效率整体上呈稳定增长趋势,且三种效率水平均在2006年达到最大值,2006年是我国加入世贸组织后承诺全面开放银行业之年,随着银行业竞争程度的加剧,商业银行提高风险管理水平、优化资源配置并积极实施成本控制的激励增加,从而使得效率提高。同时,该结果也表明国务院确定的国有商业银行通过“财务重组—股份制改造—引进战略投资者—公开发行上市”的改革模式,在银行业全面开放的过渡期内取得了较好成效,衡量商业银行竞争力与营运能力的效率水平不断提升。为具体比较各商业银行考虑风险因素后的效率水平,表2给出了各商业银行2000—2008年平均效率水平及排名情况。

表2 2000—2008年各商业银行平均效率水平及排名情况

银行	未考虑风险 因素的 XE		考虑风险 因素的 XE		考虑风险 因素的 TE		考虑风险 因素的 AE		排名
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
工商银行	0.5874	0.1386	0.6019	0.1401	0.8943	0.0657	0.667	0.1441	14
农业银行	0.6550	0.2659	0.6572	0.2418	0.9821	0.0409	0.6257	0.2531	13
中国银行	0.5818	0.1796	0.5895	0.2011	0.9358	0.1025	0.6308	0.1591	15
建设银行	0.7894	0.2625	0.7952	0.2719	0.9853	0.0621	0.7805	0.2146	10
交通银行	0.5097	0.2161	0.7236	0.2325	0.9357	0.1658	0.7931	0.2033	11
中信银行	0.7068	0.1012	0.7113	0.1007	0.9437	0.0593	0.7508	0.1027	12
光大银行	0.919	0.0754	0.9634	0.0317	0.999	0.0113	0.9744	0.1569	4
华夏银行	0.9529	0.0634	0.9807	0.0431	0.9951	0.0206	0.9872	0.0172	2
民生银行	0.9810	0.0297	0.9832	0.0181	0.9877	0.012	0.9777	0.0311	3
广东发展	0.6624	0.0871	0.8046	0.1253	0.9587	0.0807	0.858	0.1106	9
深圳发展	0.8256	0.0691	0.9108	0.1158	0.966	0.0045	0.9307	0.0738	6
招商银行	0.8247	0.1936	0.8302	0.0599	0.971	0.1067	0.8537	0.0511	8
兴业银行	0.8028	0.1946	0.9121	0.1185	0.9528	0.1002	0.9305	0.0719	5
上海浦发	0.8324	0.1746	0.8412	0.1652	0.9978	0.0132	0.8097	0.1524	7
恒丰银行	0.9043	0.1306	0.9965	0.0135	0.9735	0.0105	0.9788	0.0213	1
国有平均	0.6534	0.2256	0.6609	0.2318	0.9359	0.0713	0.6539	0.2101	
股份制平均	0.8103	0.1819	0.8771	0.1631	0.9659	0.065	0.8698	0.2173	
所有平均	0.7684	0.2057	0.8194	0.2108	0.9539	0.0526	0.8307	0.1738	

注:由于中国证券监督管理委员会自2000年开始要求上市银行应按国际会计准则编制报表,以及财政部于2006年2月15日颁布的新会计准则,使得按新会计准则编制的商业银行净利润和净资产与按原会计准则和《金融企业会计制度》编制的的数据相比,发生了较大变化。变化最大为2004年前后的中国工商银行、中国银行和中国建设银行的净利润指标,然而由于按原会计准则进行编制的财务数据的缺失,本文无法对新会计准则下的商业银行的效率估计进行调整,但要指出的是,这三家银行在2004年前后效率大幅提高的部分原因在于会计准则的变化。

从表2及图2可以发现,样本期内,国有商业银行的X效率、配置效率平均值与股份制商业银行存在较大差距。考虑内部风险管理下四大国有商业银行的X效率和配置效率在2000—2008年间平均值分别为0.6609和0.6539,低于交通银行等11家股份制商业银行的X效率平均值0.8771和配置效率平均值0.8698,这与王聪和谭政勋(2007)、刘琛(2004)等人的结论基本一致。股份制商业银行不仅效率高于国有商业银行,且稳定性也较高,国有商业银行X效率平均标准差为0.2209,而股份制商业银行只有0.1275。所有样本银行按X效率排名中,排在前三位的恒丰银行(0.9965)、华夏银行(0.9807)、民生银行(0.9732)均为股份制商业银行,排名后三位的农业银行(0.6572)、工商银行(0.6019)和中国银行(0.5895)均为国有商业银行。从国有商业银行与股份商业银行X效率差异来源来看,国有商业银行与股份制商业银行之间配置效率的差异显著大于技术效率的差异,因此,国有商业银行X效率低于股份制商业银行的主要原因在于其配置效率的低下。从国有商业银行与股份制商业银行平均X效率的变化情况来看,考虑风险因素前后国有商业银行X效率均值分别为0.6534和0.6609;而股份制商业银行为0.8103和0.8771,由此看出风险因素对股份制商业银行影响更大,表明相对于国有商业银行,股份制商业银行具有较好的内部风险管理能力。其中变化幅度最大的为交通银行,其X效率上升41.97%,从风险管理实践来看,样本期内交通银行平均不良贷款比率为9.89%,平均资本充足率达9.7%,在2003年不良资产处置与历史包袱化解后不良贷款比率显著下降,至2007年下降到2.05%,低于当年所有商业银行2.15%的平均不良贷款比率;而平均资本充足率在2007年上升至14.44%,在所有样本银行中仅次于中信银行。因此,严格的内部风险控制使得交通银行平均X效率显著提高。

2. 第二阶段估计结果

以第一阶段DEA模型计算得到的投入松弛变量:存款投入松弛(deposl)、固定资产投入松弛(fixasl)、劳动投入松弛(labosl)为因变量,使用SFA的面板数据模型按模型(4)对环境变量进行估计,模型的估计由统计软件Stata10.0完成,结果如表3所示。

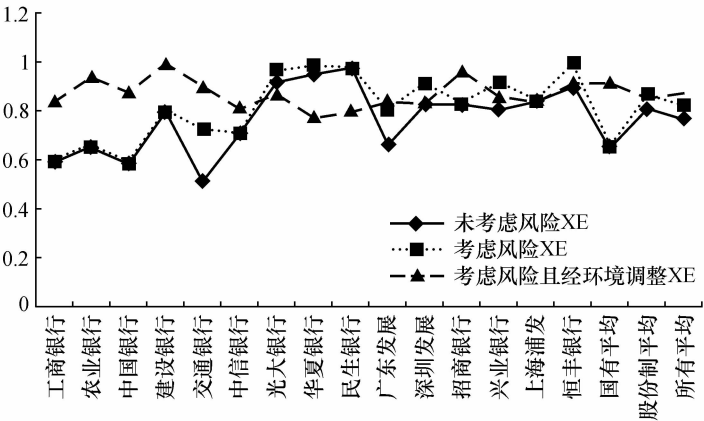


图2 各商业银行考虑内部风险与经外部环境调整后效率水平

表3 投入松弛变量SFA估计结果

变量	deposl		fixasl		laborsl	
	模型①	模型②	模型③	模型④	模型⑤	模型⑥
C	21.0756	25.7045	3.6219	7.0489	30 526.73	29 681.27
branch	-0.01023 (-0.713)		0.0004 (0.58)		9.1853*** (23.518)	10.1257*** (29.771)
history	-0.00371 (-1.005)		0.2049 (1.203)		-170.256** (-2.163)	-178.2175** (-2.085)
property	-2.03701 (-0.773)		101.589** (3.152)	125.4437*** (7.129)		
list	-4.3082** (-2.375)	-7.3291** (-1.992)	18.5472 (1.0561)		-2 763.149 (-0.331)	
gdp	192.063 (1.003)		-121.438 (-0.285)		-1 102.792 (-1.081)	
m2	-101.237* (-1.862)	-77.5968 (-1.24)	-99.586 (-0.563)			
stock	0.3218* (1.922)	1.0208** (2.1006)	2.6826** (2.055)	3.0548** (2.9078)	-92.125 (1.118)	
样本个数	120	120	120	120	120	120
似然比	-577.853	-502.351	-702.143	-586.235	-1 442.358	-1 425.952
Sigma(u)	18.0642	18.047	72.128	70.293	65 938.25	80 569.881
Sigma(v)	0.0721	0.0779	0.1043	0.9254	7 544.83	5 998.75
单边似然检验	9.18	26.28	77.35	42.37	762.19	901.25

注：(1) 模型②、④、⑥为模型①、③、⑤剔除不显著变量后的SFA估计结果。(2) ***、**、* 分别表示估计系数在1%、5%、10%显著性水平下显著,括号内数据为估计系数Z值。

表3估计结果显示,各模型的单边似然比检验统计量LR均大于1%显著性水平下Mixed χ^2 的临界值5.412(Kodde, 1986),表明SFA模型的设定较为合理。具体来看,各环境变量对不同投入松弛变量的影响具有较大差异,如银行规模(branch)对存款投入松弛变量具有负影响,而对固定资产与劳动投入松弛变量具有正影响;经济增长率(gdp)对存款投入松弛变量具有正影响,而对固定资产与劳动投入松弛变量具有负影响。在剔除不显著环境变量后发现,银行规模对劳动投入松弛具有显著正影响,由于投入松弛越大,商业银行效率估计值越低,所以对投入松弛有显著正影响的变量对银行效率具有负影响。因此,银行规模越大,由此导致的劳动投入松弛越大,既而对银行效率产生负面影响,这与刘琛(2004)得出的我国银行业存在着轻度规模不经济的结论基本一致,表明粗放型的银行增长方式并不能带来我国银行业效率的提高。而银行设立时间对劳动投入松弛具有负影响,既而对银行效率具有正影响;银行设立时间越长,经营理念、内部控制机制越趋完善,对经营成本的降低和效率水平的提高越有利。银行产权结构特征变量(property)对固定资产投入松弛具有正影响,既而对银行效率具有负影响,再次证明了第一阶段DEA模型的结论:国有商业银行的效率低于股份制商业银行的效率。银行的上市使得银行的资金来源更加充裕,在保证资本充足率要求下可以在更大的范围内配置金融资源,对其效率具有正影响。宏观层面环境变量中,经济增长率(gdp)和广义货币供给量增长率(m2)对银行效率具有正影响,而股票市场发展水平(stock)对商业银行效率具有负影响;以股票市场为代表的直接融资方式与以银行业为代表的间接融资方式本身就具有竞争性,股票市场筹资占银行贷款总额比例越大,表明资金需求者直接筹资比重增加,导致银行的贷款规模相对缩减,从而降低银行的效率。

上述结果表明,环境变量对商业银行的效率具有显著影响。因此,要研究商业银行的纯经营与风险管理绩效,必须滤掉环境因素对商业银行效率的影响。在投入松弛变量估计结果的基础上,本文用表3中模型②、④、⑥对投入松弛变量进行了预测,并按(5)式对原投入要素进行了调整。

3. 第三阶段估计结果

利用调整后的投入要素重复使用第一阶段的DEA模型,即可得到调整环境因素后考虑风险因素的商业银行效率估计结果(见表4)。图3为环境变量调整后商业银行X效率趋势演化图。

表 4 2000—2008 年考虑风险且经环境调整的我国商业银行效率年均值与变化情况

时间	考虑风险与环境 调整下的 XE		考虑风险与环境 调整下的 TE		考虑风险与环境 调整下的 AE	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
2000	0.9521	0.1106	1	0	0.9521	0.1106
2001	0.9311	0.0983	0.9897	0.0322	0.9328	0.0951
2002	0.9013	0.1528	0.9991	0.0208	0.9015	0.1121
2003	0.9305	0.095	0.9628	0.1003	0.9471	0.0526
2004	0.8927	0.1027	0.9915	0.0201	0.8863	0.0937
2005	0.8212	0.1359	0.9982	0.0117	0.8365	0.1247
2006	0.8409	0.1055	1	0	0.8409	0.1055
2007	0.8209	0.113	0.9869	0.0538	0.8917	0.1045
2008	0.8158	0.1276	0.9935	0.0864	0.8538	0.1139

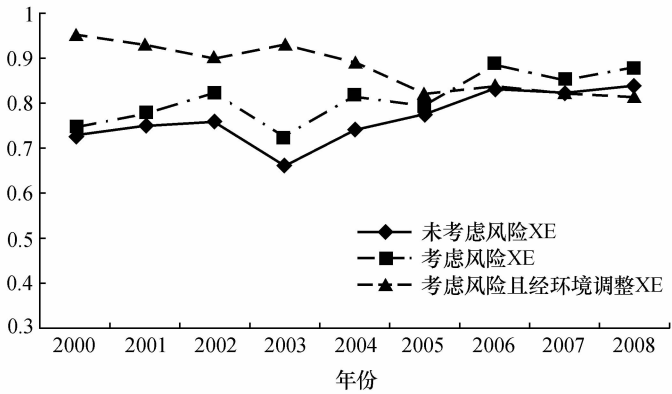


图 3 环境变量调整前后商业银行效率比较

由表 4 以及图 3 可以看出,第三阶段经环境因素调整后的商业银行 X 效率发生了明显变化,演变趋势由第一阶段估计的波动性上升变化模式转变为波动性下降模式,由此可以得出经营环境对商业银行效率具有重要影响的结论。随着我国银行业一系列制度变革的深化,商业银行所处的经营环境不断改善,相对于仅考虑风险的 X 效率水平,在控制环境变量后,我国商业银行平均 X 效率在 2005 年以前效率水平均高于仅考虑风险的 X 效率水平,而在 2006 年和 2008 年低于仅考虑风险的 X 效率估计值。这表明,总体而言,2005 年之前我国商业银行处于不利的经营环境,各家商业银行所处的经营环境差异较大,特别是国有商业银行由于历史原因,不利的经营环境影响了效率的改善,因此,在未经环境因素调整下得到的效率值较低,部分是由于外部风险因素而非内部管理水平造成的。在 2005 年之后,由于外资银行的全面准入、银行的股份制改造、重组上市等使得各家商业银行的经营环境发生了巨大变化,缩小了银行间环境的差

异,使得环境因素调整的幅度变小。经环境因素调整且考虑内部风险因素的商业银行技术效率 TE 相对于只考虑风险因素的效率估计变化不大,而配置效率却变化较大,说明 X 效率的变化主要由于配置效率的变化所致。因此,环境因素主要通过配置效率来作用于 X 效率。从商业银行效率估计的离散程度来看,调整环境因素后,我国各商业银行效率的变异缩小,表明商业银行之间效率的离散程度不仅受各自经营管理水平的影响,还受到环境因素的影响。

同样,为具体比较环境变量调整前后各商业银行效率水平变化情况,表 5 给出了经环境因素调整且考虑风险因素的各商业银行 2000—2008 年平均效率水平及排名情况。

表 5 考虑风险且经环境因素调整的各商业银行 2000—2008 年平均效率水平及排名

银行	考虑风险与环境 调整下的 XE		考虑风险与环境 调整下的 TE		考虑风险与环境 调整下的 AE		排名
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
工商银行	0.8429	0.1769	1	0	0.8429	0.1769	9
农业银行	0.9437	0.1019	1	0	0.9437	0.1019	3
中国银行	0.8766	0.1432	0.9952	0.0115	0.8519	0.1496	6
建设银行	1	0	1	0	1	0	1
交通银行	0.8912	0.107	0.9738	0.0527	0.9106	0.0759	5
中信银行	0.8135	0.1239	0.9678	0.0419	0.821	0.1027	13
光大银行	0.8701	0.1439	0.9888	0.1731	0.8196	0.1208	7
华夏银行	0.7731	0.1127	0.9698	0.0536	0.7922	0.1186	15
民生银行	0.8003	0.1298	0.9869	0.1573	0.8095	0.0856	14
广东发展	0.8399	0.156	1	0	0.8399	0.156	11
深圳发展	0.8302	0.133	1	0	0.8302	0.133	12
招商银行	0.9691	0.0756	1	0	0.9691	0.0756	2
兴业银行	0.8607	0.1386	0.9976	0.0108	0.8719	0.0714	8
上海浦发	0.8399	0.1205	1	0	0.8399	0.1205	10
恒丰银行	0.9177	0.1583	1	0	0.9177	0.1583	4
国有平均	0.9158	0.1393	0.9988	0.0027	0.9176	0.1438	
股份制平均	0.8573	0.1308	0.9895	0.0305	0.8565	0.1198	
所有平均	0.8712	0.1253	0.9904	0.0218	0.8819	0.1179	

表 5 结果表明,经环境因素调整后,四大国有商业银行的 X 效率、配置效率与技术效率均出现了大幅上调,相反,股份制商业银行的 X 效率普遍小幅下降。这说明,在第一阶段得到的股份制商业银行效率相对较高的结果在很大程度上

是相对有利的经营环境所致。完善的产权制度、收益的自主性、自由的经营权、政府的较少干预等原因,使得相对于国有商业银行而言,股份制商业银行处于更为有利的经营环境,因此,经环境因素调整以后股份制商业银行效率值下调。从环境因素调整前后国有商业银行与股份制商业银行X效率平均变化情况来看,调整前后国有商业银行平均X效率分别为0.6609和0.9158,而股份制商业银行分别为0.8771和0.8573,说明环境因素对国有商业银行X效率的影响程度明显大于股份制商业银行。考虑风险且经环境因素调整后的各商业银行X效率排名中,中国建设银行排在首位,而在第一阶段的排名中,建设银行排在第10位,这种变化可以从建设银行改革的路径演变过程中寻找答案。2003年年末,根据国务院的批复,建设银行进行了重组,由中央汇金公司注资225亿美元作为其实收资本;此外,建设银行将截至2003年年末的资本公积、盈余公积以及当年的净利润用于弥补累计亏损,并于2004年经银监会批准成立中国建设银行股份有限公司;2005年10月27日,建设银行公开发售H股并在香港联合交易所挂牌上市,成为首次公开发行上市的国有商业银行;建设银行还积极引进境外战略投资者,如2005年中国建行与美洲银行正式签订战略投资与合作协议,成为首家引进国外战略的国有商业银行。侯晓辉、张国平(2008)的研究表明,战略引资有利于中国商业银行冲破现有僵化体制的束缚,优化银行要素投入组合,从而使得银行的配置效率显著提高。建设银行的战略引资不仅充实了银行的资本金,还通过吸收先进的管理技术、经验与专业技巧,使改革进一步深化,经营与风险管理水平不断提高,公司治理逐渐完善,核心竞争力也不断提高。因此,当滤掉经营环境影响评价纯经营管理绩效时,建设银行排在了首位,该结果一方面反映建设银行的内部风险管理水平较高,另一方面也表明外部环境因素对银行的经营绩效具有重要影响。效率变化幅度明显的还有农业银行,农业银行由第一阶段效率排名中的倒数第三位上升至第二位,表明农业银行处于相对不利的经营环境,农业银行应进一步通过深化改革、积极引进战略投资者、整改上市等措施改善其经营环境,促进经营绩效的提高。

为考察纳入风险因素与控制环境变量后,商业银行效率估计变化在统计上是否显著,本文将未经环境因素调整且未考虑风险因素的商业银行平均X效率水平与考虑风险因素后,以及考虑风险因素且经环境变量调整后的商业银行平均效率进行了Wilcoxon检验和T检验,结果如表6所示。

表6 Wilcoxon 检验结果

	Wilcoxon 秩检验量	P 值	T 检验量	P 值
未考虑风险因素 VS 考虑风险因素的平均效率	-2.666 **	0.0077	-5.8219 ***	0.0004
考虑风险因素 VS 考虑风险且经环境调整的平均效率	-2.192 **	0.0284	-3.1085 **	0.0145

注:***、**、* 分别表示估计系数在 1%、5%、10% 显著性水平下显著。

检验结果表明,在考虑风险与考虑风险且经环境因素调整后,我国商业银行效率水平发生了显著变化,即风险与环境因素确实对我国商业银行效率水平具有显著影响。对于不同性质的银行,风险与环境变量对银行效率的影响又具有不对称:在纳入风险因素后,股份制商业银行的效率变化程度明显大于国有银行;而经环境因素调整后,国有商业银行的效率变化程度又明显大于股份制商业银行。因此,股份制商业银行效率的提高应主要通过进一步提高风险管理水平、完善信贷资金管理体制、降低不良贷款比率、提高资本充足率以及保持资产收益率的稳定性来降低商业银行的非系统风险,使得商业银行管理者能在风险承受范围内提高金融资源效率。而国有商业银行则应主要从产权制度的完善、保持适度规模扩张、提高内部治理结构等方面改善其经营环境,既而达到提高商业银行效率的目标。

四、结 论

本文借鉴 Fried(1999)效率评价模型中控制外部环境因素的方法,构造了将风险与环境因素同时纳入商业银行效率评价模型的三阶段方法,并利用我国 15 家商业银行 2000—2008 年的相关数据,对其效率进行了实证分析,得到如下结论:

1. 考虑风险因素的 X 效率评价能更好地反映我国商业银行广义的内部经营管理水平。考虑风险因素后的商业银行的平均 X 效率水平都相对提高,说明随着银行业改革的纵深发展,各家商业银行越来越重视风险的管理。整体上而言,我国商业银行 X 效率还有较大提升空间,且提高 X 效率的途径应主要从商业银行资源整合、要素配给能力的提高入手。

2. 商业银行经营风险与所处的经营环境对商业银行效率水平具有显著影响,且这种影响对于不同产权结构的商业银行具有不对称性:风险因素对股份

制商业银行效率的影响程度显著大于国有商业银行,而环境因素则对国有商业银行效率的影响更大。表明股份制商业银行处于更为有利的经营环境,国有商业银行效率的提高应主要从经营环境的改善入手。

3. 考虑风险因素下我国商业银行平均X效率水平并不高,且X效率水平低下的主要原因在于商业银行配置效率的低下;经环境因素调整后的国有商业银行平均X效率显著上升,且这种变化主要来源于配置效率的改善;相反,绝大多数股份制商业银行的平均X效率下降,且这种变化也主要来自配置效率的降低。因此,风险与环境因素主要通过银行资源配置途径来影响商业银行X效率。

4. 银行规模、产权结构对我国商业银行效率具有负的影响,表明我国商业银行整体存在着规模无效率,且整体上股份制商业银行的效率高于国有商业银行。经济增长率与货币供给增长率对商业银行效率具有正的影响,宏观环境也在一定程度上影响商业银行的经营绩效,顺周期的发展模式将有利于商业银行效率水平的提高。

本文研究结论具有较强的现实与政策意义:首先,纳入风险因素后商业银行效率估计的显著变化意味着我国商业银行经营管理理念发生了巨大的变化,对商业银行经营管理绩效的评价不能仅限于生产方面,银行内部风险控制也是衡量银行经营管理能力的重要因素,管理政策应致力于风险控制下利润最大化或成本最小化;其次,我国银行配置效率相对于技术效率长期处于较低水平,在很大程度上制约了我国银行业综合经营绩效的提高,管理者应积极实施资源优化战略,通过资源整合、优化配置提高要素使用效率,达到提高综合绩效的目的;最后,银行业的股份制改革、重组上市、外资参股以及分支机构改革等措施,使得银行经营环境不断改善,经营绩效也不断提升,面对外资银行全面准入、资本市场的竞争加剧以及国际金融环境的剧烈动荡,各银行应进一步完善公司治理机制,通过内部改革的深化与不断的技术、产品创新,以保持我国银行业的稳定发展与效率的不断提升。

参 考 文 献

- [1] 黄宪、余丹、杨柳,我国商业银行X效率研究——基于DEA三阶段模型的实证分析,《数量经济技术经济研究》,第7期,第80—91页。
- [2] 侯晓辉、张国平,2008,所有权、战略引资与中国商业银行的效率,《世界经济》,第5期,第81—96页。

- [3] 刘琛、床蔚兰,2004,基于SFA的中国商业银行效率研究,《金融研究》,第6期,第138—142页。
- [4] 邱兆祥、张磊,2007,经过风险调整的商业银行利润效率评价研究——基于随机利润边界方法,《金融研究》,第3期,第98—111页。
- [5] 王聪、谭政勋,2007,我国商业银行效率结构研究,《经济研究》,第3期,第110—123页。
- [6] 赵永乐、王均坦,2008,商业银行效率、影响因素及其能力模型的解释结果,《金融研究》,第3期,第56—69页。
- [7] Banker, R. D. , A. Charnes, and W. W Cooper, 1984, Models for the estimation of technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis, *Management Science*, 30: 1078—1092.
- [8] Berger, A. N. , and D. B. Humphrey, 1997, Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research, *European Journal of Operational Research*, 98(2): 175—212.
- [9] Bogetoft, P. , and J. L. Hougaard, 2004, Super efficiency evaluations based on potential slack, *European Journal of Operational Research*, 15: 14—21.
- [10] Bonin, J. P. , I. Hasan, and P. Wachtel, 2005, Privatization matters: Bank efficiency in transition countries, *Journal of Banking and Finance*, 29: 2155—2178.
- [11] Chang, C. C. , 1999, The nonparametric risk-adjusted efficiency measurement: An application to Taiwan's major rural financial intermediaries, *American Journal Agricultural Economic*, 81: 902—913.
- [12] Charnes, A. , W. W. Cooper, and E. Rhodes, 1978, Measuring the efficiency of decision making units, *European Journal of Operational Research*, 2: 429—444.
- [13] Chen, T. Y. , and T. H. Yeh, 2000, A measurement of bank efficiency, ownership and productivity change, *Service Industries Journal*, 1: 95—109.
- [14] Coelli, T. J. , 1996, A guide to FRONTIER version 4.1: A computer program for stochastic frontier production and cost function estimation, *CEPA working paper*.
- [15] Darke, L. , M. J. B Hall, and R. Simper, 2006, The impact of macroeconomic and regulatory factors on bank efficiency: A non-parametric analysis of Hong Kong's banking system, *Journal of Banking and Finance*, 30: 1443—1466.
- [16] Ferrier, G. D. , and C. A. K. Lovell, 1990, Measuring cost efficiency in banking: Econometric and linear programming evidence, *Journal of Econometrics*, 46: 229—245.
- [17] Fries, S. , A. Taci, 2005, Cost efficiency of banks in transition countries: Evidence from 289 banks in 15 post-communist countries, *Journal of Banking and Finance*, 29: 55—81.
- [18] Fried, H. O. , and S. S. Schmidt, 1999, Incorporating the operating environment into a nonparametric measure of technical efficiency, *Journal of Productivity Analysis*, 12: 249—267.
- [19] Jose, M. J. , P. Francisco, and S. Daniel, 2009, Alternative approaches to include exogenous variables in DEA measures: A comparison using Monte Carlo, *Computers and Operations Research*, 36: 2699—2706.
- [20] Tone, K. 2002, A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis, *European Journal of Operational Research*, 143: 32—41.

- [21] Pastor, J. M., 2002, Credit risk and efficiency in the European banking system: A three-stage analysis, *Applied Financial Economics*, 12: 895—911.
- [22] Altunbas, Y. , and M. H. Liu, 2000, Efficiency and risk in Japanese banking, *Journal of Banking and Finance*, 24: 1605—1628.
- [23] Chiu, Y. H. , and Y. C. Chen, 2009, The analysis of Taiwanese bank efficiency: Incorporating both external environment risk and internal risk, *Economic Modeling*, 26: 456—463.

Research on X Efficiency of Commercial Banks Considering Internal and External Risks

Qiming Tang Long Yang

(*School of Economics, HuaZhong University of Science and Technology*)

Abstract This paper constructs a three-stage efficiency measure that includes internal and external risks based on Fried(1999) control for exogenous operating environment efficiency measure, and estimate the X efficiency, technical and allocative efficiency of 15 commercial banks in China in period of 2000—2008. The results indicate that risks and environment factors have significant impacts on the efficiency evaluation of commercial banks, and risks have greater impact on joint-stock commercial banks while the impacts on state-owned commercial banks from environment variables are greater. The increase of Chinese commercial banks' cost efficiency depends mainly on the improvement of allocative efficiency. The size of bank, and ownership structure have negative impacts on Chinese commercial banks, while economic growth and money supply growth have positive impacts, so rapid economic growth will be beneficial for commercial banks' efficiency improvement.

Key Words Commercial Bank, X efficiency, DEA, Input Slack, SFA

JEL Classification G21, C14, I25

上证 A 股市场收益与流动性的 非线性模型研究 ——基于 STR 模型的实证分析

王维国 关大字 潘祺志*

摘 要 与之前使用线性模型来研究流动性与资产定价的文献不同,本文使用非线性的 STR 模型研究了上海 A 股市场收益与代表流动性的换手率指标之间的关系。结论发现,换手率对上海 A 股市场收益的影响有较强的非对称性,在股市处于调整或平稳发展时,线性性质明显,具有较弱的流动性溢价现象;但在股指上升阶段,非线性部分显著,流动性溢价不成立,而且由模型转换函数可知,线性与非线性之间的转换速度很快。

关键词 市场收益, 流动性, 非线性模型

一、文献综述

与经典资本资产定价模型(CAPM)和套利定价理论(APT)中理想化的假设不同的是,投资者对流动性不同的资产要求的回报不同,流动性差的资产实际上有较高的流动性风险和交易成本,因此投资者往往对其有较高的预期回报。

国外关于资本市场中流动性和资产收益关系的研究起步较早,其中开创性的研究源于 20 世纪 80 年代,Amihud and Mendelson(1986)首先指出资产的

* 王维国,东北财经大学数学与数量经济学院院长,博士、教授、博士生导师;关大字,潘祺志,东北财经大学研究生院 2007 级博士生。通信作者及地址:关大字,大连沙河口区知书园 27 号 L 座,116023;E-mail:dayuguan@126.com。

流动性可能是影响资产定价的重要因素之一,进而提出了“流动性溢价”理论,即从市场的微观结构角度出发,由于流动性低的资产持有期较流动性高的资产要长,投资者对持有该资产的预期收益相对于后者的较高,因此,市场流动性的增加伴随后续收益率的下降。证明在市场均衡时,股票的预期回报是相对买卖价差的分段线性和整体凹性增函数。同时指出资产回报率与价差的这种正相关关系并非是市场无效的表现,投资者持有和交易流动性差的资产所承担的流动性成本实际上刚好被该资产的高回报率所补偿,这也正是有效市场对流动性成本的理性调节。

在 Amihud and Mendelson 提出流动性溢价理论之后,一些学者就利用现有数据对其进行了实证分析和检验。Amihud and Mendelson(1989)采用一般线性模型对之前的理论进行了检验,发现相对买卖价差和市场贝塔系数都对资产组合收益有正向影响,流动性风险无法忽略,因此股市存在流动性溢价;而价差同组合收益的正相关性并不会在加入以组合标准差衡量的剩余风险和资产规模等变量后发生改变。Chordia, Subrahmanyam and Anshuman(2001)用二阶矩衡量流动性波动与资产收益的关系,认为如果市场参与主体是风险厌恶的,那么流动性风险(即流动性波动)较大的股票应该有较高的收益,但他们得到的实证结果却表明,在规模、动量以及成交额和换手率指标一定时,在同一截面上股票收益与流动性波动指标的关系为负,这与 AM 理论不一致。Fernholz and Karatzas(2006)使用 1990 年以来美国股票市场资本分布的结构参数估计了小市值股票流动性溢价的大小,认为从长期上看其与大市值股票收益的差异可以被小市值股票的流动性溢价所解释。另外, Rouwenhorst(1999), Jun and Marathe 等(2003)分别用各新兴证券市场的数据研究了流动性与资产定价的关系,发现新兴市场中小企业收益高于大企业,价值股收益高于成长股,这与发达国家的情况基本相同,但是大部分小企业和价值股的换手率均大于大企业和成长股的换手率,说明资产组合收益与换手率正相关,新兴证券市场的数据并不支持 AM 理论。Jun and Marathe(2003)等用 WFE 口径的换手率衡量市场的流动性,比较研究了 27 个新兴证券市场流动性与预期收益的关系,结果仍不支持 AM 理论,并认为国家间股市的预期收益除受流动性影响外,还受国内外宏观经济政策和资本市场开放程度的影响。

近几年国内也逐渐开展了流动性是否对资产定价和股票收益产生影响的实证研究,苏冬蔚和麦元勋(2004)对我国股市流动性与资产定价的理论 & 经验关系进行了实证分析,检验交易频率零假设和交易成本备择假设,发现

我国股市存在流动性溢价,且流动性溢价源自交易成本。张维和梁朝晖(2004)把2003年以前的上证综指数据分成两个阶段,利用VAR模型和Granger非因果检验方法研究股市流动性特征的变化,结果发现,随证券市场的发展,2002年前中国股市没有出现所谓的流动性溢价。

综上所述,国内外学者所采用的数据区间、研究方法、流动性的代理变量等都有所不同,导致对流动性与资产定价关系研究的实证结果(尤其是对于新兴市场的实证结果)差别较大。需要注意的是,资本市场是由数量众多又相互影响的参与者构成的,市场中各要素的相互关系和参与者的行为方式都有很大不同,表现出强烈的不对称性。此外,资本市场还与自然、社会和经济环境因素有多角度和多渠道的相互作用。公司经营状况、宏观经济因素、政治因素、投资者心理、市场政策与制度和人为操纵等都或多或少地影响着资本市场的运行,而市场波动也会对以上因素产生一定的反作用,由此看来,可把资本市场运行看做是一个高度开放的非线性复杂系统。与以往只采用线性模型的实证研究不同,本文首次使用非线性的平滑转换回归(STR)模型,着重研究上海A股市场整体收益与总流动性时间序列上的非线性关系,而其他影响收益的因素则隐含于模型中,以避免模型中存在过多非同阶单整变量影响协整性,并用广义脉冲响应函数(GIRF)分析的方法从另一个角度对STR模型的结果进行再检验。

二、主要实证研究方法

(一) STR模型的一般形式、检验和估计

很多经济学理论都认为对于不同范围的变量,经济表现出不同的行为,若利率下降而不是上升,储蓄模型就应有不同的结构。若生产力能力接近饱和或就业较高,行业就应改变自身的决策(Granger and Teräsvirta, 1993)。这一思想也可以在资本市场中得以体现,因为投资者的情绪和行为方式不是固定的,市场面对的是高度智能化的人的活动,投资者既有记忆、推理、学习等高等思维能力,又具有冲动、贪婪和恐慌等人性弱点,当股市低迷时,投资者可能更注重基本面分析采取价值投资策略,而在股市繁荣时期又可能更关心技术分析,采取追涨行为。由于这种多变性,用线性系统来刻画股市行为可能是不充分的,主流资本市场理论用线性模式研究资本市场问题可能从一开

始就出现了偏差。基于此,可以考虑引入非线性模型来解决这一难题,常见的非线性计量经济模型主要有刻画方差时变性的 ARCH 族模型、Markov 域变模型、分形时间序列模型、状态转换模型等。但 ARCH 族模型只针对条件方差的时变性,均值方程仍是线性模型,没反映出因变量在不同状态时的动态调整过程。Markov 域变模型对变量所处状态推断会消耗大量信息,信息失真就会导致不准确的结论,而且这种模型只能估计状态转换的概率,不能给出状态转换的非线性形式。分形时间序列模型因需要数据量过大且对数据质量要求苛刻也受到多数经济学家的质疑。

Bacon and Watts(1971)最先提出平滑转换的思想,认为 STR 模型可解释因变量在不同的极端状态间非线性渐变过度,最易拟合经济现实和检验经济政策的操作效果。而后 Granger and Teräsvirta(1993)又将 STR 模型进一步扩展为两大类,并认为 STR 模型因强调状态的连续光滑转换,非常适合描述总体中各组成部分在不同时间有剧烈转换的情况,这恰好与证券市场参与主体的结构构成相一致,所以本文使用 STR 模型来研究股票市场中流动性和资产收益的关系。

一般的 STR 模型可用两个线性模型的加权平均形式表出,权数可由某个分布函数来充当,而转换变量则可以控制因变量在不同状态之间的转换。经典的具有 m 个解释变量的 STR 模型可以写成如下形式:

$$y_t = (\alpha_0 + \alpha' w_t)(1 - F(z_t)) + (\theta_0 + \theta' w_t)F(z_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中,模型自变量的滞后阶数可通过 AIC 或 SIC 准则判断,并综合考虑参数估计值的 T 统计量和残差的自相关检验,从较大的阶数逐一剔除。 $w_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})$, 是自变量组成的向量,既包含因变量滞后值又可以包含其他的外生解释变量,且 $p + k = m$, α_0 与 θ_0 是两种不同状态下的截距项, α 与 θ 对应不同状态的参数向量。 $F(z_t)$ 是取值范围在 0—1 之间的一个连续、有界函数,起到链接两个线性模型的传递作用, z_t 是转换变量,既可以是向量 w_t 的一个元素,也可以是时间趋势、因变量的前定变量或两者的一个线性组合, ε_t 是服从独立同分布的误差序列。在模型只包括一个单变量时, (1) 式就变为平滑转换自回归 (STAR) 模型。为了求解模型参数的方便,我们通常把一般意义上的 STR 模型写成一个线性模型与一个非线性部分的和的形式:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_0 + \alpha' w_t + ((\theta_0 - \alpha_0) + (\theta - \alpha)' w_t) F(z_t) + \varepsilon_t \\ &= \alpha_0 + \alpha' w_t + (\beta_0 + \beta' w_t) F(z_t) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

$(\theta - \alpha)$ 是斜率参数在不同状态间的差异。根据转换函数形式的不同, Granger and Teräsvirta 把 STR 模型具体分为逻辑形式的 STR 模型 (Logistic STR, LSTR) 和指数形式的 STR 模型 (Exponential STR, ESTR) 两大类。在 LSTR 模型中, 转换函数 $F(z_t)$ 被认为是服从逻辑函数的形式:

$$F(z_t) = (1 + \exp(-\gamma(z_t - c)))^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (3)$$

而在 ESTR 模型中, 转换函数 $F(z_t)$ 又可以采用指数函数的形式:

$$F(z_t) = 1 - \exp(-\gamma(z_t - c)^2), \quad \gamma > 0 \quad (4)$$

以上两式中的 c 可以认为是在两个状态之间发生转换的临界值, 用来确定状态转换发生的时间; γ 是平滑参数, 反映由一种状态过渡到另一种状态的速度, 当 γ 很大时, 转换变量相对于临界值很小的变化都能导致剧烈的状态转换, 当 γ 趋于无穷时, $F(z_t)$ 取值在临界值 c 周围的变化是瞬时的, 而约束 $\gamma > 0$ 是一个识别性的约束条件, 显然, 当 $\gamma \rightarrow 0$ 时, 上述两种非线性模型的非线性部分消失, 变为一个线性模型。对比 (3) 式和 (4) 式, 可以看出 LSTR 转换函数和 ESTR 转换函数的区别: LSTR 转换函数随 z_t 的增加而单调递增, y_t 在 z_t 超过或没超过临界值 c 时有不对称的动态行为, 只要 z_t 大于 c , 其对因变量 y_t 的影响就是持久的; 但在 ESTR 模型转换函数中, y_t 当 z_t 在临界值周围运动时呈对称分布, z_t 越靠近 c , $F(z_t)$ 越逼近于 0, z_t 越远离 c , $F(z_t)$ 越向 1 靠近。也就是说, 此时 y_t 在不同的状态中有相同的动态行为但在临界值附近却有不同动态过程, z_t 对 y_t 并没有长期的影响。

当然, 除了以上两种形式的转换函数外, 国外也有很多学者提出了更为复杂的转换函数, 如 Granger and Teräsvirta (1993) 给出了一个能表示三种不同状态的非单调转换函数:

$$F(z_t) = (1 + \exp(-\gamma(z_t - c_1)(z_t - c_2)))^{-1}, \quad \gamma > 0, c_1 \leq c_2 \quad (5)$$

这个函数的特点是值域关于点 $(c_1 + c_2)/2$ 对称, 当 $z_t \rightarrow \pm \infty$ 时, 有 $F(z_t) \rightarrow 1$, 同时对 $c_1 \leq z_t < c_2$, 当 $\gamma \rightarrow \infty$ 时, 有 $F(z_t) \rightarrow 0$, 当 γ 取其他值时, $F(z_t) \rightarrow 1$ 。

而 Lin and Teräsvirta (1994) 定义 $z_t = t$ 给出了能表述四种不同时间状态的转换函数形式:

$$F(z_t) = (1 + \exp(-\gamma(t - c_1)(t - c_2)(t - c_3)))^{-1}, \quad \gamma > 0, c_1 \leq c_2 \leq c_3 \quad (6)$$

该研究表明, 当转换变量是一个线性时间趋势时, 模型会有一个平滑的参数变化。

在对 STR 模型进行参数估计之前,我们需要知道一个经济行为是否可以
用 STR 模型去拟合,即首先要检验非线性的 STR 模型设定是否正确。Luuk-
konen and Saikkonen 等(1988)提出可以将转换函数 $F(z_t)$ 用适当的泰勒级数
展开式近似替代,同时使用渐进服从 χ^2 分布的 LM 统计量检验模型的线性和
非线性性质。和通常的 RESET 检验等合成检验不同,LM 统计量可以用于检
验特定的非线性类型,这有助于我们选择具体的非线性函数。问题是因为我
们要检验的原假设和备择假设是 $H_0:\gamma=0$ 和 $H_1:\gamma>0$,当 $\gamma=0$ 时 β_0, β', c 取
值情况却是未知的,在原假设成立的条件下非线性部分参数值并不确定,计
算 LM 统计量时对非线性模型框架求偏导用对数似然函数处理就没有效果
(Enders, 2004)。且大量的随机模拟也显示,在小样本容量下,渐进服从 χ^2 分
布 LM 统计量的检验势很低。Granger and Teräsvirta(1993)提出了可以检验
STR 模型框架的构想,这种方法也可用于确定序列能否被模型化为最优的
LSTR 模型或 ESTR 模型。这个检验基于(2)式模型转换函数的三阶泰勒展
开。^[1] 假定正确设定的模型应该是 LSTR 形式的,现将 $F(z_t)$ 写为:

$$\begin{aligned} F(z_t) &= (1 + \exp(-\gamma(z_t - c)))^{-1} \\ &= (1 + \exp(-h_t))^{-1}, \quad \gamma > 0, \text{ 设 } \gamma(z_t - c) = h_t \end{aligned} \quad (7)$$

当线性原假设(即 $H_0:\gamma=0$)成立时, $h_t=0$ 也成立,求 $F(z_t)$ 在 h_t 为 0 附
近的三阶泰勒展开,结果见表 1。

表 1 LSTR 转换函数展开式的各阶偏导数

1 阶	$\exp(-h_t)/(1 + \exp(-h_t))^2$	$\left. \partial F / \partial h_t \right _{h_t=0} = 0.25$
2 阶	$-\exp(-h_t)(1 - \exp(-h_t))/(1 + \exp(-h_t))^3$	$\left. \partial^2 F / \partial h_t^2 \right _{h_t=0} = 0$
3 阶	$\exp(-h_t)(1 + \exp(-2h_t) - 4\exp(-h_t))/(1 + \exp(-h_t))^4$	$\left. \partial^3 F / \partial h_t^3 \right _{h_t=0} = -0.125$

可知展开式中最高阶数是 3,所以将展开式代入(2)式中,可得简化形式:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1' w_t z_t + \delta_2' w_t z_t^2 + \delta_3' w_t z_t^3 + e_t^* \quad (8)$$

其中, $\delta_i (i=1, 2, 3)$ 是 m 维的系数向量, $e_t^* = \varepsilon_t + \beta' w_t R(z_t)$, $R(z_t)$ 为泰勒展
开的余项,在线性零假设成立时 $R(z_t)$ 恒为零,所以这个余项不影响零假设成立时

[1] 当两个状态中变量斜率参数相同即 $\beta=0$ 且 z_t 是 w_t 的一个元素时,一阶近似替代的检验统
计量无效,所以 Granger and Teräsvirta(2003)提出用三阶展开来替代 $F(z_t)$ 。

残差的统计性质,也就不会影响统计量的分布。检验原模型(2)的线性原假设 $H_0: \gamma = 0$ 就相当于检验辅助回归(8)式中的 $H_0: \delta_i = 0, i = 1, 2, 3$, 而备择假设此时变为 $H_1: \delta_i$ 不都为 0, $i = 1, 2, 3$ 。同理, 当进行 ESTR 形式的模型设定检验的时候, 只要令转换函数如下即可, 泰勒展开各阶偏导数见表 2。

$$F(z_t) = 1 - \exp(-h_t^2), \quad r > 0, h_t = \sqrt{\gamma}(z_t - c) \quad (9)$$

表 2 ESTR 转换函数展开式的各阶偏导数

1 阶	$2h_t \exp(-h_t^2)$	$\partial F / \partial h_t \Big _{h_t=0} = 0$
2 阶	$(2 - 4h_t^2) \exp(-h_t^2)$	$\partial^2 F / \partial h_t^2 \Big _{h_t=0} = 2$
3 阶	$(-12h_t + 8h_t^3) \exp(-h_t^2)$	$\partial^3 F / \partial h_t^3 \Big _{h_t=0} = 0$

与 LSTR 模型不同的是, ESTR 模型转换函数展开后实际的最高阶数是 2 次, 所以将转换函数代入到(2)式后可得简化形为:

$$y_t = \delta_0 + \delta_1' w_t z_t + \delta_2' w_t z_t^2 + e_t^* \quad (10)$$

Teräsvirta(1994)的主要结论是 ESTR 模型的辅助方程嵌套于 LSTR 模型的辅助方程中, 对(8)式进行检验相当于同时检验了(10)式。若 ESTR 模型是最优的, 则所有含三次表达式的项 $w_t h_t^3$ 在(8)式中应该可以忽略。因此整个检验过程按照下面的步骤进行:

第一步: 建立 y_t 对 w_t 带有截距项的最优线性模型, 并计算残差 $\hat{\varepsilon}_t$ 和残差平方和 SSR_0 。

第二步: 以 $\hat{\varepsilon}_t$ 为因变量, 对 $w_t z_t, w_t z_t^2, w_t z_t^3$ 进行有截距的回归, 计算此时的残差平方和 SSR_1 。

第三步: 计算 F 统计量, 检验线性零假设 $H_0: \delta_i = 0, i = 1, 2, 3$ 。在转换变量 z_t 服从平稳时间序列时, 如下结论成立:

$$F = \frac{\frac{(SSR_0 - SSR_1)}{3m}}{\frac{SSR_1}{(T - 4m - 1)}} \sim F(3m, T - 4m - 1) \quad (11)$$

第四步: 若上一步的检验结果拒绝了原假设, 则支持非线性的 STR 模型, 接下来就要在 LSTR 模型和 ESTR 模型中进行选择。Teräsvirta(1998)提出了一种有效的方法, 对(8)式进行如下的序贯检验, 这一检验具有递归性, 原检验和备

择假设分别为:

$$\begin{aligned} H_{01}: \delta_3 &= 0 \\ H_{02}: \delta_2 &= 0 \mid \delta_3 = 0 \\ H_{03}: \delta_1 &= 0 \mid \delta_2 = \delta_3 = 0 \end{aligned} \quad (12)$$

若拒绝 H_{01} , 则选择 LSTR 模型; 若接受 H_{01} 但拒绝 H_{02} , 则选择 ESTR 模型; 若接受 H_{01} 和 H_{02} 但拒绝 H_{03} , 则选择 LSTR 模型。由于 STR 模型展开式没有考虑高阶项, 严格按上述步骤作出的选择也可能犯错误, 这时普遍的做法是计算 (12) 式的三个检验, 选择有最小 P 值对应的模型形式, 检验统计量的形式仍使用 (11) 式的渐进 F 统计量。

STR 模型的思想就是把一类复杂的随机系统分解为更小、更简单的子系统来研究, 最后再加总考察模型整体, 在任意小的时间内, STR 模型可以用不同的线性模型子系统来描述因变量在不同子系统间转换的动态过程, 可看作是对非线性模型反复线性化逼近的结果。利用泰勒级数展开得到的是原来非线性模型的一个近似, 但由于忽略其中的高阶项, 用这样的线性模型得到的参数估计与参数的实际值往往有偏差。而这一偏差又与展开式的初始值和模型参数实际值的差距有关, 所以可以不断改进参数初始值来改善估计的精度, 这就是我们估计非线性模型时常用的 Gauss-Newton 方法。STR 模型由于能区分变量在不同状态中各自的运行方式并可以捕捉状态转换的时点和特征, 是非线性模型分析的有力工具。

(二) 广义脉冲响应函数

在大多数情况下, 经典向量自回归 (VAR) 模型的脉冲响应可以用来度量一个内生变量对于来自自身或其他变量冲击的动态调节方式, 但 VAR 模型的各个干扰项的协方差阵是非对角的, 所以首先必须对其进行正交化处理得到对角矩阵。由 Sims (1980) 提出的 Cholesky 分解是常用的方法, 然而这一分解方法却严重依赖变量的排列顺序^[2], 变量次序不同会导致截然不同的结果, 使模型分析失去客观性, 而且计算的脉冲响应是基于线性模型, 响应函数不依赖历史条件, 具有对称性, 但非线性模型的脉冲响应函数解释就没有这么直接, 此时 1 单位负的冲击影响不能简单等于正的冲击影响的相反数, 没有对称性。本文采用广义脉冲响应函数 (Koop and Pesaran et al., 1996) 来研究上证 A 股收益与流动性

[2] [美]詹姆斯·D. 汉密尔顿著, 刘明志译, 《时间序列分析》, 北京: 中国社会科学出版社, 1999。

指标之间的相互影响,并把这一结果同 STR 模型得到的结论做了对比。

根据 Koop and Pesaran 等(1996)的研究结果,广义脉冲响应函数(GIRF)被定义为基期第 i 个变量的冲击 v_i 在经过 h 期之后对 y_t 的期望值所造成的差异。若对 n 个变量组成的经济系统,假设系统模型的误差项序列是 ε_t ,且 $\varepsilon_t \sim N(0, \Omega)$,则冲击的条件期望是:

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{it} = v_i) = (\sigma_{1i}, \sigma_{2i}, \dots, \sigma_{ni})' \sigma_{ii}^{-1} v_i = \sum e_i \sigma_{ii}^{-1} v_i \quad (13)$$

其中, σ_{ij} 是协差阵 Ω 中位于第 i 行第 j 列的元素, e_i 是第 i 个元素为 1、其余元素为 0 的向量, v_i 代表来自系统中第 i 个变量的冲击,设 h 是冲击的响应期数, I_{t-1} 是冲击发生之前可以获得的所有信息,有广义脉冲响应函数如下:

$$GI_{y_t}(h, v_i, I_{t-1}) = E(y_{t+h} | \varepsilon_{it} = v_i, I_{t-1}) - E(y_{t+h} | I_{t-1}) \quad (14)$$

与 Cholesky 分解的结果相比, GIRF 方法的分析不依赖于变量的排列次序,而直接来自于非线性模型的形式,所以得到的估计结果有较强的稳定性,也更加客观。

三、实证结果及经济学解释

(一) 变量选取

由于 STR 模型适合描述加总的情况,即股票市场整体特征,并不适用于个股,故本文的目的是实证检验股票市场收益率与流动性之间的经验关系,因为我国股票市场自 1996 年末实行涨跌停板制度对收益与流动性都有很大影响,所以收益率指标选择了我国上海 A 股市场 1997 年 1 月至 2008 年 11 月的月度指数,为了克服噪声交易者 and 指数过分波动对转换过程的干扰,我们用月末上证 A 股收盘点数与上年同期收盘点数的对数收益百分数作为收益率的度量指标(Skalin and Teräsvirta, 2000)。由此得到的实际变量数据区间是从 1998 年开始共计 131 个月,记为 R_t 。对于市场流动性的考察,我们在权衡数据易得性和实用性之后,采用市场换手率,换手率从理论上应该比相对买卖价差等传统的流动性指标更有代表性,因为相对买卖价差只考虑了价格这一单一因素,而换手率指标可以对不同流通市值的股票流动性进行比较,记换手率为 TR_t (turn-over rate)。^[3] 数据来源为中经网统计数据库与上海证券交易所网站。

[3] 若假设投资者是风险厌恶的,对流动性的波动也要求风险溢价,所以模型中除了加入流动性水平变量外,还应加入代表流动性波动的变量,如流动性水平的方差或与其他变量的协方差,但 Rouwenhorst(1999)、Skalin and Teräsvirta(2000)的研究表明,我国股市流动性波动指标对预期收益的影响不显著,故本文并没有考虑流动性的波动指标。

(二) 单位根和 Granger 非因果关系检验

由于 STR 模型特别是转换变量要求满足平稳变量约束,Granger 非因果检验也需要平稳性支持,所以首先要对模型中的变量进行单位根检验。这里我们采用 ADF 检验,为防止 ADF 检验的低势性带来的误差一并使用 PP 检验来相互验证变量的平稳性。结果见表 3。

表 3 相关变量的单位根检验结果

变量	ADF 统计量	形式	滞后	变量	PP 统计量	形式	带宽
R_t	-2.98 **	$C,0$	12	R_t	-1.7 *	$0,0$	6
TR_t	-5.14 ***	C,T	0	TR_t	-5.13 ***	C,T	4

注:形式(C,T)表示 ADF 方程中的截距、趋势项,滞后阶数由软件根据 SIC 自动选取,PP 检验带宽由软件根据 Newey-West 带宽自动选择。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著性水平下拒绝原假设。

可见,无论是 ADF 检验还是 PP 检验,模型变量非平稳的原假设都被拒绝,可以用这两个变量检验 Granger 非因果性和建立 STR 模型,且变量平稳也不会产生虚假回归。

Granger 非因果关系检验的结果见表 4。

表 4 Granger 非因果关系检验结果

原假设	F 统计量	P 值	滞后阶数
TR_t 不是 R_t 的 Granger 因	1.73	0.05	18
R_t 不是 TR_t 的 Granger 因	1.31	0.21	
TR_t 不是 R_t 的 Granger 因	1.99	0.02	19
R_t 不是 TR_t 的 Granger 因	1.12	0.35	
TR_t 不是 R_t 的 Granger 因	2.68	0.001	20
R_t 不是 TR_t 的 Granger 因	1.12	0.35	

从表 4 中 P 值可知,尽管 Granger 非因果关系检验是基于线性模型的,其结果在模型满足非线性时不一定成立,但检验仍认为上证 A 股指数的市场换手率可以影响收益的大小,反之则不成立。^{〔4〕} 这显示在换手率同市场收益之间可能存在着一一种因果关系,至于这种因果关系究竟用线性模型还是非线性模型来

〔4〕 由于检验结果依赖于滞后阶数的选取,Mackinnon 建议滞后阶数宁多勿少,故本文给出高阶滞后的结果。检验及后文的参数估计主要使用 Eviews5.1 实现。

表示更为确切,还需要我们进一步的检验。

(三) 非线性检验和 STR 模型的参数估计

由前述可知,在检验模型是否可以表示为 STR 模式之前,要建立最优的线性模型,判断线性模型的准则可以采用 Ljung-Box Q 统计量检验模型残差的自相关,并用 AIC 或 SIC 准则和系数显著性的 T 检验来确定模型中变量的滞后阶数,在这里我们考虑了因变量 1—6 阶的滞后以及换手率指标 0—1 阶的滞后,共计 12 种组合。逐一计算直到以上各项标准达到理想状态,详细过程在此不加赘述,最终得到如下的最优线性模型:

$$\begin{aligned}
 R_t = & -4.0096 + 1.0525 \times R_t(-1) + 0.2174 \times R_t(-2) \\
 & (-1.8786) \quad (12.3411) \quad (1.6638) \\
 & -0.3529 \times R_t(-3) + 0.3195 \times TR_t - 0.1707 \times TR_t(-1) \\
 & (-3.9605) \quad (4.4899) \quad (-2.2982) \\
 \bar{R}^2 = & 0.9306 \quad P_{Q-stat}(1) = 0.514 \quad P_{Q-stat}(2) = 0.802 \quad P_{Q-stat}(3) = 0.916 \\
 & (15)
 \end{aligned}$$

其中,括号中是系数显著性检验的 T 统计量值, P_{Q-stat} 为残差序列相关各阶 Ljung-Box Q 统计量的 P 值。(15)式是以自回归分布滞后(ADL)模型的形式给出的,这也符合 Hendry 从一般到特殊的约化建模思想。 Q 统计量检验了模型残差各阶的自相关,发现并没有结果支持残差的线性相关是存在的。滞后 1 阶和 2 阶的收益率对当期收益的影响为正,滞后 3 阶的收益对当期值有负的影响,而当期换手率对收益有正向影响,前期换手率对收益的提高有抑制作用,且以上参数通过显著性检验,模型从检验结果上来看似乎是合理的。但是 Q 统计量的计算需要用到残差的自相关系数,而相关系数只能度量线性相关程度,对于模型残差的非线性相关,自相关系数和 Q 统计量都是无能为力的,这时我们需要使用 BDS 检验来考察残差变量的非线性相关性(Brock, Dechert and Scheinkman et al., 1996)。BDS 方法是一种关于相关性的非参数合成检验,它基于相关积分概念分析了不同残差对之间的距离。如果模型的残差序列中有任何序列相关的证据存在^[5],则说明因变量的系统性变动不能完全被模型中的系数所解释,仍有一部分信息在残差序列中没有被发觉,所以任何产生非随机残差的试验模型均应被排除。BDS 检验的结果见表 5。

[5] 这就包括线性相关、非线性相关及混沌的情况。

表 5 线性模型残差序列的 BDS 检验结果

嵌套维数	统计量值	P_{Normal}	$P_{\text{Bootstrap}}$
2	0.979147	0.3275	0.4204
3	0.584657	0.5588	0.5868
4	1.960478	0.0499	0.1952
5	2.717191	0.0066	0.1260
6	3.617862	0.0003	0.0942
7	6.100239	0	0.0414
8	7.398156	0	0.0570

注：在残差独立同分布的原假设下， P_{Normal} 为统计量渐进服从标准正态分布时的 P 值，为避免统计量偏离标准正态分布造成的误差，同时使用随机模拟技术来生成检验的伴随概率， $P_{\text{Bootstrap}}$ 为使用 Bootstrap 方法模拟临界值时的 P 值，模拟次数为 10 000 次，BDS 检验中多维数据样本点间的初始距离设定为序列标准差的 0.7 倍。

表 5 说明，当 BDS 统计量服从两种不同分布时，最优线性模型的残差序列中都存在着相关关系，因为上文已经证明这种相关关系不是线性相关，所以残差序列中就蕴涵着一种非线性的联系，其中仍有残留信息可以利用，也就是说，用线性模型来刻画换手率与收益率间的关系是不完全的。下面我们使用 Teräsvirta(1994) 的方法检验 STR 模型的存在性，进而检验 STR 模型中的转换函数究竟该取决于哪一种形式，结果见表 6。

表 6 线性假设检验和转换函数形式检验

转换变量	H_0	H_{01}	H_{02}	H_{03}
TR_t	0.2662	0.3599	0.0703	0.8308
TR_t	0.2450	0.3529	0.0619	0.8319
$TR_t(-1)$	0.0831	0.0100	0.9718	0.2427
$TR_t(-1)$	0.0628	0.007	0.9723	0.2342

注： H_0 是对线性原假设检验时的 P 值， H_{01} — H_{03} 是检验非线性模型转换函数的各个递归原假设。对于同一转换变量，第一行是 F 统计量对应的 P 值，第二行是大样本时服从渐进 χ^2 分布的统计量对应的 P 值。

在这里，我们主要检验了使用换手率指标当期和滞后 1 期值充当转换变量时 STR 模型的存在性，结果说明，在用前期换手率作为转换变量时适合使用 STR 模型，并且此时无论是 F 统计量还是在小样本条件下服从渐进 χ^2 统计量的 P 值在 H_{01} 处都是最小的。因此，取换手率前期指标作为 STR 模型的转换变量，并确定转换函数是逻辑函数形式的，模型满足 LSTR 型。使用非线性最小二乘的 Gauss-Newton 方法，最小化非线性模型的残差平方和，并逐个剔除不显著的

参数,对模型进行优化后可得到如下 LSTR 模型的最终形式和参数的估计值。^{〔6〕} 括号中为参数显著性的 T 统计量, $P_{Q\text{-stat}}$ 为残差各阶序列相关 Q 统计量的 P 值,平滑参数 γ 是搜索得到的,所以没有显著性检验的 T 统计量。图 1 是转换函数 $F(z_t)$ 的图像,表 7 是非线性模型残差独立同分布的 BDS 检验结果。

$$\begin{aligned}
 R_t = & 1.0990R_t(-1) + 0.2691R_t(-2) - 0.4579R_t(-3) + 0.2031\text{TR}_t \\
 & (13.1414) \quad (2.2169) \quad (-5.1500) \quad (3.1393) \\
 & - 0.2526\text{TR}_t(-1) + (-0.4099R_t(-1) + 0.3950R_t(-3)) \\
 & (-3.9997) \quad (-3.3917) \quad (3.2344) \\
 & + 0.2267\text{TR}_t(1 + \text{EXP}(-10.22)(\text{TR}_t(-1) - 39.2507))^{-1} \\
 & (3.6258) \quad (2.5401) \\
 \bar{R}^2 = & 0.9413 \quad P_{Q\text{-stat}}(1) = 0.911 \quad P_{Q\text{-stat}}(2) = 0.579 \quad P_{Q\text{-stat}}(3) = 0.510
 \end{aligned} \tag{16}$$

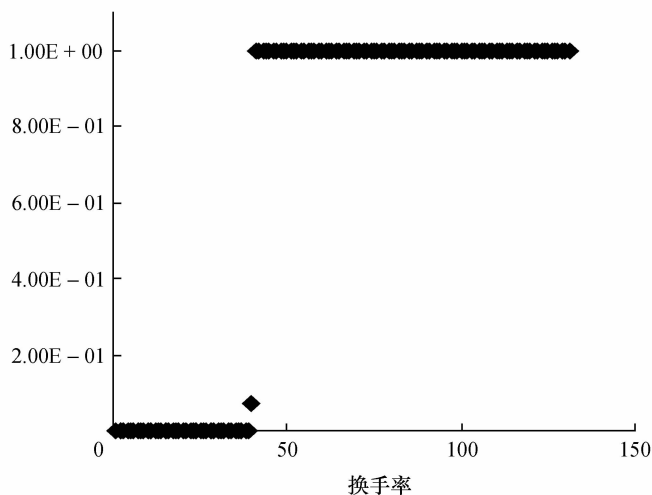


图 1 转换函数 $F(z_t)$ 的函数图像

〔6〕 在对 STR 模型进行估计时,鉴于对模型的约束,需要提供平滑参数 γ 和临界值 c 的初值。但本文为了计算简便只给出 γ 的初始值,至于临界值 c 可通过 Gauss-Newton 迭代求得,确定 γ 的方法为直接搜索法,取初值为 1,以 0.01 为一个步长进行直接搜索,直到残差平方和达到最小或数据出现溢出。为防止信息的过度损失,可以取多个残差平方和相似的参数向量,若有多个 γ 使模型的残差平方和相近,根据 Teräsvirta(1994)以较大的值为准,剔除不显著参数后得模型的最终形式。需要指出的是,在非线形模型估计过程中,由于无法利用残差得到误差项方差的无偏估计,所以标准的 T 检验和 F 检验无法应用,但对使用 Gauss-Newton 方法的非线性模型,可以把上述检验用于最后一次线性近似,因为经反复迭代后的线性模型能提供非线性模型的一个良好近似,用最后的线性近似模型的检验代替非线性模型本身的检验是合理的。

表 7 LSTR 模型残差序列的 BDS 检验结果

嵌套维数	统计量值	P_{Normal}	$P_{\text{Bootstrap}}$
2	-0.60614	0.5444	0.725
3	-0.98422	0.325	0.5308
4	-0.06653	0.947	0.9102
5	-0.83175	0.4056	0.6956
6	-0.21503	0.8297	0.9626
7	1.233069	0.2176	0.478
8	1.109023	0.2674	0.5356

注：在残差独立同分布的原假设下， P_{Normal} 为统计量渐进服从标准正态分布时的 P 值，为避免统计量偏离标准正态分布造成的误差，同时使用随机模拟技术来生成检验的伴随概率， $P_{\text{Bootstrap}}$ 为使用 Bootstrap 方法模拟临界值时的 P 值，模拟次数为 10 000 次，BDS 检验中多维数据样本点间的初始距离设定为序列标准差的 0.7 倍。

由于 LSTR 模型的平滑参数有较大的最终值，为 10.22，结合图 1 转换函数图像可知，换手率引起收益率变化的速度较快，从第一种状态转换到另一种状态的时间很短，而这一转换的临界值为 39.2507 左右的前期换手率，表 7 说明 LSTR 模型的残差序列可认为是独立同分布的，已不存在可提取的用于解释因变量系统性变化的信息，模型的解释能力较强，表明 LSTR 模型可以较好地反映上海 A 股市场中换手率指标对收益率的非线性影响。通过把样本期内的上海 A 股指数与 $F(z_t)$ 的拟合值置于同一个图中观察两者之间的联系，发现估计的模型可以成功侦测到 2000 年前后和 2005 年之后两次大的上升行情，以及 2003 年和 2004 年两次小幅的反弹行情，特别是在 2007 年股指见顶阶段，此时 $F(z_t)$ 在高位停留的时间最长。在这几个时期，代表 LSTR 模型非线性部分的转换函数 $F(z_t)$ 比较显著，说明上海股票市场在上升阶段前期流动性对股指收益有很大程度的非线性影响，具有非对称性的性质；而在股市调整阶段和平稳发展阶段，LSTR 模型中的非线性部分很弱，前期流动性对股指收益的影响主要是来自线性部分，而且模型的线性性质和对称性很强。

从(16)式线性部分可知，上海 A 股市场收益确实存在着一定的自相关性，这从线性部分中因变量各滞后值的系数可以看出，且这种相关性逐期递减，这可能是投资者由于对市场信息反映不足，情绪过于乐观，在追高行为过后高估了市场价值，所以导致之后的市场收益率下降。从换手率指标的系数可以看出，在股市的调整阶段，即模型线性部分较强时，前期换手率的提高，即前期流动性增强，可能会减小股票的交易成本，投资者要求的回报也相应减小，当期的市场收益变低，尽管当期换手率对收益有正影响，但因为 $0.2031 - 0.2526 < 0$ ，

说明上海 A 股市场存在一定程度的流动性溢价。而且结合图 1 和图 2, 在股市上升阶段, 即模型的非线性部分显著时, $F(z_t)$ 从 0 趋于 1 的时间很短, 转换迅速, 换手率对收益的短期影响可近似为 $0.2031 + 0.2267 - 0.2526 > 0$, 说明短期内换手率增加, 收益会有所提高, 这与发达国家的资本市场中普遍出现的流动性溢价现象不一致。

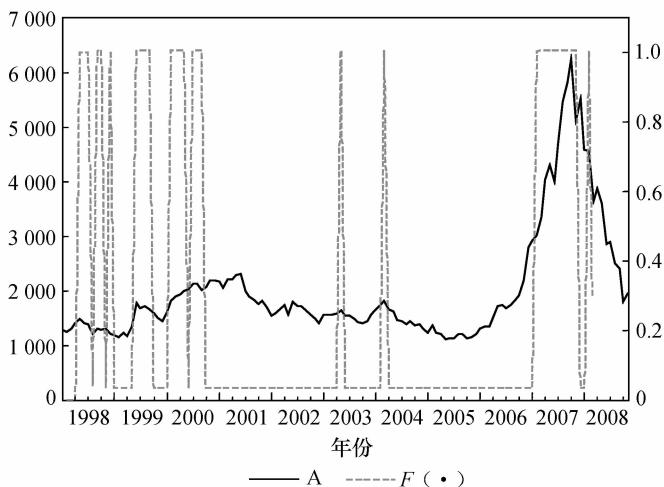


图 2 上海 A 股指数和转换函数拟合值

注: A 为上海 A 股月度收盘指数, 对应左坐标; $F(\cdot)$ 为转换函数 $F(z_t)$ 的拟合值, 对应右坐标。

中国股市成立较晚, 在发展早期也主要以散户投资者为主, 市场信息透明度不高, 投资者又具有相对过剩的风险偏好, 存在过度投机行为; 长期以来, 中国资本市场一直以中小投资者为主, 股指波动受投资者情绪影响很大。近年来, 随机构投资者特别是证券投资基金的快速发展, 投资者结构有所改善, 但总体来讲, 投资者结构仍不合理, 机构投资者整体规模偏小。根据中国证监会的统计, 到 2007 年底, 股票市场投资者累计开户数量已达 1.4 亿户, 但就上海市场而言, 2007 年第一季度现金及持股市值在 100 万元以下的个人投资者账户数量却占总数的 98.8%, 持股市值达总市值的 40.9%, 深圳市场的情况与上海市场基本相同。而且我国上市公司较多实行低派息甚至不派息政策, 即使有时发放少量股息也不会给投资者带来太大的好处, 为追求高收益投资者就必然希望通过频繁买卖来获得资本利得, 这也在一定程度上导致中国股市换手率和交易频率居高不下, 股指波动过大。中国股票市场中各类机构持股期限较短, 交易频率较快, 短期投资特征比较明显, 各类机构投资者在投资理念、投资标的等方

面表现出很大的同质性特征。投资者,尤其是机构投资者,与国外成熟市场同类型机构投资者相比,仍不够理性。大多数投资行为缺乏对上市公司内在价值的充分估计,对概念题材股、小盘和亏损股的追捧强于大盘蓝筹股,不利于股市的健康发展。这些都使得上升阶段中投资者情绪高涨时股指收益高,过多中小投资者采取正反馈交易策略使当期流动性较好的股票市场价格涨幅过猛,当期价格的变化过大使流动性指标和收益率呈现正相关关系。

为了适应非线性模型的特点并对 LSTR 模型的估计进行再检验,我们使用广义脉冲响应函数的方法分析上海 A 股市场收益对来自不同变量的不同大小冲击的响应情况。分别考虑来自收益率自身、当期换手率以及前期换手率的 5 点、10 点和 15 点的正负方向的冲击,响应期数为 20 期,观察这些干扰对市场收益影响的持久性。由响应函数的图 3 至图 5 可看到,来自收益自身和当期换手率的各个冲击对当期收益的影响在方向上有较强的对称性,冲击绝对值越大,对均值的回复越快,类似于线性行为,但前期换手率对收益的影响却具有显著的非对称性,非线性行为明显,也说明 LSTR 模型中确实应该选择 TR_{t-1} 作为转换变量,此时能充分体现转换变量对收益率的非线性影响。而且从图 5 中可知,当冲击为正向时,小的冲击比大的冲击对收益的影响更大;冲击为负向时,绝对值大的冲击比绝对值小的冲击对收益的影响更大。在 TR_{t-1} 充当转换变量时,可观察到上海 A 股市场存在一定程度的流动性溢价,但从响应函数曲线的间距来看,这种流动性溢价的程度很弱。

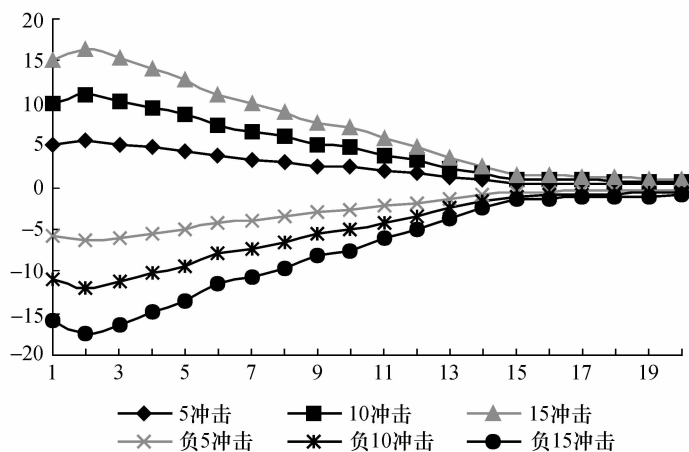


图3 对来自当期收益率的不同大小冲击的响应函数

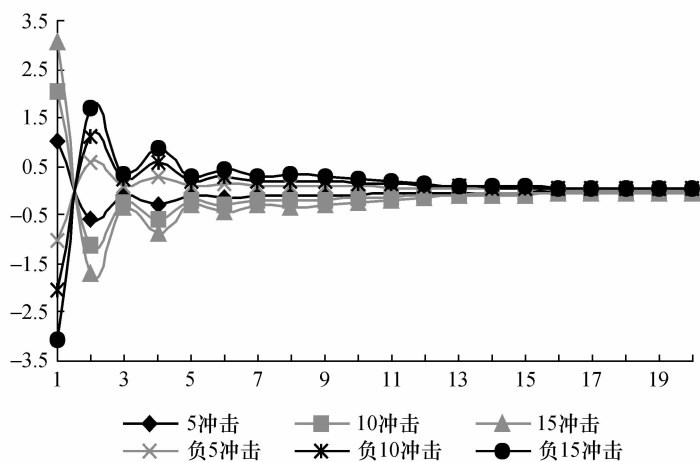


图4 对来自当期换手率的不同大小冲击的响应函数

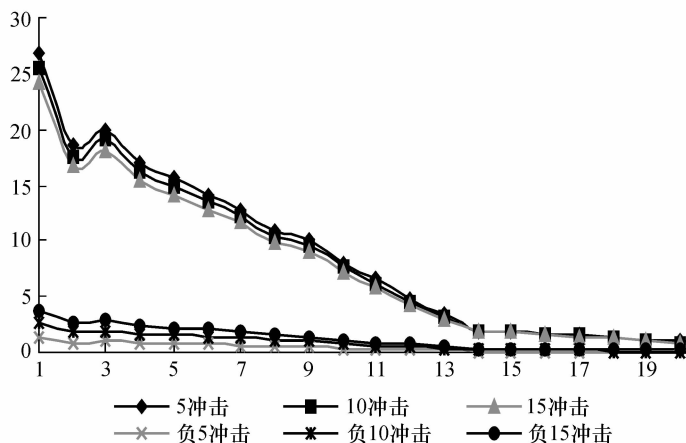


图5 对来自前期换手率的不同大小冲击的响应函数

四、结 论

以上非线性 LSTR 模型的估计和广义脉冲响应函数的再检验,表明上海 A 股市场中的换手率指标确实对市场收益有相当的影响,但这种影响是非对称的,在股市处于调整或平稳发展阶段主要以线性形式体现,此时短期换手率对收益变化有负向的影响,但程度不大,只存在较弱的流动性溢价现象;但当股市处于上升阶段时,即换手率位于 39.2507 以上时,模型由线性形式转换到非线性形式,且转换速度很快,换手率与收益率的短期变化是同向的,这与国外成熟

资本市场中普遍存在的流动性溢价现象不一致,当期价格上涨的大幅波动使流动性指标和收益率呈现正相关关系。这是由于我国股票市场中个人投资者比例偏高,交易期限短且频繁导致,说明我国股市投资者结构不合理、发展不平衡的问题有待解决,应积极扩大具有风险识别能力和承担能力的机构投资者队伍,在风险可控前提下,发挥机构投资者引导市场投资理念的能力。

参考文献

- [1] 罗登跃、王春峰、房振明,2007,中国股市总流动性与资产定价关系实证研究,《中国管理科学》,第2期,第33—38页。
- [2] 苏冬蔚、麦元勋,2004,流动性与资产定价:基于我国股市资产换手率与预期收益的实证研究,《经济研究》,第2期,第95—105页。
- [3] 席红辉,2006,流动性风险与预期股票收益,《统计与决策》,第1期,第94—97页。
- [4] 张维、梁朝晖,2004,中国股票市场流动性与收益动态关系研究,《系统工程理论与实践》,第10期,第22—26页。
- [5] Granger, C. W. J., and T. Teräsvirta 著,朱保华译,《非线性经济的建模》,上海财经大学出版社,2006。
- [6] Amihud, Y, and H. Mendelson, 1986, Asset pricing and the bid-ask spread, *Journal of Financial Economics*, 17: 223—249.
- [7] Amihud, Y, and H. Mendelson, 1989, The effect of beta, bid-ask spread, residual risk and size on stock returns, *Journal of Finance*, 44: 479—486.
- [8] Bacon, D. W., and D. G. Watts, 1971, Estimating the transition between two intersecting straight lines, *Biometrika*, 58: 525—534.
- [9] Brock, W., W. Dechert, J. Sheinkman and L. Blake, 1996, A test for independence based on the correlation dimension, *Econometric Reviews*, 15: 197—235.
- [10] Chordia, T, A., Subrahmanyam and V. R. Anshuman, 2001, Trading activity and expected stock returns, *Journal of Financial Economics*, 59: 3—32.
- [11] Jun, S. G., A. Marathe and H. A. Shawky, 2003, Liquidity and stock returns in emerging equity markets, *Emerging Markets Review*, 4: 1—24.
- [12] Koop, G., M. H. Pesaran and S. M. Pottor, 1996, Impulse response analysis in nonlinear multivariate models, *Journal of Econometrics*, 74: 119—147.
- [13] Lin, C. F., and T. Teräsvirta, 1994, Testing the constancy of regression parameters against continuous structural change, *Journal of Econometrics*, 62: 211—228.
- [14] Luukkonen, R., P. Saikkonen, and T. Teräsvirta, 1988, Testing linearity against smooth transition autoregression, *Biometrika*, 75: 491—499.

- [15] Fernholz, R. ,and I. Karatzas, 2006, The implied liquidity premium for equities, *Annals of Finance*, 2: 87—99.
- [16] Rouwenhorst, K. G. , 1999, Local return factors and turnover in emerging markets, *Journal of Finance*, 54: 1439—1464.
- [17] Skalin, J. and T. Teräsvirta, 2000, Modelling asymmetries and moving equilibrium in unemployment rates, *Macroeconomic Dynamics*, 14: 359—378.
- [18] Enders, W. , 2004, *Applied Econometric Time Series*(2nd Edition), John Wiley & Sons Inc.

Study on the Return and Liquidity of Shanghai A-Share Market Using Nonlinear Model: Empirical Analysis Based on STR Model

Weiguo Wang Dayu Guan Qizhi Pan

(*Department of Mathematics & Quantitative Economics ,
Dongbei University of Finance and Economics*)

Abstract Unlike the literature that use the linear model to study the liquidity and asset pricing, this paper uses the nonlinear STR model to study the relationship between market return of Shanghai A-share and turnover rate as a representatives of liquidity. Empirical results find that the influence of turnover rate on market return is significantly asymmetric. When market lies in the period of recession or steady development, linearity property is obvious and the phenomenon of liquidity premium is weak; but in the booming stage, nonlinear portion of the model is significant, and liquidity premium disappears. In addition, according to the transition function, state transition from linearity to nonlinear form is very fast.

Key Words Market Return, Liquidity, Nonlinear Model

JEL Classification C70, D60, G18

金融信贷与经济增长非线性关系检验： 1952—2007^{*}

张宗益 周靖祥^{**}

摘 要 本文首先构建金融部门的内生经济增长模型,在传统要素劳动力、资本与人力资本等变量的基础上考虑了金融信贷的因素,借助 1952—2007 年的宏观经济时序数据进行实证检验。得出结论:金融信贷规模与经济增长呈现高度的相关性,并呈现时滞特征;建立 GDP 的内生 VAR 模型证实金融信贷结构对经济增长的影响具有明显的“部门”差异,呈现出显著的阶段性特征;我国经济波动具有明显的非线性特征,TR 估计显示,不同经济增长区间金融信贷结构优化的作用有显著差异。最后,根据实证检验结果,本文提出强化金融信贷对经济增长作用的政策措施。

关键词 经济增长,金融机构存款,金融机构贷款

一、引 言

自 McKinnon(1973)和 Shaw(1973)提出“金融抑制”与“金融深化”理论以来,金融发展和经济增长的关系就备受关注。长期以来,我国金融信贷资产对经济发展的贡献偏低,金融资源配置效率差,与经济金融政策过度偏向 GDP 增长速度密切相关。从纵向年份来看,1952 年后存款增长加快且整个 20 世纪 50 年代都保持在 9% 以上,60 年代到 70 年代中期出现萎缩,80 年代后又一次保持

^{*} 本文入选“2009 年中国金融国际年会”,在此真诚感谢匿名审稿人的宝贵修改建议。当然文责自负。感谢重庆大学笹川良一(SYLFF)基金资助。

^{**} 张宗益,重庆大学经济与工商管理学院,教授,数量经济学博士生导师;周靖祥,重庆大学经济与工商管理学院数量经济学博士研究生。通信作者及地址:周靖祥,重庆大学 A 区经济与工商管理学院,400044;E-mail:zhoujingx@126.com。

高速增长态势,1984年出现历史上最高水平(126.7%);与此同时,作为衡量金融信贷规模的又一重要指标——贷款增长速度却较为缓慢;^[1]在样本期间内,经济增长速度明显低于金融信贷资产积累速度,除1970年到1978年两者是同步之外,其他年份的经济增长速度都明显低于金融信贷资产积累速度;2004年后信贷增长速度持续下降但GDP仍然保持高速增长。在这种事实背景下,金融机构贷款与经济增长的相关度是否在削弱?与之对应的金融总量增长与金融发展中的结构变化的重要性是否突显?金融与经济发展不协调已经成为制约我国经济发展的重要“瓶颈”,未来金融发展的重点应从侧重金融总量转变为重视金融总量和金融结构并重,通过促进金融结构优化推动经济增长。

在Nelson(1956)的一篇文章中,他提出“低水平均衡陷阱”假设^[2],并认为资本短缺不利于经济增长,大规模储蓄只是资本积累的必要条件,完善的金融体制才能形成促进经济发展的资本积累。这也就是为什么一直以来国内外学者针对中国的经济提出了“增长不具有持续性”的质疑(Krugman and Young, 1994;张军,2002;沈坤荣等,2004)。^[3]通常情况下,研究金融发展与经济增长之间的关系势必考虑整体经济的运行状况,分析金融信贷对经济增长的影响仍然如此。我们对金融信贷水平与经济增长水平的协调程度概念进行解释,并揭示金融信贷与经济增长的动态互动机制,依次为两个层面:“过度”与“不足”。^[4]关于金融信贷“过度”的解释:在经济发展初期,金融信贷主要以银行等间接融资的金融中介为主,金融信贷超过经济增长的具体表现则是储蓄率高,投资率不足;互动机制为:金融过度→投资小于储蓄→经济增长减缓→金融资金供给不足→金融发展水平降低,在这一过程中金融信贷水平与经济增长水平交替持续降低,直到二者在低水平上达到均衡;经历这一恶性循环过程之后,经济增长能力被大幅削弱,金融深化程度降低。金融信贷“不足”问题:初始经济增长水平高于均衡增长率,金融信贷水平难以满足经济增长需要;互动机制表现为:经济高增长→投资需求增加→金融体系储蓄不足→资金缺口,短期内表现为投资率高于储蓄率,长期内由于金融体系完善使储蓄率提高,最终金融

〔1〕 数据来源在文章第四部分给出,整个测算结果由作者完成。

〔2〕 具体内容来源于1956年,美国经济学家纳尔逊(P. R. Nelson)发表的《不发达国家的一种低水平均衡陷阱理论》一文,在此不做详述。

〔3〕 资本积累是国民经济核算概念,包含物质资本与金融资产,甚至人力资本。

〔4〕 由于金融协调讨论的是金融发展、金融效率、金融安全和金融对经济的作用,金融协调还涉及广泛的经济学问题:总量协调、结构协调、金融机构间的协调、货币供应量与货币创造等问题。鉴于篇幅限制,若读者需要原始模型框架,请向作者索要。

信贷将达到与经济增长相适应的均衡。总体来看,上述两者都不是理想状态(但是常态),只有经济与金融保持相对均衡状态,经济增长与金融信贷水平才能实现稳步提高。

通过前述分析知道,探求宏观经济和金融总量间的动态平稳关系是研究两者协调与否的前提。此前,谈儒勇(1999)、周立和王子明(2002)、李广众(2002)等研究发现,中国金融的发展有利于经济的长期增长,梁琪和滕建州(2006)对中国宏观经济和金融总量的时序平稳性进行研究,结果发现,实际GDP、实际储蓄负债和实际固定投资等总量的时序列围绕1个或2个结构断点的分段趋势平稳。金融信贷对经济增长不仅体现为“中介”作用,更多表现为宏观经济增长的主导要素,金融信贷影响到产品生产以及消费、货币供给(流通中的现金)等。既然金融信贷对我国经济增长具有重要作用,然而现有经济增长理论难以解释我国经济发展历程和事实,并且国内外学术界尚未对金融深化和金融信贷资产与经济增长及波动进行较为深入的研究;为弥补这一领域目前已有研究的不足,本文尝试对AK模型进行扩展,分析金融信贷对宏观经济发展的影响。

本文内容安排如下:第一部分为引言;第二部分对金融信贷与经济增长的国内外理论与实证研究文献进行回顾;第三部分建立金融信贷与经济增长的数理分析框架;第四部分借助1952—2007年的样本数据进行检验和分析;最后一部分是本文的结论和政策建议。

二、简短文献回顾

金融发展与经济增长之间的相互关系一直备受学术界关注。内生金融发展理论指出:完善的金融体系能改善信息不对称,改变投资的企业和行业流向,从而提高资本的配置效率(King and Levine, 1993a, b; Levine, 1997; Chen and Wei, 2007);在财政分权和政治集权的制度框架内,中国地方官员晋升、分权竞争、政府治理与基础设施的投资决定均表现出“为增长而竞争”(周黎安和张军, 2008),必然会导致政府直接或者间接干预和控制金融资源,影响金融的资本配置功能。20世纪70年代以来关于金融与经济协调发展的实证研究,呈现出以

下特征:衡量金融发展水平指标进一步明晰;因变量选择范围不断拓宽;^[5]控制变量与条件信息变量呈现多元化发展趋势;通过方法的不断改进来增强研究结果的可信度和说服力。然而,由于金融发展与经济增长(以GDP或其增长率来衡量)两者间的相关性研究难以反映金融发展与经济发展间的具体作用机理,于是从实体经济运行的角度加以补充研究(韩立岩等,2002)十分必要。

在很长一段时期内,金融与经济增长关系成为国外学者的研究焦点,21世纪以来此类文献众多,并且各项研究逐渐体现出金融信贷对资本配置的作用。这些文献主要集中于三个主题。首先,关于“不确定性”的争论,代表性的文献有Boyer(2000)、Rioja and Valev(2004)、Young(2007)。其次,关于金融作用于经济增长的机制的探讨。Carlin and Mayer(2003)的研究表明,不同国家的金融系统结构、产业特征以及经济增长和产业投资有着强烈的相关关系;Dehejia and Lleras-Muney(2007)的研究表明,政府存款保险诱导的金融扩张对农业和制造部门都有消极影响;Vaona(2008)则发现,短期信贷比长期信贷更能促进经济的发展。最后,关于如何突破临界条件,实现经济增长与金融发展的协调,比较有代表性的文献是Rousseau and Wachtel(2002)和Mihci(2006)。国内学者针对金融发展与经济增长关系的关联机制探讨是目前大多数研究的切入点,从经验研究来看,金融发展影响经济增长的方式和实现途径是难点。比较典型的研究有李钊等(2006)、朱小平和任梦杰(2007)、梁琪和滕建州(2007),以及刘明(2006)^[6]和经济增长与宏观稳定课题组(2007)以货币政策为中介研究金融信贷与经济增长的关系;莫万贵和王立元(2008)研究了货币供应量和贷款与货币政策目标的关系,认为货币供应量和贷款仍是当前合适的货币政策控制目标。综上所述,货币政策的执行效果检验十分必要,进一步对经济增长路径调整进行探讨十分关键。

从目前中国已有的关于金融与经济增长的研究文献来看,样本选择是从1952年开始的研究甚少,除少数文献如梁琪和滕建州(2007)、汪伟(2008)、陈伟国和张红伟(2008)等外,大多数文献都是选取1978年后的数据进行研究,样本期间过短。本文将样本期间扩展到1952—2007年,并对改革前后的实证结

[5] 后来在Levine(1991),Levine and Renelt(1992),Levine(1997),Green(2002),Nourzad(2002),Beck et al.(2002)等人的不断拓展下,此研究领域已经深入到金融发展对经济增长、居民储蓄率、物资资本积累、全要素生产率,甚至是人力资本积累等方面的影响。

[6] 刘明(2006)认为“阈值”和“阈值效应”的存在反映了信贷配给的程度,“阈值”大小可以作为信贷配给程度的量化指标;信贷配给是信贷市场上的一种摩擦,是由于信贷市场的不完善、不成熟造成的,“阈值”间接地反映了信贷市场的完善程度。

果进行比较。此外,在利用各种宏观和金融数据的实证研究和政策分析中,已有研究的方法过于简单,并且大多数实证检验都是在双变量或多变量的向量自回归(VAR)模型框架下进行的,或者借助脉冲反应函数和 Granger 因果检验展开分析。针对中国经济增长与金融信贷的非线性“门限效应”是否存在,如何进行多视角探讨,以更深刻地揭示两者的关系是本文的又一研究重点。经济增长过程中的存款与贷款规模具有两面性,存款规模的快速扩张与贷款的不合理流向在特定历史时期具有差异,因此需要对“结构性突变”问题给以高度关注。由此看来,研究金融与经济增长间的关系最终将服务于宏观货币政策的制定以及执行力的提高。

三、计量模型设定、变量定义和数据来源

(一) 计量模型

通过文献回顾发现,金融在宏观经济增长过程中具有重要的地位。本文接下来建立切合中国金融与经济增长的联动关系研究的分析框架。为同时考察经济增长的动态变迁特征,遵循一般分析思路对总量生产函数中的要素产出弹性进行估计,假设经济总量由技术水平、资本(即物质资本和人力资本)以及金融信贷决定,生产函数假设如下:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha H_t^\beta S_t^\gamma \text{Loan}_t^\mu \quad (1)$$

其中, Y_t 表示 t 期国内生产总值, K_t 为 t 期的物质资本, H_t 为 t 期的人力资本, S_t 和 Loan_t 分别为 t 期的存款和贷款, A_t 为技术进步, $\alpha + \beta + \gamma + \mu = 1$ 。虽然假定不存在递减收益具有一定局限性,但由于金融信贷资产是广义概念,因此又具有合理性;金融信贷资产边际产品有下界,出现内生经济增长。^[7] 扩展 Shaw (1973)与 Mckinnon (1973)的分析思路,将人均产出简化式记为:

$$y = AKf(H, S, \text{Loan}) \quad (2)$$

与新古典增长不同,AK模式不会出现“趋同”(convergence),对于AK模型为什么能够刻画我国的经济增长,舒元和徐现祥(2002)已做了部分解释。金融信贷资产与物质资本积累一样,政府需要在全社会经济范围内选择整个社会的积累路径,包括资本积累路径和消费水平路径,使得整个社会福利最大化以实现经济可持续发展。在这种情况下,经济实现均衡时消费者的最终债务为零,

[7] 此式表达的就是长期经济增长,意味着各类资本互成比例,正是达到稳态增长的重要特征。

根据消费者福利最大化与经济可持续发展条件,宏观经济均衡解必须满足如下最大化问题:

$$\max u(c(t)) = \int_0^{\infty} \left(\frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \right) e^{-(\rho-n)t} dt \quad (3)$$

$$\text{s. t. } \dot{a} = (r-n)a + w - c \quad (4)$$

消费者在资源约束条件下最大化 $c(t)$ 产生的福利贴现量为 $u(c(t))$, 其中: a 是人均资产, r 是利率, w 是工资率; θ 为不变替代弹性系数, ρ 为贴现率, n 为人口增长率。

令 s 为储蓄率, δ 为资本折算系数, 定义资本积累方程为:

$$\dot{k} = sf(k, F(H, S, \text{Loan})) - (n + \delta)k \quad (5)$$

为简单起见, 假设在封闭经济中 FIN_t 为 t 期的金融信贷资产, 均衡条件是: 社会总储蓄 S_t 等于总投资 I_t 。由于银行存在经营成本与信贷配给情况, 储蓄在通过银行融资的过程中存在闲置或漏损, 比例为 ϕ ; 贷款的投资转化率为 τ , $\text{FIN}_t = S_t^e \text{Loan}_t^x$, 存贷款对金融信贷资产的累积率依次为 (ε, χ) , 则有:

$$I_t = (1 - \phi)S_t = \tau \text{Loan} \quad (6)$$

从式(6)可知, 信贷市场有利于提高储蓄和贷款转化为投资的比例 $1 - \phi$ 和 τ , 加大整个社会投资规模。如果金融中介的运营效率提高, 交易成本降低, 银行在信贷配给情况下将闲置的资金转化为投资, 通过投资者投放到多层次资本市场, 从而提高投资比例, 促进经济增长; 金融信贷在调整产业结构和经济结构过程中的作用得到发挥^[8], 提高技术水平, 促使 A 值逐步提高, 进而提高经济增长率。

当经济处于平衡增长路径时, 式(5)满足:

$$sf(k, f(H, S, \text{Loan})) - (n + \delta)k = 0 \quad (7)$$

在货币供给影响资本存量的过程中, 银行存款和贷款发挥着重要作用, 因此方程(7)对 S 和 Loan 求偏导数得:

$$\frac{\partial k}{\partial S} = \frac{s \cdot f_s(f(H, S, \text{Loan}))}{[n - s \cdot f_k(f(H, S, \text{Loan}))] + \delta} \quad (8)$$

$$\frac{\partial k}{\partial \text{Loan}} = \frac{s \cdot f_{\text{Loan}}(k, f(H, S, \text{Loan}))}{[n - s \cdot f_k(f(H, S, \text{Loan}))] + \delta} \quad (9)$$

由此可得 $\frac{\partial k}{\partial S} > 0$ 和 $\frac{\partial k}{\partial \text{Loan}} > 0$, 可以推知稳态时, 存款余额和贷款的增加将导

[8] 关于金融资源配置与资本积累在这方面的作用, 周靖祥等(2007)已做过相关研究, 该文发表于《管理科学与统计决策》2007年第四卷第36—56页。

致更高的资本水平,进而提高稳态时的收入水平。

不失一般性,设 L_t 为劳动力,并定义 $\text{loan} = \text{Loan}/\text{AL}$, $h = H/\text{AL}$, $s^s = S/\text{AL}$, 对 K 、 H 和 FIN_t 的动态学经济定义如下:

$$\dot{K}_t = c_k Y_t - \delta_k K_t \quad (10)$$

$$\dot{H}_t = c_h Y_t - \delta_h H_t \quad (11)$$

$$\dot{\text{Loan}}_t = c_{\text{loan}} Y_t - \delta_{\text{loan}} \text{Loan} \quad (12)$$

$$\dot{S}_t = c_s Y_t - \delta_s S \quad (13)$$

其中, $c_k, c_h, c_{\text{loan}}, c_s$ 表示产出用于物质资本、人力资本、存款以及贷款积累比率, 而 δ_k, δ_h 表示物质资本和人力资本的折旧比率, $\delta_{\text{loan}}, \delta_s$ 表示存款和贷款的损失比率。结合(1)式则有:

$$y(t) = A(t)k(t)^\alpha h(t)^\beta s^s(t)^\gamma \text{loan}(t)^\mu \quad (14)$$

利用(12)式、(13)式很容易求得人均存款和贷款的运动方程:

$$\dot{\text{loan}}(t) = c_{\text{loan}} A(t)k(t)^\alpha h(t)^\beta s^s(t)^\gamma \text{loan}(t)^\mu - (n + \delta) \text{loan}(t) \quad (15)$$

$$\dot{S}(t) = c_s A(t)k(t)^\alpha h(t)^\beta s^s(t)^\gamma \text{loan}(t)^\mu - (n + \delta) S(t) \quad (16)$$

借助于(15)式、(16)式,很容易求出稳态的经济水平,并且在平衡经济增长路径上只需要满足 $\dot{S}(t) = \dot{\text{loan}}(t) = 0$, 用 Loan^* 和 S^* 表示平衡增长路径上的 Loan 和 S 的值,则前述关于人均存款和人均贷款的运动方程意味着:

$$c_{\text{loan}} A(t)k(t)^\alpha h(t)^\beta s^s(t)^\gamma \text{loan}(t)^\mu = (n + \delta) \text{loan}(t) \quad (17)$$

$$c_s A(t)k(t)^\alpha h(t)^\beta s^s(t)^\gamma \text{loan}(t)^\mu = (n + \delta) S(t) \quad (18)$$

上述分析提出一个新的思路:在研究中国宏观经济增长过程中,不应只局限于资本、劳动力、技术和人力资本等变量,同时应该关注储蓄向投资转化的机制,这其中必然涉及金融信贷,同时这也是评价金融体系功能发挥的基础。虽然当前的研究从理论上揭示了信贷市场在储蓄投资转化过程中的作用,凸显了其在储蓄向投资转化过程中的主体地位,然而银行及其类似机构通过货币负债使资本“货币化”,这一过程却使得金融市场和真实经济之间的宏观经济联系变得更为复杂。^{〔9〕} 金融信贷对宏观经济的影响体现为绝对量增长和信贷结构变化带来的增长波动效应。接下来,本文将从经济增长出发,并在“内生”假设下

〔9〕 詹姆斯·托宾、斯蒂芬·S. 戈卢布著,张杰、陈未译,《货币、信贷与资本》,东北财经大学出版社,2000年。

探讨金融信贷的作用路径,并借助非线性估计方法对信贷结构与经济增长波动进行实证检验。

基于前述分析,设立如下计量模型:

$$\begin{aligned} \text{LnGdp} = & a_0 + \sum_{\kappa=0,1,2} a_{2,\kappa} \text{Ln}S_{\kappa} + \sum_{\vartheta=0,1,2,3} a_{2,\vartheta} \text{LnLoan}_{\vartheta} \\ & + \sum_{l=0,1,2,\dots} a_l \text{LnGdp}_{t-l} + a_{j,t} X_{j,t} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (19)$$

其中, $X_{j,t}$ 是各控制变量的抽象表达。在此只对下标做说明, $\kappa=0$ 表示金融机构存款总额, $\kappa=1$ 表示农村储蓄存款, $\kappa=2$ 表示城镇储蓄存款; ϑ 的取值相类似, 依次表示贷款总额、工业贷款、农业贷款和商业贷款, l 表示滞后期。

(二) 变量说明及数据来源

在中国, 信贷市场的贡献主要是通过国内信贷总量的不断扩张得以实现, 金融资源的配置与利用效率提高是信贷市场作用于经济增长的重要手段。实证研究变量选取: 被解释变量包括经济增长水平 (Gdp) 及增长率 (GdpR); 解释变量包括: 金融机构存款和贷款 (S 、 Loan) 及结构指标 (Loan_{ind} 、 Loan_{arg} 、 Loan_{fin} , S_{rur} 、 S_{urb})^[10]; 资本存量 (K , 单位: 亿元), 依据李京文 (1999) 和张军等 (2004); 固定资本形成总额 (I_K , 单位: 亿元), 用固定资产投资价格指数调整为实际值; 人力资本 (H , 单位: 万人·年), 依据张帆 (2000)、颜鹏飞和王兵 (2004)。在统计过程中, 金融机构存款总量、信贷规模等指标属于存量概念, 而投资属于流量概念。物质资本与人力资本测算的具体过程参考李京文 (1992)、Chow (1993)、Wang and Yao (2003) 以及王兵和颜鹏飞 (2006)。

其他控制变量还有所有制结构 (SoeE 和 CoeE , 单位: %, 见樊纲 (2002)、乔传福 (2000)), 财政分权 (Pro_{cffi} , 单位: %, 见张晏和龚六堂 (2005)、殷德生 (2004)), 农村经济改革 (AT_{afp} , 单位: %, 见马栓友 (2001) 和刘庆和、张智勇 (2004)) 以及对外经济贸易依存度 PE_{gdp} (单位: %, 见 Dayal-Gulati and Husain (2000)), 物价指数 CPI 和国家金融干预 ($\text{Loan} \times \text{SCoeE}$), 其他变量选取依据和说明如下: 贷款总额 (单位: 亿元), 依据赵振全和薛丰慧 (2004)、刘涛 (2003)。

主要数据来源: 《中国统计年鉴》(历年), 《新中国 55 年统计资料汇编》,

[10] “农户储蓄”为农村合作银行、农村商业银行和农村信用合作社吸收的储蓄存款; 农业税占农业实产量比重 (%) 指标 2004 年后无统计, 根据与农业有关的费用折算而得。银行贷款和农业、工业和商业的贷款、财政收入、对外贸易的数据均做消胀调整, 采用消费品价格指数。国内生产总值是根据 GDP 平减因子将名义值转化为实际值。

《中国劳动统计年鉴 2006》,《中国金融年鉴》(历年),《中国人民银行统计季报》,《2006 年中国国民经济和社会发展统计公报》以及《中国统计摘要 2008》,资讯行(<http://www.chinainfobank.com/>),国务院发展中心研究信息网(<http://www.drcnet.com.cn/DRCNET.Channel.Web/>)。

四、实证检验及结果解释

(一) 动态相关性检验

一直以来,中国宏观经济增长都是学术界与政府部门关注的焦点问题,学术界很少从动态视角进行研究;然而,不同经济变量序列之间的协同性被认为是宏观经济研究最重要的研究内容,这种协同性即时间序列之间的相关系数。宏观经济和金融信贷总量是否平稳是研究两者动态特征以及互动关系的前提。对各时序数据进行是否具有单位根的非平稳或分段趋势平稳检验,结果发现,在检验的 11 个总量中,有 7 个变量,即实际 GDP、就业、资本存量、金融机构存款和贷款、实际固定投资等时序变量都围绕 1 个或 2 个结构断点的分段趋势平稳;为测算真实 GDP(或经济增长率)与其他变量的动态相关系数,对各变量进行 HP 滤波处理,由于是年度数据,取 $\lambda = 100$ 。^[11]

求解变量之间的动态相关系数 ρ_i 时:

$$\rho_i(j) \{t = 0, 1, \dots; j = \{0, \pm 1, \pm 2, \dots\}\}$$

其中 j 表示领先的年份,若 $0 < \rho_i(0) < 1$,表示同方向变化;若 $-1 < \rho_i(0) < 0$,表示逆方向变化。

计算 ρ_i 的过程中,HP 滤波去势处理使用 Eviews 6.0 软件包,^[12] 动态相关系数采用 Cross-Correlogram 命令完成,由于样本数为 56,因此软件包自动给出的滞后期为 24。^[13]

由测算结果可以得知,金融信贷与经济增长同向变动,其他要素诸如劳动力与固定资产投资也都表现为同方向变动;与经济增长率的相关系数中,代表

[11] 在杨光《中国经济波动的动态化特征事实》(“2008 年数量经济学会论文集”)一文中,对动态相关系数的测算及相关文献已做详细论述。

[12] 如果不滤除趋势项,计算 GDP(GDP 增长率)与其他经济变量之间的相关系数,自相关放大变量之间的相关性;因此,只有经过滤波处理后,计算出的动态相关系数才能真实反映相关关系;由于本文篇幅限制,整个去势处理和动态相关系数变化图均未在文中列举,若有需要请与作者联系。

[13] 由于篇幅限制,测算结果在此省略,若有需要请与作者联系。

所有制改革的国有经济与集体企业数均与经济增长率表现为负相关性;财政分权改革与经济增长的动态相关系数也都为负,农业经济改革与GDP的关系则表现为不显著。所有制改革方面短期内表现为正相关性,长期却为负,这与学术界普遍认为企业改制并未带来经济的可持续增长,相反却不利于中国经济增长水平提高与质量改善的观点相吻合。由于财政分权改革时间较短,而本文选取的中央和地方收入比则是以前较长时间的历史数据,这一结果在反映财政改革带来的宏观经济影响是正向“拉动”还是悖逆经济增长的情况时存在局限,因此与季度数据结果存在差异。

具体如下:金融机构存款与GDP的动态相关系数能够反映两者之间的共变性趋势,实际GDP和存款之间的动态相关系数 $\rho(t)$ 呈现“V”形变化特征; $\rho(t)$ 相关统计量如下:中位数0.011,均值0.207,标准差为0.307,恒定相关系数0.992;均值和恒定相关系数表明存款和实际GDP具有正相关关系,当期存款与实际GDP的相关系数最高(0.99)。与金融机构存款的分析结果相似,金融机构贷款与实际GDP之间的动态相关系数仍呈“V”形变化趋势; $\rho(t)$ 统计量如下:中位数0.098,均值0.202,标准差0.309,恒定相关系数0.990;结果发现,超前1期的相关系数为0.845,说明金融机构贷款可能会提前1年开始增加,金融贷款规模扩张速度快于GDP增长,这种情况可能出现逆转的时间间隔周期是15年。比较存款与贷款两个动态相关系数为负的滞后期发现,金融机构存款供给对实际GDP的影响时滞显然要短于金融机构贷款,反过来,金融贷款对经济增长的影响更具有持续性。关于金融机构贷款结构中的行业分布(工、农和商业)以及储蓄(城乡储蓄)对经济增长的影响和关系如何,将在后文中再做深入分析。

(二) 内生经济增长的回归结果及解释

在文献查阅过程中发现,梁琪和滕建州(2006)对宏观经济和金融时序数据的处理已提供了可资借鉴的方法。此部分仍然运用HP滤波算子对非平稳数据进行去势处理,经修正的数据具有平稳性,对修正后的数据采用VAR模型进行估计。对包含实际国民生产总值(GDP)等在内的11个宏观经济总量指标分三个阶段(1952—1977年、1978—2007年和1952—2007年)分别进行检验,但由于1952—1977年的结果与预期不一致(可能的解释是这段时间金融信贷与经济增长的互动作用机制尚未形成),故剔除此样本期间的估计值;通过全样本结果和改革后金融信贷对我国宏观经济运行的影响比较揭示作用机制(估计结果见表1)。

表1 以Gdp为内生变量建立VAR模型结果(表中所有变量均为取对数后的值)

	1952—2007 年			1978—2007 年		
常数项	-0.671 (-0.431)	-4.436 (-2.335)	-1.230 (-0.842)	-8.629 (-1.367)	9.845 (1.176)	-5.153 (-1.201)
Gdp _{t-1}	-1.334 (6.669***)	0.969 (5.871***)	1.333 (8.970***)	0.712 (3.520***)	0.773 (3.879***)	0.721 (3.555***)
Gdp _{t-2}	-0.607 (-2.448**)	-0.455 (-1.944**)	-0.792 (3.668***)	0.009 (0.040)	-0.117 (-0.432)	-0.086 (-0.447)
Gdp _{t-3}	0.154 (0.623)	0.147 (0.647)	0.413 (2.797***)			
Gdp _{t-4}	0.176 (1.137**)	0.158 (1.101*)				
S	0.167 (2.612***)	0.149 (2.421***)		-0.133 (-0.762)	0.375 (1.802**)	
S _{rur}			0.085 (2.395**)			0.107 (0.932*)
S _{urb}			-0.007 (-0.206)			-0.034 (-1.125**)
Loan	-0.177 (-1.765**)		-0.088 (-1.049**)	0.453 (2.309**)		0.176 (1.037**)
Loan _{ind}		-0.071 (-2.057***)			0.503 (2.108**)	
Loan _{arg}		0.047 (1.138**)			-0.036 (-0.360)	
Loan _{fin}		-0.168 (-1.708*)			-0.176 (-1.122*)	
I _K			-0.015 (-0.900)			-0.016 (1.153***)
K	0.048 (0.298*)	-0.042 (-0.286)		-0.407 (-1.228*)	0.547 (1.155*)	
H	-0.009 (-0.293)	0.026 (0.859)	-0.006 (-0.211)	-0.002 (-0.073)	-0.056 (-1.406**)	0.007 (0.276**)
L	0.304 (1.282**)	0.746 (2.816**)	0.268 (1.302**)	0.705 (1.335*)	-0.436 (-0.648)	0.513 (1.209**)
AIC	-2.076	-2.217	-2.026	-2.558	-2.482	-2.520
$\tilde{R}^2$	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998	0.998

注:在确定模型滞后期时,根据AIC信息准则确定,选择滞后期数使得AIC最小,经过10次测试后选取滞后期数分别为3和4,括号内是t统计量值,***表示在1%置信水平下通过显著性检验,**表示在5%置信水平下通过显著性检验,*表示在10%置信水平下通过显著性检验。

从1952—2007年的结果来看,我们控制了金融机构贷款总量进行回归,第一列结果显示GDP滞后1期和2期的系数为负,直到滞后3期才为正,滞后期的系数总和为负,表明存在金融信贷资源配置条件下的内生经济增长具有较长的自我“抵消”倾向。其他变量,诸如物质资本和储蓄存款,对经济增长的作用系数为0.167,贷款总额的作用系数为-0.177,可见金融信贷对经济增长的作用因信贷结构不同而呈现出差异性,这可以由贷款结构与存款结构的回归结果得以证实。第二列是分解贷款结构的结果,GDP滞后1期系数为正,工业贷款和商业贷款的系数都为负(依次为-0.071和-0.168),农业贷款的系数为正(0.047),折射了我国金融信贷资源配置不合理、农业贷款不足的事实;物质资本贡献系数为负,可能原因是贷款分解、削弱了物质资本的贡献作用,同时提出了新的研究方向——贷款转化对经济增长的作用机制与路径分析。从第三列分解存款的估计结果来看,GDP的滞后期选择为3,农村储蓄存款系数为正而城镇储蓄存款为负,这与长期依赖金融储蓄行为的“扭曲”有关;城镇居民拥有较多的储蓄存款金融资产,但是金融机构将存款转化为贷款进而转化为投资的良好机制却尚未形成。

表1中1978—2007年的VAR模型的拟合结果与全样本的结果相类似,从金融信贷配置与经济增长的回归结果来看,贷款对经济增长的作用系数达到0.453,控制城乡存款结构变量的估计系数为0.176,尤其是工业部门的贷款对经济增长贡献显著为正(0.503),而农业部门的贷款作用不显著。其他解释变量,如物质资本与劳动力因为金融信贷资产变量控制不同而出现明显的差异。学术界的研究普遍认为,金融深化(即减少政府对银行信贷分配的直接干预)对经济增长有显著的积极影响,本文的研究结论与之相吻合;张军(2007)在控制其他因素对增长的影响后,证实中国的非国有部门获得的银行信贷支持对于经济增长和生产率增长的贡献都显著为正,而我们这里得到贷款对经济增长的拉动具有明显行业流向差异的结论与其形成对应,共同凸显了所有制和行业差异研究的重要性。因此,在目前存款规模快速扩张的特殊时期,不仅需要实现信贷资源支持非国有部门,更重要的是需要将金融信贷资源配置重心转向支持农业,反哺农业,充分发挥农业贷款对经济增长的正向拉动作用,这些都是宏观经济发展与金融信贷资产再配置改革问题处理的关键所在,而对金融信贷政策的制定则需要根据经济增长的阶段以及变量序列的波动特征进行深入研究(梁琪和滕建州,2006)和相机选择。

(三) 基于内生门限自回归模型检验金融信贷与经济增长

一国的经济发展必须达到一定的水平——“一个门槛”或“临界点”,金融才能对经济增长起作用。为进一步模型化金融信贷结构在我国经济波动过程中的重要影响,这里可以根据门限值的回归模型揭示这一原理。自 Tong(1978)提出 TAR 模型,Hansen and Seo(2002)提出一种以误差修正项为门限变量的模型,在门限值未知情况下模型参数估计和门限效应存在性的 LM 检验方法以来,近年来国内学者已展开针对门限模型的应用研究,并将其应用于时序数据处理中(王俊和孔令夷,2006;靳晓婷等,2008)。在非线性的框架下,本文借助时间序列数据进行门限回归,以更真实地反映金融信贷结构对宏观经济波动的影响。借鉴已有研究门限模型设置如下:

$$\text{Gdp}R_t = \sum_{j=1}^l \left\{ \varphi_{j0} + \sum_{k=1}^p \varphi_{jk} \text{Gdp}R_{t-k} \right\} I(r_j \leq \text{Gdp}R_{t-d} \leq r_{j+1}) + \varphi X + \varepsilon_t \quad (20)$$

其中, $-\infty = r_1 < r_2 < \cdots < r_l < r_{l+1} = +\infty$, $\{\varepsilon_t\}$ 为白噪声序列, $I(\cdot)$ 为示性函数,正整数 d 称为延迟参数, $r_2 \cdots r_l$ 称为门限参数, p 为模型的阶数。 $I(\cdot)$ 定义

$$\text{为 Heaviside 示性函数: } I(\cdot) = \begin{cases} 1, & r_j \geq \tau \\ 0, & r_j < \tau \end{cases}, \tau \text{ 为门限值。}$$

为检验金融信贷结构与经济波动是否存在非线性关系,我们借助全样本数据分析,以确定是否存在门限效应。在检验过程中利用 Hansen and Seo(2002)编制的程序在 Matlab 软件上实现,选择不同滞后期数进行 Co-integration 检验,然后根据计算得出的 AIC 值与 BIC 值进行比较,选择最优的滞后期模型,根据最优的滞后期数得出门限值,使用 Bootstrap 法对门限值进行检验。经过反复计算(Bootstrap 次数取 2000 次)和检验,在 56 个样本中,共发现两个门限值,依次是 0.07 和 0.096,与此相对应的 P 值显著,即拒绝线性模型假设,落在三个样本区间的样本分布为 26.8%、26.8%、46.4%。表 2 给出了具体的结果,并与线性模型结果进行比较。从分阶段的线性模型回归结果来看,固定资产投资占 GDP 的比重对经济增长率提高有正向促进作用,1952—1977 年样本区间的系数为 0.091,1978—2007 年达到 0.168,全样本平均水平为 0.132。这反映出改革开放以来,随着存款和贷款规模的扩张,金融信贷资产转化为固定资产投资的效应明显,从而推动了经济的增长。金融信贷方面:贷款的作用较为显著,尤其是农业贷款(0.680),与前面的贷款分解结果一致;存款结构未对经济波动产生显

著影响;政府控制的金融偏向对经济增长形成的阻碍作用在改革后尤其显著。其他解释变量(如中央地方财政收入比)对经济波动的关系在改革开放后也主要表现为负相关(-0.369),物价波动与经济波动一致(0.327),“双高”(高增长与高通货膨胀)局面的存在得到证实;国有企业的改革对经济波动的影响也显著为正。

表 2 基于门限回归的 GdpR 模型参数估计结果

	线性模型(经济增长率)			非线性模型(经济增长率) 门限值 Bootstrap(p)		
				Bootstrap(p)	7.24% (0.034**)	9.68% (0.012***)
	1952—2007	1952—1977	1978—2007	GdpR ≤7.24%	7.24% < GdpR ≤ 9.68%	GdpR >9.68%
常数项	-1.183 (-26.029***)	2.347 (1.608)	1.989 (0.156)	-0.824 (-0.721)	0.451 (1.688*)	1.348 (3.039***)
SoeE			0.289 (1.743*)		0.231 (2.534**)	0.032 (3.214***)
CoeE			0.109 (2.051**)			
Pro _{cli}	0.178 (0.907)	0.051 (1.678*)	-0.369 (-2.805**)		-0.194 (-1.211*)	0.011 (0.063)
AT _{afp}		-0.011 (-1.987**)			-0.011 (-1.418*)	-0.014 (-1.358**)
I _K /Gdp	0.132 (2.801***)	0.091 (0.592)	0.168 (3.011***)		0.083 (1.156**)	-0.089 (-1.348*)
CPI	-0.117 (-0.608)		0.327 (2.989***)	0.362 (2.404**)	0.105 (1.058*)	0.105 (1.341**)
Loan _{ind} /Loan	0.302 (1.328*)	-0.221 (-1.387*)	0.541 (1.783*)	0.286 (1.793*)	0.017 (1.845***)	0.223 (1.929**)
Loan _{arg} /Loan	0.680 (2.131**)	-0.214 (-1.376*)	0.294 (0.701)	0.187 (1.214*)	0.238 (1.191*)	-0.124 (-1.397*)
Loan _{fin} /Loan	0.589 (3.155***)	-0.218 (-1.386*)	-0.105 (-0.141)	0.031 (0.412)	-0.236 (-1.007)	0.825 (1.711***)
S _{urb} /S	-0.152 (-0.165)	-0.279 (-0.425)	0.274 (0.737)	-0.119 (-0.179)	-0.036 (-0.071)	-0.248 (-0.510)
S _{rur} /S	-0.916 (-0.404)	-0.667 (-2.939***)	-0.203 (-0.701)	0.203 (2.234**)	0.103 (2.458*)	0.313 (3.145***)
S _{rur} /S × AT _{afp}	-0.363 (-2.013***)	0.494 (2.334**)		-0.182 (-2.002**)	0.029 (1.341**)	-0.863 (-0.219)
Loan × SoeE	-0.0024 (-0.337**)		-0.0017 (0.437***)			
$\tilde{R}^2$	0.335	0.290	0.354	0.658	0.593	0.653
D. W	2.031	1.670	1.767	2.201	1.776	2.095

注:括号内是 t 统计量值,***表示在 1%置信水平下通过显著性检验,**表示在 5%置信水平下通过显著性检验,*表示在 10%置信水平下通过显著性检验。

从非线性模型估计结果来看,存款结构变化与经济波动方向基本表现一致,但贷款结构方面却表现出明显的差异性。在经济增长率较低的一组样本中($GdpR \leq 7.24\%$),工业、农业和商业贷款的比重对经济增长率的贡献均表现为正,依次为0.286、0.187和0.031,由于商业贷款不显著,总体看来工业贷款比重对经济增长的影响要高于农业贷款;存款方面,城镇储蓄存款对经济增长的贡献为负,相反,农村储蓄存款对经济增长的贡献却显著为正。在区间($7.24\% < GdpR \leq 9.68\%$)样本中,工业贷款的比重对经济增长的贡献为正,但低于前一期间的贡献度,农业贷款仍然为正,达到0.238,商业贷款为负;存款方面仍然是农村存款的贡献为正,系数为0.103。在经济低速增长时期(这是个相对概念,低于9.68%),工业贷款比重的提高会刺激经济增长,但农业贷款对经济增长的作用要相对稳定,商业贷款对经济增长的拉动却为负。第三个样本区间($GdpR > 9.68\%$),工业贷款对经济增长率的贡献提高到0.223,而农业贷款转为-0.124,商业贷款的经济增长贡献率为0.825,此时高速增长时期商业贷款的经济增长贡献更为显著,如果考虑其他变量的影响,自然发现高速增长时期,固定资产投资依存度的提高并不能带来经济的高增长,但中央地方财政收入和国有企业改制仍然促进经济增长,农业税的进一步改革却阻碍经济增长;城镇存款对经济增长的负作用与投资占GDP比重的负效应同时并存,反映出储蓄向投资转化过程中出现障碍,与庞晓波和赵玉龙(2003)的结论一致。整个回归结果中,非线性模型的显著性高于线性模型,以上证实了金融信贷结构与经济波动呈现出明显的非线性关系,金融结构优化对经济增长的作用存在“门槛”效应,为发挥金融信贷资产对经济增长的贡献,根据经济增长的“临界点”,改变金融信贷结构及金融信贷资产的来源,将有助于中国经济的持续增长。

五、简短结论及启示

在我国金融信贷规模快速扩张过程中,却出现了金融资源配置严重不平衡的现象,长期实施的信贷扭曲政策改变了经济增长的轨迹。以农村与城市金融资源配置不平衡为例,人均贷款额相差近8倍(中国银监会,2007),再就是农业和工业方面,1952—2007年农业贷款规模与比重的增长都显著慢于工业贷款。在此背景下,我们构建内生经济增长模型,并借助56年的宏观经济数据进行实证检验,得出如下结论:(1)金融信贷资产与经济增长以及经济波动与其他的结构变量之间表现出高度的相关性。(2)贷款对经济增长的贡献系数界于

-0.344 和 0.453 之间,1978 年以来的经济增长拉动作用明显,并具有明显的行业差异;金融机构存款中,农村居民储蓄存款对经济增长的贡献显著为正。(3) 金融信贷结构变动可以引起经济增长率的非对称性变动,经济增长率与金融信贷结构之间存在非线性动态关联性。

本文的研究重点是考察金融信贷及结构与经济增长和波动的关系。通过以上分析,本研究的政策含义十分明显。根据经济增长与波动的周期性特点,适时调整金融信贷规模及结构、及时彻底根除信贷配给,建立银行与贷款者之间的信息沟通渠道,有助于维持宏观经济与金融的稳定,保持经济的可持续增长。中国的金融信贷配置主要体现为结构不合理:存款与贷款比的不协调、城乡存款比与经济增长的不一致,以及贷款部门流向对经济增长的贡献差异显著,诸如此类的问题应当值得高度关注;为实现信贷规模扩张稳定与结构优化,货币政策的有效推行十分重要。需要指出的是,本文的理论模型的政策模拟工作尚未完成,这将通过后续研究完成。此外,本研究未涉及金融信贷的配置效率问题,而新中国成立以来我国经济发展主要依靠物质资本与金融信贷积累,因此金融市场在此过程中的效率更值得审视 (Levine and Zervos, 1996),这将是进一步深入研究的方向。

参 考 文 献

- [1] 陈伟国、张红伟,2008,金融发展与经济增长——基于 1952—2007 年中国数据的再检验,《当代经济科学》,第 3 期,第 49—56 页。
- [2] 樊纲,渐进改革与经济的“体制结构”,《中国经济时报》,2002 年 7 月 6 日。
- [3] 韩立岩、蔡红艳、郗冬,2002,基于面板数据的中国资本配置效率研究,《经济学季刊》,第 2 期,第 541—552 页。
- [4] 靳晓婷、张晓峒、栾惠德,2008,汇改后人民币汇率波动的非线性特征研究——基于门限自回归 TAR 模型,《财经研究》,第 9 期,第 48—57 页。
- [5] 李广众,2002,银行、股票市场与长期经济增长:中国的经验研究与国际比较,《世界经济》,第 9 期,第 57—62 页。
- [6] 李钊、李国平、王舒健,2006,金融溢出效应与经济增长:附加预期的动态模型,《预测》,第 2 期,第 69—73 页。
- [7] 梁琪、滕建州,2007,我国金融发展与经济增长之因果关系研究,《财贸经济》,第 6 期,第 34—38 页。
- [8] 梁琪、滕建州,2006,中国宏观经济和金融总量结构变化及因果关系研究,《经济研究》,第 1 期,第 11—22 页。

- [9] 刘庆、张智勇,2004,减免农业税的宏观经济效应:一个动态政策模拟实验,《南方经济》,第11期,第37—40页。
- [10] 刘涛,2003,国有商业银行与非国有商业银行信贷行为比较:1996—2002,《经济科学》,第6期,第65—72页。
- [11] 马栓友,2001,税收结构与经济增长的实证分析——兼论我国的最优直接税/间接税结构,《经济理论与经济管理》,第7期,第15—20页。
- [12] 莫万贵、王立元,2008,货币供应量和贷款仍是当前合适的货币政策调控目标,《经济学动态》,第2期,第50—54页。
- [13] 乔传福,2000,论经济增长与所有制结构的关系,《中国软科学》,第3期,第18—22页。
- [14] 沈坤荣、孙文杰,2004,投资效率、资本形成与宏观经济波动——基于金融发展视角的实证研究,《中国社会科学》,第6期,第52—64页。
- [15] 舒元、徐现祥,2002,中国经济增长模型的设定:1952—1998,《经济研究》,第11期,第3—11页。
- [16] 谈儒勇,1999,中国金融发展与经济增长关系的实证研究,《经济研究》,第10期,第53—61页。
- [17] 汪伟,2008,储蓄、投资与经济增长之间的动态相关性研究——基于中国1952—2006年的数据分析,《南开经济研究》,第2期,第105—125页。
- [18] 王兵、颜鹏飞,2006,中国的生产率与效率:1952—2000——基于时间序列的DEA分析,《数量经济技术经济研究》,第8期,第22—30页。
- [19] 王俊、孔令夷,2006,非线性时间序列分析STAR模型及其在经济学中的应用,《数量经济技术经济研究》,第1期,第77—86页。
- [20] 王小鲁、樊纲,2000,《中国经济增长的可持续性》,北京:经济科学出版社。
- [21] 颜鹏飞、王兵,2004,技术效率、技术进步与生产率增长:基于DEA的实证分析,《经济研究》,第12期,第55—65页。
- [22] 殷德生,2004,最优财政分权与经济增长,《世界经济》,第11期,第62—71页。
- [23] 张帆,2000,中国的物质资本与人力资本估算,《经济研究》,第8期,第65—71页。
- [24] 张军,2006,中国的信贷增长为什么对经济增长影响不显著,《学术月刊》,第7期,第69—75页。
- [25] 张军,2001,中国国有部门的利润率变动模式:1978—1997,《经济研究》,第3期,第19—28页。
- [26] 张军、吴桂英、张吉鹏,2004,中国省际物质资本存量估算:1952—2000,《经济研究》,第10期,第35—44页。
- [27] 张军、周黎安,2008,《为增长而竞争:中国增长的政治经济学》,上海:上海人民出版社。
- [28] 张晏、龚六堂,2005,分税制改革、财政分权与中国经济增长,《经济学季刊》,第1期,第75—108页。
- [29] 赵振全、薛丰慧,2007,金融发展对经济增长影响的实证分析赵振全,《金融研究》,第10期,第94—99页。
- [30] 周立、王子明,2002,中国各地区金融发展与经济增长实证分析:1978—2000,《金融研究》,第10期,第1—13页。
- [31] 朱小平、任梦杰,2007,金融中介发展与经济增长的协整研究,《财贸经济》,第10期,第17—21页。
- [32] Boyer, R., 2000, Is a finance-led growth regime a viable alternative to Fordism, *Economy and Society*, 29 (1): 111—145.

- [33] Carlin, W. , and C. Mayer, 2003, Finance, investment, and growth, *Journal of Financial Economics*, 69 (1) : 191—226.
- [34] Chen Xiao-fang, Cui Wei, 2007, The econometrical model and analysis on relationship between financial backing and regional economic development, *International Conference on Management Science and Engineering*, 1749—1753.
- [35] Chow G. C. , 1993, Capital Formation and Economic Growth in China, *Quarterly Journal of Economics*, 114(3) : 243—266.
- [36] Dehejia, R. , and A. Lleras-Muney, 2007, Financial development and pathways of growth: State branching and deposit insurance laws in the United States, 1900—1940, *Journal of Law & Economics*, 50(2) : 239—272.
- [37] Hansen, Bruce E. , and B. Seo, 2002, Testing for two-region threshold co-integration in vector error correction models, *Journal of Econometrics*, 110(2) : 293—318.
- [38] King, R. G. , and R. Levine, 1993a, Finance and growth: Schumpeter might be right, *Quarterly Journal of Economics*, 108 : 617—727.
- [39] King, R. G. , and R. Levine, 1993b, Finance, entrepreneurship and growth: Theory and evidence, *Journal of Monetary Economics*, 32 : 511—553.
- [40] Krugman, P. , 1994, The myth of Asia's miracle, *Foreign Affairs*, 73(6) : 62—78.
- [41] McKinnon, and I. Ronald, 1973, *Money and Capital in Economic Development*, Washington D. C. : Brookings Institution.
- [42] Mihci, S. , 2006, Finance-growth nexus: A threshold effect, *Ekonomicky Casopis*, 54 (8) : 830—844.
- [43] Rioja, F. , and N. Valev, 2004, Does one size fit all: A reexamination of the finance and growth relationship, *Journal of Development Economics*, 74 (2) : 429—447.
- [44] Rioja, F. , and N. Valev, 2004, Finance and the sources of growth at various stages of economic development, *Economic Inquiry*, 42(1) : 127—140.
- [45] Rousseau, P. L. , and P. Wachtel, 2002, Inflation thresholds and the finance-growth nexus, *Journal of International Money and Finance*, 21 (6) : 777—793.
- [46] Shaw, E. , 1973, *Financial Deepening in Economic Development*, Oxford: Oxford University Press. 1973.
- [47] Vaona, A. , 2008, Regional evidence on financial development, finance term structure and growth, *Empirical Economics*, 34 : 185—201.
- [48] Wang, Yan and Yudong Yao, 2001, Sources of China's economic growth, 1952—1999: Incorporating human capital accumulation, World Bank working paper.
- [49] Young, A. , 1995, The tyranny of numbers, confronting the statistical realities of the east Asian growth experience, *Quarterly Journal of Economics*, 110 (4) : 641—680.

An Empirical Test on the Non-linear Relationship between Financial Credit and Economic Growth: 1952—2007

Zongyi Zhang Jingxiang Zhou

(*School of Economy and Business Administration, Chongqing University*)

Abstract In this paper, we firstly establish an endogenous growth model by taking account of the financial sector on the basis of traditional economic elements variables, such as labor, capital and human capital, and then give an empirical test using the macroeconomic annual data from 1952 to 2007. The empirical results show that: the scale of financial credit and economic growth are highly correlated but with time delay; the established VAR model of endogenous GDP shows that the effect of the financial credit structure on economic growth varies with sectors and through different stages; the economic volatility of China's is nonlinear obviously, and TR estimation indicates that the credit structure have various effects in different stages of economic growth. Finally, in accordance with the results of the empirical test, we propose some policies and measures to strengthen the role of financial credit in economic growth.

Key Words Economic Growth, Financial Institutions Deposits, Financial Institutions Loans

JEL Classification O49, G31, G33