

图书在版编目(CIP)数据

金融学季刊. 第6卷. 第2期/徐信忠, 刘力, 朱武祥主编. —北京: 北京大学出版社, 2011. 12

ISBN 978-7-301-20188-6

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

中国版本图书馆CIP数据核字(2012)第019955号

书 名: 金融学季刊(第6卷 第2期)

著作责任者: 徐信忠 刘 力 朱武祥 主编

责任编辑: 吕秀华 张 燕

标准书号: ISBN 978-7-301-20188-6/F·3075

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.cn

印刷者:

经 销 者: 新华书店

787毫米×1092毫米 16开本 8印张 132千字

2011年12月第1版 2011年12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 吕秀华

金融学季刊

2011 年 第 6 卷 第 2 期

目 录

一阶占优准则下资产组合有效性检验	龚 朴 鲍继业 (1)
杠杆率在公司并购后的变动	
——部分调整模型的应用	陶启智 周铭山 刘玉珍 (13)
我国城市小额贷款还款率影响因素分析	
——以广州小额担保贷款为例	姜美善 (37)
利率期限溢价与股权溢价:基于区制转移的非线性检验	
.....	王志强 熊海芳 (58)
基于 STR 模型的我国货币政策非对称效应检验	
.....	张小宇 刘金全 (83)
噪音与证券分析师的迎合动机	胡聪慧 高 明 (102)

Quarterly Journal of Finance

Vol. 6 , No. 2 , 2011

CONTENTS

Portfolio Efficient Analysis According to

First Stochastic Dominance Criteria Pu Gong Jiye Bao (1)

Leverage Changes after Takeovers:

An Application of Partial Adjustment Model

..... Qizhi Tao Mingshan Zhou Jane Liu (13)

Determinants of Repayment in Urban Microcredit:

Evidence from Programs in Guangzhou

..... Meishan Jiang (37)

Testing for a Nonlinear Relationship between Term

Structure of Interest Rates and Equity

Premium Based on Regime Shift

..... Zhiqiang Wang Haifang Xiong (58)

Testing Asymmetric Effects of Monetary Policy

Based on STR Model

..... Xiaoyu Zhang Jinquan Liu (83)

Noise and Financial Analysts' Catering Incentives

..... Conghui Hu Ming Gao (102)

一阶占优准则下资产组合有效性检验

龚 朴 鲍继业*

摘 要 本文针对随机占优研究中,资产组合有效性检验中仅考虑风险资产的现状,将其延伸到包含无风险资产层面,提出扩展一阶占优准则,并给出解决此类问题的线性规划方法。通过对线性规划结果的分析,结合投资者选定的基准市场组合,本文给出资产组合有效性的划分依据,明确了投资者的选择目标。文章最后通过一个简单算例说明了引入无风险资产后的合理性和可操作性,及其对投资者决策结果的影响。

关键词 一阶随机占优,资产组合,线性规划

一、引 言

在许多领域的研究中(诸如经济、金融、保险、工程以及农业等),通常会面临在不确定性条件下对选择对象进行比较的问题。随机占优方法是解决在不确定性条件下制定决策的一个有力分析工具。随机占优源于离散情形下的优化理论,随后应用于更普遍的分布函数(Hardy, 1934; Quirk, 1962; Hardar, 1969; Rothschild, 1970)。随机占优属于非参数方法,因为运用它处理问题时无须投资者具体的效用函数,也无须明确分布函数的类型。随机占优方法仅需要对效用函数的一些限定,这些限定条件在经济学上合理地反映出投资者对于风险的态度(Levy, 2006)。

* 龚朴,华中科技大学管理学院财务金融系主任,教授,博士生导师;鲍继业,华中科技大学管理学院博士研究生。通信作者及地址:鲍继业,湖北省武汉市华中科技大学管理学院 320 实验室,430074; E-mail: bobboris@126.com。本文得到国家自然科学基金“信用衍生产品定价理论与数值模拟技术研究”(批准号:70871049)和教育部自主创新基金(批准号:2009JYJR021)的资助,特致谢意。感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵意见,当然,文责自负。

文献研究中,随机占优方法主要使用资产数据的回报率,通过占优法则两两间进行比较,从而判定资产表现的优劣。由于实际处理数据的离散性质,随机占优和相关的实证检验都着重关注离散分布的性质,即通常所使用的经验分布函数。Bawa(1979)列举出这种处理办法的几个合理之处:(1)投资者做决策时利用的都是不连续的历史数据,在实际的操作上采用离散分布合乎常理;(2)若假定数据的分布服从具体类型(例如正态分布),分析就可以退化为简单的均值方差问题;(3)离散分布的处理形式可以结合应用 Bayesian 后验分布。

尽管随机占优理论被越来越多的学者不断完善和肯定,但在资产优化配置层面上,Markowitz 的均值方差理论在实际应用层面的影响力却更为广泛,随机占优理论在这方面的推广和应用却是举步维艰。均值方法模型的最大优势在于它能导出一个资产组合的有效前沿,并可以方便地进行具体计算(Markowitz, 1952)。随机占优理论之所以没能在资产有效配置方面有所建树,一个重要原因在于要给出判断一个资产组合是否有效的准则十分困难。在处理实际问题时,随机占优方法在多个资产间两两比较应用非常广泛,随机占优方法通过可行集中资产两两之间的比较来分离有效集与无效集。即便是如此成熟的理论,当面对大量数据时,需要比较的次数就会剧增,标准的逐点检验的方法也无计可施。当然,研究人员也致力于用不断改进的算法来比较两资产间的占优关系,例如 Aboudi and Thon(1994)运用零点法来减少两分布数据的比较次数。

当大量学者还在努力改进多资产间两两比较的方法时,Levy 在其书中对随机占优理论做出如下的评价:严格说来,随机占优框架在金融领域方面的缺陷为有效组合的选取上,迄今为止也没能找出与均值方差相媲美的理论。究其原因在于随机占优主要是对可行的资产集合进行分离,未能提出类似均值方差的评判标准。上述这段话无疑指明了随机占优一个新的研究方向。

关于这方面的尝试,Bawa(1978)就曾试图沿用均值方法的思想,借用下方风险(lower partial moment)的概念,来得出最优资产组合。虽只给出可行集的上界,但引入了线性规划这一重要的工具。二十多年后,Kuosmanen 和 Post 用线性规划的思想来分析资产组合的有效性,给出具体的评判法则。其中 Kuosmanen(2004)在运用随机占优算法之前,力图保留资产组合中单个资产反映的信息;Post(2008)则用分位数的思想给出基准的资产组合,并将其应用于动能投资策略(momentum investment strategies)分析。国内也有文章在研究随机占优问题时借鉴了线性规划的方法,例如付祥、朱洪亮(2010)基于一个二阶随机占优的 DEA 模型评价基金的经营业绩;胡支军、鹏飞和黄登仕(2004)为了体现投

资者下方风险规避,推广了随机占优中半绝对离差证券组合投资模型。

Kuosmanen 在给出的一阶随机占优有效性分析中,提及应包括无风险资产才能使得有效性分析更有说服力。本文的主要工作就是弥补其不足之处,在资产组合中引入无风险资产,并重新给出一阶随机占优检验的充要条件。文章的第二部分会简单介绍传统随机占优方法;第三部分给出资产组合的占优概念及算法;第四部分引入无风险资产,提出扩展一阶占优概念,并给出有效性检验的线性规划模型及可实施的检验方法;第五部分给出一个分析算例,辅助说明模型对结果的改进;最后总结全文。

二、随机占优

定义:令 F 和 G 为两风险资产回报的累积分布函数,则 F 一阶占优于 G (即 FD_1G) 当且仅当:对所有取值 x , 存在 $F(x) \leq G(x)$, 并且至少存在一个 x_0 , 使得不等式严格成立,即 $F(x_0) < G(x_0)$ 。

随机占优准则蕴涵着合理的经济学意义,它主要体现在效用函数理论上。其中一阶随机占优 FD_1G 表明对所有非匮乏的投资者来说(即效用函数的一阶导数非负),资产 F 比资产 G 好,因此这类投资者在 F 和 G 两资产间做选择时,都会倾向于选择前者。随机占优准则的优点在于它并不对期望效用理论有严格要求(例如独立性公理),仅仅只涉及效用函数的导数。同时在不确定性情形下,一阶随机占优同其他分析方法有很好的相容性。因此本文主要将两资产的比较准则运用到投资组合层面,对一阶占优条件下资产组合有效性进行分析。

尽管有严密的理论,但随机占优在实际操作中的应用都要借助可观察的数据。为了处理上的方便,传统的算法将各自回报的数据排序后形成经验分布函数(empirical distribution functions)。这在分析单个资产时完全没有问题,然而针对资产组合,采用排序步骤后,就会面临一个棘手的问题:投资组合的经验分布函数不能由最初单个资产的经验分布函数得出,因为排序后就损失了特定状态下数据所代表的信息。举个简单的例子,原始数据和排序后的数据如表1和表2所示。

表1 原始数据

状态	T_1	T_2	T_3
资产 F 回报率(%)	15	16	-10
资产 G 回报率(%)	20	9	-8

表2 排序后的数据

资产 F 回报率 (%)	-10	15	16
资产 G 回报率 (%)	-8	9	20

若我们决定将资金平均分配在资产 F 和 G 上形成资产组合 H , 对单个资产排序后构成的回报率向量为:

$$h_1 = ((-10 - 8) \times 0.5, (15 + 9) \times 0.5, (16 + 20) \times 0.5) = (-9, 12, 18)$$

而根据原始数据在三种状态下反映的信息显示, 回报率向量为 $h_0 = (17.5, 12.5, -9)$, 再对 h_0 排序得到 $h_0^* = (-9, 12.5, 17.5) \neq h_1$ 。因此在应用随机占优准则进行比较前, 资产组合回报反映的这些信息应该被保留。因此文章后续的分析中, 在不同的单资产形成资产组合前, 都避免对单个资产数据排序。

实际操作中, 我们从市场上 N 种资产的 T 个状态(时刻)来获取有限样本数据, 分别用 $\tau = \{1, 2, \dots, T\}$ 和 $s = \{1, 2, \dots, N\}$ 表示。 N 种资产的回报矩阵为 $R = (R_1, R_2, \dots, R_N)$, 其中 $R_s = (R_{s1}, R_{s2}, \dots, R_{sT})'$ 。(本文为了描述的方便, 单下标的变量表示向量, 双下标的变量表示数值元素。)

资产组合的构建就是确定 N 种资产的权系数, 权系数用列向量 $\lambda \in \Lambda$ 表示, 其中 $\Lambda \subset \{\lambda \in R^N \mid \sum_{i=1}^N \lambda_i = 1, \lambda \geq 0\}$ 为权系数的可行域, 封闭且有界。市场集合, 即资产组合的回报向量可表示为 $\psi = \{r \in R^T \mid r = R\lambda; \lambda \in \Lambda\}$ 。

对任意资产组合 i 的回报向量($r_i \in \psi$), 经验分布函数的构造方式就是先按升序将数据排列为 $x_i(x_{i1} \leq x_{i2} \leq \dots \leq x_{iT})$, 再构造阶梯函数 $H_i(c) = \max\{t \in \tau \mid c \geq x_{it}\} / T$ 即可得出。

根据随机占优的定义, 可以给出一阶随机占优的算法(假定两资产组合为 j 和 k):

$$jD_1 k \Leftrightarrow x_{jt} \geq x_{kt} \quad \forall t \in \tau$$

且不等式对至少一个 t 值严格成立。在下一部分开始前, 引用 Kuosmanen (2004) 文章中资产组合有效性的划分依据:

定义: 对于市场集合中的资产组合 $k(y_k \in \psi)$, 属于一阶占优准则下有效集合(简称一阶有效), 当且仅当存在资产组合 j 一阶占优于 k 时, j 不属于市场集合($jD_1 k \Rightarrow y_j \notin \psi$); 否则资产组合 k 属于一阶占优准则下无效集合(简称一阶无效)。

三、占优集合

(一) 占优集合概念

从文中可以得知,市场集合包含无数情形的资产组合,任何直接比较的方法均不能解决类似问题。另外,若将以往比较单个资产的方法运用到资产组合,由于排序后的信息缺失,资产组合的经验分布函数同单个资产的经验分布函数也无法建立相应联系。为了将上述直观的描述转化为可在计算机上执行的方法,需要在原来问题的基础上做出简化。本文沿用 Kuosmanen 的方法,在对资产组合进行比较前保留原始数据的信息,引入占优集合的概念。

资产组合的占优集合,与两两比较的占优集合在概念上有所区别。传统占优准则是将可行集分为有效集与无效集。资产组合占优准则,以 N 种资产为基准组合,将待比较的资产组合划分为有效集与无效集,即被基准组合占优的组合归入无效集,没被基准组合占优的组合归入有效集。因此,占优集合、占优有效等概念均按各自的占优准则提出。

定义: 令 $\Delta_1(y_0) = \{y \in R^T \mid yD_1y_0\}$ 为关于资产组合 y_0 的一阶占优集合。

占优集合与有效集合的关系可表述如下:资产组合 y_0 一阶占优有效,当且仅当关于 y_0 的占优集合不包括市场集合。

$$\psi \cap \Delta_1(y_0) = \phi \quad (1)$$

(二) 一阶占优集合的算法

经验分布函数的构造来源于实际的观测数据,因此所有关于 y_0 的排列都具有相同的经验分布函数。因此,问题的数学描述可以借助排列矩阵的概念。令矩阵 $P = [P_{ij}]_{T \times T}$ 内元素取值为 0 或 1,并且每行、每列的和为 1。所有排列的矩阵可表示为:

$$\Pi = \{[P_{ij}]_{T \times T} \mid P_{ij} \in \{0, 1\}; \sum_{i=1}^T P_{ij} = \sum_{j=1}^T P_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \tau\} \quad (2)$$

排列矩阵能对回报向量中的元素任意排列,向量 y_0 的全排列表示为 $\{Py_0 \mid P \in \Pi\}$ 。

因此占优集合可用下面的定理表述:

命题 1 $\Delta_1(y_0) = \{y \in R^T \mid yD_1y_0\} = \{y \in R^T \mid \exists P \in \Pi: y \geq Py_0; y \neq Py_0 \quad \forall P \in \Pi\}$

证明: 令 $A = \{y \in R^T \mid yD_1y_0\}$, $B = \{y \in R^T \mid \exists P \in \Pi: y \geq Py_0; y \neq Py_0 \quad \forall P \in \Pi\}$

考虑任意一个市场组合 $y_1 \in R^T$, 定理的证明分为两步:

(1) $y_1 \in A \Rightarrow y_1 \in B$

$y_1D_1y_0$ 说明排序后的 $x_1 \neq x_0$, 就可以得出对 $\forall P \in \Pi, y \neq Py_0$ 。否则就会存在 $x_1 = x_0$, 与条件矛盾。

$y_1D_1y_0 \Rightarrow x_{1k} \geq x_{0k} \quad \forall k \in \tau$ (即 $P_1y_1 \geq P_0y_0 \Rightarrow y_1 \geq P_1^{-1}P_0y_0 = P^*y_0$), 且至少存在一个严格成立的不等式。

上述的证明可以得出 $y_1 \in B$ 。

(2) $y_1 \in B \Rightarrow y_1 \in A$

$\exists P \in \Pi, y_1 \geq Py_0$, 先将 Py_0 按升序排列为 $x_0^\#$, 并且相应地对 y_1 进行排列为 $y_1^\#$, 有 $y_1^\# \geq x_0^\#$; 然后按升序排列 (为证明的方便, 用冒泡法排序) $y_1^\#$ 为 $x_1^\#$, 则得出 $x_1^\# \geq x_0^\#$ 。

其中对 $y_1^\#$ 用冒泡排序时, $y_1^\# \geq x_0^\#$ 可以表示为

$$\begin{bmatrix} \vdots \\ y_{1,k}^\# \\ y_{1,k+1}^\# \\ \vdots \end{bmatrix} \geq \begin{bmatrix} \vdots \\ x_{0,k}^\# \\ x_{0,k+1}^\# \\ \vdots \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中有不等式 $y_{1,k}^\# \geq x_{0,k}^\#, y_{1,k+1}^\# \geq x_{0,k+1}^\#$, 且根据 $x_0^\#$ 的性质可知 $x_{0,k}^\# \leq x_{0,k+1}^\#$, 若冒泡法时发现 $y_k^\# < y_{k+1}^\#$, 则需要将两元素对换, 不等式 $y_{1,k+1}^\# \geq x_{0,k+1}^\# \geq x_{0,k}^\#$ 和 $y_{1,k}^\# \geq y_{1,k+1}^\# \geq x_{0,k+1}^\#$ 成立, 即冒泡后下面不等式成立:

$$\begin{bmatrix} \vdots \\ y_{1,k+1}^\# \\ y_{1,k}^\# \\ \vdots \end{bmatrix} \geq \begin{bmatrix} \vdots \\ x_{0,k}^\# \\ x_{0,k+1}^\# \\ \vdots \end{bmatrix} \quad (4)$$

当冒泡法结束后 (即两两比较结束后), 得出按升序排列的向量 $x_1^\#$, 可知 $x_1^\# \geq x_0^\#$ 。

证毕。

其中, 占优集合是单调递增的集合 ($\Delta_1(y_0) = \Delta_1(y_0) + R_+^T$), 且关于向量 $y_r = r(1, 1, \dots, 1)$ 对称, 向量 y_r 表示回报率为 r 的无风险资产。

四、含无风险资产的扩展一阶占优集合

(一) 扩展一阶占优

本文第二节讨论一阶占优集合概念时,两两比较的都是风险资产。风险资产同无风险资产无法在占优准则下比较出优劣(如可以比较,就会出现套利机会),正因如此,资产组合就应该包括无风险资产。Levy 在其研究中提到,两个分布函数 F 和 G 之间不存在一阶占优关系,在考虑无风险资产后,对任意的 β ,可能存在 α 使得 $F_\alpha \leq G_\beta$ 成立(其中 α 和 β 为风险资产的权系数, $(1-\alpha)$ 和 $(1-\beta)$ 为无风险资产的权系数)。结果表明,在引入无风险资产的情况下, F 一阶占优于 G 。从上述分析可知,考虑资产组合问题时,包括无风险资产能够让问题的研究更加全面,更为合理。针对 Kuosmanen 文献中提出的模型未能包括无风险资产的缺陷,文中后续研究中会考虑无风险资产,因此问题的分析主要集中在如何合理地将一阶占优概念推广为扩展一阶占优准则,并给出相应的评判和检验标准,推进随机占优方法在资产组合层面的应用。

仿照 Levy 的定义,本文给出扩展一阶占优的概念:

定义 1 令 F_α 为风险资产 F 同无风险资产的组合, G_β 为风险资产 G 同无风险资产的组合,若对所有的 β 值,存在一个 α ,使得 $\{F_\alpha\} D_1 \{G_\beta\}$,则 F 在扩展一阶占优意义下占优于 G ,记为 $FD_1^* G$ 。

在定义 1 的限定下,将上一节中一阶占优集合的概念平行进行推演,则关于资产组合 y_0 的扩展一阶占优集合可定义为

$$\Delta_1^*(y_0) \equiv \{y \in R^T \mid y D_1^* y_0\} \quad (5)$$

推论 1 对于市场集合中的资产组合 $k(y_k \in \psi)$,属于扩展一阶占优准则下有效集合(简称扩展一阶有效),当且仅当存在资产组合 j 扩展意义下一阶占优于 k 时, j 不属于市场集合($j D_1^* k \Rightarrow y_j \notin \psi$);否则资产组合 k 属于扩展一阶占优准则下无效集合(简称扩展一阶无效)。

从权系数取值的连续性可知,要验证扩展占优需要进行无数次的比较。因此迫切需要一个方法在保证定义完整性的条件下,简化上述问题中出现的难点。因此给出命题 2。

命题 2 在一阶占优的算法中,令 $y^\#$ 和 y^* 为风险资产组合(N 种资产 y_k 的加权组合, $k \in s$),无风险资产的回报为 r ,若存在 $\alpha > 0$ 使得 $y_\alpha^\# D_1 y^*$,则 $y^\# D_1^* y^*$

成立。

证明: 令

$$y^{\#} = \lambda_1^{\#} y_1 + \lambda_2^{\#} y_2 + \cdots + \lambda_n^{\#} y_n, \quad y^* = \lambda_1^* y_1 + \lambda_2^* y_2 + \cdots + \lambda_n^* y_n \quad (6)$$

其中权系数向量 $\lambda^{\#}, \lambda^* \in \Lambda$ 。已知存在 α 使得 $y_{\alpha}^{\#} D_1 y^*$, 即

$$\alpha y^{\#} + (1 - \alpha) r \geq y^* \quad (7)$$

对任意的 $\beta > 0$, 上述不等式两边分别乘以 β , 并加上 $(1 - \beta)r$, 得出

$$\alpha\beta \sum_{i=1}^N \lambda_i^{\#} y_i + (1 - \alpha)\beta r + (1 - \beta)r \geq \beta \sum_{i=1}^N \lambda_i^* y_i + (1 - \beta)r \quad (8)$$

简化后为

$$\sum_{i=1}^N \alpha\beta \lambda_i^{\#} y_i + (1 - \sum_{i=1}^N \alpha\beta \lambda_i^{\#})r \geq \sum_{i=1}^N \beta \lambda_i^* y_i + (1 - \sum_{i=1}^N \beta \lambda_i^*)r \quad (9)$$

即可以得出

$$\alpha\beta y^{\#} + (1 - \alpha\beta)r \geq \beta y^* + (1 - \beta)r \quad (10)$$

上述不等式说明对任意 $\beta > 0$, 可以找到 $\gamma = \alpha\beta > 0$, 使得 $y^{\#} D_1 y^*$ 。

证毕。

(二) 有效性检验方法

命题2给出了简化问题的第一步, 即只需找出一个风险资产的权系数。但实际运算时, 仍然需要进一步的手段来将问题转化为可以实际操作的方法。于是, 文章第二步引入标准的线性规划方法, 提出扩展一阶占优准则下的有效性检验, 圆满地将前面分析中的定义域内优化问题转化为定点优化问题。

为了检验任意资产组合 y_0 是否属于市场一阶有效集合, 本文用线性规划的方法给出检验统计量 $\theta(y_0)$ 。

$$\begin{aligned} \theta(y_0) &= \max_{\lambda, P} \left(\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^{N+1} Y_{it}^0 \lambda_i - \sum_{t=1}^T y_{0t} \right) \\ \text{s. t. } &\sum_{i=1}^{N+1} Y_{it}^0 \lambda_i \geq \sum_{j=1}^T P_{tj} y_{0j} \quad \forall t \in \tau \\ &P \in \Pi \\ &\lambda \in \Lambda \end{aligned} \quad (11)$$

其中, $Y^0 = (Y, r)$ 为包含无风险资产 r 后的市场资产组合矩阵, 相应权系数为 λ 。其中需要补充说明的是, 若 y_0 为市场其中一种资产, 则去除 Y^0 中 y_0 这一列 (即 Y^0 下标 i 的取值为 N)。其中目标函数 $\theta(y_0)$ 的形式意味着市场组合占优于 y_0

的程度。

命题3 市场基准下,资产组合 y_0 属于扩展一阶占优无效集合的充分必要条件为线性规划问题有解(即 $\theta(y_0) \geq 0$);资产组合 y_0 属于扩展一阶占优有效集合的充分必要条件为线性规划问题无解。

证明:

上述线性规划问题或者不存在可行解,或者存在可行解(上述线性规划可行域有界,若有可行解,则必在顶点处取得最优解)。如果存在可行解,即说明约束条件成立,目标函数的值必定非负。先将线性规划问题可分解为三个方面:

$$\text{线性规划问题} \begin{cases} \text{不存在可行解} \\ \text{存在可行解} \begin{cases} \theta(y_0) = 0 \\ \theta(y_0) > 0 \end{cases} \end{cases}$$

充分性:

线性规划的构造表明,约束条件部分就是扩展占优的定义。

(1) 若不存在可行解,说明约束条件部分无法成立,市场集合的资产组合都不占优于 y_0 ,则 y_0 属于扩展一阶占优有效集合。

(2) 若目标值 $\theta(y_0) = 0$,说明市场组合可以复制 y_0 。

(3) 若目标值 $\theta(y_0) > 0$,说明市场组合在扩展占优准则条件下占优于 y_0 。

其中(2)、(3)两种情况都意味着资产组合 y_0 属于扩展一阶占优无效集合。

必要性由扩展一阶占优有效(无效)集合的定义即可推出。

证毕。

五、算例与结论

(一) 数值算例

上节给出的线性规划问题可以转化为标准形式,运筹学中成熟的算法给问题分析带来了极大的方便。下面给出一个简单的算例:

市场资产 $y_1 = (-0.5, 8)$, $y_2 = (0.5, 5)$, 其中待检验资产 $y_0 = (1, 3)$, $r = 1.5$ 。

补充说明:若 $r > \max y_i$ 或 $r < \min y_i$,则理论上存在套利机会,因此实际运用中状态数不能太少(即每个资产包括的回报数据不能太少),否则可能会出现上

述情形。

线性规划式子如下:

$$\begin{aligned} \theta(y_0) &= \max_{\lambda^0, P} (5.5\lambda_1 + 6\lambda_2 + 3\lambda_3 - 4) \\ &\begin{cases} -0.5\lambda_1 + 0.5\lambda_2 + 1.5\lambda_3 \geq 1 \times P_{11} + 3 \times P_{12} \\ 6\lambda_1 + 5.5\lambda_2 + 1.5\lambda_3 \geq 1 \times P_{21} + 3 \times P_{22} \\ P_{11} + P_{12} = P_{21} + P_{22} = 1 \\ P_{11} + P_{21} = P_{12} + P_{22} = 1 \\ P_{ij} \in \{0, 1\} \\ \lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 = 1 \\ \lambda_1, \lambda_2, \lambda_3 \geq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (12)$$

用 matlab 中 linprog 函数可迅速算出问题的最优解为

$$\begin{aligned} \theta(y_0) &= 0.5 \\ \lambda_1 &= 0, \quad \lambda_2 = \lambda_3 = 0.5 \\ P_{11} &= P_{22} = 1, \quad P_{12} = P_{21} = 0 \end{aligned}$$

根据命题 3 可知, y_0 在扩展条件下被占优, 属于扩展一阶占优无效集合。投资者在投资时就可不必将 y_0 纳入考虑的范围。

不考虑无风险资产时, 资产 y_1 和 y_2 的第一个分量均小于 y_0 的最小分量, 故 y_1 和 y_2 的组合不可能一阶占优于 y_0 , 从而 y_0 属于一阶占优有效集合。若按照 Kuosmanen 文献中模型的结果, 就会产生 Levy (2006) 所描述的第一类错误 (Type I error), 会导致分类结果不够准确, 但是却可以通过本文改进后模型的结果加以避免。

(二) 结论

本文给出了一阶占优准则下资产组合问题的一套完整的处理方法。本文的意义和实用性体现在如下两个方面:

1. 划分待比较的集合

根据给定的市场集合(基准集合), 可以将待比较的资产组合分类为有效集和无效集, 便于后续的研究分析。

2. 提供定量的结果, 重新进行资产配置, 改进投资者的投资策略

若根据给出的线性规划方法使得(11)式具有可行解, 则由该方法得出的权

系数就可以作为市场资产的配置,配置后资产组合优于投资者原先的资产组合 y_0 。

文章从资产组合一阶占优的问题出发,给出了包括无风险资产的扩展一阶占优的概念和可供实际操作的线性规划方法,丰富并完善了一阶随机占优算法在资产组合中的应用。

参考文献

- [1] 付祥、朱洪亮,2010,基于二阶随机占优的 DEA 模型在基金业绩评价中的应用,《金融纵横》,第 11 卷,第 1 期,第 36—39 页。
- [2] 胡支军、彭飞、黄登仕,2004,一个推广的半绝对离差证券组合投资模型,《系统工程》,第 22 卷,第 3 期,第 57—61 页。
- [3] Aboudi, R., and D. Thon, 1994, Efficient algorithms for stochastic dominance tests based on financial market data, *Management Science*, 40(4): 508—515.
- [4] Bawa, V. S., Safety-First, 1978, Stochastic dominance, and optimal portfolio choice, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 13(2): 255—271.
- [5] Bawa, V. S., E. B. Lindenberg and L. C. Ratsky, 1979, An efficient algorithm to determine stochastic dominance admissible sets, *Management Science*, 25(7): 609—622.
- [6] Hadar, J., and W. Russell, 1969, Rules for ordering uncertain prospects, *American Economic Review*, 59(1): 25—34.
- [7] Hardy, G. H., J. E. Littlewood and G. Polya, 1934, *Inequalities*, Cambridge, MA: Cambridge University Press.
- [8] Kuosmanen, T., 2004, Efficient diversification according to stochastic dominance criteria, *Management Science*, 50(10): 1390—1406.
- [9] Levy, H., 2006, *Stochastic Dominance: Investment Decision Making Under Uncertainty*, United States: Springer.
- [10] Markowitz, H., 1952, Portfolio selection, *The Journal of Finance*, 7(1): 77—91.
- [11] Post, T., 2008, On the dual test for SSD efficiency: with an application to momentum investment strategies, *European Journal of Operational Research*, 185(3): 1564—1573.
- [12] Quirk, J. P., and R. Saposnik, 1962, Admissibility and measurable utility functions, *Review of Economic Studies*, 29(2): 140—146.
- [13] Rothschild, M., and J. E. Stiglitz, 1970, Increasing risk I: A definition, *Journal of Economic Theory*, 2(3): 225—243.

Portfolio Efficient Analysis According to First Stochastic Dominance Criteria

Pu Gong Jiye Bao

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

Abstract Most of the efforts of the portfolio efficient analysis only concerned the risk assets, that is to say, regardless of the riskless asset. In order to provide robust results, this paper relaxes the first stochastic dominance criteria, and takes the riskless asset into consideration. The introduction of riskless asset requires an overview method to focus on operational tests of portfolio efficiency. As a result, the emphasis of the paper is to construct a linear programming model which is based on the first degree stochastic dominance with a riskless asset. The corresponding results from the model, together with the quantitative analysis related to benchmark set established beforehand, could therefore verify whether the objective asset is efficient. From the approach mentioned above, it is clear that decision makers will select portfolios aiming at a high profit since they weren't dominated by benchmark set. At last, a simple numerical answer is presented to reflect the application when making selective decision.

Key Words First Stochastic Dominance, Portfolio Efficient Analysis, Linear Programming

JEL Classification P41, P42, P47

杠杆率在公司并购后的变动 ——部分调整模型的应用

陶启智 周铭山 刘玉珍^{*}

摘 要 本文考察了主并公司的杠杆率在并购之后长期内的变化情况,并通过并购这一事件来验证权衡理论及其他替代性资本结构理论。首先,本文通过标准部分调整模型来检验并购之后主并公司的实际杠杆率向最优值回复的速度,发现调整速度低但相对稳定,因而初步支持权衡理论。然而,这种低调整速度可能是由高调整成本引起,也可能是由权衡理论的替代理论的效应引起。为进一步区分原因,本文通过在部分调整模型中加入额外的变量来检验权衡理论的替代理论的效应。进一步的检验结果再次支持了权衡理论,从而间接表明低调整速度是由高的调整成本引起的。

关键词 公司并购,资本结构,部分调整

一、引 言

公司的资本结构通常由负债率也即杠杆率来衡量。权衡理论认为,每家公司都有自己的最优杠杆率,它既可以是一个点,也可以是一个取值区间。从理论上讲,最优杠杆率是由债务的边际收益和边际成本共同决定的。在实证研究中,最优杠杆率可以通过一家企业自身的杠杆率的历史平均数据来衡量,也可以通过一家企业所在行业的平均杠杆率来衡量,还可以通过对决定杠杆率的一系列财务变量进行回归计算而求得。

^{*} 陶启智,西南财经大学金融学院副教授;周铭山,西南财经大学金融学院讲师;刘玉珍,北京大学光华管理学院教授。通信作者及地址:陶启智,四川省成都市温江区西南财经大学通博楼 A504,611130; E-mail: taoqizhi@swufe.edu.cn。本文得到匿名审稿人的宝贵意见,特此致谢,当然文责自负。

如果权衡理论成立,公司会尽量将自己的实际杠杆率保持在最优的水平;如果因为任何事件而导致了公司的杠杆率对最优杠杆率的偏差,公司会积极地调整实际杠杆率以消除这种偏差,而调整的速度由调整成本决定(Flannery and Rangan, 2006)。如果公司的价值对偏离非常敏感,并且调整成本相对较低,历史变量对实际杠杆率的影响就只是暂时的;在极端情况下,如果调整成本为零,公司就绝不会偏离最优杠杆率。如果公司价值对偏离不敏感,并且调整成本相对较高,历史变量对实际杠杆率的影响就是持久性的;在极端情况下,如果调整成本为无穷大,公司就永远不会回复到最优杠杆率。Graham and Harvey (2001)在他们的报告中称,有81%的公司在做财务决策时会考虑最优资本结构或者最优资本结构的范围,并且那些高速成长型公司的首席财务官的首要目标就是将实际杠杆率保持在最优杠杆率的水平。

权衡理论的三种替代理论认为并不存在所谓的最优资本结构,因此公司的首席财务官没有必要刻意将杠杆率维持在某一特定水平。其中,优序融资理论(pecking order hypothesis)认为,公司的管理层根据融资的成本差异(由于信息不对称等市场摩擦而带来的影响)来对融资手段进行排序——优先考虑使用内部资金,其次考虑举债,最后才考虑发行股票。市场时机理论(market timing theory)认为,公司管理层通过掌握市场时机来调节资本结构,当公司股票价值被高估的时候,管理层发行股票;而当公司股票价值被低估的时候,管理层回购股票。管理层惰性理论(managerial inertia theory)认为,公司管理层对因股票价格波动而引起的杠杆率变动会放任自流。

Bruner (1988), Ghosh and Jain (2000), Morellec and Zhdanov (2008) 和 Harford *et al.* (2009)的实证研究表明,公司并购会极大地增加主并公司在并购以后的杠杆率。Tao(2009)的实证研究进一步发现,并购既可能显著增加,也可能显著降低主并公司的杠杆率,使它们偏离最优杠杆率。主并公司杠杆率的增加由两个原因引起:一是主并公司为了支付并购交易而大举借债,二是主并公司受目标公司过高杠杆率的拖累进而增加了杠杆率;而主并公司杠杆率的降低则通常是由目标公司过低的杠杆率导致。既然并购会极大地改变公司的杠杆率、使它们偏离最优水平,如果公司的决策层确实遵从最优杠杆率法则,那么它们就应该在并购之后主动调整杠杆率,以消除对最优杠杆率的偏差。因此,并购以后主并公司杠杆率的变化情况将成为检验权衡理论和它的替代理论的依据。作为此领域的首篇实证研究,本文将基于主并公司的杠杆率在并购之后长期内的变化趋势,通过标准部分调整模型(standard partial adjustment model)以

及修改过的部分调整模型(modified partial adjustment models)来检验权衡理论以及它的三种替代理论。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分是数据,第三部分是模型,第四部分是结论。

二、数 据

本文选取了在1962—2001年之间宣布的金额为1000万美元以上的成功并购交易,主并公司均为美国上市公司。并购的数据来自于Thomson One Banker。与杠杆率相关的财务数据来自于Compustat,包括了市场/账面比率(Market-to-book Ratio)、资产有形度(Asset Tangibility)、利润(Profitability)、研发费用(R&D Expense)、研发虚拟变量(R&D Dummy)^[1]、销售费用(Selling Expense)以及公司规模(Firm Size)。股票价格的数据来自于CRSP。最终样本为659家主并公司。数据及变量定义详见附录。将并购宣布的年份设定为第0年,并购宣布的前一年设定为第-1年,并购宣布的后一年设定为第+1年(依次类推),本文研究了主并公司的杠杆率在[+1, +5]年的变动情况。

三、模 型

(一) 权衡理论与部分调整模型

1. 模型

“部分调整模型已经在应用经济学的很多领域被使用,以描述在调整成本方面的最优化行为”(Kennan, 1979)。这个理论认为,公司对它们变量的调整只能部分地回复到最优水平。标准部分调整模型由两部分组成,分别是动态部分调整过程(the dynamic particle adjustment process)(式(1))和描述如何决定最优值的静态期望(the static expectation)(式(2))。在本文中,动态部分调整过程被表达为:

$$\begin{aligned} & \text{ActualLeverage}_t - \text{ActualLeverage}_{t-1} \\ &= \lambda (\text{PredictedLeverage}_t - \text{ActualLeverage}_{t-1}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

[1] 因为研发费用数据缺失并不意味着公司没有研发开销,研发虚拟变量被用来区分数据缺失的公司与没有研发开销的公司。当公司没有报告研发费用的时候,虚拟变量被赋值为1。

在这里 λ 是调整速度 ($0 < \lambda < 1$): 一个典型的公司每年都抵消掉比例为 λ 的关于实际杠杆率与预测(最优)杠杆率的偏差。预测杠杆率(静态期望)以如下形式表述:

$$\text{PredictedLeverage}_i = \beta X_{i-1} \quad (2)$$

在这里 X_{i-1} 是一个与杠杆率相关的代表公司特征的向量, 包括了市场/账面比率 (Market-to-book Ratio)、资产有形度 (Asset Tangibility)、利润 (Profitability)、研发费用 (R&D Expense)、研发虚拟变量 (R&D Dummy)、销售费用 (Selling Expense) 以及公司规模 (Firm Size)。将式 (2) 代入等式 (1) 并整理, 得到标准部分调整模型:

$$\text{ActualLeverage}_i = (\lambda\beta)X_{i-1} + (1 - \lambda)\text{ActualLeverage}_{i-1} + \varepsilon_i \quad (3)$$

Flannery and Rangan (2006) 认为, 公司只能向最优值做部分调整的原因是由调整成本引起的: 调整成本指的是交易成本 (发行以及回购证券)、逆向选择成本 (股票发行被折价) 以及稀缺的管理时间等。调整成本和停留在非均衡状态的成本将共同决定调整的速度。如果 $\lambda = 1$, 即 $\text{ActualLeverage}_i = \text{PredictedLeverage}_i$ (见式 (1)) 并且 $\text{ActualLeverage}_i = (\lambda\beta)X_{i-1}$ (见式 (3)), 那么完全调整的极端假说被满足; 在此情况下, 实际杠杆率永远处在最优水平。如果 $\lambda = 0$, 那么无调整的极端假说被满足; 在此情况下, 调整就是无限缓慢甚至根本不会有调整, 此时 ActualLeverage_i 呈随机游走状态。如果 $0 < \lambda < 1$ 并且 $(1 - \lambda)$ 的检验结果在统计上显著, 那么处于两种极端假设之间的部分调整的假说就为真, 支持权衡理论。在本模型中, 原假设 H_0 是部分调整的假说为真, 备择假设 H_1 是完全调整的假说或者无调整的假说为真。

2. $(1 - \lambda)$ 的结果

本文使用式 (3) 的标准部分调整模型来检验主并公司在并购后的时期内的杠杆率变动是否支持部分调整假说。最优杠杆率由通过对决定杠杆率的财务变量进行回归计算求得; 杠杆率偏差等于每家公司每年的实际杠杆率减去预测出的该公司当年的最优杠杆率。表 1 报告了通过最小二乘法得到的标准部分调整模型的结果。根据杠杆率偏差的中位数在第 -1 年和第 0 年之间的增减, 659 家主并公司被分成两组。所有的 F -检验都在 1% 的统计水平上显著。Adjusted R -squares 的值在增加组中的范围在 0.608 和 0.823 之间, 在减少组中的范围在 0.524 和 0.910 之间。这些值与 Flannery and Rangan (2006) (表 2) 所得出的 0.756 的值、Fama and French (2002) (表 4) 得出的 0.80 和 0.68 的值相吻合。

表 1 权衡理论

	Year + 1		Year + 2		Year + 3		Year + 4		Year + 5		Year [+ 1, + 5]	
	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t
Panel A : 增加组												
	N = 416		N = 416		N = 416		N = 416		N = 416		N = 2 080	
Constant	0.104	2.765***	-0.043	-1.576	0.019	0.833	0.035	0.871	0.020	0.696	0.024	1.725*
Market to Book	0.005	2.007**	-0.000	-0.874	-0.001	-0.659	0.003	1.757*	-0.001	-0.582	0.000	0.722
Asset Tangibility	0.061	1.578	-0.005	-0.204	-0.003	-0.136	0.021	0.892	0.036	1.492	0.018	1.642*
Profitability	-0.249	-2.287**	0.007	0.075	-0.060	-0.765	-0.042	-0.442	0.035	0.324	-0.040	-1.022
R&D Expense	-0.058	-2.424**	0.005	1.727*	-0.016	-0.806	0.001	0.011	0.020	0.519	-0.001	-0.159
R&D Dummy	-0.018	-1.572	0.010	0.983	-0.000	-0.036	0.023	1.729*	0.003	0.317	0.004	0.709
Selling Expense	-0.021	-0.803	-0.003	-1.521	-0.012	-1.375	0.002	0.253	-0.002	-0.182	-0.004	-1.312
Firm Size	-0.007	-0.787	0.016	2.287**	0.005	0.733	-0.007	-0.870	-0.010	-1.413	-0.001	-0.223
Actual Leverage	0.810	18.318***	0.965	22.732***	0.900	20.136***	0.842	7.042***	0.972	25.018***	0.897	28.664***
Adjusted R-square	0.608		0.747		0.823		0.704		0.785		0.735	
F-Statistic	81.419***		153.880***		242.257***		124.268***		189.965***		721.203***	
Panel B : 减少组												
	N = 243		N = 243		N = 243		N = 243		N = 243		N = 1 215	
Constant	0.073	2.495**	-0.004	-0.159	0.004	0.126	0.015	0.667	0.009	0.311	0.024	1.944**
Market to Book	-0.005	-2.153**	-0.005	-1.591	0.002	0.919	-0.005	-1.882*	-0.003	-1.460	-0.003	-2.483***
Asset Tangibility	-0.039	-0.811	-0.062	-1.791*	0.015	0.380	0.040	1.633	-0.052	-1.160	-0.015	-0.843
Profitability	0.062	0.653	0.243	1.322	0.010	0.134	0.028	0.435	0.216	2.165**	0.111	2.555***
R&D Expense	0.005	0.113	-0.054	-1.399	-0.079	-1.355	-0.013	-0.309	-0.044	-0.649	-0.024	-1.878*
R&D Dummy	0.033	2.086**	0.012	0.608	-0.001	-0.063	0.000	0.027	0.012	0.759	0.012	1.719*
Selling Expense	-0.002	-0.188	0.025	1.574	0.022	1.473	0.005	0.345	0.018	0.755	0.009	2.071**
Firm Size	-0.004	-0.503	0.004	0.360	0.001	0.063	-0.002	-0.392	-0.001	-0.192	-0.003	-0.700

(续表)

	Year + 1		Year + 2		Year + 3		Year + 4		Year + 5		Year [+ 1, + 5]	
	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t
Panel B: 减少组												
	N = 243		N = 243		N = 243		N = 243		N = 243		N = 1 215	
Actual Leverage	0.851	14.929 ***	0.897	20.863 ***	0.893	18.844 ***	0.890	27.738 ***	0.877	11.553 ***	0.883	38.616 ***
Adjusted R-Square	0.680		0.524		0.809		0.910		0.765		0.740	
F-Statistic	65.428 ***		34.313 ***		128.949 ***		306.946 ***		99.594 ***		432.588 ***	

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平显著。

表 1 使用式(3)的标准部分调整模型来检验主并公司在并购后的时期内的杠杆率变动是否支持部分调整假说。滞后的实际杠杆率是代表权衡理论的变量,系数为 $(1-\lambda)$, λ 是调整速度。

$$\text{ActualLeverage}_t = (\lambda\beta)X_{t-1} + (1-\lambda)\text{ActualLeverage}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

滞后的实际杠杆率的系数($1-\lambda$)都在1%的统计水平上显著。其中,增加组 $[+1, +5]$ 年的平均调整速度为10.3% ($=1-0.897$),减少组 $[-1, -5]$ 年的平均调整速度为11.7% ($=1-0.883$),它们与 Fama and French (2002) 和 Flannery and Rangan (2006) 的结果相似;Fama and French (2002) 用 Fama and MacBeth 模型发现了支付股利公司的7%—10% 的调整速度和不支付股利公司的15%—18% 的调整速度(表4);Flannery and Rangan (2006) 用 Fama and MacBeth 模型发现了13.3% 的调整速度(表2,第(1)列),用最小二乘法发现了13.6% 的调整速度(表3,第(2)列)。这种低调整速度以及系数在统计上的显著性验证了部分调整假说,也即支持了权衡理论,即调整成本可能阻止了公司对最优杠杆率的迅速回复。Flannery and Rangan (2006) 还使用 Fama and MacBeth 面板回归模型、Fama and MacBeth 去均值回归模型,以及 Fama and MacBeth 加入年份虚拟变量的去均值回归模型,他们发现了高于30% 的年回归速度(表2,第(2)、(3)、(4)列)。他们将这种高速度归因于未能被观察到的,但是被这些模型捕捉到的跟公司特质相关的影响因素。

从表面上看,本模型得出的低调整速度似乎支持了权衡理论,即低速调整是由高调整成本引起的。然而,这种低调整速度也可能是由替代性资本结构理论的效应引起的,因为代表优序融资理论、市场时机理论、管理层惰性理论的变量有可能与代表权衡理论的变量相互竞争,而“代表正确理论的变量会比替代变量更加重要”(Flannery and Rangan, 2006)。为了检验替代理论的影响力是否超越了调整成本的影响力,本文的余下部分将代表替代理论的变量分别代入式(3)作进一步论证。

(二) 优序融资理论和财务赤字

1. 模型

财务赤字(financial deficit)被定义为一家公司在给定年份中所发行和回购的股票和债券的净值(Frank and Goyal, 2003; Kayhan and Titman, 2007)。正值的财务赤字意味着公司的投资额超过了内部现金流;负值的财务赤字意味着公司的内部现金流超过了投资额。Myers and Majluf (1984) 用逆向选择模型来分析财务赤字,认为有着较高财务赤字的公司更可能增加杠杆率。Shyam-Sunder and Myers (1999) 和 Frank and Goyal (2003) 用优序融资理论来解释财务赤字,此理论认为有着较高财务赤字的公司更可能增加它们的债务水平,因为债务是优于股票的筹资手段。Flannery and Rangan (2006) 认为财务赤字解释了一家公司当前账面杠杆率的变化,他们通过在标准部分调整模型中加进一个财

务赤字变量来检验优序融资理论和权衡理论:

$$\begin{aligned} & \text{ActualLeverage}_t - \text{ActualLeverage}_{t-1} \\ &= (\lambda\beta)X_{t-1} - \lambda \text{ActualLeverage}_{t-1} + \gamma \text{FinancialDeficit}_t + \varepsilon_t \quad (4) \end{aligned}$$

在这里 λ 是权衡理论所对应的调整速度, γ 是优序融资理论所对应的财务赤字变量的系数。这里将要检验的是, 财务赤字是否会影响 X_{t-1} 的估计值或者滞后的实际杠杆率的估计值。如果部分调整所代表的权衡理论成立, λ 将介于 0 和 1 之间, 并且 $-\lambda$ 的检验会在统计上显著。如果优序融资理论完全成立, γ 将会等于 1 并且在统计上显著, 而且还会极大地改变其他变量的符号和显著水平; 否则, 优序融资理论的影响就仅仅是权衡理论的一个泛泛的版本 (Flannery and Rangan, 2006)。

本文根据 Kayhan and Titman (2007) 基于资产负债表的数据的定义, 检验了优序融资理论:

$$\text{FD} = \frac{\text{DividendPayments} + \text{Investments} + \text{ChangeinWorkingCapital} - \text{InternalCashFlow}}{\text{TotalAssets}} \quad (5)$$

2. $-\lambda$ 与 γ 的结果

表 2 报告了由式(4)计算出的最小二乘法的结果。659 家主并公司仍然被分为两组。对增加组来说, 滞后的实际杠杆率的系数 $-\lambda$ 在第 +1 年和第 +3 年在统计上显著; 对减少组来说, $-\lambda$ 在第 +1 年和第 +4 年显著; 对五年混合的横截面模型来说, $-\lambda$ 在 1% 的统计水平上显著。调整速度 λ 同表 1 的结果同质。财务赤字的系数 γ 的值在 -0.164 和 0.222 的范围内, 绝对值趋近于零。对增加组来说, γ 在第 +4 年和第 +5 年在统计上显著; 对减少组来说, γ 在第 +1 年、第 +2 年、第 +4 年和第 [+1, +5] 年在统计上显著。优序融资理论预测财务赤字与杠杆率呈正相关; 然而, 结果显示, 有三个系数为负相关关系并且在统计上显著, 因此并不能支持优序融资理论。

尽管财务赤字变量对模型有一定影响, 但总的来说, 模型中调整速度 λ 的稳定性和 γ 的低值不支持优序融资理论, 因而维持了对权衡理论的支持。类似地, Flannery and Rangan (2006) 报告财务赤字的系数为正值并且在统计上显著, 但并没有极大地改变其他变量的符号和显著性水平 (表 5, Panel A, 第 (3) 列), 因此, 优序融资理论的影响就仅仅是权衡理论的一个泛泛的版本, 而不是杠杆率的重要决定因素。他们下结论说, 在解释账面杠杆率的时候, 最优杠杆率比财务赤字更加重要。

表2 优序融资理论与权衡理论

	Year + 1		Year + 2		Year + 3		Year + 4		Year + 5		Year [+ 1, + 5]	
	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t
Panel A: 增加组												
	N = 413		N = 412		N = 412		N = 414		N = 414		N = 2065	
Constant	0.088	2.305**	-0.044	-1.644*	0.021	0.908	0.036	0.928	-0.003	-0.112	0.026	1.819*
Market to Book	0.005	1.881*	-0.000	-0.964	-0.001	-0.695	0.003	2.055**	-0.001	-0.407	0.001	0.762
Asset Tangibility	0.063	1.600	-0.008	-0.289	-0.004	-0.202	0.027	1.137	0.044	1.960*	0.020	1.703*
Profitability	-0.271	-2.263**	0.009	0.091	-0.071	-0.894	-0.003	-0.033	0.159	1.605	-0.032	-0.833
R&D Expense	-0.054	-2.061**	0.005	1.824*	-0.023	-1.053	0.001	0.019	-0.008	-0.139	-0.000	-0.154
R&D Dummy	-0.019	-1.794*	0.010	0.988	-0.001	-0.167	0.025	1.839*	0.009	0.917	0.004	0.840
Selling Expense	-0.023	-0.854	-0.003	-1.537	-0.012	-1.393	0.006	0.703	-0.002	-0.185	-0.004	-1.268
Firm Size	-0.003	-0.389	0.016	2.272**	0.005	0.706	-0.008	-0.983	-0.008	-1.332	-0.001	-0.388
Actual Leverage	-0.174	-4.208***	-0.031	-0.756	-0.097	-2.193**	-0.186	-1.504	-0.047	-1.255	-0.107	-3.405***
Financial Deficit	0.086	1.509	0.022	0.399	0.023	0.639	-0.138	-2.198**	-0.164	-3.506***	-0.027	-0.996
Adjusted R-square	0.114		0.002		0.055		0.104		0.090		0.035	
F-Statistic	6.905***		1.110		3.654***		6.312***		5.544***		9.431***	
Panel B: 减少组												
	N = 242		N = 242		N = 241		N = 241		N = 242		N = 1208	
Constant	0.035	1.357	-0.017	-0.647	0.004	0.132	0.012	0.528	0.010	0.348	0.023	1.841*
Market to Book	-0.006	-1.884*	-0.005	-1.492	0.002	0.930	-0.003	-1.212	-0.003	-1.416	-0.002	-1.923**
Asset Tangibility	-0.053	-1.347	-0.046	-1.320	0.012	0.340	0.041	1.661*	-0.059	-1.405	-0.020	-1.199
Profitability	0.011	0.134	0.307	1.597	-0.004	-0.048	-0.011	-0.172	0.186	1.985**	0.078	1.708*
R&D Expense	-0.008	-0.165	-0.051	-1.494	-0.075	-1.325	-0.012	-0.270	-0.032	-0.479	-0.022	-1.708*
R&D Dummy	0.022	1.751*	0.010	0.500	0.000	0.008	0.003	0.347	0.016	0.958	0.014	1.931**
Selling Expense	0.005	0.633	0.024	1.687*	0.021	1.446	0.005	0.304	0.014	0.589	0.008	1.911*

(续表)

	Year + 1		Year + 2		Year + 3		Year + 4		Year + 5		Year [+ 1, + 5]	
	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t
Panel B: 减少组												
	N = 242		N = 242		N = 241		N = 241		N = 242		N = 1 208	
Firm Size	0.006	0.729	0.005	0.413	0.001	0.148	-0.002	-0.328	-0.001	-0.169	-0.002	-0.386
Actual Leverage	-0.137	-2.765***	-0.112	-2.667***	-0.105	-2.148**	-0.102	-3.209***	-0.103	-1.507	-0.107	-4.904***
Financial Deficit	0.222	4.924***	-0.104	-2.532**	0.016	0.245	0.044	1.996**	0.061	0.622	0.053	1.951**
Adjusted R-square	0.270		0.005		0.020		0.123		0.050		0.053	
F-Statistic	10.886***		1.147		1.553		4.746***		2.423***		8.450***	

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平显著。

$$\text{ActualLeverage}_i - \text{ActualLeverage}_{i-1} = (\lambda\beta)X_{i-1} - \lambda \text{ActualLeverage}_{i-1} + \gamma \text{FinancialDeficit}_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

表2通过在标准部分调整模型中加入代表优序融资理论的财务赤字变量来检验优序融资理论。滞后的实际杠杆率是代表权衡理论的变量,系数为 $-\lambda$, λ 是调整速度。财务赤字是代表优序融资理论的变量,系数为 γ 。

(三) 市场时机理论与外部财务加权平均值

1. 模型

Baker and Wurgler (2002) 和 Kayhan and Titman (2007) 认为公司通过把握市场时机来调整杠杆率,即在股票价位偏高的时候发行股票以筹资,在股票价位偏低的时候发行债券以筹资或者回购股票。其结果是,在股票价位偏高的时候,公司通过发行股票降低了杠杆率。Flannery and Rangan (2006) 通过在标准部分调整模型中加入代表市场时机理论的滞后的外部财务加权市场/账面平均值 (lagged external finance weighted average market-to-book ratio, 由 Baker and Wurgler 定义) 来检验市场时机理论:

$$\text{ActualLeverage}_t = (\lambda\beta)X_{t-1} + (1 - \lambda) \text{ActualLeverage}_{t-1} + \delta\left(\frac{M}{B}\right)_{\text{efwa}, t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

在这里 $\left(\frac{M}{B}\right)_{\text{efwa}, t-1}$ 是公司的外部财务加权市场/账面平均值,它汇总了市值的相关的历史变动。市场时机理论预测杠杆率与 $\left(\frac{M}{B}\right)_{\text{efwa}, t-1}$ 呈负相关。如果部分调整假说(权衡理论)成立, $(1 - \lambda)$ 将介于 0 和 1 之间,并且在统计上会是显著的。如果市场时机理论成立, δ 将是负值,在统计上显著,并且将极大地改变其他变量的符号和显著程度。Baker and Wurgler (2002) 认为加权的方法“对当前的值赋予了更大的权重”,因此,“加权平均值比一系列滞后的市场/账面比率更好,因为它精确地挑选出了每一家公司相关性最强的滞后值”。他们对此变量定义为:

$$\left(\frac{M}{B}\right)_{\text{efwa}, t-1} = \sum_{j=0}^4 \left[\frac{\Delta \text{equity}_j + \Delta \text{debt}_j}{\sum_{j=0}^4 (\Delta \text{equity}_j + \Delta \text{debt}_j)} \times \left(\frac{M}{B}\right)_j \right] \quad (7)$$

这里 j 是年限的顺序,取值范围为 $[0, +4]$ 。 Δequity 和 Δdebt 分别代表净发行的股票和债券,见附录中 Kayhan and Titman (2007) 的定义。就像 Baker and

Wurgler (2002) 定义^[2]的那样, 负权重的 $\frac{\Delta \text{equity}_j + \Delta \text{debt}_j}{\sum_{j=0}^4 (\Delta \text{equity}_j + \Delta \text{debt}_j)}$ 被赋值为 0,

$\left(\frac{M}{B}\right)_{\text{efwa}, t-1}$ 只保留了排序为 1% 至 99% 之间的值以避免极端值的影响, 超过 10

的 $\left(\frac{M}{B}\right)_{\text{efwa}, t-1}$ 都被去除。

2. $(1-\lambda)$ 和 δ 的结果

表 3 报告了对式 (6) 使用最小二乘法得到的结果。659 家公司被分成两组。滞后的实际杠杆率的系数 $(1-\lambda)$ 都在 1% 的水平上显著。调整速度 λ 的结果与表 1 的结果同质 (除了速度的平均数轻微增加)。这个结果与 Flannery and Rangan (2006) 的结果相似。杠杆率与 $\left(\frac{M}{B}\right)_{\text{efwa}, t-1}$ 之间的负相关关系符合市场时机理论的预测, 与 Baker and Wurgler (2002) (表 III 和表 IV) 和 Flannery and Rangan (2006) (表 5, Panel A, 第 (2) 和第 (4) 列) 的结果一致。

调整速度 λ 的稳定性, 市场时机理论变量的系数 δ 的低值和非显著性不能支持市场时机理论, 转而支持权衡理论。Flannery and Rangan (2006) 的结果也不支持市场时机理论: 最优账面杠杆率在一个标准差水平上对实际账面杠杆率的影响是市场时机理论对实际账面杠杆率的影响的 44.07 倍 (0.0617 除以 -0.0014) (表 5, Panel B)。

(四) 管理层惰性和股票收益

1. 模型

Welch (2004) 的实证研究发现, 公司对由股票价格波动所引起的资本结构的变化并不采取应对行动, 其结果是, 股票价格变动与杠杆率呈负相关。Flannery and Rangan (2006) 将股票价格变动引起的这种效应称为管理层惰性理论 (managerial inertia theory)。管理层惰性理论在关于杠杆率上的预测与市场时机理论的预测相同。市场时机理论认为, 杠杆率与过去的股票收益呈高度负相关。为了检验管理层惰性理论, Flannery and Rangan (2006) 将部分调整模型定义为:

[2] Baker and Wurgler (2002): 不允许负权重的存在是为了确保平均权重的形成。否则, 权重就不会在每个时期随着总的外部筹资的增加而增加, 因而会减弱关于权重对应着资本结构最可能改变的时期的这种直观印象的程度。零权重意味着在特定的年份, 变量不包含关于市值/账面价值比率的信息。

$$\text{ActualLeverage}_t = (\lambda\beta)X_{t-1} + (1 - \lambda) \text{ActualLeverage}_{t-1} + (1 - \nu) \text{SPE}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

这里 λ 是杠杆率的调整速度, ν 是“股价意外”(stock price surprise) 的调整速度。股价效应(SPE)被定义为:

$$\text{SPE}_{t-1} = \frac{\text{TotalDebt}_{t-1}}{\text{TotalDebt}_{t-1} + \text{TotalEquity}_{t-1}(1 + \text{StockReturn}_{t-1,t})} - \text{ActualLeverage}_{t-1} \quad (9)$$

$\text{StockReturn}_{t-1,t}$ 是第 $t-1$ 年和第 t 年之间所实现的股价变动收益, 表达为 $\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$ 。这里 P 是从 CRSP 获得的股票每月价格^[3](无股息)。如果管理层惰性理论成立, ν 应该等于 0 (股票收益对杠杆率的影响呈现随机游走趋势), 并且其他变量的符号和显著性会有巨大变化。

2. $(1 - \lambda)$ 和 $(1 - \nu)$ 的结果

表 4 报告了对等式(8)使用最小二乘法得到的计算结果。659 家公司被分成两组。滞后的实际杠杆率的系数 $(1 - \lambda)$ 都在 1% 的水平上显著。调整速度 λ 跟表 1 相比, 比增加组高, 比减少组低。管理层惰性变量 SPE 的系数 ν , 增加组在第 +1 年、第 +4 年和第 [+1, +5] 年显著, 减少组在第 +2 年显著。这些呈显著性的系数的调整速度分别为 88.2% ($\nu = 1 - 0.118$)、90.7% ($\nu = 1 - 0.093$)、93.8% ($\nu = 1 - 0.062$) 和 91.4% ($\nu = 1 - 0.086$)。这些高的调整速度揭示, 公司积极地吸收股票造成的影响, 因而不支持 Welch (2004) 的管理层惰性理论。 λ 和 ν 的结果都支持了权衡理论。Flannery and Rangan (2006) 在最小二乘法的模型中报告了 9.1% 的 λ 和 -2.9% 的 ν (表 7, 第(3)列), 并解释道公司并不立即对股价影响做出反应; 然而, 当他们包含公司固定效用(firm fixed effects)时, 他们发现了 34.2% 的 λ 和 2.9% 的 ν (表 7, 第(4)列)。他们解释说, 尽管低 ν 值表明公司忽略了股价变化对当年的影响, 但高的 λ 值却意味着股价变化被吸收进了下一年的滞后的实际杠杆率, 因此他们的结论也不支持 Welch (2004) 的假说。

[3] 价格是某一交易日的收盘价或负号(表明买入和卖出报价的均值)。如果某一交易日收盘价不可得, 价格变量栏的负号表明这是买入和卖出报价的均值而不是实际收盘价。注意负号是一个标志, 并不是说买入和卖出的报价的均值是负的。

表 3 市场时机理论与权衡理论 (Baker and Wurgler 定义)

	Year + 1		Year + 2		Year + 3		Year + 4		Year + 5		
	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	
Panel A: 增加组											
	N = 403				N = 398				N = 392		
Constant	0.113	3.079***	-0.048	-1.356	0.018	0.649	0.040	1.009	0.028	0.946	
Market to Book	0.002	0.742	-0.001	-0.127	-0.004	-0.757	0.002	0.491	-0.002	-0.369	
Asset Tangibility	0.083	2.089**	-0.007	-0.264	-0.009	-0.444	0.020	0.863	0.043	1.487	
Profitability	-0.325	-3.342***	-0.012	-0.073	-0.043	-0.455	-0.039	-0.363	0.004	0.034	
R&D Expense	-0.060	-0.362	0.003	0.038	-0.028	-0.201	0.025	0.252	-0.183	-1.180	
R&D Dummy	-0.025	-1.917*	0.009	0.882	-0.003	-0.300	0.022	1.542	-0.008	-0.707	
Selling Expense	-0.035	-1.294	-0.004	-2.061**	-0.008	-0.928	0.013	1.335	-0.002	-0.093	
Firm Size	-0.006	-0.633	0.019	2.557**	0.006	0.845	-0.011	-1.334	-0.011	-1.390	
Actual Leverage	0.817	20.048***	0.959	19.392***	0.909	19.327***	0.819	6.507***	0.973	23.584***	
M/B efwa	0.003	0.691	0.001	0.370	0.000	0.129	0.003	0.876	0.003	0.552	
Adjusted R-square		0.616		0.727		0.818		0.705		0.786	
F-Statistic		72.766***		118.655***		196.180***		103.973***		158.502***	
Panel B: 减少组											
	N = 239				N = 235				N = 232		
Constant	0.077	2.587**	-0.001	-0.031	-0.009	-0.298	0.012	0.452	0.048	1.425	
Market to Book	0.000	0.054	0.005	1.275	0.001	0.093	-0.004	-1.429	-0.001	-0.342	
Asset Tangibility	-0.020	-0.423	-0.058	-1.629*	0.020	0.492	0.045	1.789*	-0.054	-1.123	
Profitability	-0.014	-0.143	0.206	1.029	-0.000	-0.001	0.007	0.103	0.188	1.560	
R&D Expense	0.003	0.068	-0.048	-1.200	-0.080	-1.251	0.002	0.045	-0.101	-1.229	
R&D Dummy	0.033	2.018**	0.015	0.766	-0.001	-0.074	0.005	0.527	0.009	0.520	
Selling Expense	-0.005	-0.484	0.022	1.348	0.022	1.347	-0.000	-0.015	0.015	0.762	

	(续表)					
	Year + 1		Year + 2		Year + 3	
	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t
	Panel B: 减少组					
	N = 239		N = 235		N = 232	
Firm Size	-0.005	-0.519	0.005	0.439	0.002	0.268
Actual Leverage	0.819	11.099***	0.879	18.211***	0.896	17.086***
M/B efwa	-0.002	-0.194	-0.009	-1.916*	0.005	0.821
Adjusted R-square		0.591		0.431		0.781
F-Statistic		39.255***		20.730***		92.440***
					N = 231	
					Coefficient	t
						N = 230
					-0.002	-0.258
					0.894	24.639***
					0.001	0.232
					0.903	0.748
					239.388***	76.509***

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平显著。

$$\text{ActualLeverage}_t = (\lambda\beta)X_{t-1} + (1-\lambda)\text{ActualLeverage}_{t-1} + \delta\left(\frac{M}{B}\right)_{\text{efwa},t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

表 3 通过在标准部分调整模型中加入代表市场时机理论的滞后外部财务加权市场/账面平均值来检验市场时机理论。滞后的实际杠杆率是代表权衡理论的变量，系数为(1-λ)，λ是调整速度。(M/B)_{efwa,t-1}是代表市场时机理论的变量，系数为δ。

表 4 管理层理性理论与权衡理论 (Welch 定义)

	Year + 1		Year + 2		Year + 3		Year + 4		Year + 5		Year [+ 1, + 5]	
	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t
Panel A: 增加组												
	N = 398				N = 397				N = 396			
Constant	0.054	1.693 *	-0.049	-1.784 *	-0.003	-0.131	0.017	0.531	0.003	0.110	0.010	0.732
Market to Book	0.004	1.658 *	-0.000	-0.936	-0.001	-0.561	0.004	2.986 ***	-0.001	-0.473	0.001	0.880
Asset Tangibility	0.009	0.346	0.012	0.545	-0.007	-0.349	0.015	0.691	0.039	1.573	0.017	1.743 *
Profitability	-0.069	-0.780	0.058	0.545	-0.044	-0.519	0.002	0.025	0.097	0.808	0.011	0.270
R&D Expense	-0.037	-2.258 **	0.006	1.882 *	-0.008	-0.370	-0.012	-0.222	0.034	0.857	-0.001	-0.349
R&D Dummy	-0.016	-1.465	0.005	0.494	0.001	0.144	0.018	1.435	0.006	0.566	0.002	0.405
Selling Expense	0.032	1.954 **	-0.002	-1.294	-0.009	-0.792	0.016	1.294	-0.001	-0.064	0.001	0.287
Firm Size	-0.001	-0.112	0.015	2.569 ***	0.012	1.571	-0.001	-0.139	-0.010	-1.371	0.002	0.527
Actual Leverage	0.798	19.742 ***	0.950	32.258 ***	0.892	17.654 ***	0.781	6.387 ***	0.972	17.659 ***	0.879	26.220 ***
SPE	0.118	2.858 ***	-0.002	-0.064	0.060	1.586	0.093	1.672 *	0.038	0.699	0.062	2.862 ***
Adjusted R-square		0.653		0.749		0.805		0.660		0.745		0.719
F-Statistic		84.120 ***		132.690 ***		182.463 ***		86.345 ***		129.641 ***		564.567 ***
Panel B: 减少组												
	N = 232				N = 232				N = 233			
Constant	0.090	3.217 ***	-0.033	-1.235	-0.013	-0.544	0.002	0.102	0.020	0.644	0.022	1.783 *
Market to Book	-0.005	-2.236 **	-0.000	-0.018	0.003	1.370	-0.004	-1.599	-0.008	-1.382	-0.003	-1.785 *
Asset Tangibility	-0.012	-0.295	-0.065	-1.890 *	0.008	0.218	0.045	1.947 **	-0.051	-1.106	-0.012	-0.747
Profitability	0.028	0.349	0.322	1.896 *	0.024	0.350	0.035	0.542	0.129	1.337	0.099	2.448 ***
R&D Expense	0.033	0.831	-0.060	-1.736 *	-0.015	-0.445	-0.008	-0.210	-0.026	-0.412	-0.015	-1.353
R&D Dummy	0.023	1.529	0.018	0.900	0.000	0.012	-0.007	-0.817	0.016	1.038	0.010	1.469
Selling Expense	-0.007	-1.010	0.028	1.969 **	0.005	0.629	0.003	0.254	0.011	0.513	0.006	1.581

(续表)

	Year + 1		Year + 2		Year + 3		Year + 4		Year + 5		Year [+ 1, + 5]	
	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t	Coefficient	t
Panel B: 减少组												
	N = 232		N = 233		N = 232		N = 233		N = 233		N = 1 163	
Firm Size	-0.012	-1.628	0.002	0.165	0.004	0.572	-0.001	-0.110	0.005	0.565	-0.002	-0.655
Actual Leverage	0.905	20.223***	0.915	23.579***	0.925	21.550***	0.909	26.462***	0.848	9.337***	0.900	38.369***
SPE	0.011	0.282	0.086	1.633*	0.012	0.249	0.030	0.893	-0.078	-1.054	0.005	0.217
Adjusted R-square		0.724		0.535		0.830		0.923		0.773		0.755
F-Statistic		68.169***		30.705***		126.738***		309.785***		88.772***		399.868***

注：*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1% 水平显著。

表 4 通过在标准部分调整模型中加入代表管理层惰性的股价效应变量来检验管理层惰性理论。滞后的实际杠杆率是代表权衡理论的变量，系数为 $(1-\lambda)$ ， λ 是调整速度。SPE_{*t-1*} 是代表管理层惰性的变量，系数为 $1-v$ ， v 是对股价意外效应的调整速度。

$$\text{ActualLeverage}_t = (\lambda\beta)X_{t-1} + (1-\lambda)\text{ActualLeverage}_{t-1} + (1-v)\text{SPE}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

四、结 论

资本结构作为公司金融领域最核心的问题,长期以来一直受到学术界和企业界的高度重视。公司并购作为公司制定、实施和调整战略的主要手段,也一直是学者、公司管理层和市场监管者关注的焦点。理论和实践都表明,公司并购行为会对主并公司的资产负债率产生巨大影响。基于以上两点重要性,本文通过研究主并公司的杠杆率在并购之后长期内的变化情况,以验证权衡理论及其他替代性资本结构理论,因而成为将部分调整模型应用到公司并购领域以检验资本结构理论的首项研究。

本文首先通过标准部分调整模型来检验公司并购之后主并公司的实际杠杆率向最优杠杆率回复的速度,发现调整速度低(通常介于 10% 和 19% 之间)但是稳定,因此初步支持了权衡理论,即公司在做财务决策时会考虑到最优资本结构,并且会主动消除由任何事件引起的对于最优杠杆率的偏离。

然而,这种低调整速度可能是由高调整成本引起,也可能是由权衡理论的替代理论的效应引起。为了进一步区分这两种原因,本文通过在部分调整模型中加入额外的变量来检验优序融资理论、市场时机理论以及管理层惰性理论的效应。进一步的检验结果逐一否定了替代理论,因而再次支持了权衡理论,从而给出了间接证据,即低调整速度是由高的调整成本引起的。

附录 1 数据定义

DATA6:	Assets—Total (MM \$) This item represents current assets plus net property, plant, and equipment plus other noncurrent assets (including intangible assets, deferred charges, and investments and advances) 总资产(单位:百万美元) 此项目主要包括流动资产、物业、厂房、机器设备净值以及其他非流动资产(主要包括无形资产、递延资产、投资及垫款)
DATA8:	Property, Plant & Equipment (Net) (MM \$) This item represents the cost, of tangible fixed property used in the production of revenue, less accumulated depreciation. 物业、厂房及机器设备净值(单位:百万美元) 此项目代表用于能够给企业带来收益的有形固定资产的成本减去累计折旧。

(续表)

DATA9:	Long-Term Debt—Total (MM \$) This item represents debt obligations due more than one year from the company's Balance Sheet date or due after the current operating cycle. 长期负债(单位:百万美元) 此项目代表在资产负债表中偿还期限超过一年或者偿还期限不在本经营周期的债务。
DATA10:	Preferred Stock—Liquidating Value (MM \$) This item represents the total dollar value of the net number of preferred shares outstanding in the event of involuntary liquidation. 优先股的清偿价值(单位:百万美元) 此项目代表在非自愿清盘时发行在外的净优先股的总价值。
DATA12:	Sales (Net) (MM \$) This item represents gross sales (the amount of actual billings to customers for regular sales completed during the period) reduced by cash discounts, trade discounts, and returned sales and allowances for which credit is given to customers. The result is the amount of money received from the normal operations of the business (i. e., those expected to generate revenue for the life of the company). 营业收入(单位:百万美元) 此项目代表总销售额(公司日常经营活动中向客户所开出的发票金额)扣除现金折扣、商业折扣以及给提供赊销的客户的销售退回和折让。这一结果即为企业的营业收入(这些形成了公司存续期间的收入)。
DATA13:	Operating Income before Depreciation (MM \$) This item represents Sales (Net) <i>minus</i> Cost of Goods Sold and Selling, General and Administrative expenses before deducting Depreciation, Depletion and Amortization. 折旧前经营收益(单位:百万美元) 此项目代表营业收入减去营业成本、销售费用、管理费用但并未经过折旧和摊销的营业利润。
DATA25:	Common Shares Outstanding (MM) This item represents the net number of all common shares outstanding in year-end for the annual file, and as of the Balance Sheet date for the quarterly file excluding treasury shares. 发行在外普通股(单位:百万股) 此项目代表公司年度报告和在资产负债表日每季报表中除去库存股所显示的发行在外的普通股的数目。
DATA35:	Deferred Tax & Invest Tax Credit (MM \$) This item represents the accumulated differences between income expense for financial statements and tax forms due to timing differences and investment tax credit. 递延税金和投资税收抵免(单位:百万美元) 此项目代表财务报表收入和纳税申报表中由于时差因素以及投资税减免引起的收入和支出的差异。

(续表)

DATA36:	Retained Earnings (MM \$) This item represents the cumulative earnings of a company minus total dividend distributions to shareholders. The stock adjustments made to this item relate to unissued shares. 留存收益(单位:百万美元) 此项目代表一个公司减去总股息分派给股东的累积盈利。该股对本项目的调整涉及未发行股份。
DATA44:	Debt—Due in One Year (MM \$) This item represents the current portion of long-term debt (included in Current Liabilities). 一年期到期债务(单位:百万美元) 此项目代表一部分将于近期到期的长期负债以及流动负债。
DATA46:	Research and Development Expense (MM \$) This item represents all costs that relate to the development of new products or services. The amount reflects the company's contribution to research and development. 研发费用(单位:百万美元) 此项目代表所有涉及新的产品与服务项目的研发支出。其款项反映了公司为研发所做出的贡献。
DATA79:	Debt—Convertible (MM \$) 可转换债券(单位:百万美元)
DATA181:	Liabilities—Total (MM \$) This item represents the sum of: 1. Current Liabilities—Total; 2. Deferred Taxes and Investment Tax Credit (Balance Sheet); 3. Liabilities—Other; 4. Long-Term Debt—Total; 5. Minority Interest 总负债(单位:百万美元) 此项目包括以下几项的总和:(1) 流动负债;(2) 资产负债表上的递延税金及投资税收抵免;(3) 其他负债;(4) 长期债务;(5) 少数股东权益。
DATA189:	Selling, General & Administrative Expenses (MM \$) This item represents all commercial expenses of operation (i. e., expenses not directly related to product production) incurred in the regular course of business pertaining to the securing of operating income. 销售费用、管理费用(单位:百万美元) 此项目包括所有企业经营过程中发生的与产品的生产无直接关系的商业费用,发生在企业一般经营过程中用于保证取得经营收入的费用。
DATA199:	Price—Fiscal Year—Close (\$&c) These items represent the absolute close transactions during the period for companies on national stock exchanges and bid prices for over-the-counter issues. Annual prices are reported on a calendar year basis, regardless of the company's fiscal yearend. 价格—会计年度—结账(单位:美元;美分) 此项目代表在并购的绝密交易期间公司在证券交易所的股市收购价或者场外交易市场的买方递盘价。年度价格是以日历年度,而不是公司的会计年度为基础。

资料来源: Compustat North America (WRDS: <http://wrds.wharton.upenn.edu/ds/comp/inda/>)。

附录 2 变量定义

Book Leverage (账面杠杆率)	$= \frac{\text{总负债}}{\text{总资产}} = \frac{\text{data9} + \text{data44}}{\text{data6}}$
Book Equity (账面权益)	$= \text{总资产} - (\text{总负债} + \text{优先股}) + \text{延迟税收} + \text{可转换债券}$ $= \text{data6} - (\text{data181} + \text{data10}) + \text{data35} + \text{data79}$
M/B (市价/账面比率)	$= \frac{\text{发行在外的普通股数量} \times \text{股价}}{\text{总资产} - (\text{总负债} + \text{优先股}) + \text{延迟税收} + \text{可转换债券}}$ $= \frac{\text{data25} \times \text{data199}}{\text{data6} - (\text{data181} + \text{data10}) + \text{data35} + \text{data79}}$
Asset Tangibility (有形资产) (净资产、厂房和设备/总资产)	$= \frac{\text{data8}}{\text{data6}}$
Profitability (利润率) (EBITD / 总资产)	$= \frac{\text{data13}}{\text{data6}}$
R&D Expense (研发费用) (R&D / 净销售额)	$= \frac{\text{data46}}{\text{data12}}$
R&D Dummy (研发哑变量) = 1, 当公司未披露研发费用时	
Selling Expense (销售费用) (销售费用/净销售额)	$= \frac{\text{data189}}{\text{data12}}$
Firm Size (公司规模) (净销售额的对数)	$= \log_{10}(\text{data12})^{(4)}$
Dividend Payments (派发的股利)	$= \text{data127}$
Investments (投资)	$= \text{data113} + \text{data128} + \text{data129} + \text{data219} - \text{data107}$ $- \text{data109}(\text{按代码格式 1—3 提交财务报告的公司})$ $= \text{data113} + \text{data128} + \text{data129} - \text{data107} - \text{data109} - \text{data309}$ $- \text{data310}(\text{按代码格式 7 提交财务报告的公司})$

[4] 将净销售额取对数是为了确保杠杆率与净销售额之间的关系为线性关系。

(续表)

Change in Working Capital(营运资本变动)

$$\begin{aligned}
&= \text{data236} + \text{data274} + \text{data301}(\text{按代码格式 1 提交财务报告的公司}) \\
&= \text{data274} - \text{data236} - \text{data301}(\text{按代码格式 2 和 3 提交财务报告的公司}) \\
&= \text{data274} - \text{data301} - \text{data302} - \text{data303} - \text{data304} - \text{data305} - \text{data307} \\
&\quad - \text{data312}(\text{按代码格式 7 提交财务报告的公司})
\end{aligned}$$

Internal Cash Flow(内部现金流)

$$\begin{aligned}
&= \text{data106} + \text{data123} + \text{data124} + \text{data125} + \text{data126} + \text{data213} \\
&\quad + \text{data217} + \text{data218}(\text{按代码格式 1—3 提交财务报告的公司}) \\
&= \text{data106} + \text{data123} + \text{data124} + \text{data125} + \text{data126} + \text{data213} + \text{data217} \\
&\quad + \text{data314}(\text{按代码格式 7 提交财务报告的公司})
\end{aligned}$$

Financial Deficit(财务赤字), 由 Frank and Goyal (2003), Flannery and Rangan (2006) 定义

$$= \frac{\text{派发的股利} + \text{投资} + \text{营运资本变动} - \text{内部现金流}}{\text{总资产}}$$

Financial Deficit(财务赤字) (权益与负债的净变动额/总资产), 由 Kayhan and Titman (2007) 定义

$$\begin{aligned}
&= \frac{\Delta \text{权益} + \Delta \text{负债}}{\text{总资产}} \\
&= \frac{(\Delta \text{账面权益} - \Delta \text{留存收益}) + (\Delta \text{总资产} - \Delta \text{权益})}{\text{总资产}} \\
&= \frac{(\Delta \text{账面权益} - \Delta \text{留存收益}) + [\Delta \text{总资产} - (\Delta \text{账面权益} - \Delta \text{留存收益})]}{\text{总资产}} \\
&= \frac{[(\text{data6} - \text{data181} - \text{data10} + \text{data35} + \text{data79})_t - (\text{data6} - \text{data181} - \text{data10} + \text{data35} + \text{data79})_{t-1}] - (\text{data36}_t - \text{data36}_{t-1})}{\text{data6}_t} \\
&\quad + \frac{(\text{data6}_t - \text{data6}_{t-1}) - \{[(\text{data6} - \text{data181} - \text{data10} + \text{data35} + \text{data79})_t - (\text{data6} - \text{data181} - \text{data10} + \text{data35} + \text{data79})_{t-1}] - (\text{data36}_t - \text{data36}_{t-1})\}}{\text{data6}_t}
\end{aligned}$$

Financial Deficit Dummy(财务赤字哑变量) = 1, 当财务赤字为正值时资料来源: Compustat North America (WRDS; <http://wrds.wharton.upenn.edu/ds/comp/inda/>)。

参考文献

- [1] Baker, M. , and J. Wurgler, 2002, Market timing and capital structure, *The Journal of Finance*, 57(1): 1—32.
- [2] Bruner, R. , 1988, The use of excess cash and debt capacity as a motive for merger, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23 (2): 199—217.
- [3] Fama, E. , and K. French, 2002, Testing trade-Off and pecking order predictions about dividends and debt, *The Review of Financial Studies*, 15 (1): 1—33.
- [4] Flannery, M. , and K. Rangan, 2006, Partial adjustment toward target capital structures, *Journal of Financial Economics*, 79 (3): 469—506.
- [5] Frank, M. , and V. Goyal, 2008, Trade-off and pecking order theories of debt, In Eckbo, E. (Ed) , *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*, Volume 2, Chapter 12.
- [6] Ghosh, A. , and P. Jain, 2000, Financial leverage changes associated with corporate mergers, *Journal of Corporate Finance*, 6 (4): 377—402.
- [7] Graham, J. , and C. Harvey, 2001, The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field, *Journal of Financial Economics*, 60 (2—3): 187—243.
- [8] Harford, J. , S. Klasa, and N. Walcott, 2009, Do firms have leverage targets? Evidence from acquisitions, *Journal of Financial Economics*, 93(1): 1—14.
- [9] Kayhan, A. , and S. Titman, 2007, Firms' histories and their capital structures, *Journal of Financial Economics*, 83 (1): 1—32.
- [10] Kennan, J. , 1979, The estimation of partial adjustment models with rational expectations, *Econometrica*, 47 (6): 1441—1455.
- [11] Morellec, E. , and A. Zhdanov, 2008, Financing and takeovers, *Journal of Financial Economics*, 87(3): 556—581.
- [12] Myers, S. , and S. Majluf, 1984, Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have, *Journal of Financial Economics*, 13(2): 187—221.
- [13] Shyam-Sunder, L. , and S. Myers, 1999, Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure, *Journal of Financial Economics*, 51(2): 219—244.
- [14] Tao, Q. , 2009, The impact of acquisitions on short-run returns and leverage: Two studies in corporate finance, Ph. D. Dissertation, University of Edinburgh.
- [15] Welch, I. , 2004, Capital structure and stock returns, *Journal of Political Economy*, 112(1): 106—131.

Leverage Changes after Takeovers: An Application of Partial Adjustment Model

Qizhi Tao Mingshan Zhou

(Southwestern University of Finance and Economics)

Jane Liu

(Peking University)

Abstract This research investigates the changes of acquiring firms' leverage ratios after takeovers in order to test the trade-off theory and its alternative capital structure theories. At first, this research utilizes the standard partial adjustment model to examine the speed of adjustment of acquiring firms' leverage ratios moving towards the optimal leverage ratios in the post-acquisition period. It discovers low but persistent adjustment speed, therefore supports the trade-off theory, i. e., firms attach themselves to optimal leverage ratios and actively diminish the deviations from optimal levels. However, the low adjustment speed could be caused by either the adjustment costs or by the influence of alternative capital structure theories. In order to distinguish these two factors, this research then makes use of modified partial adjustment models to test the influences of competing theories. The additional tests do not support any of the alternative theories, thus support the trade-off theory, and give indirect evidence that the low adjustment speed is caused by adjustment costs.

Key Words Takeover, Capital Structure, Partial Adjustment

JEL Classification G32, G34

我国城市小额贷款还款率影响因素分析 ——以广州小额担保贷款为例

姜美善^{*}

摘 要 小额贷款机构(简称 MFI)是兼具社会性和持续性的机构,小额贷款的还款率对于 MFI 具有重要的作用,只有提高了还款率,才能保证 MFI 的持续性,降低小额贷款管理成本,降低利率,为更多的穷人服务,实现其脱贫的社会目标。本文通过对广州小额担保贷款数据的分析,寻求我国城市小额贷款还款率的影响因素,为 MFI 提供可用于实践的思路和方法。

关键词 小额贷款, MFI, 还款率, 影响因素

一、介 绍

小额贷款是近年来国际上盛行的最为重要的脱贫方式之一,它为因贫困不能提供抵押品,从而不能获得贷款的穷人提供贷款等金融服务,以社会资本的抵押代替实物抵押,希望通过贷款能够使穷人从事生产,进而逐渐摆脱贫困,即假定贷款能够使穷人脱贫。这个假定是从资本的边际生产率递减的理论角度出发的,认为穷人的资本的边际生产率高,提供给穷人的资本,其利润率高于富人,这也成为小额贷款征收高达 20%—50% 年利率的原因之一。

小额贷款因为孟加拉的成功和联合国以及世界银行的推介,在世界各国开

^{*} 华中科技大学经济学院博士生,广州华南农业大学经济管理学院金融系讲师。通信地址:广州市天河区五山路华南农业大学经济管理学院,510642; E-mail: jintaojiang@163.com。本文得到华南农业大学经济管理学院“211”三期建设招标项目资助(2011211YB09)。感谢匿名审稿人认真细致和精确到位的评审和帮助,文责自负。

始盛行,各国的发展资金基本上是来自本国政府和国际社会上的捐赠和补贴,那么 MFI 在摆脱了捐赠后是否能够生存,即是否具有金融持续性,成为政府和学者们关心的一个重要问题,因为只有在具有金融持续性的情况下,MFI 才能生存,才能降低利率,为更多的穷人服务。表 1 是世界上各种性质的 MFI 的金融持续性。

表 1 MFI 的管理、激励和绩效

机构	所有权	运营持续性	金融持续性
孟加拉 ASA	信托	160%	146%
印度 BSFL	国有	101%	56%
墨西哥 CAME	NGO	102%	99%
阿尔巴尼亚 PSHM	股份制公司	99%	81%
阿尔巴尼亚 ESA foundation 01 data	基金	103%	72%
吉尔吉斯斯坦 BTTF	基金	166%	149%

资料来源:根据 Godel (2003) 的表整理。运营持续性是 MFI 覆盖其运营成本的能力,金融持续性是 MFI 在不存在补贴和捐赠的情况下生存的能力。

从表 1 中可以看出,在不存在补贴和捐赠的情况下,MFI 覆盖其运营成本的能力各不相同,但大多数 MFI 的金融持续性是非常低的。表 2 是社科院中国小额信贷发展促进网络提供的 27 个小额信贷组织按运营持续性分组的数据。该数据可以反映我国公益性小额信贷(以扶贫为目标的小额信贷)组织的运营持续性情况。

表 2 我国公益性小额信贷组织运营持续性分组

运营持续性	>120%	100% — 120%	80% — 100%	50% — 80%	<50%	样本总数
机构数	6	7	5	5	4	27
占全部样本的比重	22.2	25.9	18.5	18.5	14.8	100

资料来源:中国小额信贷发展促进网络。

可见,我国公益性小额信贷组织的运营持续性比较低,金融持续性更低,我国小额信贷以非政府组织形式为主,我国 NGO(非政府组织)已有 300 家左右而正常运行的不到 1/5。程恩江和徐忠(2006)预测,如果没有进一步外来资金的支持,没有自身伤筋动骨的改革,在未来 3—4 年,现有的 NGO 都会陷入困境,最终停止运行,这是金融持续性低的必然结果,其解决办法只有提高金融持续性。

如何提高 MFI 的金融持续性,解决其生存问题,从而为更多的穷人服务,实

现脱贫的社会任务,是目前国际上小额信贷发展面临的重要问题。提高还款率是最重要的解决方案之一,提高还款率可以提高 MFI 的盈利水平,进而提高其金融持续性。表 3 是我国 27 个公益性小额信贷组织按拖欠率分组的数据。

表 3 我国公益性小额信贷组织拖欠率分组

拖欠率	< 2%	2% — 10%	10% — 20%	20% — 30%	> 30%	样本总数
机构数	10	7	5	2	3	27
占全部样 本的比重	37	25.9	18.5	7.4	11.1	100

资料来源:中国小额信贷发展促进网络。

由表 3 可见,拖欠率在 10% 以上的 MFI 占到 37%,那么如何提高还款率? 本文聚焦了劳动保障局的公益性小额信贷项目,分析城市小额信贷还款率的影响因素,从而在城市小额贷款运行过程中采用能够提高还款率的方式,来提高 MFI 的金融持续性,并给其他类型的小额信贷的运作提供借鉴。本文在第二部分研究国际上小额信贷还款影响因素的相关文献;第三部分以广州劳动保障局公益性小额担保贷款为例,对数据进行实证分析;第四部分对实证分析的结果进行讨论;第五部分在讨论的基础上提供提高还款率的方法。

二、文献综述

(一) 关于提高小额信贷还款率方法

小额贷款的发放机构(MFI)以各种不同于以往商业银行的贷款方式,解决了由于没有抵押品而带来的信用问题来提高还款率。这些方式首先包括小组贷款,Sharma 等(1997)在研究孟加拉 MFI 发放的小组贷款时发现:以小组形式借贷的 MFI 的还款率高于国有商业银行,在越偏远地区和越贫穷地区,小额贷款机构的情况越好。小组贷款的优势在于:(1) 将监督借款人和实施还款的责任由 MFI 转向小组成员之间,这种转变效率会更高,也降低了银行的管理成本,其中同质的成员之间的信息更容易获得;(2) 在违约事件中,MFI 对于处理农村客户的财产存在障碍,但成员之间可以采用很多种方式处理,并可以获得其他村民的理解。小组贷款中的小组会议是 MFI 实施文化和健康教育的机制,Godquin 等(2004)发现小额贷款提供的文化服务和健康服务和还款率都成正比并显著,健康服务可以阻止贷款户遭遇健康冲击并提高其应付健康冲击的能

力。文化服务可以提高贷款户的文化水平,使其能够选择收益率更高的投资项目。文化服务对还款率的影响要大于健康服务,这些非金融服务都紧密了贷款户和 MFI 的联系,从而提高了 MFI 在贷款户心目中的价值,这种价值的提高也能降低违约率。

其次是动态激励,动态激励是通过采用一系列方式提高还款率,包括未来停止贷款给违约者的威胁和逐步增加贷款给按时还款的借款人的激励等。Armendariz 等(2007)认为小额贷款市场的竞争和繁荣会破坏动态激励方式的实行,因为违约的借款人能够在其他的 MFI 获得贷款,从而使动态激励无效,也就是说,只要借款者相信他有很多选择,单个 MFI 就没有力量去保持金融秩序。

经常还款也是小额贷款提高还款率的一种方式,通过经常还款,MFI 可以加强和借款人的联系,在其发生问题时及时采取措施。实践中也发现按周分期付款和按月分期付款相比还款率更高。经常还款也是 MFI 判断借款人在投资项目失败后的还款能力的一种方法,帮助 MFI 找到风险小的客户,还可以使贷款工具变成存款工具,对不能存下钱的家庭有帮助。Armendariz 等(2007)提出了实践中经常还款的操作方法,可以对交易成本低、时间的机会成本小、存款困难、贷款额度小的客户,采用周还款的方式;而对交易成本高、存款方便、贷款额度大的客户采用月还款的方式。

其他 MFI 提高还款率的方法还有以下几种:

一是采用灵活的方式进行抵押,这是由印度尼西亚的 BRI 实践的一种方法,即用客户的牲畜、土地、房产等做抵押,一旦客户违约,MFI 禁止违约客户使用抵押品,这种方法不是去处理抵押品而是使客户失去使用抵押品的权利,对农村的客户形成了一种震慑力。处理农户的这些抵押品对于银行来说既无法律依据,也因其长期性和复杂性而提高了银行的管理成本。

二是金融抵押,这是由孟加拉的 Grameen 实践的一种方法,通过强迫拟贷款客户存款,按存款额贷款的方法,MFI 根据客户近三个月的存款来判断其未来的还款能力。还有一种金融抵押方式是贷款后,按贷款额存款,其中的一部分存款客户是不可以随意提取的,称为格莱美年金计划,以此减少银行在借款人违约时的损失。

三是公开还款,即每次还款都采用小组会议的方式公开还款,以形成对违约者的一种压力,发放贷款也是在小组会议中以公开的方式进行,这些对银行职员会形成一种监督力量;这种方式还可以通过小组成员及时发现借款者的问

题而降低 MFI 的成本,而且初次和银行打交道的农村妇女也会喜欢这种由邻居奉陪的还款方式。

四是对妇女贷款,妇女因为获得资金的替代方式少,所获贷款主要用于家庭,而且社会抵押对于妇女来说更有效,所以信用高于男性而获得 MFI 的青睐,实践中贷款给妇女的还款率远远高于男性。中国扶贫基金会中小额贷款的有效客户中 79.43% 的是女性,其风险贷款率大于 1 天的是 0.11%,大于 30 天的是 0.07%,说明女性虽然所创办企业的利润率低于男性,但信用和还款率是高于男性的。

五是通过银行职员对借款人的信息进行采集,通过小组中成员向银行报告其他成员的风险行为并给予奖励的方式,形成对信贷员和小组成员的激励机制,克服银行和借款人之间的信息不对称问题。

(二) 关于小额信贷还款率的影响因素

以上的方法是否有效? 小额信贷的还款率受哪些因素的影响? 对哪种方式更敏感? 这是学者、MFI 和政策制定者都感兴趣的问题,只有在分析了影响因素后,才能有的放矢提高还款率。在不同的国家、不同的社会制度和环境下,影响因素各不相同。

贷款额度方面,它是和还款率反向相关的,贷款额度越多,拖欠率越高,还款率越低,所以要根据借款者的贷款历史和从事的项目,实行梯级增加的方法贷款,也就是动态激励。当所有的小额信贷提高还款率的创新方式都不能提高还款率,违约率达到 MFI 能承受的最高水平时,就要采取信贷分配。这一点我们可以从 Godquin(2004)的图中看出,见图 1。

当还款率低于 100% 时,MFI 便会确定一个 P_{target} ,即其所能承受的最高的违约概率,MFI 贷款给违约概率低于 P_{target} 的客户,并将额度大的贷款分配给风险小的客户,出现贷款分配。

Godquin(2004)分析了孟加拉的样本数据,认为贷款额度受以下因素的影响:(1) 到期期限和贷款额度成正比变化;(2) 性别变量和贷款额度成反比,说明 MFI 给妇女的贷款额度相对男性要少;(3) 家庭生产性资产的价值和贷款额度成正比,但 MFI 如果看重贷款户的生产性资产的话,必然会像商业银行一样,对贷款户是不公平的,所以 MFI 尽量不用这个指标来发放贷款;(4) 贷款小组的成立年限和贷款额度成正比,因为随着成立年限的增加,其成员之间的社会联系和信息共享等好处会逐渐显现,但贷款小组的成立年限和还款率成反比,

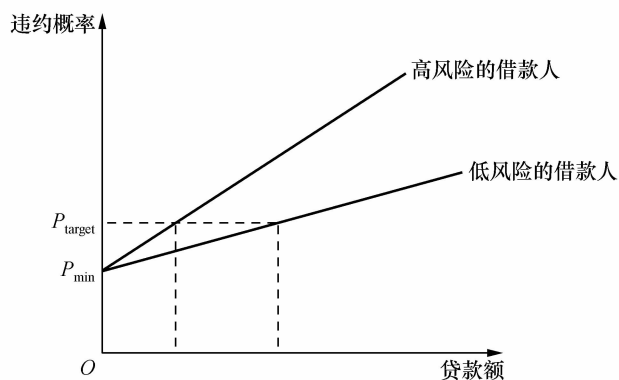


图1 最优的贷款额度

资料来源:根据 Godquin(2004)的图整理。

需要规避这个关系;(5) 贷款小组在年龄方面的同质性和贷款额度成正比,贷款小组在教育方面的同质性和贷款额度成反比;(6) 非金融服务和贷款额度成正比,非金融服务会提高借款人的能力和成功的可能性;(7) 从前的贷款额度和现在的贷款额度成正比并显著,动态激励有效。

关于贷款小组对还款率的影响方面,文献普遍认为贷款小组的群体监督和群体压力能够提高小额贷款的还款率,Sharma等(1997)建议小组成员的组成由成员自己选择,以便形成彼此之间收入负相关的团体,可以规避风险。Zeller(1998)、Bratton(1986)和Wydict(1999)分别使用不同的数据说明了这个问题。贷款小组的同质性可以方便成员进行群体监督并形成违约后的压力,但同质性也会产生风险单一性的问题,导致贷款小组抗风险能力的下降。Zeller(1998)发现,最初贷款小组的同质性会提高还款率,但随着时间推移,缺乏风险多样性、贷款条件与贷款小组不再搭配的问题都会使贷款小组同质性的负面影响超过正面影响,不再起到保险作用。Bhatt(2002)认为贷款小组的同质性包括培训同质性和偏好同质性,都会提高还款率,同质性可以使贫穷的成员都有着脱贫的目标,都重视未来贷款的机会,所以会共同克服合作的障碍。但在美国,小组成员不会负责偿还其他成员的欠款,小组担保只保留在合约中,所以不存在发展中国家存在的小额贷款中贷款小组所起到的群体担保、群体压力的优势,个人如果未来不想贷款或有其他贷款的途径,而且并不因欠款而不安,则MFI和贷款小组并没有办法约束借款者。

Godquin等(2004)发现,随着贷款小组的成立年限的增加,MFI应该分配更多的贷款给借款者,但还款率却是在下降的,这主要是因为随着小组组成时间

的延长,互相之间熟悉并更加友好从而不愿再控制和处罚对方,而且贷款额度也会随着小组年龄而增长,使彼此之间承担更多的责任,小组成员不再愿意支付其他成员违约的贷款,特别是本身贷款数额很少,而其他成员贷款数额多的成员,更不愿意承担这样的责任。**MFI**倾向于向具有年龄方面同质性的小组发放更多的贷款,贷款小组的同质性对还款率不会产生显著的影响。贷款小组的年龄和还款率之间的反向关系、贷款规模和还款率之间的反向关系都提出了这样的问题:随着小额贷款户的成熟,**MFI**的贷款方式暴露了缺陷,应该引起注意和进行新一轮的创新。

非金融服务方面,**Godquin**等(2004)认为非金融服务有提高还款率的积极功效,但需要研究其成本收益,以及服务应该由**MFI**提供,还是由专业机构或**NGO**合作提供。**Bhatt**(2002)发现,在贷款时**MFI**应选择受过良好教育、能够运作一个盈利企业的借款者,在美国,因为企业竞争远远大于发展中国家,人力资本的作用远远大于社会资本,虽然**MFI**应该分析借款者的家庭财产和做生意的经历,但更重要的是分析借款者的知识背景是否能够成功经营一个企业。那么是否需要某种培训来加强借款者经营的技能呢?这种培训如果作为放款的必要条件,则会提高借款者和**MFI**之间的交易成本,不利于还款率的提高。况且培训并不一定有效,只会增加借款者负担,因此这种培训可以在自愿的基础上参加,如果有效果,必然会吸引更多人参加,或者帮助借款人分析投资项目的市场前景,而不应成为贷款的必要条件。

Bhatt(2002)等使用美国的数据分析小额贷款还款率的影响因素。在西方发达国家采用小额贷款方式来脱贫,显现出了和发展中国家不同的特点:只有教育和企业所在地与**MFI**的距离这两个变量是显著的,并且都和还款率正向变化。**Bhatt**(2002)认为其原因是:借款人受的教育水平越高,管理企业的水平就越高,而且能够找到兼职的工作作为补充收入,这种补充收入可以在生意失败时用于还款。生意所在地与**MFI**的距离越近,借款人就有更多的时间去打理生意,而不是和银行打交道。最理想的贷款提供者应该是流动的银行,放款和收款都可以到借款人所在地办理,类似于发展中国家的经常还款。而且**MFI**也可以实时关注借款人动向并提供技术上的帮助或及时制止借款人的危险行为。**Bhatt**(2002)在另一个模型中也分析了借款者和**MFI**之间的交易成本,这个成本高的借款者的还款率降低,因为交易成本高意味着复杂的贷款程序和还款程序,以及其他无效率的信贷系统,这些成本都可能使借款人失去投资机会,并可能把还款当成是负担,因此**MFI**要侧重于降低交易成本的金融

创新。

Zeller(1998)研究结果显示,传统认为的妇女、年轻的借款者和大的家庭并不对还款率产生影响。Bhatt等(2002)认为性别变量不显著的原因是:在美国四个MFI项目中,许多妇女都在从事高风险、低收入的活动,而且贫穷的妇女可以得到政府的援助,因此对未来贷款的可能性并不像发展中国家那么重视。Khandker等(1995)在研究还款率是受随机事件的影响,还是系统地受地区因素的影响时,发现小额信贷的还款率是受地区因素影响的,与贷款机构的距离近、靠近商业区和在城市里都会提高还款率。Matin(1997)研究发现,个人财富、教育水平都和还款率成正比,而贷款户如果能够有其他便宜的借款渠道,会降低还款率。Bhatt(2002)发现有未来贷款批准威胁时,还款率高。

下面通过广州市案例分析一下我国城市小额贷款的还款率影响因素,该项目采用了国际通用的方法,包括贷款额度小、关注城市穷人、无须抵押、非金融服务,但并未采用通用的提高还款率的结构,包括针对妇女、小组贷款、经常还款、公开还款、金融抵押等。该项目在结构上进展很慢,从2004年至今在按期还款率只有60%以上的情况下,除将个人贷款额从3万元提高到5万元,全额免息的范围扩大外,并没有提高还款率的实质性的改革措施。

三、实证分析

(一) 项目介绍

广州市小额担保贷款,是由广州市劳动保障局、广州市融资担保中心和广州市内的各商业银行合作发放的,申请对象是城镇复转退役军人、高校毕业生、城镇失业人员、本市农村劳动力等。由劳动保障局确认资格,审查条件并递送资料给市融资担保中心,对于符合条件的贷款人,融资担保中心会提供担保并要求其提供反担保,形式包括保证(提供担保人)、单亲(单亲家庭)、低保(家庭人均收入低于当地最低生活保障标准的非农业户口的城市居民,均纳入城市居民最低生活保障范围,广州市人均每月410元)、结业证(在劳动就业中心接受培训获得的结业证)、双失(夫妻双方失业)和房产抵押,即单亲、低保、双失和持有创业培训结业证书的借款人免除反担保。最后由经办银行核定贷款额度和贷款期限,给予放款。贷款额度每人不超过5万元,期限2年,可展期一次,展期期限不得超过一年,贷款利率按照中国人民银行公布的贷款基准利率水平确

定,可以向上浮动3个百分点。贷款对持有《再就业优惠证》的失业人员、就业困难人员和本市城镇复员转业退役军人从事微利项目的借款人,市财政给予全额贴息;对高校毕业生、失业人员和农村劳动力从事微利项目的,市财政给予50%的贴息;从2009年开始,全额贴息的范围扩大到所有从事微利项目的创业人员。微利企业是指下岗失业人员或其他创业人员在社区、街道、工矿区从事的商业、餐饮和修理等个体经营项目,具体包括家庭手工业、修理修配、图书借阅、旅店服务、餐饮服务、小饭桌等。

整个过程是由广州市劳动保障局审核和确定借款人资格,由广州市融资担保中心提供担保,但为了降低风险,要求借款人除单亲、低保、双失和持有创业培训结业证书外,一律提供反担保,形式包括保证人和房产抵押,最后由商业银行提供资金。由此分析,按杜晓山等(2008)的分类,本项目属于偏向于扶贫的公益小额信贷,由于单亲、低保、双失等城市弱势群体缺乏抵押品,收入不稳定,不能获得银行贷款,即使有了劳动就业中心所学的一技之长,也很难创业,广州市劳动保障局以政府的信誉和融资担保中心的操作代替实物抵押运行小额贷款,解决了资金的信用瓶颈问题。也正是由于存在融资担保中心的操作,该项目的损失由融资担保中心承担,劳动保障局也就没有了改变融资结构提高还款率的积极性,但借款人如果违约,就不会再通过这个渠道获得小额贷款,存在动态激励。

该项目提供了非金融服务,广州市失业人员可免费参加职业指导学习和职业技能培训,职业指导学习包括创业培训,进行资金筹措技巧、拟订企业计划、人力资源和财务管理等方面的培训;职业技能培训包括计算机、烹饪师、美容师、美发师、电工等技能培训,并可免费获得等级鉴定。其他参加该项目的人员要求缴费。

该项目全部资金用于借款人开办企业或为正在经营的企业提供追加资金。Nader(2007)分析埃及开罗的小额贷款项目时认为:小额贷款对于妇女收入和家庭资产的增加的作用很小,而且在开罗的项目提供小额贷款时只注重生存项目,没有关注妇女从事高利润行业能力的提升问题,所以并没有使妇女的生活改变,所以建议在提供贷款的同时附加发展活动,可以长期提高贷款者的福利,即真正投资到生产资本和投资资本,而不仅仅是个人资产的暂时增加。所以该项目立足创业性的生产和投资资本的增加,而不是简单地发放扶贫款,虽然其扶贫方向是正确的。

由此可以看出本项目属于公益性小额信贷,以城市低收入人群为服务对

象,并没有采取国际上通用的小组贷款的方式,没有小组会议以及现场贷款和还款的环节,因此没有社会抵押的压力,也不存在金融抵押,但有动态激励的机制,这种模式在一定程度上会降低还款率。据广州劳动保障局统计,自2004年4月发放第一笔小额担保贷款至2008年年底,全市累计受理小额担保贷款申请290笔,申请金额672万元;累计发放小额担保贷款225笔,发放金额586万元,受益人数235人,带动就业246人;累计到期还款133笔,应还款金额304万元;已按期还款86笔,还款金额186万元;累计逾期未还47笔,逾期未还金额118万元(数据统计截至2009年4月)。可以说发展的速度比较慢,还款率比较低,下面我们通过数据分析一下其中的原因。

(二) 数据

本文搜集了从2004年4月13日到2008年6月10获得贷款的170人(还款情况统计截至2010年6月)的资料,资料中包括借款人的如下情况:(1)还款情况(repayment);(2)反担保情况(resurance);(3)经营企业是否微利(wl);(4)经营性质(jyxz);(5)贷款额度(loannum);(6)贷款期限(durationnum);(7)性别(sex);(8)年龄(agenum);(9)教育(edu);(10)安排就业人数(employmentnum)。将它们设为十个变量,其定义见表4。

表4 变量定义表

变量	描述
resurance	反担保形式,保证 = res1,单亲 = res2,低保 = res3,房产抵押 = res4,结业证 = res5,双失 = res6
jyxz	借款户经营的企业的性质,jyx1是个体,jyx2是合伙
wl	借款户经营的企业是否微利,wl1是非微利,wl2是微利
loannum	贷款额度
durationnum	借款期限
repayment	还款情况,rep1是已按期代偿,rep2是已按期还款,rep3是逾期未还,rep4是展期1年
sex	借款人性别,sex1是男,sex2是女
agenum	借款人年龄
edu	借款人受教育程度,edu1是初中,edu2是大学,edu3是高中,edu4是小学
employmentnum	借款人企业安排的就业人员数

分析虚拟变量的统计特征可以看出,全部借款人中男性112人,占65.88%,女性58人,占34.12%,并未体现出为了提高还款率而增加女性借款

人的特点。反担保形式分配情况见表 5。

表 5 反担保形式的频数分布

反担保形式	频数	占比(%)	累计(%)
保证	103	60.59	60.59
单亲	1	0.59	61.18
低保	3	1.76	62.94
房产抵押	12	7.06	70.00
结业证	19	11.18	81.18
双失	32	18.82	100.00
合计	170	100.00	

可见 60.59% 的人采用保证的方式反担保,房产抵押占 7.06%,剩下占 32.35% 的人因为是单亲、低保、双失和有结业证而不用反担保,这符合小额贷款群体没有抵押品的特点,项目中 92.94% 的借款人并没有提供实物抵押品。借款人所从事的经营项目中,有 80.59% 从事微利项目,19.41% 从事非微利项目,因为贷款的重点是为城市下岗职工提供创业资金,从借款人的性质和贷款额度上决定了大多数人只能从事微利项目;95.29% 的借款人从事个体经营,其他的借款人从事合伙经营;以上借款人中有 104 人按期还款,66 人未按期还款,未按期还款的比率为 39%。未按期还款的 66 人当中,按期代偿的 56 人,逾期未还的 2 人,展期 1 年的 8 人,见表 6。

表 6 还款情况频数分布

还款情况	频数	占比(%)	累计(%)
已按期代偿	56	32.94	32.94
已按期还款	104	61.18	94.12
逾期未还	2	1.18	95.30
展期 1 年	8	4.70	100.00
合计	170	100.00	

从教育程度的分布上(见表 7)可以看出,61.18% 的借款人是高中学历,平均年龄在 42 岁的借款人应该都受过高中教育,较高的学历为自主创业提供了良好的条件。

表7 教育程度频数分布表

教育程度	频数	占比 (%)	累计 (%)
初中	26	15.29	15.29
大学	35	20.59	35.88
高中	104	61.18	97.06
小学	5	2.94	100.00
合计	170	100.00	

以上分析的是资料中的虚拟变量。下面分析一下连续变量的统计特点(见表8),平均的贷款额度是2.48万元,在2009年2月前小额担保贷款每人只允许最高贷款3万元,之后进一步提高贷款额度至5万元,并加大了贴息扶持的力度。贷款期限平均为2年,每个借款人能够吸纳就业的人数平均是2人,借款人平均年龄在42岁,偏大,虽然在贷款对象中列明了大学毕业生,但大学生参与的积极性比较低,而且该项目宣传强度也不够,很多人都不知道,参与项目的大多数人是下岗失业人员。自有资金分配不平衡,最少的有1000元,最多的有20万元,其均值没有意义。家庭人口通过个人填写的资料统计,有的借款人将自己结婚的哥哥姐姐也写在上面,所以在统计的过程中只将配偶和没有结婚的子女计算在内,其他人(包括父母)都没有计算在内,这可能导致统计上的不准确。

表8 连续变量的统计特点

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
loannum	170	2.482353	0.6813103	2	6
employmentum	170	2.305882	1.871768	1	15
durationnum	170	2.047059	0.2622561	1	3
agenum	170	41.80588	7.24736	24	59

(三) Logit 分析

下面使用以上数据分析还款率的影响因素,分析过程中以还款情况(repayment)作为被解释变量,以反担保情况(resurance)、是否微利(wl)、经营性质(jyxz)、贷款额度(loannum)、贷款期限(durationnum)、性别(sex)、年龄(agenum)、教育(edu)、安排就业人数(employmentnum)作为解释变量。还款情况共分四种,即rep1、rep2、rep3、rep4,本文分析rep2等于1和rep2等于0的情况。因为还款率是虚拟变量(见表6),而且分四种情况,但并没有序次,所以我们使用Mlogit来进行回归,由于Logit提供事件发生和不发生概率的对数比,所以存

在常数系数,而 logistic 提供事件发生比的变化倍数,所以不存在常数系数,两种模型可以给出不同角度的分析。我们首先进行发生比的变化倍数的分析,在分析中选择了三种不同的模型,第一个模型中,选取变量反担保情况(resurance)、是否微利(wl)、经营性质(jyxz)、贷款额度(loannum)、贷款期限(durationnum)、性别(sex)、安排就业人数(employmentnum)作为解释变量,第二个模型中选取反担保情况(resurance)、是否微利(wl)、经营性质(jyxz)、贷款额度(loannum)、贷款期限(durationnum)、性别(sex)、教育(edu)、安排就业人数(employmentnum)作为解释变量,第三个模型中选取反担保情况(resurance)、是否微利(wl)、经营性质(jyxz)、贷款额度(loannum)、贷款期限(durationnum)、性别(sex)、年龄(agenum)、教育(edu)、安排就业人数(employmentnum)作为解释变量。这样分析的目的在于确定性别和年龄变量分别被控制后,回归系数是否有变化,来确定还款率对性别和年龄是否敏感。结果见表9。

表9 还款率影响因素分析

	模型 1	模型 2	模型 3
edu1	0.996589 (0.00)	1.0138 (-0.01)	0.9759173 (-0.02)
edu2	0.1236257 (-1.82)**	0.1161789 (-1.84)**	0.1244235 (-1.80)**
edu3	0.2842577 (-1.16)	0.2772403 (-1.16)	0.2741105 (-1.19)
res1	1.030361 (0.06)	1.130088 (0.24)	1.23873 (0.41)
res2	1.23e+07 (0.01)	3800304 (0.01)	3598309 (0.01)
res3	7354624 (0.01)	2754546 (0.02)	2693115 (0.02)
res4	0.1380485 (-1.71)**	0.1445647 (-1.66)**	0.1345133 (-1.72)**
res5	3.940712 (1.88)**	4.198661 (1.94)*	4.424253 (1.99)*
jyxz1	0.4906167 (-0.60)	0.4757978 (-0.62)	0.4866375 (-0.60)
wl1	0.6593714 (-0.81)	0.6808352 (-0.75)	0.6943417 (-0.71)
loannum	1.283682 (0.63)	1.329352 (0.71)	1.353404 (0.75)

(续表)

	模型 1	模型 2	模型 3
durationnum	0.3871933 (-1.16)	0.3606703 (-1.25)	0.3647508 (-1.22)
employmentnum	0.9772602 (-0.24)	0.9765179 (-0.25)	0.9639495 (-0.38)
sex1		0.7049801 (-0.89)	0.6898263 (-0.95)
			1.406972 (0.84)
agenum			1.024215 (0.87)
Prob > chi2	0.0001	0.0001	0.0002
Log likelihood	-92.965616	-92.56588	-92.186168
Pseudo R ²	0.1813	0.1848	0.1882

注:回归采用 mlogit,即多项 logistic 回归,事件发生比的变化倍数分析,括号中的数值是系数的 Z 值。* 是在 5% 的水平上显著,** 是在 10% 的水平上显著。本回归使用 Stata 软件。

结果显示,模型 1 只有 res4、res5 和 edu2 在 10% 的水平上是显著的,模型 2 在加入了 sex1 变量后,系数的显著性发生了变化,res4、edu2 在 10% 的水平上是显著的,而 res5 是在 5% 的水平上是显著的。模型 3 在模型 2 的基础上又加入了 agenum 变量,结果 res4、res5 和 edu2 的显著性又有所增强,说明 sex1 和 agenum 对模型系数结果的重要性。但 sex1 和 agenum 本身并不显著,说明 sex1 和 agenum 对提高还款率的作用有限,但它们影响其他变量对还款率的影响。这一结果对模型的稳健性也进行了验证。事件发生的对数发生比分析见表 10。

表 10 还款率影响因素分析

	模型 1	模型 2	模型 3
edu1	-0.0034169 (0.00)	0.013706 (-0.01)	-0.0243774 (-0.02)
edu2	-2.090496 (-1.82)**	-2.152624 (-1.84)**	-2.084064 (-1.80)**
edu3	-1.257874 (-1.16)	-1.282871 (-1.16)	-1.294224 (-1.19)
res1	0.0299095 (0.06)	0.1222959 (0.24)	0.2140869 (0.41)
res2	16.32559 (0.01)	15.15059 (0.01)	15.09597 (0.01)

(续表)

	模型 1	模型 2	模型 3
res3	15.81084 (0.01)	14.82876 (0.02)	14.80621 (0.02)
res4	-1.98015 (-1.71)**	-1.934028 (-1.66)**	-2.006092 (-1.72)**
res5	1.371361 (1.88)**	1.434766 (1.94)*	1.487101 (1.99)*
jyxz1	-0.7120921 (-0.60)	-0.7427623 (-0.62)	-0.7202359 (-0.60)
wl1	-0.4164683 (-0.81)	-0.384435 (-0.75)	-0.3647911 (-0.71)
loannum	0.2497325 (0.63)	0.2846916 (0.71)	0.3026226 (0.75)
durationnum	-0.9488311 (-1.16)	-1.019791 (-1.25)	-1.008541 (-1.22)
employmentnum	-0.0230023 (-0.24)	-0.0237622 (-0.25)	-0.0367164 (-0.38)
sex1		-0.3495857 (-0.89)	-0.3713154 (-0.95)
			1.406972 (0.84)
agenum			0.0239268 (0.87)
Cons	2.688489	2.957716	1.85014
Prob > chi2	0.0001	0.0001	0.0002
Log likelihood	-92.965616	-92.56588	-92.186168
Pseudo R ²	0.1813	0.1848	0.1882

注:回归采用 mlogit,即多项 logistic 回归,事件发生的对数发生比分析,括号中的数值是系数的 Z 值。* 是在 5% 的水平上显著,** 是在 10% 的水平上显著。本回归使用 Stata 软件。

通过回归得到以下模型:

$$\begin{aligned}
 & \ln[p(\text{rep2} = 0)/p(\text{rep2} = 1)] \\
 &= 1.85014 - 0.0367164\text{employmentnum} - 1.008541\text{durationnum} \\
 &+ 0.0239268\text{agenum} + 0.3026226\text{loannum} - 0.3713154\text{sex1} \\
 &- 0.3647911\text{wl1} - 0.7202359\text{jyxz1} + 1.487101\text{res5} - 2.006092\text{res4} \\
 &+ 14.806211\text{res3} + 15.09597\text{res2} + 0.2140869\text{res1} - 1.294224\text{edu3} \\
 &- 2.084064\text{edu2} - 0.0243774\text{edu1}
 \end{aligned}$$

实践中可以使用该模型作为判断借款人还款情况的一个依据。模型分析中变量的系数和显著程度并没有因为加入贷款额、期限、年龄、雇用人数和家庭人口而发生大的变化,说明在该项目中还款率更多地受教育和反担保形式的影响。如果将数据分为男性和女性,则模型在只有男性时, res5 在 1.2% 的水平上是显著的, logit 分析的系数是 2.6877, 大于综合模型中的 1.4871, 说明持有结业证的男性到期不还款的可能性大于女性; 只有女性时, 模型中所有的变量都是不显著的。

四、结论和讨论

根据回归结果可以分析广州小额担保贷款还款率的影响因素:

1. 贷款数量 (loannum) 变量。假设贷款数量是和还款率成反比的, 随着贷款数量的增加, 还款的可能性降低。回归结果显示, 虽然贷款数量和还款率成反比, 但变量并不显著。样本中贷款额度最高 3 万元, 对于广州这样的比较发达的城市来说, 额度较小, 这种限制造成贷款数量对还款率弹性不足, 缺乏敏感性。贷款数量受是否微利、企业经营性质和反担保性质的显著影响, 使用该样本回归来分析贷款数量, 可以得到如下模型:

$$\begin{aligned}\text{Loannum} = & 4.58804 - 0.3521583\text{wl1} - 2.142026 \text{ jyxz1} - 0.056148\text{res1} \\ & + 0.5539868 \text{ res2} - 0.4460132 \text{ res3} - 0.2206535\text{res4} \\ & + 0.5198899 \text{ res5}\end{aligned}$$

可见, 微利企业和非微利企业相比贷款额度要少, 个体经营和非个体相比贷款额度要少, 反担保中结业证形式和贷款额度成正比, 而结业证形式和还款率成反比, 这也反映出结业证的反担保形式需要改进。

2. 教育 (edu) 变量。假设教育变量和还款率成正比变化, 即受教育程度越高, 还款率应该是越高的, 因为较高的教育程度意味着较高的管理水平, 企业失败的可能性较低, 并可以选择收益率较高的项目, 即使在企业失败后也可以很快找到工作偿还贷款。回归结果中 edu1 代表借款者受教育程度是初中, edu2 代表大学, edu3 代表高中, edu4 代表小学。初中程度和高中程度借款者的回归结果不显著, 大学程度的借款者的回归结果显著, 大学程度借款者的 rrr 是小学程度借款者的 0.12 倍, 即其能够降低到期不还款的比率, 幅度达到 88%。

分析其原因, 应该是: 首先, 广州经济发达、竞争激烈, 小企业生存困难, 要求较高的管理水平和经营能力, 大学程度的借款人在这方面要优于其他借款

人;其次,广州在确定员工工资时,是和教育程度相关的,而且很多工作都对教育程度有要求,这也在一定程度上使大学生的工资和工作的选择范围要大于我们研究的样本中其他的借款人。初中和小学程度的借款人只能选择工人的岗位,工资也很低,这样在经营的微利企业失败后就很难还款,这也是广州项目样本违约率达到 39% 的最主要的原因之一(大学教育程度的借款人只占 20.59%)。

3. 反担保(resurance)变量,即非金融服务变量。从反担保的角度看,这是在其他分析小额贷款还款率的文献中不曾分析的一个变量,因为广州项目运作的特殊性成就了这个变量,而且在影响还款率的变量中,是一个非常重要的因素,但从非金融服务的角度看,是文献中研究过的一个变量,而且普遍认为这个变量可以提高还款率,但必须讲求形式。样本中的反担保形式有六种,res1 代表保证,res2 代表单亲,res3 代表低保,res4 代表房产抵押,res5 代表结业证,res6 代表双失,以双失作为基础变量,其分布情况前面的数据分析中已列出。在这些担保形式中,假设房产抵押是和还款率成正比变化的,而单亲、低保作为弱势中的弱势群体其还款率必然低。从回归结果上看,res1、res2、res3 都不显著,只有 res4 和 res5 显著,res4 和双失相比具有更高的还款率,res5 和双失相比具有更低的还款率,其中 res4 在 10% 的水平上是显著的,res5 在 5% 的水平上是显著的,采用房产抵押的借款人,rrr 值是 0.13,是双失反担保形式的借款人违约可能性的 0.13 倍(即降低了 87%),房产抵押作为传统的抵押方式其效用仍是最高,结业证的反担保形式的违约率是双失的 4.42 倍,即比双失高出 342%。

这应该是劳动部门始料不及的,我国城市小额贷款中提供的非金融服务的效果并不佳,而这一点和文献综述中 Bhatt 等(2002)对美国小额信贷市场的分析是相似的,其原因在于:首先,广州的项目将是否获得贷款和培训相结合,使得不能提供其他反担保形式的借款人,因为结业证反担保形式全额免息而去接受培训;其次,没有万能的培训,如果培训没有紧跟市场,更会成为对借款者的一个误导;再次,参加培训的一部分人也是刚刚失业,准备再就业,初次创业投入比其他的借款者更多,失败的可能性也比其他借款者更大。

4. 经营性质(jyxz)变量。在样本中分为个体和合伙,jyx1 是个体,jyx2 是合伙。假设个体经营和还款率成正比,合伙不利于还款,因为合伙性质在经营过程和还款过程中都会有搭便车的行为发生,而且合伙经营中的协调成本也会提高企业经营的难度和应变能力。回归结果显示经营性质变量并不显著。

5. 是否微利变量(wl)。wl1 是非微利,wl2 是微利。样本中有 80.59% 的借

款者从事微利项目,19.41%的借款者从事非微利项目,假设微利项目和还款率成反比,因为微利项目收益低,要在保证生活的情况下,还清贷款比较困难。这一点类似于 Godquin 等(2004) 分析的家庭生产性资产的价值、农业上自我雇用、有土地的亲戚数量变量,Sharma 等(1997)分析的村中被开发的土地所占的比重和贷款小组中拥有土地所有权的水平等,都是在分析借款者的还款能力,但本回归中是否微利变量并不显著。

6. 年龄变量(agenum)具有双重作用,年龄处于40—50岁的人的教育程度基本上是初中或高中,处于这样的年龄特别是初中文化程度的借款者,降低了还款率水平。因为处于中年,家中要供养老人和正在上初中或高中的小孩,正是负担最重的阶段,加上是因为失业,初次创业,经验不足,企业的成功率比较低,在这个阶段再找新的工作偿还贷款又很困难,即使找到工作,薪水又很低,所以随着年龄的增长还款能力是降低的。但如果能够坚持下来,企业的长期经营会提高借款人的管理能力,通过增收节支或扩张,增加收入,能够提高还款率,而且这个年龄段的借款人肯吃苦,有毅力,更加看重这个来之不易的贷款机会,这一点也会提高还款率。样本中借款人的平均年龄42岁,分析结果显示年龄变量并不显著,其原因应该是该项目更多地针对城市下岗职工,由于其下岗的时间各有不同,创办企业的年限也各有不同,其收益也显示出不同的特点,在这种情况下加上以上所分析的年龄特点,会使回归中年龄变量对还款率的影响并不显著。

7. 借款期限变量(durationnum)和还款率的关系是确定的,假设其和还款率成正比,即借款期限越长,还款率越高。但回归的结果并不显著,其原因应该是该项目中92.94%的借款人的借款期限是2年,缺乏多样性,而且单一的到期一次还本付息,没有多样的还款方式,提高了贷款风险,所以还款率对于借款期限缺乏弹性,表现并不显著。

8. 性别变量(sex1)。在国际上通常认为女性的还款率高于男性,因为女性更看重本来就较少的社会资本和借贷机会,违约不还款的成本高于男性,所以在回归中性别变量的系数应该是大于1并显著的。从表9中可以看出性别变量大于1,但不显著。其原因可以从该项目运作和广州的实际经济情况中看出,广州市劳动保障局的项目在实施过程中并没有针对女性,也没有组成贷款小组形成社会资本的抵押,所以并没有发挥妇女的比较优势,加上广州小企业竞争激烈,在缺乏引导和扶持的情况下,妇女毕竟处于弱势。因此妇女应该选择能够发挥自己长处的企业类型,增加成功的概率。

五、政策建议

从以上的分析可以看出,教育和反担保形式对还款率的影响是显著的,其中,在5%的显著性水平下,结业证的反担保形式和还款率成反比;在10%的显著性水平下,房产抵押的反担保形式和还款率成正比,大学教育程度的借款者和还款率成正比。因此本文对广州小额担保贷款项目和其他类似的项目提出以下建议:

1. 增加对毕业大学生的扶持力度,形成“大学生+失业工人”的创业模式。从样本中借款者的结构分析,此项目目前的重点是对下岗职工的扶持,但从增加还款率的角度看,大学生不仅年龄小,社会负担轻,而且在学校学有所成,接受新事物和挑战新角色的能力强,即使失败,也可以通过找到合适的新工作来偿还贷款。随着社会的进步,我国小企业的竞争越来越激烈,必然要求经营者的管理水平和文化程度越来越高。在大学生就业日益困难的情况下,增加对毕业大学生的创业扶持力度,对小额贷款来说是兼具社会性和可持续性的建议。虽然样本项目是由财政贴息,但39%的违约率会影响项目的可持续性,在坚持社会性的同时,必然还要考虑可持续性,降低财政的损失。采用大学生创业,吸收下岗工人就业,是解决可持续性和社会性矛盾的一个方法,可以通过政策引导形成这样一个体系,达到发挥各自比较优势的作用。

2. 回归结果显示,房产抵押的反担保形式和还款率成正比,而且不还款比率降低的幅度达到87%。建议项目可以在借款人有房产的情况下,首先采用房产抵押的方式,其他的反担保形式对还款率的正的影响都是不显著的。如果法律在银行收回和拍卖房产的执行过程中存在诸多问题,可以采用印度尼西亚的BRI的方法,不是去处理抵押品而是使客户失去使用抵押品的权利,这种威慑作用,对于难以处理的抵押品是一个很好的选择。但小额信贷设计的初衷就是为因贫困不能提供抵押品,从而不能获得贷款的穷人提供贷款等金融服务,以社会资本的抵押代替实物抵押,如果又回到传统金融崇尚实物抵押的老路上,将再一次把穷人推到金融服务的边缘,因此最佳的解决方案是借鉴国际经验,寻求适合我国实际情况的社会抵押方式。

广东省云浮市郁南县采用了这样的方式替代实物抵押:将一个村作为试点,通过村委会采集村民在党建、计生、资产、收入、支出、过去贷款的还款情况等方面的信息评价村民的信用状况,评出几个等级,作为村民社会抵押的方式。

一旦村民不还款,将通过村委会降级并反映到金融机构,这会影 响村民日后贷款的信用以及村民在村中的各项事务。

3. 关于结业证反担保形式,回归中暴露了一个问题:再就业培训是否具有针对性和时效性。再就业培训是面对失业人员的一种转岗培训,设置一些培训项目,自己选择,结业发结业证,可以获得无抵押的免息的小额贷款。从样本分析的结果可以看出,违约的借款者基本上都是因为经营的小企业关闭而不能还款的,说明这样的模式是存在问题的。从该项目的运作中可以看出,关键在于培训和小额贷款的审批之间的关系。正如 Bhatt(2002)发现培训如果作为放款的必要条件,则会提高借款者和 MFI 之间的交易成本,不利于还款率的提高;况且培训如果无效,则只会增加借款者负担,因此建议放弃结业证的反担保形式。再就业培训也应该采用新的方式进行,包括去各种商业性的职业培训中心或在营企业,获得核心竞争力,由就业中心联系和报销学费,不要再去办单独的再就业培训,或拿结业证办理贷款,以避免资源的双重浪费。失业人员为了得到贷款去拿结业证,却没有学到真正有用的东西,这样发放的贷款违约率会提高,同时办理培训班的支出也是一种浪费。

4. 建议尝试使用国际上比较成熟的提高还款率的方法,包括小组贷款、动态激励、经常还款、金融抵押等,这些方法经其他国家在小额贷款中使用,证明其效果较好。特别是小组贷款是小额贷款成功的主要方法之一,用社会抵押代替实物抵押,但其成功的前提必须是小组成员真正帮助其他成员还款的法律支持,类似于保证人,如果没有这样的法律支持,小组贷款中成员帮助违约者还款的规定只是一纸空文。除了小组贷款以外,还可以尝试经常还款、金融抵押、动态激励等方法,组合的方式可以根据各地的实际情况而定。

参 考 文 献

- [1] 杜晓山等,2008,《中国公益性小额信贷》,北京:社会科学文献出版社。
- [2] Armendáriz, B., and J. Morduch, 2005, *The Economics of Microfinance*, Cambridge: MIT Press.
- [3] Bhatt, N., S. Tang, 2002, The determinants of repayment in microcredit: Evidence from programs in the United States, *International Journal of Urban and Regional Research*, 26(2): 360—376.
- [4] Bratton, M., 1986, Financing smallholder production: A comparison of individual and group credit schemes in Zimbabwe, *Public Administration and Development*, 6: 115—132.
- [5] Godquin, M., 2004, Microfinance repayment performance in Bangladesh: How to improve the allocation of loans by MFIs, *World Development*, 32(11): 1909—1926.

- [6] Khandker, S. R. et al. , 1995, Grameen Bank: Performance and sustainability, World Bank Discussion Paper, 306, The World Bank, Washington, DC.
- [7] Maitn, I. , 1997, Repayment performance of Grameen Bank borrowers: The unzipped' state, *Saving and Development*, 4: 451—473.
- [8] Sharma, M. , and M. Zeller, 1997, Repayment performance in group-based credit programs in Bangladesh: An empirical analysis, *World Development*, 25(10): 1731—1742.
- [9] Wydick, B. , 1999, Can social cohesion be harnessed to repair market failures? Evidence from group lending in Guatemala, *The Economic Journal*, 7: 463—475.
- [10] Nader, Y. F. , 2008, Microcredit and the socio-economic wellbeing of women and their families in Cairo, *The Journal of Socio-Economics*, 37: 644—656.
- [11] Zeller, M. , 1998, Determinant of repayment performance in credit groups: The role of program design, intragroup risk pooling, and social cohesion, *Economic Development and Cultural Change*, 46(3): 599—621.

Determinants of Repayment in Urban Microcredit: Evidence from Programs in Guangzhou

Meishan Jiang

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

Abstract Microfinance institution(MFI) is an social and sustainable institution. Microcredit repayment rate has an important role for the MFI, and in order to ensure the sustainability of MFI and lower microcredit administration costs, lower interest rates, achieve its social goals of eradicating poverty for more poor people, MFI must improve the repayment rate. This paper study the case of microcredit in Guangzhou for determinants of repayment in urban microcredit, which can be used to provide practical ideas and methods for the MFI.

Key Words Microcredit, MFI, Repayment Rate, Determinants

利率期限溢价与股权溢价： 基于区制转移的非线性检验

王志强 熊海芳*

摘 要 基于利率期限溢价和股权溢价具有区制转移的特征,本文采用马尔科夫区制转移自回归(MS-AR)模型检验利率期限溢价与股权溢价之间的非线性关系,并分析通胀预期、股市情绪和股市波动等因素对两者之间非线性关系的影响。我们的经验结果显示,不仅利率期限溢价和股权溢价各自存在区制转移特征,而且两者之间的关系也具有区制转移特征;通胀预期对两者非线性关系影响不显著,而股市情绪和股市波动能解释这种非线性关系。

关键词 利率期限结构,股权溢价,区制转移,非线性关系

一、引 言

股权溢价是指股票收益高于无风险利率的部分,而无风险利率常用国债的短期利率代替(Mehra and Prescott, 1985)。利率期限结构描述的是到期期限不同的国债即期利率与其到期期限之间的关系,利率期限结构中长期利率反映了市场对未来利率的预期,长短期利差(即期限溢价,也被称为斜率因素)反映了市场对风险溢价的预期,因而可以用利率期限结构的期限溢价来解释股权收益

* 王志强,东北财经大学应用金融研究中心/金融学院教授,博士生导师;熊海芳,东北财经大学金融学院博士研究生。通信作者及地址:王志强,辽宁省大连市沙河口区尖山街 217 号东北财经大学杂志社,116025, E-mail: wangzhiqiang@dufe.edu.cn。本文得到国家自然科学基金“基于时变参数的学习机制、利率行为与政策效果研究”(71173030)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“利率期限结构与货币政策效果:基于中国银行业的产业组织分析”(2009JJD790004)和辽宁省教育厅高等学校创新团队研究项目“中国利率期限结构、宏观经济与货币政策研究”(WT2010009)的资助。匿名审稿人为本文的修改提出了宝贵的建议,作者在此表示衷心的感谢,当然文责自负。

相对于短期国债收益的溢价(Chen *et al.*, 1986; Ferson and Harvey, 1991)。理论上,不同期限国债的收益率反映市场对不同期限利率的预期,国债的利率期限结构会受到宏观经济变量的影响,而其中一些宏观经济变量同样会影响股票收益率,如货币政策、通货膨胀等,因此股权溢价与利率期限结构中的期限溢价之间就存在一定的相关性。Harvey(1988)指出,在经济处于衰退时期,利率期限结构曲线向上倾斜;在经济扩张末期,经济周期达到波峰时,利率期限结构曲线向下倾斜。Fama and French(1989)则发现股权溢价具有逆周期性,即在经济处于衰退时期股权溢价较大,在经济处于繁荣时期股权溢价较小。既然利率期限溢价与股权溢价都与经济周期相关,股权溢价与利率期限溢价可能有正相关的关系(Shiller and Beltratti, 1992; Campbell and Ammer, 1993)。另外,由于国债和股票的市场流动性是不一样的,而各个投资者也有不同的风险偏好,利率期限溢价与股权溢价会因为投资者组合配置变动而存在某种负相关关系。

经验研究发现,期限溢价等利率期限结构变量对股权溢价有预测能力(Campbell, 1987; Fama and French, 1989; Campbell and Hamao, 1992)。Campbell(1987)用收益率曲线的短期利率预测美国1959年至1983年股票和债券的溢价,结果发现2个月和6个月期的国库券收益率与1个月期国库券收益率之间的利差有预测能力。Fama and French(1989)以及Chen(1991)用美国二战后的数据得到了类似的结果。Clare等(1994)、Black and Fraser(1995)以及Fraser(1995)发现英国的政府债券收益率可以预测股权溢价。Resnick and Shoesmith(2002)的结果发现长短期利差可以有效地提前一个月预测股票市场的下跌,在1970—1999年的样本外模拟中,他们证实用长短期利差预测所获得的回报将比买入持有策略的收益每年高2.29%。

进一步的研究发现,利率期限溢价与股权溢价之间存在非线性关系。Boudoukh等(1997)利用非参数方法对1802年至1990年近两百年美国的市场数据进行分析研究,证实利率期限结构的斜率因素与股权溢价之间存在非线性关系,结果发现当利率曲线的斜率为负数时,预期股票风险溢价为负数,而且当利率曲线的斜率很小或者为负数时,股票风险溢价对长短期利差的变动较为敏感,并指出股票风险溢价的大小和风险溢价的波动没有关系。近期的相关研究也表明二者之间存在非线性关系,并且这种非线性关系依赖于通胀和股市状态等因素(Lekkos and Milas, 2004; Kanas, 2009)。

发达市场中,理论和经验研究表明不仅利率期限溢价与股权溢价各自具有区制转移的特征(Schaller and Norden, 1997; Hansen and Seo, 2002),而且期限溢

价与股权溢价之间存在非线性关系,同时这种关系是时变的、状态依赖的(Kanas,2010)。在中国市场中,国债市场和股票市场收益率之间的互动关系已经被证实(王璐,2008),利率期限结构中也存在区制转移特征(陈晖和谢赤,2004;刘金全和郑挺国,2006),但对股权溢价的区制转移特征和期限溢价与股权溢价之间非线性关系的研究则相对欠缺,本文将对中国债券市场和股票市场中的期限溢价和股权溢价的区制转移特征及其关系的非线性进行检验,并采用通胀预期和股市波动对其非线性关系进行解释。尽管王璐(2008)分析了国债和股票收益之间的动态关系及其影响因素(如通胀、股市情绪等),但是该研究采用动态条件相关系数来刻画两个市场的关系,不能刻画实际影响的大小并且没有考虑非线性的区制转移特征。更为不同的是,本文分析的是期限溢价与股权溢价之间而不是两个市场收益率之间的关系。

为了研究国债的期限溢价,首先需要估计国债的利率期限结构,考虑到Diebold and Li(2006)基于Nelson and Siegel(1987)模型采用“两步估计法”能较好地拟合和预测利率期限结构(康书隆和王志强,2010),本文先根据Diebold and Li(2006)的方法估计得到国债的利率期限结构,然后在此基础上分析期限溢价和股权溢价及其关系。对于期限溢价与股权溢价的区制转移特征及两者间的非线性关系,采用带有随机区制的马尔科夫区制转移自回归(MS-AR)模型来检验,并用通胀预期、股市情绪和股市波动对两者之间的非线性关系进行稳健性检验和进一步解释。

本文其余内容安排如下:第二部分就国内外关于利率期限结构与股权溢价关系的时变性和非线性的研究文献进行综述;第三部分是本文采用的基础模型和相关数据;第四部分是基于MS-AR模型对利率期限溢价与股权溢价的区制转移分析和非线性关系检验;第五部分是基于通胀、市场情绪和股市波动对两者之间的非线性关系的解释;第六部分是本文的结语。

二、相关文献综述

作为资本市场中两大资产类别,股票和债券具有自然的联系:一方面,它们共同受到宏观经济因素的影响,股票与债券收益之间有可能存在联动(co-movement)^[1](Keim and Stambaugh, 1986; Campbell and Ammer, 1993; Kwan, 1996;

[1] 还有一种说法是传染(contagion)。

Fair, 2003); 另一方面, 当股市受到冲击时, 由于财富替代效应与避险的需求, 受投资者风险偏好变化的影响, 投资者转向投资较为安全的债券, 存在着“逃往质量”(flight to quality)现象(Hartman *et al.*, 2004); 当股市上涨或者回升时, 投资者风险承担能力增加, 进而转向投资股票, 存在着“逃出质量”(flight from quality)现象; 受投资者出逃行为的影响, 股票与债券收益之间表现为反向联动(Gulko, 2002; Connolly *et al.*, 2005; Baur and Lucey, 2009)。值得注意的是, Shiller and Beltratti (1992) 和 Campbell and Ammer (1993) 的研究中隐含的假设是股票与债券之间的相关性是不变的。然而, Barsky (1989) 认为股票与债券收益率之间的联动是状态依赖的, 另外一些研究则显示股票与债券收益率之间的相关性存在明显的时变性(Gulko, 2002; Ilmanen, 2003; Cappiello *et al.*, 2006; Connolly *et al.*, 2005; Jones and Wilson, 2004; Li, 2004; Baur and Lucey, 2009; Beber *et al.*, 2009)。

对于股票与债券收益之间相关性的时变性, Ilmanen (2003) 使用美国数据检验发现, 当通胀水平较高时, 贴现率的变化强于现金流预期的变化, 股票和债券收益率之间存在正相关性; 然而股票与债券收益的相关性会由正变为负, 这种相关性受通胀水平和经济周期的影响。Li (2004) 的结果显示, 对未来通胀的更多关注导致股票与债券之间具有更强的联动。除了这些宏观基本面的影响外, 金融市场的动态变化和投资者的风险态度对两者之间的关系也会有影响(Gulko, 2002; Connolly *et al.*, 2005)。Gulko (2002) 对股市崩溃时的股票和债券相关性进行分析, 结果显示两者的负相关性与股市崩溃相一致。Connolly 等 (2005) 发现当股市波动较高(低)时债券收益会高(低)于股票收益。Cappiello 等 (2006) 发现当股市遭受金融危机时, 股票与债券收益率的条件相关性会发生明显下降。d'Addona and Kind (2006) 使用仿射资产定价模型对股票和债券进行联合定价, 进而考察内生于模型中的两者之间的相关关系, 结果发现实际利率的波动增加了股票与债券的相关性, 而通货膨胀冲击、股息收益率则降低了两者之间的相关性。Andersson 等 (2008) 检验了通货膨胀、经济增长预期和股市的不确定性对股市和债市时变相关性的影响, 结果显示, 在高通胀预期时股价和债券价格相同方向运动, 而在温和通胀预期时, 两者出现负的相关性; 当股市不确定性加强时, 两者之间的相关性下降; 两者的相关性不受经济增长预期的影响。这些研究表明, 国债收益和股票收益之间的相互关系不是固定的, 具有时变性, 而且与通胀和股市状况有关。

对于国债期限溢价和股权溢价, 近来的研究主要分析两者的非线性关系。Boudoukh 等 (1997) 用美国数据验证了股权溢价和利率期限结构之间存在非线性

性关系,他们的研究结果显示:股权溢价与利率期限结构曲线的斜率存在显著的非线性关系;当利率期限结构曲线的斜率很小或者为负数的时候,股权溢价对长短期利差的变化更加敏感;股权溢价的符号取决于利率期限结构。Lekkos and Milas(2004)用平滑转移自回归(Smooth Transition Autoregressive, STAR)模型分析远期溢价、利率期限结构曲线斜率和股票超额收益对英国国债的超额收益的预测能力,结果发现预期收益呈现由利率期限结构的斜率因素控制的区制转移特征,在经济衰退区制下,解释预期收益的主要因素是利率期限结构的斜率因素,在经济扩张区制下主要因素是股票超额收益。Guidolin and Timmermann(2005)对股票和债券的联合分布的非线性动态进行了计量分析,结果发现股票和债券的边际分布都有明显的区制。

Kanas(2009)使用英国数据发现,股票风险溢价和国债期限溢价之间的关系是非线性的,是一个随机区制转移(stochastic regime switching)过程。其中,一个区制中两个溢价具有较低的波动性,另一个区制中两个溢价具有较高的波动性,高波动区制的发生与汇率有关,低波动区制出现的概率大于高波动区制的概率。滞后的期限溢价只是在低波动区制中对股票风险溢价有显著的预测能力,而滞后的股票风险溢价在低波动区制中也能预测债券期限溢价。在改变股票风险溢价、考虑实际利率和实际增长率后,这种区制依赖的双向预测能力仍然存在。Kanas(2010)则从利率期限结构的斜率因素的正负带来的非对称性和区制转移两个维度做了进一步分析,结果显示非对称性只是在股权溢价存在区制转移时存在,仅有正的斜率因素在低股权溢价波动时对股权溢价具有预测能力。

国内目前的研究主要集中在债券和股票市场收益的相关性和波动性及其溢出效应上。在相关性方面,张细松(2010)用协整检验、误差修正模型和Granger因果检验方法验证股市和债市之间的相关性。曾志坚和罗长青(2008)以换手率为流动性变量,利用1997—2005年上交所数据研究了两个市场流动性之间的联动关系,研究发现股票市场和债券市场月度流动性之间不存在领先滞后关系;而债券日度流动性领先股票日度流动性3天。王璐(2008)研究了宏观变量(包括利率、通货膨胀、货币供应量等)对两个市场收益率相关性的影响,发现以上变量对股市和债市收益率的相关性确实有显著影响。袁超等(2008)运用ADCC对中国股市和债市的相关系数的时变性进行研究,结果发现两个市场的相关性存在结构性变化。在溢出效应方面,曾志坚和江洲(2007)、王璐和庞皓(2008)都分别使用上海证券交易所的日数据发现两市的收益率存在显著

的溢出关系,但溢出效果不强。王璐和庞皓(2009)则使用 BEKK 模型对股市和债市的波动溢出进行研究,结果显示,中国股市和债市波动溢出具有明显时变特征,波动影响不对称,股市对债市影响大于债市对股市影响,动态相关系数偏弱说明两个市场在资源配置能力、信息流动等方面存在显著的缺陷。

综上,现有文献对股市和债市收益率的相关性、波动性及其溢出效应、流动性和宏观经济解释进行了多方面研究,两者之间的时变性和非线性(结构变化)得到较多证据的支持,但是对利率期限结构的期限溢价与股权溢价之间的非线性关系研究及其解释则较少;国内研究中则主要是对两个市场收益率的相关性和波动溢出进行分析,也缺乏对非线性的深入研究,尤其是对期限溢价和股权溢价关系的研究。本文将在考虑自回归情况下,利用随机区制转移来验证非线性的存在,并用通胀预期、股市情绪和股市波动做进一步验证。

三、基础模型与样本数据

(一) 模型选择

金融时间序列中,数据因为体制变革、金融危机等重大事件的影响会发生结构性变化,而区制转移模型可用于分析这种非线性变化,其中 Hamilton (1989)提出的马尔科夫区制转移自回归(Markov Switching Autoregression, MS-AR)模型因其可以考虑方程中均值、方差和系数的区制转移特征而得到了广泛应用。马尔科夫区制转移自回归模型假设区制的变化是一个不可观测的随机过程,区制的转移外生于各状态的转移概率,而转移概率服从马尔科夫过程,这样区制转移就可能发生在任何时点而不是特定的时间或者依赖之前的数据。

为分析期限溢价和股权溢价之间的非线性,考虑到在较长的时间期限里可能存在相互关系的动态变化和结构变化,本文采用一个二区制的马尔科夫区制转移自回归模型(MS-AR)进行检验。之所以采用两个区制,是因为金融时间序列中主要有两个状态:上升和下降,或者正相关和负相关。鉴于已有研究结果表明期限溢价和股权溢价之间的相互关系会受到通胀预期、股市波动等多个因素的影响,而马尔科夫转换模型中区制转换是随机的,在事先不知道区制依赖的状态变量时,本文采用 MS-AR 模型而不是 STAR 模型是合适的。本文先采用一般线性自回归模型进行分析,然后将一般线性 AR 模型扩展成带有区制转移的 AR(MS-AR)模型,这一方面可以作对比分析,另一方面线性分析也为 MS-AR

模型提供了优化求解的初始值。

基于现有的理论和经验研究结果,本文主要分析期限溢价对股权溢价的预测关系。尽管在国债期限溢价与股权溢价关系研究中,Lekkos and Milas(2004)以及Kanas(2009)还分析了股权溢价对期限溢价的预测能力,但考虑到在中国市场中利率期限结构一定程度影响了股市收益,而股市收益很少被用来解释利率期限结构,同时本文还要采用通胀、股市波动对两者之间的非线性进行宏观经济解释,用股权溢价预测期限溢价则缺乏相关理论依据,所以本文不考虑股权溢价对期限溢价的预测能力。

以 exret 表示股权溢价, sp 表示期限溢价,线性的 AR 方程形式如下,其中 ε_{ex} 服从均值为零、标准差为 σ 的正态分布, $k=1,2,\dots$:

$$\text{exret}_t = \alpha_{\text{ex}} + \alpha_{\text{ex,sp}} \text{sp}_{t-k} + \sum_{k=1}^l \alpha_{\text{ex,ex}} \text{exret}_{t-k} + \varepsilon_{\text{ex}} \quad (1)$$

为了分析期限溢价与股权溢价之间的非线性,在线性 AR 方程中的截距项、方差具有区制依赖基础上,假设回归系数也都具有区制依赖性,于是区制转移的 AR 方程形式如下:

$$\text{exret}_t = \alpha_{\text{ex,st}} + \alpha_{\text{ex,sp,st}} \text{sp}_{t-k} + \sum_{k=1}^l \alpha_{\text{ex,ex,st}} \text{exret}_{t-k} + \varepsilon_{\text{ex,t}} \quad (2)$$

其中, st 是未知的区制, $\varepsilon_{\text{ex,t}}$ 是新息过程,其区制依赖的方差矩阵为 $\sum(\text{st})$, $k=1,2,\dots$ 。

设 st 服从二区制的马尔科夫过程,其转移矩阵为 p 。对等式(2)先采用 BFGS 方法进行模拟退火优化,然后采用极大似然估计以得到状态转移概率 p 。 p 的形式为:

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中,假设转换概率 p_{ij} 满足下式:

$$p_{ij} = \text{pr}(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^2 p_{ij} = 1, \quad \forall i, j \in \{1, 2\} \quad (4)$$

如果 $p_{ii} = 1$,则认为区制 i 是一个吸收区制。上面设定的线性的 AR 方程式(1)和非线性的 MS-AR 模型(2),实际上是在分析一个区制下和两个区制下的不同状况。

(二) 样本数据与变量选择

本文的数据来源于锐思金融数据库(RESSET),考虑交易所债券市场在

2009年后的交易比较少,国债数据使用银行间债券市场数据。银行间债券市场在2002年前共有25只债券,但有交易数据的现券国债数量不足5只,2002年以后银行间国债交易逐渐活跃,交易中国债的期限也多样化,所以数据区间选为2002年1月至2010年3月。证券市场指数采用上证综指,上证综指的月度收益率用 ret 表示。为了得到不同期限的无风险利率,考虑Nelson and Siegel (1987)简约利率期限结构模型的灵活性和广泛使用,本文首先根据Diebold and Li(2006)的“两步估计法”估计即期利率,进而根据Nelson-Siegel模型参数计算得到1年和10年的无风险即期利率 $y1$ 和 $y10$ 。期限溢价(即长短期利差)用 sp 表示,本文中我们用10年期利率减去1年期利率度量期限溢价,因而记作 $sp101$ 。股票指数收益率 ret 与1年期即期利率 $y1$ 的差用于度量股权溢价,记为 $exret$ 。

根据拟合利率期限结构的方法,我们得到1年期和10年的即期利率,它们的时间序列见图1。根据1年期、10年期利率以及上证指数收益率,得到 $exret$ 和 $sp101$ 的时间序列,由于利差一般较小,图2列出 $sp101$ 乘以10后与上证综指超额收益的时间序列。

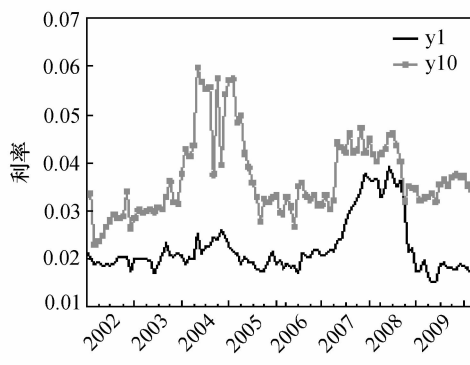


图1 $y1$ 和 $y10$ 的走势

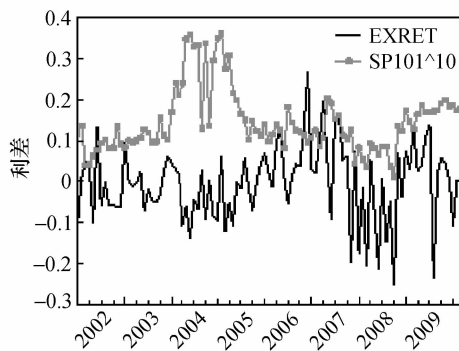


图2 期限溢价($\times 10$)和上证综指超额收益的走势

(三) 样本数据的描述性统计

由样本数据可计算出各变量的描述性统计,参见表1。在表1中可以看到,所有变量都拒绝分布为正态的假设:偏度都不为零,峰度基本都大于3,J-B统计量大多都具有很强的统计显著性。在三个即期利率之间,均值随其期限增加而变大,但标准差却在减小,说明短期利率相对于长期利率波动较大。在两个利差之间,随着期限增加,利差均值在变大,标准差也在变大,说明短期利率之间关联性较大,长短期利率之间变化不一致。相对于即期利率,利差有更小的均值和标准差。相对于股指收益,三个即期利率的均值较大、标准差却较小,偏度和峰度相对较大,这说明利率的收益较大,风险却较小。两个利差相对股指超额收益具有较大的均值和较小的标准差,并具有较大的偏度和峰度。另外,采用ADF方法得出的单位根检验结果表明,在5%的显著性水平下,ret和exret是平稳的,其他变量都是一阶差分平稳的。

表1 样本数据的描述统计

	y1	y10	y2	sp101	sp21	ret	exret
均值	0.0222	0.0368	0.0249	0.0146	0.0027	0.0106	-0.0040
中值	0.0203	0.0344	0.0228	0.0126	0.0021	0.0188	0.0037
最大值	0.0390	0.0599	0.0410	0.0360	0.0105	0.2745	0.2650
最小值	0.0150	0.0227	0.0134	0.0012	-0.0018	-0.2463	-0.2475
标准差	0.0058	0.0083	0.0063	0.0077	0.0026	0.0910	0.0915
偏度	1.5615	0.9968	0.8658	1.1990	1.2166	-0.2885	-0.2121
峰度	4.3588	3.5212	2.9086	4.1790	4.3408	3.7490	3.5633
Jarque-Bera	47.8461	17.5137	12.4022	29.4541	31.8373	3.6874	2.0511
(P值)	(0.0000)	(0.0002)	(0.0020)	(0.0000)	(0.0000)	(0.1582)	(0.3586)
ADF(n)	-10.37(1)	-15.12(1)	-11.33(1)	-16.13(1)	-11.46(1)	-5.094(0)	-5.081(0)
(P值)	(0.000)	(0.0001)	(0.000)	(0.0001)	(0.0001)	(0.000)	(0.000)

注:ADF后面括号内n是差分阶数。

四、期限溢价与股权溢价及其关系的区制转移特征分析

鉴于股权收益具有区制转移的非线性特征(Schaller and Norden,1997),而利率期限结构中也存在区制转移的非线性特征(Hansen and Seo,2002;陈晖和谢赤,2004;刘金全和郑挺国,2006),为考察期限溢价与股权溢价之间的非线性关系,有必要先分别对两者的区制转移特征进行分析,然后再对两者之间的关系进行非线性检验。考虑到金融时间序列中可能存在自相关性,对单个变量也

采用自回归模型,并对其是否存在区制转移特征进行检验。

(一) 期限溢价的区制转移特征分析

对于期限溢价,首先采用带有常数项的自回归模型进行分析,其滞后项根据 AIC 信息最小准则判定为 1,估计得到 sp101 的自回归方程为:

sp101_t = 0.0038 + 0.7432sp101_{t-1} + ε_t (5)

估计结果中,常数项和 1 阶滞后项的 *t* 统计量分别为 3.38 和 10.88,都具有统计显著性,说明期限溢价具有显著的自相关性,其中 1 阶滞后项的系数为 0.74,说明期限溢价自相关的程度较高。

依据等式(5),设定期限溢价有两个区制来估计其非线性,估计等式的设定如下:

sp101_{s1,t} = α_{0,s1} + α_{1,s1}sp101_{s1,t-1} + ε_{s1,t}
sp101_{s2,t} = α_{0,s2} + α_{1,s2}sp101_{s2,t-1} + ε_{s2,t} (6)

在等式(6)中,s1 和 s2 分别表示两个区制状态,考虑等式(5)中的截距项和斜率以及方差都有可能发生状态转移,所以在等式(6)中都设定为随状态变化的;当 α_{0,s1}与 α_{0,s2}相等、α_{1,s1}与 α_{1,s2}相等时,等式(6)与等式(5)效果相同,等式(6)的估计结果见表 2。

表 2 期限溢价的区制转移自回归

变量	系数	<i>t</i> 统计量	<i>P</i> 值
α _{0,s1}	0.0020**	2.0145	0.0434
α _{0,s2}	0.0438***	20.8708	0.0000
α _{1,s1}	0.8677***	13.0552	0.0000
α _{1,s2}	-0.9114***	-14.0756	0.0000
σ ₁	0.0038	σ ₂	0.0013
<i>p</i> 12	0.0112	<i>p</i> 21	0.2972

注:σ₁、σ₂ 分别表示状态 1、2 下的标准误差,***、**和* 分别表示 1%、5%和 10% 水平上显著。

从表 2 可以看出,α_{0,s1}、α_{0,s2}、α_{1,s1} 和 α_{1,s2} 都具有统计显著性,而且 α_{0,s1} 与 α_{0,s2}、α_{1,s1} 与 α_{1,s2} 都明显不相等,表示状态 1、2 的变量 σ₁、σ₂ 也是不相等的。同时,为了判断等式(5)是否需要带有区制转移,需要根据 Davies(1987)进行似然比检验,等式(5)的似然函数值为 377.47,等式(6)的似然函数值为 402.36,似然比为 49.78,依据 Davies(1987)的判断标准具有统计显著性,说明期限溢价自回归具有区制转移特征。

为了反映期限溢价状态的变化,图3给出了等式(6)中状态1发生的概率。从图3可以看出,在2002年1月至2004年7月期间,期限溢价的变化一直处于状态1中,在2004年8月至11月期间处于状态2中,2004年9月至2010年3月期间又一直处于状态1中。总的来说,期限溢价大多数时候处于状态1中,平均期限长度为89个月,而处于状态2的期限仅为3.4个月。根据表2知道,状态1的斜率系数 $\alpha_{1,s1}$ 为正数,状态2的斜率系数 $\alpha_{1,s2}$ 为负数,说明期限溢价大多时候具有正的自相关,仅有2004年年底是负的自相关的,这与图2中这一时期期限溢价急剧下降是一致的,与等式(5)的结果也相符。

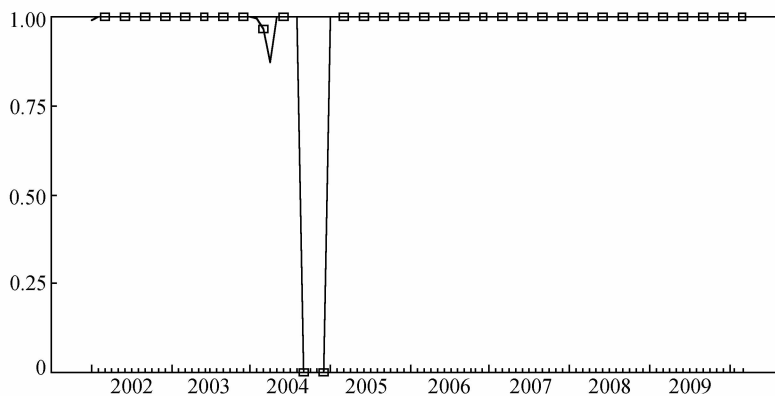


图3 期限溢价在状态1时的概率

(二) 股权溢价的区制转移特征分析

对于股权溢价,首先采用带有常数项的自回归模型进行分析,根据AIC信息最小准则,等式右边仅包含2阶的滞后项,估计得到exret的自回归方程为:

$$\text{exret}_t = -0.002 + 0.25\text{exret}_{t-2} + \varepsilon_t \quad (7)$$

估计结果中,常数项的 t 统计量为 -0.23 ,不具有统计显著性,2阶滞后项的 t 统计量为 2.54 ,具有统计显著性,说明股权溢价具有显著的自相关性,其中2阶滞后项的系数为 0.25 ,说明自相关的程度不是很高。

依据等式(7),设定期限溢价有2个区制来检验其非线性:

$$\begin{aligned} \text{exret}_{s1,t} &= \alpha_{0,s1} + \alpha_{1,s1}\text{exret}_{s1,t-2} + \varepsilon_{s1,t} \\ \text{exret}_{s2,t} &= \alpha_{0,s2} + \alpha_{1,s2}\text{exret}_{s2,t-2} + \varepsilon_{s2,t} \end{aligned} \quad (8)$$

在等式(8)中, $s1$ 和 $s2$ 分别表示两个区制状态,这里同样把截距项和斜率以及方差都设定为随状态变化的;当 $\alpha_{0,s1}$ 与 $\alpha_{0,s2}$ 相等、 $\alpha_{1,s1}$ 与 $\alpha_{1,s2}$ 相等时,等式(8)与等式(7)效果相同,等式(8)的估计结果见表3。

表 3 股权溢价的区制转移自回归

变量	系数	<i>t</i> 统计量	<i>P</i> 值
$\alpha_{0,s1}$	0.0082	0.4692	0.6389
$\alpha_{0,s2}$	-0.0129	-1.5120	0.1305
$\alpha_{1,s1}$	0.2414 **	2.2847	0.0223
$\alpha_{1,s2}$	0.2020 *	1.7141	0.0865
σ_1	0.1095	σ_2	0.0596
<i>p</i> 12	0.0051	<i>p</i> 21	0.0207

注： σ_1 、 σ_2 分别表示状态 1、2 下的标准误差，***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著。

从表 3 可看出，在状态 1 和状态 2 时 $\alpha_{0,s1}$ 、 $\alpha_{0,s2}$ 都不具有统计显著性，而 $\alpha_{1,s1}$ 、 $\alpha_{1,s2}$ 具有统计显著性； $\alpha_{0,s1}$ 与 $\alpha_{0,s2}$ 、 $\alpha_{1,s1}$ 与 $\alpha_{1,s2}$ 明显不相等，表示状态 1、2 的变量 σ_1 、 σ_2 也是不相等的。同时，等式(7)的似然函数值为 97.62，等式(8)的似然函数值为 103.62，似然比为 10.8，依据 Davies(1987)的判断标准具有统计显著性，说明股权溢价自回归具有区制转移特征。根据表 3 知道，状态 1 和状态 2 的斜率系数 $\alpha_{1,s1}$ 、 $\alpha_{1,s2}$ 都为正数，说明期限溢价大多时候具有正的自相关； σ_1 、 σ_2 不相等，可以认为状态 1 和 2 分别为波动大和小的区制；与波动小的区制相比，在波动大的区制下股权溢价的 2 阶自相关性较显著。

图 4 给出了等式(8)中股权溢价在状态 1 时的概率，曲线下边距离和上边距离分别表示股权溢价在状态 1 和状态 2 时的概率。由图 4 可见，2002 年至 2003 年年初股权溢价处于状态 1 转向状态 2 的变化过程中，2003 年年中至 2006 年年初处于状态 2，2006 年 5 月至 2006 年年底处于状态 2 向状态 1 的转变中，2006 年 11 月至 2010 年 3 月期间处于状态 1。根据表 3，状态 1 和状态 2 的斜率系数 $\alpha_{1,s1}$ 、 $\alpha_{1,s2}$ 都为正数，说明期限溢价大多时候具有正的自相关； σ_1 大于 σ_2 ，可以认为状态 1 相对于状态 2 波动较大。这与中国股市波动情形基本一致：2002 年、2006 年年中至 2009 年年底波动较大，而在 2003 年年初至 2006 年年中波动则相对较小。

(三) 期限溢价和股权溢价关系的区制转移特征分析

1. 线性 AR 分析

依据等式(1)对国债期限溢价和股权溢价的线性自回归模型进行分析。根据 AIC 最小准则得到等式右边的滞后项的阶数分别为 1 和 2，估计得到的方程式如下：

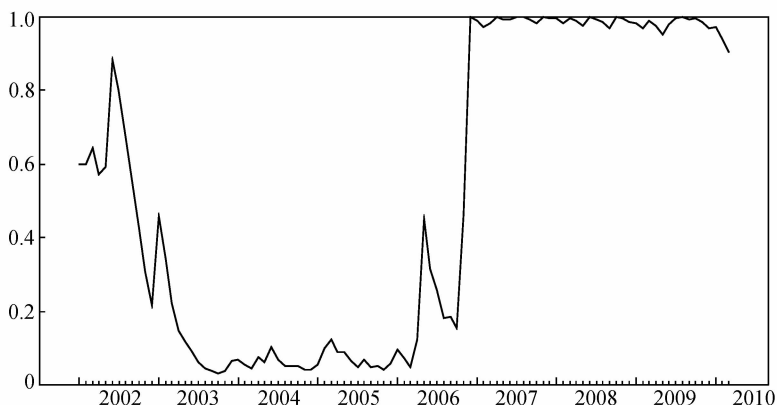


图4 股权溢价在状态1时的概率

$$\text{exret}_t = 0.0039 - 0.4071 \text{sp101}_{t-1} + 0.2484 \text{exret}_{t-2} \quad (9)$$

在等式(9)中,右边的系数仅有 exret 滞后2阶的系数0.2484具有统计显著性,估计方程的 R^2 仅为0.065。结果表明,线性自回归模型不适用于描述期限溢价与股权溢价之间的关系。

2. 基于区制转移的AR分析

线性AR分析相当于1个区制中的情况,等式(9)的结果表明期限溢价对股权溢价有负的影响但不具有统计显著性。当考虑两个区制时,期限溢价对股权溢价是否具有预测作用?下面采用Kanas(2010)的方法进行分析。^[2] 方程形式设定为:

$$\text{exret}_t = \alpha_{\text{st}} + \alpha_{\text{ex,sp,st}} \text{sp101}_{t-1} + \alpha_{\text{ex,ex,st}} \text{exret}_{t-k} + \varepsilon_{\text{ex},t} \quad (10)$$

其中, st 是未知的区制, $\varepsilon_{\text{ex},t}$ 是新息过程,服从标准正态分布。

鉴于在不考虑区制时,等式(7)中股权溢价的2阶滞后系数显著,等式(9)中 exret 的2阶滞后系数也显著;而考虑区制后,等式(8)的估计结果表明股权溢价在状态2时具有显著2阶自相关,因而设定等式(10)右边 exret 的滞后阶数为2,同时设定 sp101 的滞后阶数为1,其估计结果见表4。等式(9)的似然函数值为97.68,等式(10)的似然函数值为103.99,似然比为12.6,依据Davies(1987)的判断标准具有统计显著性,说明期限溢价和股权溢价自回归模型具有区制转移特征。其中,转移概率 $p_{11} = 0.945$, $p_{22} = 0.965$ 。

[2] Kanas(2010)的分析中还考虑了期限溢价正负的非对称性,但是从表1中知道,中国 sp101 的最小值是正数,所以方程中不能区分 sp101 正负的非对称效应。

表4 期限溢价和股权溢价的 MS-AR(2) 分析

参数	状态 1	状态 2
α_{st}	0.1762 ** (2.4951)	-0.0194 (-1.0379)
$\alpha_{ex, sp, st}$	-7.8637 * (-1.9123)	0.0892 (0.0959)
$\alpha_{ex, ex, st}$	-0.3219 ** (-2.2712)	0.3585 *** (3.2256)
σ	0.0834	0.0747

注:括号中的数字是 t 统计量的值,***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著。

从表4中可以看出,在状态1时所有系数都具有统计显著性,其中,1阶滞后的 $sp101$ 的系数(-7.8637)是显著的,说明期限溢价对股权溢价有显著的负影响, $exret$ 的2阶滞后系数显著性较强,说明股权溢价也受到自身滞后的影响。因此,状态1时,期限溢价和股权溢价的滞后项能够预测股权溢价。在状态2时,1阶滞后的 $sp101$ 的系数(0.0892)不显著,仅有 $exret$ 自身的滞后项具有统计显著性,说明期限溢价不能预测股权溢价。从波动率 σ 看,状态1的 σ 略大于状态2的 σ ,表明在波动略大的状态1时,期限溢价对股权溢价具有一定的预测能力。

图5给出了股权溢价和期限溢价 MS-AR(2) 模型中状态1发生的概率 $pstar$, 曲线下边距离和上边距离分别表示股权溢价在状态1和状态2时的概率。从图5可以看出,尽管出现一些轻微向上的部分,股权溢价在2002年至2005年基本上处于状态2中,2006年5月至2007年10月处于状态1中,2007年11月至2009年6月处于状态2中,2009年7月到2010年3月处于状态1中。根据表4,我们知道,状态1中期限溢价和股权溢价的滞后期对股权溢价的影响为负,而图5中状态1出现在2006年5月至2007年10月和2009年7月至2010年3月,这两个时期的中国股市正是处于上升的过程中,而在2002—2005年和2008年时,中国股市处于低迷和下跌期间,而表4状态2中,期限溢价与股权溢价及其滞后项虽然正相关但不显著。

综上,在中国股市大幅上升时,期限溢价与股权溢价之间有显著的负相关,这与“逃出质量”是一致的,股市上涨或者回升时投资转向投资风险高的股票;而在股市下跌时,两者之间的正相关性不显著,这与“逃往质量”是不一致的。

我们的经验结果与 Kanas(2009) 和 Kanas(2010) 的经验结果不一致。Kanas(2009) 发现在股市波动较小区制下,股权溢价和期限溢价都较小,可能受到宏观因素影响而使得两者高度正相关,而在股市波动较大的区制下,由于“逃往质量”而使得两者相关性降低。我们认为,不一致的原因在于,样本区间内宏

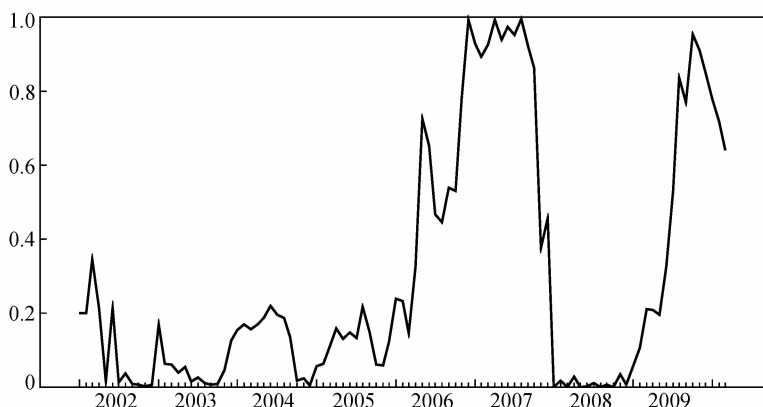


图5 股权溢价和期限溢价 MS-AR(2) 在状态 1 时的概率

观因素对我国债券市场和股票市场的作用并不相同,导致两个市场在股市波动幅度不大的情况下关联性不强;两个市场在股市大幅波动之时表现出较强的关联性,这是由于“逃出质量”或者“逃往质量”现象的存在而出现股市与债市之间的“跷跷板”效应,从而引起期限溢价与股权溢价之间负相关。

本文的经验结果没有支持中国股市中存在“逃往质量”现象,也就是说,我们没有看到股市风险增加会导致投资者转向投资国债的现象。但是,当我们将银行储蓄作为“高质量证券”纳入投资者的投资范围内时,就会发现中国股票市场存在明显的“逃往质量”现象。以金融机构各项存款(人民币)月同比增长率为例,我们可以看到,该数字在2006年4月高达19.79%,之后逐步回落至2007年10月的14.94%,期间伴随着中国股票历史上最大的牛市;在2008年的熊市中,该数字从1月份的15.12%上升至10月份的21.10%。这些数字显示,股市的涨跌与金融机构存款增长之间存在显著的负相关,这种负相关关系在股市大幅波动时表现得尤为明显。因此,我们认为中国股票市场存在明显的“逃往质量”现象。与其他市场不同的是,中国股市的大幅下跌导致资金逃往储蓄存款。其原因在于,中国国债市场不完善,利率市场化程度低,以及投资者不成熟,导致储蓄存款与国债一样成为投资者心目中的“高质量证券”。

3. 稳健性检验

考虑到期限溢价与股权溢价之间的非线性关系的存在可能是由于共同受到外在的宏观经济因素或者市场情绪的影响,本文在等式(10)中加入控制变量对股权溢价和期限溢价的 MS-AR(2) 模型进行稳健性检验。检验方程如下:

$$\text{exret}_t = \alpha_{st} + \alpha_{\text{ex,sp,st}} \text{sp101}_{t-1} + \alpha_{\text{ex,ex,st}} \text{exret}_{t-k} + \alpha_{\text{ex,ee,ex,st}} \text{eex}_t + \varepsilon_{\text{ex},t} \quad (11)$$

其中, eex 表示外在的宏观经济因素和股市情绪, 其他符号与等式 (10) 相同。

一般采用实际利率和实际产出作为影响期限溢价和股权溢价关系的外在因素 (Kanas, 2009), 考虑到中国金融市场与经济增长关系较弱, 而市场中对通胀预期和货币政策的关注较大, 因此用通胀预期和市场利率来表示影响非线性关系的宏观经济因素, 本文分别把它们放进等式 (11) 对期限溢价和股权溢价的 MS-AR 分析做稳健性检验。其中, 通胀预期采用下一期的通胀率, 利率采用月度银行间同业拆借 7 日平均利率, 股市情绪则使用当月新开户数的环比增长率来度量。

考虑利率和通胀时, 估计结果见表 5 和表 6; 考虑股市情绪时, 估计结果见表 7。表 5 的结果表明, 考虑市场利率时, 期限溢价和股权溢价滞后项对股权溢价的影响基本不变, 两个状态下市场利率对股权溢价都有显著影响; 考虑通胀预期时, 期限溢价对股权溢价的预测能力在状态 1 中依然存在, 而通胀预期因素也具有统计显著性, 在状态 1 中影响股权溢价的主要是其自身滞后项、期限溢价和通胀预期, 而在状态 2 中, 影响股权溢价的主要是通胀预期和自身滞后项。

表 5 期限溢价和股权溢价的 RS-AR(2) 分析: 市场利率、通胀预期

参数	市场利率		通胀预期	
	状态 1	状态 2	状态 1	状态 2
α_{st}	0.0367 (0.7525)	0.1097 *** (2.6748)	0.1479 * (1.8403)	0.0018 (0.0990)
$\alpha_{ex, sp, st}$	-7.5820 *** (-4.0600)	-0.7445 (-0.7424)	-9.9485 ** (-2.1355)	0.5543 (0.5337)
$\alpha_{ex, ex, st}$	-0.4986 *** (-3.2264)	0.3172 * (1.8627)	-0.4685 ** (-2.0405)	0.3103 * (1.9030)
$\alpha_{ex, eex, st}$	5.8729 *** (3.4881)	-5.1311 *** (-2.7450)	2.2953 ** (2.1407)	-1.1008 *** (-3.6662)
σ	0.0705	0.0711	0.0711	0.0707

注: 括号中的数字是 t 统计量的值, ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著。

另外, 稳健性检验方程同时包括通胀预期、市场利率时得出的估计结果参见表 6。其结论与上面类似, 限于篇幅, 本文不再详述。

表6 期限溢价和股权溢价的 MS-AR(2) 分析:通胀预期与市场利率

参数	状态 1	状态 2
α_{st}	0.05823 (0.7997)	0.07862 (1.4806)
$\alpha_{ex,sp,st}$	-8.1221 *** (-2.6299)	-0.3916 (-0.3215)
$\alpha_{ex,ex,st}$	-0.4995 *** (-2.8149)	0.2958 (1.4699)
$\alpha_{ex,infla,st}$	0.8646 (0.4658)	-0.4104 (-0.7375)
$\alpha_{ex,inrate,st}$	4.4985* (1.7222)	-3.5429 (-1.4719)
σ	0.06975	0.07095

注:括号中的数字是 t 统计量的值,***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著。

表7的结果表明,考虑股市情绪时,期限溢价对股权溢价的预测能力在状态1和状态2中都不存在显著性,而股市情绪都具有统计显著性,在状态1和状态2中影响股权溢价的主要是其自身滞后项和股市情绪,但是在两个状态中各自的系数符号刚好相反。这些结果说明在我国尽管股权溢价受到市场利率变化和通胀预期等宏观因素的影响,但期限溢价和股权溢价之间带有区制转移特征的非线性关系依然存在;然而考虑市场情绪时,这种关系就不存在了,说明期限溢价与股权溢价之间的非线性关系受市场情绪影响比较严重。

表7 期限溢价和股权溢价的 MS-AR(2) 分析:股市情绪

参数	状态 1	状态 2
α_{st}	0.1153* (1.7067)	-0.02502 (-1.2365)
$\alpha_{ex,sp,st}$	-5.825 (-1.5917)	0.1916 (0.2006)
$\alpha_{ex,ex,st}$	-0.2934** (-2.017)	0.3556*** (3.107)
$\alpha_{ex,exx,st}$	1.1590*** (2.827)	-0.2788*** (-3.9847)
σ	0.07689	0.07449

注:括号中的数字是 t 统计量的值,***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著。

值得注意的是,表5和表4的结果类似,但是表5中状态1时期限溢价对股权溢价影响的显著性却在提高,说明在考虑股权溢价的其他影响因素后的结果比仅考虑期限溢价影响的结果更可靠,这与理论和现实中影响股权溢价的因素有很多种是一致的;表5中状态2时期限溢价对股权溢价影响的显著性没有提高,但是加入的变量都很显著,说明在状态2中影响股权溢价的主要是期限溢价之外的因素,因而表4中期限溢价的系数不显著是可以接受的;另外,表7中状态2时股市情绪的显著性也说明了这一点。由于目前的分析技术中尚缺乏对同时存在方程均值、方差和系数的区制转移特征时区制转移状态个数的检

验,本文仅使用两个区制来分析股权溢价和期限溢价的非线性关系,没有考虑三个甚至更多个区制。不过,图2、图3、图4和图5的表现是比较一致的,同时我们得到的估计结果具有一定的稳健性,也较为符合中国的实际情况,因此,上面的结论也是可以接受的。

五、利率期限溢价与股权溢价非线性关系的经济解释

一些研究对股市和债市收益之间的关系随时间发生变化的原因进行了解释,认为通胀和股市波动对两者关系有显著影响 (Gulko, 2002; Ilmanen, 2003; Li, 2004; Connolly *et al.*, 2005; Andersson *et al.*, 2008)。对于中国市场,王璐 (2008)研究了利率、通货膨胀、货币供应量等宏观变量对两个市场收益率相关性的影响,发现这几个宏观变量对股市和债市收益率之间的相关性确实有显著影响。与上述研究不同的是,本文采用类似的外部因素对期限溢价与股权溢价之间的非线性关系进行解释。为解释图5中股权溢价和期限溢价MS-AR(2)在状态1、状态2之间的变化,本文采用通胀预期、股市情绪和股市波动来进行分析。^[3] 通胀预期和股市情绪定义与等式(11)一样,而股市波动则采用当月上证股票指数收益率波动率。

(一) 期限溢价与股权溢价之间的关系：区间统计

为了区分不同经济状态下,期限溢价与股权溢价之间关系的变化,首先根据图5把通胀预期、股市情绪和股市波动划分为不同的区间,然后分别对各个区间上的经济变量进行简单的加权平均得到各个区间上的均值,结果见表8。

表8 分区间变量均值

区间	通胀预期	市场情绪	股市波动	股权溢价	期限溢价	状态1 概率
2002.01—2006.04	0.0155	0.0021	32.2654	-0.0172	0.0163	0.1131
2006.05—2007.10	0.0345	0.0329	112.6576	0.0722	0.0130	0.8062
2007.11—2009.06	0.0346	-0.0056	148.4482	-0.0369	0.0102	0.1023
2009.07—2010.03	0.0104	0.0120	96.3984	-0.0070	0.0180	0.7761

注：表中数据为经济预期中通胀预期、股市波动、股权溢价和期限溢价的区间均值。区间划分是根据图5中状态1和状态2的区间来划分。

[3] 尽管有研究分析经济增长对两者关系的影响,如 Andersson 等(2008)检验了通胀和经济增长预期以及股市的不确定性对股市和债市时变相关性的影响,但是其结果显示,两者的相关性不受经济增长预期的影响;另外,中国的股市与经济增长关系并不紧密,因此,本文没有考虑经济增长。

表8中,2002年1月至2006年4月,预期通胀均值为0.0155,股市月度波动率均值为32.27,是样本区间上股市波动最低的时期,市场情绪较低,此时期限溢价和股权溢价关系处于状态2中,尽管该时期股市的波动较小,但是股票的溢价均值为负数,而期限溢价却为正数,从图1可以看出该时期我国短期利率变化相对较小而长期利率却在上升,说明股市尽管波动小但收益在下降,期限溢价源于长期利率上升。2006年5月至2007年10月,预期通胀均值为0.0345,股市月度波动率均值为112.66,相对2006年4月以前大幅上升,市场情绪较高,此时期限溢价和股权溢价处于状态1中,该时期预期通胀上升、股市波动增加,从股权溢价达到0.0722可以看出股市在大幅上涨,随着长期利率的下降期限溢价略有下降(图1),于是就出现了期限溢价与股权溢价之间负的相关性。2007年11月至2009年6月,通胀预期达到最大的0.0346,而股市波动也达到最大的148.45,但是从股权溢价来看股市是大幅下降的,市场情绪低迷,而期限溢价也是略有下降的,两者之间存在一定的正相关性,此时期限溢价和股权溢价关系处于状态2中。2009年7月至2010年3月,通胀预期大幅下降到最低点,仅为0.0104,股市波动也下降到96.4,市场情绪也较低,此时的股权溢价为负数,而期限溢价却达到最大的0.018,期限溢价与股权溢价的关系处于状态2中,两者负相关。

(二) 经济与市场因素对期限溢价与股权溢价关系的影响:回归检验

表8仅是根据区间来判断状态的变化,下面给出等式(10)结果中状态1的概率pstar对通胀预期、股市情绪和股市波动的分状态的回归检验。由于理论上概率的分布区间为 $[0,1]$,而解释变量的分布则是任意的,因此需要进行转换:对状态1的概率进行Logit函数转换。由于状态概率具有很强的自相关性,所以加上一阶滞后项,另外,为防止共线性问题,把通胀预期、股市情绪和股市波动分别考虑,其检验方程如下:

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{1 + \text{pstar}}{1 - \text{pstar}}\right)_t &= \alpha + \beta_1 \log\left(\frac{1 + \text{pstar}}{1 - \text{pstar}}\right)_{t-1} + \beta_2 \text{infla}_{t-1} + \varepsilon_t \\ \log\left(\frac{1 + \text{pstar}}{1 - \text{pstar}}\right)_t &= \alpha + \beta_1 \log\left(\frac{1 + \text{pstar}}{1 - \text{pstar}}\right)_{t-1} + \beta_2 \text{sent}_t + \varepsilon_t \\ \log\left(\frac{1 + \text{pstar}}{1 - \text{pstar}}\right)_t &= \alpha + \beta_1 \log\left(\frac{1 + \text{pstar}}{1 - \text{pstar}}\right)_{t-1} + \beta_2 \text{volms}_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (12)$$

对方程(12)的具体估计结果分别列于表9、表10和表11中。在表9中,整

个样本上通胀预期的系数为负数,说明通胀预期对两者相关性有负的影响,但是不具有统计显著性。当分区间时,状态1中通胀预期的系数是正数,状态2中的系数为负数,但都不具有统计显著性,说明通胀预期因素对期限溢价和股权溢价的影响是较弱的,这与表5的结论是一致的,但与国外研究(Andersson *et al.*, 2008)中通胀预期对股市和债市的相关性有显著影响的结论不同。实际上,表5和表9的结论共同说明市场利率和通胀预期等宏观因素对期限溢价和股票溢价关系的影响是不显著的,这符合我国股市的实际情况。

表9 宏观经济对国债期限溢价和股权溢价关系的影响:通胀预期

变量	全样本	状态1	状态2
α	0.2044* (1.9016)	1.4057** (2.5539)	0.1030*** (3.1509)
β_1	0.8489*** (14.5100)	0.2849 (1.3000)	0.6499*** (6.742)
β_2	-2.4749 (-0.7953)	21.7100 (1.5253)	-1.0803 (-1.4090)
R^2 (Adj R^2)	0.7004 (0.6941)	0.3031 (0.2425)	0.4043 (0.3868)
F 统计量 (DW)	111.0560*** (2.4690)	5.0019** (1.9510)	23.0800*** (2.0610)

注:括号中的数字是 t 统计量的值,***、**和* 分别表示 1%、5%和 10% 水平上显著。

在表10中,整个样本上市场情绪的系数为正数,说明通胀预期对两者相关性有正的影响,但是不具有统计显著性。当分区间考察时,状态1中通胀预期的系数是正数,状态2中的系数为负数,并都具有统计显著性,说明市场情绪对期限溢价和股权溢价的影响是显著的,并且在不同状态下的影响是不同的。

表10 市场因素对国债期限溢价和股权溢价关系的影响:市场情绪

变量	全样本	状态1	状态2
α	0.16390* (1.7773)	1.8162*** (3.7557)	0.09686*** (3.3268)
β_1	0.8186*** (13.5237)	-0.0394 (-0.1839)	0.5731*** (5.9019)
β_2	1.7142 (0.7694)	40.6488*** (3.4193)	-1.3318** (-2.455)
R^2 (Adj R^2)	0.7003 (0.6940)	0.4912 (0.4470)	0.4369 (0.4203)
F 统计量 (DW)	110.99*** (2.4646)	11.10** (1.6639)	26.38*** (1.6811)

注:括号中的数字是 t 统计量的值,***、**和* 分别表示 1%、5%和 10% 水平上显著。

在表11中,整个样本上股市波动的系数为正数,说明股市波动对两者相关性有正的影响,但是不具有统计显著性。在分区间时,状态1中股市波动对状态1的概率有显著的正影响,这个状态下期限溢价和股权溢价是负相关的,说明状态1中,股市波动增加会导致期限溢价和股权溢价之间更强的负相关;状态2中,股市波动对状态1的概率有显著的负影响,说明状态2中,股市波动增

加会导致期限溢价和股权溢价之间更弱的负相关,这与表4中期限溢价对股权溢价不显著的正影响是一致的。

表11 市场因素对国债期限溢价和股权溢价关系的影响:股市波动

变量	全样本	状态1	状态2
α	0.0596(0.5367)	0.5832(1.2144)	0.1063*** (3.2811)
β_1	0.8014*** (13.4220)	0.2612* (1.7559)	0.6673*** (6.8768)
β_2	0.0017(1.5910)	0.0135*** (4.1746)	-0.0005* (-1.6749)
R^2 (Adj R^2)	0.7063(0.7001)	0.5634(0.5255)	0.4112(0.3939)
F 统计量(DW)	114.2000*** (2.3390)	14.8400*** (1.7369)	23.7500*** (2.0165)

注:括号中的数字是 t 统计量的值,***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 水平上显著。

从表9、表10和表11可看出,在不考虑区制状态时,通胀预期和股市波动对期限溢价与股权溢价的非线性关系影响是不显著的,但是在分区间时,股市情绪和股市波动却有显著的影响,这与图5中状态1的概率类似于样本区间中国股市走势是非常一致的,说明股市的情绪及波动对股权溢价影响较重,忽略不同区间的差异会导致严重的错误。

六、结 语

为分析利率期限溢价与股权溢价之间的非线性关系,本文在分析期限溢价和股权溢价具有区制转移特征的基础上,运用MS-AR模型发现期限溢价与股权溢价之间存在区制转移特征的非线性关系。我们的经验结果显示,期限溢价和股权溢价以及两者之间的关系都存在区制转移特征。分析期限溢价与股权溢价之间的关系,主要目的是优化股票和债券两类资产的配置,根据本文得出的结论“两者之间是具有区制转移特征的非线性关系”,我们应根据股市波动来调整两类资产配置。具体而言,在表2和表3中, p_{12} 的概率都不大,基本都小于10%,说明期限溢价和股权溢价及两者关系的区制转移状态中,一直处于状态1的概率非常大,所以在短期内期限溢价是负的自相关、股权溢价是正的自相关,投资者可据此来选择配置债券或股票。

期限溢价与股权溢价之间的非线性关系在考虑市场利率和通胀预期等因素时依然存在,这种非线性关系受通胀预期的影响较小,但是受股市情绪和股市波动的影响较大,尤其是在股市上升时期:当股市上涨时,期限溢价对股权溢价有显著的负影响,当股市下降或者低迷时,期限溢价对股权溢价有不显著的

正影响。具体表现为:2006年至2007年期间股市上涨波动较大,导致期限溢价对股权溢价有负影响,而2009年股市再次上涨出现波动时,期限溢价也对股权溢价有负影响;在股市低迷或下降时,期限溢价对股权溢价有正影响,但不显著。我们认为,期限溢价与股权溢价之间的这种非线性关系与我国资本市场的特征有关:我国股市缺乏完善的对冲机制,股权溢价深受股市涨跌影响,股市情绪与股市涨跌关联较大进而也严重影响了股权溢价;而国债市场相对独立,与股票市场的关联不是很紧密,只是在股市出现较大上涨时两者关系出现显著负相关,而在其他状态时两者关系则不大。这在一定程度上表明我国股市、债市存在着市场分割,债市的风险避险功能并没有得到很好的发挥。究其原因,一方面是因为我国股市和债市的投资主体差异比较大,而且债市的发展比较慢;另一方面是因为债券型基金明显少于股票型基金,基金在股市和债市之间的资金流动比较少,而投资者较多的是转移储蓄存款进行股票投资。我们认为,积极发展国债等债券市场、推出多元化的投资工具将有助于改善这一状况。此外,与国外相关研究结果不同的是,我国股市和债市受到共同的宏观经济因素的影响比较弱,这是中国证券市场的一大特点,也说明中国证券市场的发展仍需要在完善投资品种、发挥市场定价功能上做进一步努力。

参考文献

- [1] 陈晖、谢赤,2004,中国银行间同业拆借市场利率结构转换研究,《管理科学》,第4期,第65—70页。
- [2] 康书隆、王志强,2010,中国国债利率期限结构的风险特征及其内含信息研究,《世界经济》,第7期,第121—143页。
- [3] 刘金全、郑挺国,2006,利率期限结构的马尔科夫区制转移模型与实证分析,《经济研究》,第11期,第82—91页。
- [4] 陆贤伟、董大勇、纪春霞,2009,债市和股市波动非对称性,《系统工程》,第9期,第10—15页。
- [5] 王璐,2008,中国股市和债市溢出效应影响因素的数量研究,《金融理论与实践》,第8期,34—39页。
- [6] 王璐、庞皓,2008,中国股市和债市波动的溢出效应——基于交易所和银行间市场的实证研究,《金融论坛》,第4期,第9—13页。
- [7] 王璐、庞皓,2009,中国股市和债市波动溢出效应的MV-GARCH分析,《数理统计与管理》,第1期,第152—158页。
- [8] 袁超、张兵、汪慧建,2008,债券市场和股票市场的动态相关性研究,《金融研究》,第1期,第63—75页。

- [9] 张细松, 2010, 我国交易所国债与股票市场相关性的实证研究, 《云南财经大学学报》, 第 1 期, 第 99—107 页。
- [10] 曾志坚、江州, 2007, 关于我国股票市场与债券市场收益率联动性的实证研究, 《当代财经》, 第 9 期, 第 58—64 页。
- [11] 曾志坚、罗长青, 2008, 股票与债券市场流动性联动的实证研究, 《财经理论与实践》, 第 4 期, 第 45—49 页。
- [12] Andersson, M., E. Krylova, and S. Vähämaa, 2008, Why does the correlation between stock and bond returns vary over time? *Applied Financial Economics*, 18 (2): 139—151.
- [13] Barsky, R. B., 1989, Why Don't the Prices of Stocks and Bonds Move Together? *The American Economic Review*, 79(5): 1132—1145.
- [14] Baur, D., and B. M. Lucey, 2009, Flights and contagion—An empirical analysis of stock-bond correlations, *Journal of Financial Stability*, 5(4): 339—352.
- [15] Beber, A., M. W. Brandt, and K. A. Kavajecz, 2009, Flight-to-quality or flight-to-liquidity? Evidence from the Euro-area bond market, *Review of Financial Studies*, 22(3): 925—957.
- [16] Black, A., and P. Fraser, 1995, U. K. stock returns: Predictability and business conditions, *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 63(0): 85—102.
- [17] Boudoukh, J., M. Richardson, and R. F. Whitelaw, 1997, Nonlinearities in the relation between the equity risk premium and the term structure, *Management Science*, 43(3): 371—385.
- [18] Campbell, J. Y., 1987, Stock returns and the term structure, *Journal of Financial Economics*, 18(2): 373—399.
- [19] Campbell, J. Y., and Y. Hamao, 1992, Predictable stock returns in the United States and Japan: A study of long-term capital market integration, *Journal of Finance*, 47(1): 43—69.
- [20] Campbell, J. Y., and J. Ammer, 1993, What moves the stock and bond markets? A variance decomposition for long-term asset returns, *Journal of Finance*, 48(1): 3—37.
- [21] Cappiello, L., R. Engle, and K. Sheppard, 2006, Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns, *Journal of Financial Econometrics*, 4(4): 537—572.
- [22] Chen, N., 1991, Financial investment opportunities and the macroeconomy, *Journal of Finance*, 46(2): 529—554.
- [23] Chen, N. F., R. Roll, and S. A. Ross, 1986, Economic forces and the stock market, *Journal of Business*, 59(3): 383—404.
- [24] Clare, A., S. Thomas, and M. Wickens, 1994, Is the gilt-equity yield ratio useful for predicting UK stock returns? *The Economic Journal*, 104(423): 303—315.
- [25] Connolly, R., C. Stivers, and L. Sun, 2005, Stock market uncertainty and the stock-bond return relation, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(1): 161—194.
- [26] D'Addona, S., and A. H. Kind, 2006, International stock-bond correlations in a simple affine asset pricing model, *Journal of Banking and Finance*, 30(10): 2747—2765.

- [27] Davies, R. B. , 1987, Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative, *Biometrika*, 74(1):33—43.
- [28] Diebold, F. X. , and C. Li, 2006, Forecasting the term structure of government bond yields, *Journal of Econometrics*, 130(2):337—364.
- [29] Fair, R. C. , 2003, Shock effects on stocks, bonds, and exchange rates, *Journal of International Money and Finance*, 22(3):307—341.
- [30] Fama, E. F. , and K. R. French, 1989, Business conditions and expected returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 25(1):23—49.
- [31] Ferson, W. E. , and C. R. Harvey, 1991, The Variation of Economic Risk Premiums, *Journal of Political Economy*, 99(2):385—415.
- [32] Fraser, P. , 1995, UK stock and government bond returns: Predictability and the term structure, *Applied Financial Economics*, 5(2):61—67.
- [33] Guidolin, M. , and A. Timmermann, 2005, Economic implications of bull and bear regimes in UK stock and bond returns, *The Economic Journal*, 115(500):111—143.
- [34] Gulko, L. , 2002, Decoupling, *Journal of Portfolio Management*, 28(3):59—67.
- [35] Hamilton, J. D. , 1989, A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica*, 57(2):357—384.
- [36] Hansen, B. E. , and B. Seo, 2002, Testing for two-regime threshold cointegration in vector error correction models, *Journal of Econometrics*, 110(2):293—318.
- [37] Harvey, C. R. , 1988, The real term structure and consumption growth, *Journal of Financial Economics*, 22(2):305—333.
- [38] Hartmann, P. , S. Straetmans, and C. G. De Vries, 2004, Asset market linkages in crisis periods, *The Review of Economics and Statistics*, 86(1):313—326.
- [39] Ilmanen, A. , 2003, Stock-bond correlations, *Journal of Fixed Income*, 13(2):55—66.
- [40] Jones, C. , and J. Wilson, 2004, The changing nature of stock and bond volatility, *Financial Analysts Journal*, 60(1):100—113.
- [41] Kanas, A. , 2009, The relation between the equity risk premium and the bond maturity premium in the UK: 1900—2006, *Journal of Economics and Finance*, 33(2):111—127.
- [42] Kanas, A. , 2010, A note on the relation between the equity risk premium and the term structure, *Journal of Economics and Finance*, 34(1):89—95.
- [43] Keim, D. B. , and E. B. Stambaugh, 1986, Predicting returns in the stock and bond markets, *Journal of Financial Economics*, 17(2):357—390.
- [44] Kwan, S. H. , 1996, Firm-specific information and the correlation between individual stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 40(1):63—80.
- [45] Lekkos, I. , and C. Milas, 2004, Time-varying excess returns on UK government bonds: A non-linear approach, *Journal of Banking and Finance*, 28(1):45—62.

- [46] Li, L. , 2004, Macroeconomic factors and the correlation of stock and bond returns, Yale ICF Working Paper No. 02-46.
- [47] Mehra, R. , and E. C. Prescott, 1985, The equity premium: A puzzle, *Journal of Monetary Economics*, 15(2):145—161.
- [48] Nelson, C. R. , and A. F. Siegel, 1987, Parsimonious modeling of yield curves, *Journal of Business*, 60(4):473—489.
- [49] Resnick, B. G. , and G. L. Shoesmith, 2002, Using the yield curve to time the stock market, *Financial Analysts Journal*, 58(3):82—90.
- [50] Schaller, H. , and S. Van Norden, 1997, Regime switching in stock market returns, *Applied Financial Economics*, 7(2):177—191.
- [51] Shiller, R. J. , and A. E. Beltratti, 1992, Stock prices and bond yields: Can their comovements be explained in terms of present value models? *Journal of Monetary Economics*, 30(1):25—46.

Testing for a Nonlinear Relationship between Term Structure of Interest Rates and Equity Premium Based on Regime Shift

Zhiqiang Wang Haifang Xiong

(*Research Center of Applied Finance/School of Finance,
Dongbei University of Finance and Economics*)

Abstract Based on the regime shifts in term premium of interest rates and equity premium, this paper uses Markov Switching Autoregression (MS-AR) model to test the Nonlinear Relationship between term premium of interest rates and equity premium, and analyze the effect of inflation expectation, market sentiment and stock market volatility on the nonlinear relationship. The empirical evidence shows that the regime shift appears not only in term premium of interest rates and equity premium, but also in the relationship between term premium of interest rates and equity premium. This nonlinear relationship is not affected by inflation expectation, but it can be explained by market sentiment and stock market volatility.

Key Words Term Structure of Interest Rates, Equity Premium, Regime Shift, Nonlinear Relationship

JEL Classification E43, G12, C22

基于 STR 模型的我国货币 政策非对称效应检验

张小宇 刘金全*

摘 要 尽管货币政策操作是货币当局实施宏观经济调控的重要手段,但货币政策的作用效果却可能随着货币冲击的方向、强度以及宏观经济所处经济周期阶段的不同而有所差异。本文利用非线性平滑迁移回归模型 (STR) 对货币政策上述三种非对称效应进行了检验。结果发现,我国货币政策存在冲击方向和经济周期非对称性。紧缩性货币政策对经济的减速作用大于扩张性货币政策对经济的加速作用,并且货币政策在经济扩张期的实际效应大于在经济收缩期的实际效应。

关键词 货币政策,非线性,STR 模型,非对称性

一、引 言

尽管货币政策长期中性已得到越来越多的经济学家的认可,但货币政策短期有效的证据也被大量的实证研究所证实。在货币政策有效的前提下,人们开始研究货币政策对产出的作用机制,特别是货币政策对产出的非对称效应更是引起经济学家们的高度关注。有关货币政策与实体经济作用机制的理论研究和实证检验表明,货币政策对实体经济的影响,不仅依赖于货币冲击的方向(正向冲击和反向冲击)和强度(高强度冲击和低强度冲击),而且依赖于经济

* 张小宇,吉林大学数量经济学专业博士研究生,吉林大学农学部军需科技学院讲师;刘金全,吉林大学数量经济研究中心教授,经济学博士,博士研究生导师。通信作者及地址:张小宇,吉林省长春市吉林大学数量经济研究中心,130012;E-mail:xiao_yu@jlu.edu.cn。本文得到国家自然科学基金重大项目(批准号:10zd&006)、国家自然科学基金项目(批准号:70971055)、国家自然科学基金项目(批准号:10BJL041)资助。感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵意见,当然,文责自负。

周期的具体阶段(扩张期和收缩期)。

凯恩斯主义认为由于名义工资存在向下调整的刚性,因此总供给曲线是一条在充分就业的水平上垂直的直线,而在低于充分就业的水平上则为向右上方倾斜的曲线。此种情形下,总需求减小(货币政策出现反向冲击)对实际产出的效应往往大于总需求增加(货币政策出现正向冲击)对实际产出的效应。体现在货币政策的作用效果上就表现出扩张性的货币政策对经济的加速作用小于紧缩性的货币政策对经济的减速作用(Hansen, 1941),即货币政策的产出效应存在方向上的非对称性。Cover (1992)利用美国宏观季度数据对上述货币政策的非对称性进行了实证检验。结果发现无论是预期货币冲击还是非预期货币冲击,正向冲击对产出都没有影响,而反向冲击对实际产出有影响。Morgan (1993)利用联邦基金利率作为货币政策的代理变量检验货币政策对实际产出的非对称作用机制,得出了同样的结论。自本世纪初,我国学者也纷纷对我国货币政策在冲击方向上的非对称产出效应进行研究(如黄先开、邓述慧, 2000;刘金全, 2002;陆军、舒元, 2002;刘金全、云航, 2006;闫力等, 2009),大部分研究结果均证实我国货币政策存在方向上的非对称性,即紧缩性货币政策对经济的减速作用强于扩张性货币政策对经济的加速作用。

Ball and Ramor (1990)认为在存在菜单成本(menu cost)的条件下,经济中的参与者(厂商)调整产品价格时将考虑菜单成本的影响。厂商是否调整价格的决策取决于其在调整产品价格中获得的收益是否大于其因调整价格所承担的菜单成本。如果货币冲击规模较小(总需求冲击的规模也较小),导致厂商调整价格所获得的收益不足以弥补因菜单成本带来的损失,厂商不调整价格,此时货币政策具有实际效应。即强度较小的货币冲击具有实际效应。Ball and Ramor 的菜单成本模型为货币政策存在强度上的非对称性提供了理论支撑。Ravn and Sola (2004)在菜单成本模型的基础上,利用马尔可夫区制转移模型拟合货币供给方程,从中识别出不同强度的货币冲击。并将高强度和低强度货币冲击作为解释变量估计产出方程,检验不同强度货币冲击对实际产出的非对称效应。但是,无论使用货币供给 M1、M2 还是使用联邦基金利率作为货币政策的代理变量,都没有发现美国货币政策存在冲击强度上的非对称性。Karras (2007)对经合组织 12 个成员国的货币政策非对称性进行检验,认为上述国家货币政策既存在冲击方向上的非对称性,也存在冲击强度上的非对称性。由于受识别货币冲击强度计量方法的制约,并且现有的方法也存在一定的争议,因此研究货币政策对实际产出在冲击强度上的非对称性的文献相对较

少,国内学者郑挺国、刘金全(2008)以及刘金全等(2009)对该种货币政策的非对称性模型进行了研究,但并未从统计学意义上给出此种货币政策非对称效应的检验结果。

Keynes (1936)认为当经济陷入严重衰退时,通常货币当局试图采取扩大货币供给的方法,旨在刺激投资进而扩大产出,但由于此时货币需求的利率弹性极大,因此适度的货币扩张不足以支撑名义利率的下降,进而导致货币政策无效。与其相对的观点则认为,非完全竞争市场中的上凸总供给曲线导致货币政策在经济衰退期对实体经济的作用效果要比在经济扩张期的作用效果更强(Ball and Mankiw, 1994)。近期的一些经验检验也证实了这一点。Garcia and Schaller (2002)研究发现,美国货币政策在经济衰退期对实际产出增长率的影响是在经济扩张期的2—3倍。Kuzin and Tober (2004)也得到了相似的结论。国内学者对这一类型的货币政策非对称性的实证研究结果并不一致,如刘金全、张艾莲(2003)利用Granger因果检验方法发现了我国货币政策作用效果依赖于经济周期的非对称性。而陈建斌(2008)并未发现经济周期影响货币政策作用于经济产出的相关证据,即货币政策不存在经济周期上的非对称效应。上述检验结果的分歧可能与经济周期转变点的外生设定有关。

尽管我国学者对货币政策的非对称效应进行了大量的实证研究,但大多数检验都是基于线性模型进行的。随着非线性宏观经济模型的不断涌现,线性模型已不能完美刻画货币政策对实际产出的传导机制和作用效果(Dolado *et al.*, 2005)。Weise (1999)、Rothman *et al.* (2001)、Lo and Piger (2005)、赵进文(2005a, 2005b)、郑挺国和刘金全(2008)以及刘金全等(2009)均发现产出对货币政策的非线性调整特征。并且赵进文(2005a, 2005b)、郑挺国和刘金全(2008)以及刘金全等(2009)均采用非线性STR模型检验我国货币政策对实际产出的非对称效应,为评价我国货币政策效果的有效性以及进行宏观经济预测和制定政策提供了实践基础和理论支撑。然而上述作者均未进行非预期货币冲击的识别^[1],也没有从统计学意义上对货币政策的非对称效应进行检验。

为此,本文在识别非预期货币冲击的基础上,通过对STR模型的参数施加相应的约束来构造适合检验货币政策上述三种类型的非对称效应模型。并对

[1] 根据理性预期学派的观点,预期到的货币冲击并不能对实体经济产生影响,只有非预期的货币冲击才具有实际效应。

非线性 STR 模型中不同区制的参数进行约束性检验,从统计学意义上给出我国货币政策非对称检验的结果。

二、测度货币政策非对称效应的 STR 模型的构建

目前刻画经济变量非线性的模型主要有门限自回归模型 (Threshold autoregressive model, 简称 TAR 模型)、马尔可夫区制转移模型 (Markov regime switching model) 和 STR 模型。门限回归模型与马尔可夫区制转移模型只能刻画一个变量由一个状态 (区制) 向另一个状态 (区制) 的跃变。这种转变是非连续的,然而大多数经济变量的结构转变却表现出连续的特征,即由一个区制向另一个区制的转变过程往往是平滑过渡的 (Granger and Teräsvirta, 1993)。此时,上述两类模型不能完美刻画变量的这种非线性特征,而 STR 模型则恰好可以捕捉到变量时间序列的上述特征。

(一) 非线性产出方程的设定

按照 Granger and Teräsvirta (1993) 设定的 STR 模型,本文将检验货币政策非对称效应的产出方程设定为如下的形式:

$$y_t = \beta_1' x_t (1 - F(s_t; \gamma, c)) + \beta_2' x_t F(s_t; \gamma, c) + \mu_t \quad (1)$$

其中, y_t 为产出变量 (下文采用 GDP 增长率测度), $x_t = (1, Y', E')'$, $Y = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-k})'$, $E = (e_t, e_{t-1}, \dots, e_{t-k})'$ 为当期及滞后 k 期的非预期货币冲击 (第三部分将给出货币冲击的识别方法)。 $\beta_i = (\alpha_{i0}, \alpha_i', \beta_i')'$ ($i = 1, 2$), 其中, $\alpha_{i0}, \alpha_i = (\alpha_{i1}, \alpha_{i2}, \dots, \alpha_{ik})'$ 以及 $\beta_i = (\beta_{i0}, \beta_{i1}, \dots, \beta_{ik})'$ 分别为对应常数项、产出滞后和货币冲击及其滞后项的回归系数, μ_t 为随机误差项, 并且 $\mu_t \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma^2)$, $t = 1, 2, \dots, T$, T 为样本容量。

$F(s_t; \gamma, c)$ 为关于转移变量 s_t 的一个连续转移函数, $F(s_t; \gamma, c)$ 刻画转移变量在不同区制间的平滑转移过程。通常转移函数 $F(s_t; \gamma, c)$ 采用一阶逻辑 (Logistic)、二阶逻辑和指数 (Exponential) 函数三种形式, 此时对应的模型分别被称为 LSTR1、LSTR2 和 ESTR 模型。转移变量 s_t 可以是模型中任意一个解释

变量。^{〔2〕} γ 称为斜率参数,测度变量由一个区制向另一个区制转换的平滑程度,参数 γ 越小,表明区制转换速度越慢。当 $\gamma \rightarrow +\infty$, 此时区制间可以实现“跳跃式”转换,此时的平滑迁移回归模型等同于门限回归模型。 c 为位置参数,测度转移变量在不同区制间转换的门限值。通过选择合适的转移函数 $F(s_t; \gamma, c)$, 并对位置参数 c 施加相应的约束,可以构造上文提及的三种货币政策非对称效应模型。

(二) 货币政策非对称效应模型的构建

对于非线性 STR 模型,转移函数 $F(s_t; \gamma, c)$ 用于描述所研究的经济变量依赖转移变量 s_t 的动态调整特征。而位置参数 c 则可以描述其发生非线性变换的位置。转移函数 $F(s_t; \gamma, c)$ 和转移变量 s_t 的不同组合可以捕捉经济变量的多种非线性特征。

1. 货币政策在冲击方向上的非对称效应模型

将模型 (1) 的转移函数设定为一阶逻辑函数的形式:

$$F(s_t; \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma(s_t - c)]\}^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (2)$$

如果将转移变量 s_t 设定为非预期货币冲击 e_{t-p} ($0 \leq p \leq k$)^{〔3〕}, 并将位置参数 c 设定为 0, 此时转移函数为:

$$F(e_{t-p}; \gamma, 0) = \{1 + \exp[-\gamma e_{t-p}]\}^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (3)$$

该转移函数是关于非预期货币冲击 e_{t-p} 的单调递增函数。当 $e_{t-p} = 0$ 时, $F = 1/2$; 当 $e_{t-p} > 0$ 时, $F > 1/2$; 而当 $e_{t-p} < 0$ 时, $F < 1/2$ 。对模型 (1) 进行简单变形,可以得到实际产出对滞后 j 期 ($j = 0, 1, \dots, k$) 货币冲击的反应系数为 $\beta_{1j}(1-F) + \beta_{2j}F$ 。可见,若 $\beta_{1j} \neq \beta_{2j}$ ($j = 0, 1, \dots, k$), 货币政策存在冲击方向上的非对称效应。当滞后 j 期出现正向货币冲击时, β_{2j} 在反应系数 $\beta_{1j}(1-F) + \beta_{2j}F$ 中所占的权重较大。相反,当滞后 j 期出现反向货币冲击时, β_{1j} 在反应系数 $\beta_{1j}(1-F) + \beta_{2j}F$ 中所占的权重较大。斜率参数 γ 越大,转移函数 F 由 0 向 1 (由 1 向 0) 的转换速度越快。特别地,当 $\gamma \rightarrow \infty$ 时, LSTR1 模型可退化为一个两区制的门限回归模型。此时,滞后 j 期反向货币政策的冲击反应系数为 β_{1j} ,

〔2〕 当然,转移变量 s_t 也可多个解释变量的线性组合或者是线性时间趋势 t ,但由于本文主要考虑货币政策依赖货币冲击方向、强度(对应的转移变量为货币冲击)和经济周期(对应的转移变量为产出)对实际产出的非对称效应,故上述两种类型的转移变量不在本文的研究范围之内。

〔3〕 构造 STR 模型之前需要进行非线性的 LM 检验,如果模型存在非线性,进一步可以选择转移变量构造非线性模型,否则认为模型不存在非线性,货币政策不存在非对称效应。

正向货币政策的冲击反应系数为 β_{2j} 。于是, $\sum_{j=0}^k \beta_{1j}$ 测度紧缩性货币政策对实际产出的累积效应, 若 $\sum_{j=0}^k \beta_{1j} \neq 0$, 表示紧缩性货币政策具有实际效应; $\sum_{j=0}^k \beta_{2j}$ 测度扩张性货币政策对实际产出的累积效应, 若 $\sum_{j=0}^k \beta_{2j} \neq 0$, 表示扩张性货币政策具有实际效应。若 $\sum_{j=0}^k \beta_{1j} \neq \sum_{j=0}^k \beta_{2j}$, 则认为货币政策存在冲击方向上的非对称性。^[4] 若 $\sum_{j=0}^k \beta_{1j} = \sum_{j=0}^k \beta_{2j} = 0$, 则认为货币政策对产出没有实际效应, 货币政策中性。基于该模型(为方便, 将该模型记为模型 A)的货币政策有效性及非对称性检验的原假设见表 1(货币政策有效性及非对称性判别)的第 2 列。

对于非线性 STR 模型, 若估计出模型的参数, 则转移函数可视为已观测到的样本, 进而可以将非线性模型转化为关于两个区制参数 $(\alpha_{10}, \alpha'_1, \beta'_1, \alpha_{20}, \alpha'_2, \beta'_2)'$ 的线性模型。于是, 有关货币政策有效性及非对称性的检验可通过构造具有线性约束的 Wald 统计量来完成。

2. 货币政策在冲击强度上的非对称效应模型

为测度货币冲击强度大小, 我们将转移函数设定为二阶逻辑函数的形式:

$$F(s_t; \gamma, c_1, c_2) = \{1 + \exp[-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)]\}^{-1}$$

$$\gamma > 0, \quad c_1 < c_2 \quad (4)$$

同样将转移变量 s_t 设定为非预期货币冲击 e_{t-p} ($0 \leq p \leq k$)。即:

$$F(e_{t-p}; \gamma, c_1, c_2) = \{1 + \exp[-\gamma(e_{t-p} - c_1)(e_{t-p} - c_2)]\}^{-1}$$

$$\gamma > 0, \quad c_1 < c_2 \quad (5)$$

此时, $c_1 \leq e_{t-p} \leq c_2$ 表示强度较小的货币冲击, $e_{t-p} < c_1$ 或 $e_{t-p} > c_2$ 表示强度较大的货币冲击。该转移函数关于 $(c_1 + c_2)/2$ 点对称。当 $e_{t-p} = c_1$ 或 $e_{t-p} = c_2$ 时, $F = 1/2$; 当 $e_{t-p} < c_1$ 或 $e_{t-p} > c_2$ 时, $F > 1/2$; 而当 $c_1 < e_{t-p} < c_2$ 时, $F < 1/2$ 。可见, 若 $\beta_{1j} \neq \beta_{2j}$ ($j = 0, 1, \dots, k$), 货币政策存在冲击强度上的非对称效应。当滞后 j 期出现强度较大 ($e_{t-p} < c_1$ 或 $e_{t-p} > c_2$) 的货币冲击时, β_{2j} 在反应系数 $\beta_{1j}(1 - F) + \beta_{2j}F$ 中所占的权重较大。相反, 当滞后 j 期出现强度较小 ($c_1 \leq e_{t-p}$

[4] 笔者认为, 由于货币政策的正向和反向货币冲击对实际产出的作用时滞可能存在一定的差异。因此, 条件 $\beta_{1j} \neq \beta_{2j}$ ($j = 0, 1, \dots, k$) 相对于条件 $\sum_{j=0}^k \beta_{1j} \neq \sum_{j=0}^k \beta_{2j}$ 来讲过于苛刻, 更容易拒绝货币政策具有对称效应的原假设, 作为参照比较, 这两种检验的结果均在下文中给出。

$\leq c_2$) 的货币冲击时, β_{1j} 在反应系数 $\beta_{1j}(1-F) + \beta_{2j}F$ 中所占的权重较大。斜率参数 γ 越大, 转移函数 F 由 0 向 1 (由 1 向 0) 的转换速度越快。特别地, 当 $\gamma \rightarrow \infty$ 时, LSTR2 模型可退化为一个两区制的门限回归模型。此时, 滞后 j 期强度较小货币政策的冲击反应系数为 β_{1j} , 强度较大货币政策的冲击反应系数为 β_{2j} 。同样, 可以通过对不同区制内实际产出对货币冲击的反应系数施加相应的约束来检验货币政策的有效性以及在冲击强度上的非对称性。基于该模型 (为方便, 将该模型记为模型 B) 的货币政策有效性及非对称性检验的原假设见表 1 的第 3 列。

表 1 货币政策有效性和非对称性判别

原假设	模型 A 判别标准	模型 B 判别标准	模型 C 判别标准
$\sum_{j=0}^k \beta_{1j} = 0$	紧缩性货币政策有效	低强度货币冲击有效	经济收缩期货币政策有效
$\sum_{j=0}^k \beta_{2j} = 0$	扩张性货币政策有效	高强度货币冲击有效	经济扩张期货币政策有效
$\sum_{j=0}^k \beta_{1j} = \sum_{j=0}^k \beta_{2j} = 0$	货币政策有效	货币政策有效	货币政策有效
$\beta_{1j} = \beta_{2j} (j = 0, 1, \dots, k)$	存在方向上的非对称性	存在强度上的非对称性	存在经济周期非对称性
$\sum_{j=0}^k \beta_{1j} = \sum_{j=0}^k \beta_{2j}$	存在方向上的非对称性	存在强度上的非对称性	存在经济周期非对称性

注: 判别标准指拒绝原假设时做出的统计推断。

3. 货币政策在经济周期上的非对称效应模型

将模型 (1) 的转移函数设定为一阶逻辑函数的形式, 并将转移变量设定为产出的滞后值 $y_{t-q} (q = 1, 2, \dots, k)$, 我们可以刻画货币政策关于经济周期的非对称效应。

$$F(y_{t-q}; \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma(y_{t-q} - c)]\}^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (6)$$

模型中, $y_{t-q} > c$ 表示经济处于扩张期, 而 $y_{t-q} < c$ 表示经济处于收缩期。与模型 A 的分析相似, 若 $\beta_{1j} \neq \beta_{2j} (j = 0, 1, \dots, k)$, 表明货币政策存在经济周期非对称效应。当经济处于扩张期 ($y_{t-q} > c$), β_{2j} 在反应系数 $\beta_{1j}(1-F) + \beta_{2j}F$ 中所占的权重较大。相反, 当经济处于收缩期 ($y_{t-q} < c$), β_{1j} 在反应系数 $\beta_{1j}(1-F) + \beta_{2j}F$ 中所占的权重较大。特别地, 当 $\gamma \rightarrow \infty$ 时, 在经济收缩期, 货币政策的冲击反应系数为 β_{1j} ; 在经济扩张期, 货币政策的冲击反应系数为 β_{2j} 。同样, 基于该模型 (为方便, 将该模型记为模型 C) 的货币政策有效性及非对称性检验的原假设列于表 1 的第 4 列。

三、货币政策非对称效应检验结果

为检验上述三种类型货币冲击对实际产出的非对称效应,首先需要识别非预期货币冲击。

(一) 非预期货币冲击的识别

识别非预期货币冲击的方法主要有两类:一类方法通过估计货币供给方程,将不可观测的残差项作为非预期货币冲击。另一类方法为趋势剔除法,首先将得到的趋势项作为预期货币冲击,然后将货币冲击与预期货币冲击的差值定义为非预期货币冲击,趋势剔除法中以 H-P 滤波法最为常见。尽管通过估计货币供给方程的方法识别非预期货币冲击能够得到经济理论的支撑,具有一定的经济意义,但货币供给方程中具体应包含哪些经济变量以及变量滞后阶数的选取一直存在较大的争议,没能达成共识。为此,本文采用 H-P 滤波法识别货币冲击。我们分别利用货币供给 M1 和 M2 作为测度货币政策的代理变量,样本区间为 1993 年第一季度至 2010 年第三季度。数据来源于 CEIE 亚洲经济数据库。并计算其季度同比增长率得到货币供给增长率 GM_1 和 GM_2 (故实际有效样本区间为 1994 年第一季度至 2010 年第三季度)。通过对序列 GM_1 和 GM_2 进行 H-P 滤波^[5],得到基于 M1 和 M2 的非预期货币冲击序列 e_1 和 e_2 由图 1 和图 2 给出(单位为:%)。从图 1 和图 2 可以看出,尽管货币供给增长率序列 GM_1 和 GM_2 的波动模式比较相似,但非预期货币冲击序列却存在着较大的区

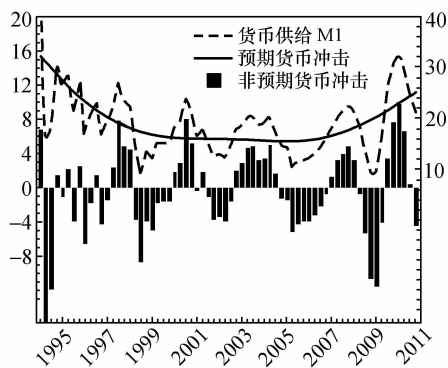


图 1 基于 M1 的非预期货币冲击

[5] 由于本文使用季度数据,因此进行 H-P 滤波时,平滑参数设定为 1600。

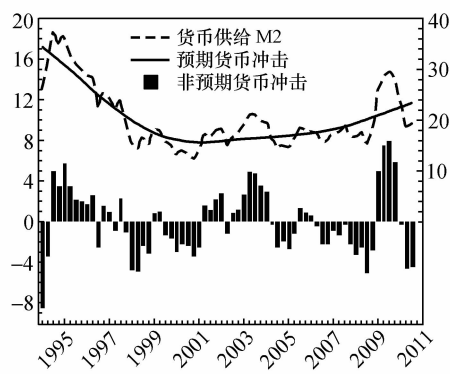


图2 基于M2的非预期货币冲击

别,表现在波动模式和波动强度上。就波动模式而言,基于M1和M2的非预期货币冲击存在较大的差异,特别是在2003年之前,存在波动模式相反的情况。就波动幅度而言,基于M1的非预期货币冲击的波动幅度要高于基于M2的非预期货币冲击的波动幅度。

(二) 货币冲击对实际产出作用机制的非线性检验

估计货币政策对实际产出的非对称效应模型之前,需要对平滑迁移回归模型进行线性检验。为便于进行线性检验,不妨令转移函数 $F^* = F - 1/2$,此时式(1)可改写为:

$$y_t = \beta'_0 x_t + \beta'_1 x_t F^*(s_t; \gamma, c) + \beta'_2 x_t F^*(s_t; \gamma, c) + \mu_t \quad (7)$$

其中, $\beta'_0 = (\beta'_1 + \beta'_2)/2$ 。此时,线性检验相当于检验 $H'_0: \gamma = 0$ 或者 $H''_0: \beta'_1 = \beta'_2 = 0$ 。由于当原假设 $H'_0: \gamma = 0$ 成立时,模型中参数 β'_1, β'_2 以及转移函数 F^* 中的位置参数都是不可识别的,导致似然比检验、拉格朗日乘子检验统计量没有标准的渐进分布。为解决参数识别问题, Luukkonen 等人(1988)建议将转移函数 F^* 在 $\gamma = 0$ 处三阶泰勒展开,得出如下辅助回归方程:

$$y_t = \theta'_0 x_t + \theta'_1 x_t s_t + \theta'_2 x_t s_t^2 + \theta'_3 x_t s_t^3 + v_t \quad (8)$$

v_t 中包含式(7)中的误差项 μ_t 以及相应的泰勒展开余式。当且仅当模型为线性时,即 $\gamma = 0$ 时, $\theta'_0 = \beta'_0$, 且 $\theta'_1 = \theta'_2 = \theta'_3 = 0$, 于是可构造 LM 统计量对模型进行线性检验。

模型中实际产出变量 y_t 采用以 2000 年为基期的实际 GDP 同比季度增长

率表示。^[6] 然后按照非线性 STR 模型的建模原则,首先估计线性模型^[7],按照 AIC、SC 信息准则以及模型拟合优度及残差序列的相关统计性质,我们将模型的滞后阶数设定为 4 阶。此时该模型可以反映货币政策对产出滞后 1 年的实际效应。分别将产出 1 至 4 阶滞后、当期非预期货币冲击及 1 至 4 阶滞后作为转移变量,得到相应的 STR 模型的线性检验结果见表 2。

表 2 产出方程的线性检验

转移变量	基于 M1 的非预期货币冲击		基于 M2 的非预期货币冲击	
y_{t-1}	26.454	0.494	41.306	0.039**
y_{t-2}	21.702	0.752	36.925	0.097*
y_{t-3}	33.834	0.171	35.850	0.119
y_{t-4}	29.322	0.345	36.837	0.098*
e_t	34.222	0.160	45.283	0.015**
e_{t-1}	34.119	0.163	31.776	0.240
e_{t-2}	29.625	0.331	23.958	0.633
e_{t-3}	20.123	0.826	27.181	0.454
e_{t-4}	30.014	0.314	33.181	0.191

注:第 2、4 列为基于 M1 和 M2 非预期货币冲击的 LM 检验统计量,第 3、5 列为对应的显著性概率,*、** 分别表示对应检验在 10%、5% 的显著性水平上显著。

从表 2 的线性检验结果可以看出,对于货币供给 M1 测度的非预期货币冲击,无论采用实际产出还是非预期货币冲击作为转移变量,均未发现货币冲击对实际产出的非线性作用机制。而以货币供给 M2 测度的非预期货币冲击的模型中,以滞后一期的实际产出和当期的非预期货币冲击作为转移变量,均拒绝产出方程为线性的原假设,对应的 LM 统计量均在 5% 的显著性水平上显著(显著性概率分别为 0.039 和 0.015)。可见,以货币供给 M1 测度的货币政策对产出并不存在非对称效应,这是因为与货币供给 M2 相比,M1 具有更强的流动性,并且在传导过程中障碍较少,因此以 M1 测度的货币政策具有更强的价格效用,而实际产出效应则相对较弱。

[6] 本文实际产出变量 y_t 的处理过程如下:

首先利用国家统计局公布的累积 GDP 季度增长率数据和 2000 年的名义累积 GDP 计算出以 2000 年为基期的实际累积 GDP,并将实际累积 GDP 数据转化为实际季度 GDP (用 Y_t 表示)。然后利用公式 $y_t = (Y_t - Y_{t-4})/Y_{t-4}$,得到实际 GDP 同比季度增长率 y_t 作为实际产出变量。

[7] 为避免因使用时间序列建模而出现伪回归问题,本文分别采用 ADF 和 P-P 方法对实际产出序列 y_t 、非预期货币冲击序列 e_1 和 e_2 进行了单位根检验,检验结果表明上述三个序列均为平稳过程,因篇幅有限,结果略。

(三) 货币政策非对称效应模型的估计

根据产出方程的线性检验结果可知,货币政策(以货币供给M2测度)分别依赖经济周期和货币冲击对实际产出存在非线性作用机制。因此我们可以分别估计本文第二部分设定的货币政策非对称效应模型,结果如表3所示。^{〔8〕}

表3 货币政策非对称效应模型的估计结果

变量	模型 A		模型 B		模型 C		
	$i = 1$	$i = 2$	$i = 1$	$i = 2$	$i = 2$	$i = 2$	
α_{a0}	2.269 (0.793)	5.347 (1.097)	2.093 (0.742)	4.339 (0.872)	7.838 (1.306)	17.703 (6.320)	
α_{a1}	0.853 (0.145)	0.388 (0.137)	0.928 (0.130)	0.419 (0.116)	0.222 (0.154)	0.606 (0.480)	
α_{a2}	-0.037 (0.162)	0.157 (0.137)	0.002 (0.178)	0.182 (0.136)	0.080 (0.121)	-0.495 (0.283)	
α_{a3}	-0.026 (0.183)	-0.359 (0.163)	0.286 (0.159)	-0.402 (0.129)	-0.284 (0.125)	-0.217 (0.299)	
α_{a4}	0.052 (0.167)	0.306 (0.144)	-0.333 (0.180)	0.311 (0.097)	0.111 (0.104)	-0.327 (0.250)	
β_{a0}	0.367 (0.120)	-0.302 (0.168)	0.657 (0.187)	0.032 (0.079)	0.075 (0.065)	-0.210 (0.193)	
β_{a1}	0.259 (0.138)	0.162 (0.105)	0.142 (0.155)	0.086 (0.078)	0.103 (0.068)	0.007 (0.205)	
β_{a2}	-0.504 (0.141)	0.233 (0.066)	-0.468 (0.157)	0.113 (0.072)	0.069 (0.077)	-0.773 (0.132)	
β_{a3}	0.250 (0.114)	-0.224 (0.101)	0.118 (0.095)	-0.106 (0.085)	-0.022 (0.072)	0.267 (0.235)	
β_{a4}	0.042 (0.087)	0.114 (0.076)	0.074 (0.096)	0.158 (0.066)	0.287 (0.064)	-0.468 (0.142)	
转移函数	γ		γ	c_1	c_2	γ	c
	297.76		73.41	-2.697	0.636	5.525	11.279
	(1.465)		(140.7)	(0.443)	(0.036)	(2.834)	(0.201)

注:括号中的数字为对应参数估计量的标准差。

对于非线性STR模型,可以采用非线性最小二乘法估计其参数。^{〔9〕}但是由于非线性模型估计结果对初值依赖较大,为此事先采用格点搜索的方法确定初值。其中,斜率参数 γ 的取值范围为 $[1,20]$,以步长为1抽取20个样本。对于式(5)中位置参数 c_1 、 c_2 的搜索范围为 $[S_{t-M_{0.05}}, S_{t-M_{0.95}}]$,以步长为 $(S_{t-M_{0.95}} - S_{t-M_{0.05}})/40$ 抽取40个 c_i ($i=1,2$)的值, $S_{t-M_{0.05}}$ 和 $S_{t-M_{0.95}}$ 分别表示对应转移变量的5%分位数和95%分位数。对于式(6),考虑到经济周期的两个阶段包含足够多的样本,位置参数 c 的搜索范围设定为 $[S_{t-M_{0.25}}, S_{t-M_{0.75}}]$,以步长为 $(S_{t-M_{0.75}} - S_{t-M_{0.25}})/40$ 抽取40个 c 的值。同理, $S_{t-M_{0.25}}$ 和 $S_{t-M_{0.75}}$

〔8〕实际上,非线性STR模型可以采用LM统计量的“最小显著性概率原则”确定转移变量,并进一步按照相应的检验程序确定转移函数的类型。但由于本文主要关注货币冲击对实际产出不同类型的非对称效应的检验,因此本文分别将拒绝线性假设的滞后一期的产出 y_{t-1} 及当期货币冲击 e_t 作为转移变量,并直接估计式(3)、式(5)和式(6)代表的三种类型非对称效应模型。然后通过对模型不同区间实际产出对货币冲击的反应系数施加约束检验货币政策的非对称性。

〔9〕若STR模型的扰动项服从正态分布,则非线性最小二乘估计与极大似然估计是一致的。否则,非线性最小二乘估计则被称为伪极大似然估计。

分别表示对应转移变量的 25% 分位数和 75% 分位数。

通过计算斜率参数 γ 和位置参数 $c_1, c_2(c)$ 的不同组合对应的转移函数 F , 并将其作为已知样本数据代入到式 (1) 中, 可以将式 (1) 表示的非线性产出方程线性化, 通过估计线性产出方程并比较残差项的大小, 将最小残差所对应的参数组合作为非线性估计的初值, 可以实现对式 (1) 的估计, 参数估计结果见表 3。

对于模型 A, 由于我们事先设定位置参数为 0, 因此转移函数的未知参数只有斜率参数 γ , γ 的估计值为 297.76^[10], 表明紧缩性货币政策与扩张性货币政策的转换速度非常快, 这一点可从转移函数中看到 (见图 3)。另外, 货币政策转移函数还成功识别出了我国紧缩性货币政策和扩张性货币政策的区制转换 (见图 4)。如 2007 至 2008 年我国经济出现过热增长的迹象, 出现了由食品、粮食价格上涨引致通货膨胀的迹象, 在此期间人民银行连续 4 次上调金融机构人民币贷款基准利率, 9 次上调人民币存款准备金率。然而, 受国际金融危机影响, 2009 年我国 GDP 同比增速由 2008 年第二季度的 11% 下降到 2009 年第一季度的 6.5% 的历史低位, 价格水平也由 2008 年上半年的通货膨胀转为轻微的通货紧缩。此时, 货币当局对货币政策迅速做出调整, 由紧缩性的货币政策迅速转换为扩张性的货币政策, 这些特点在图 4 中均有所体现。

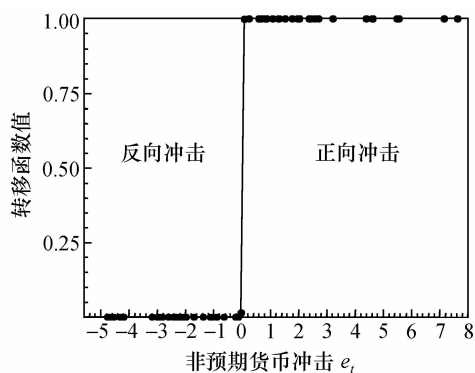


图3 基于货币冲击方向的转移函数 (LSTR1)

由模型 B 的估计结果可以看出, 位置参数 c_1 和 c_2 的估计值分别为 -2.697 和 0.636, 并且均高度显著。斜率参数 γ 的估计值为 73.41, 相对较大, 表现在转移函数曲线上, 为货币政策由高强度冲击区制向低强度冲击区制 (由低强度

[10] 尽管其不显著, 对应的标准差为 1465, 但 van Dijk 等人 (2002) 认为当参数 λ 很大时, 此时估计的 λ 的标准差会很大, 进而不能通过显著性检验, 但并不能因此认为模型不存在非线性。因为当 λ 很大时, 此时 STR 模型与门限模型非常相似。根据 STR 模型的性质可知, 此时即使 λ 发生较大的变化也不会对转移函数造成大的影响。

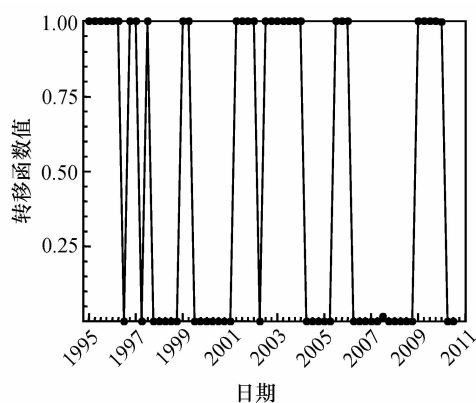


图4 货币政策(冲击方向)的区制转换

冲击区制向高强度冲击区制)的转换较迅速,如图5所示。另外,由于位置参数 c_2 的估计值较小,导致货币政策在不同的区制间转换比较频繁,这一点可从图6(货币政策(冲击强度)的区制转换)中看出。

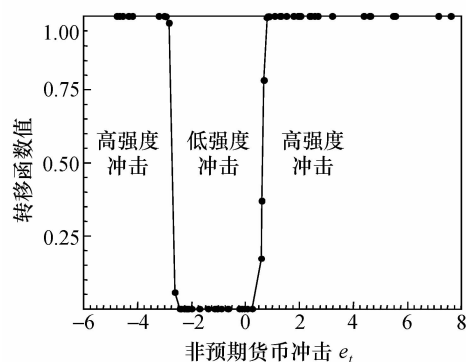


图5 基于货币冲击强度的转移函数(LSTR2)

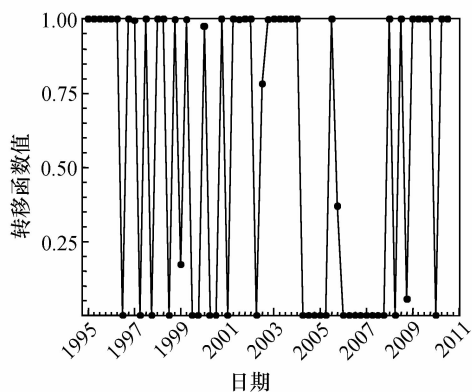


图6 货币政策(冲击强度)的区制转换

对于模型 C,无论是位置参数还是斜率参数均比较显著。其中位置参数的估计值为 11.279,表明当实际产出增长率低于 11.279% 时,经济处于收缩期,而当实际产出增长率高于 11.279%,经济处于扩张期。由于斜率参数 γ 的估计值相对较小(参数估计值为 5.525),表明经济周期的区制转换相对平滑,见图 7(基于经济周期的转移函数)。另外,图 8 给出的我国经济周期的区制转换,基本描述了我国经济周期运行的现实。

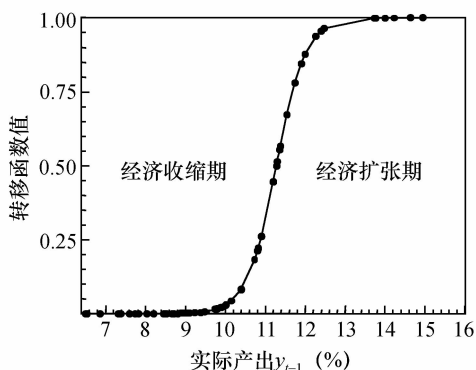


图 7 基于经济周期的转移函数 (LSTR1)

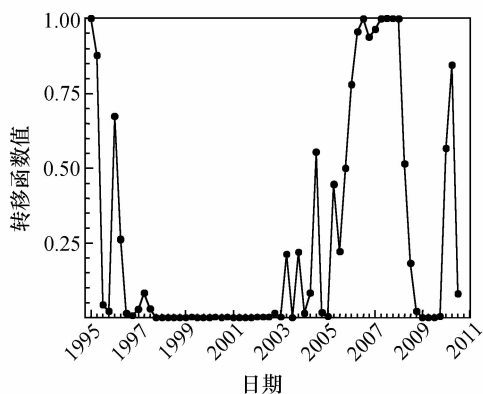


图 8 经济周期的区制转换

(四) 基于 STR 模型的非对称效应检验结果

为检验我国货币政策对实体经济的非对称效应,我们对模型 A、B 和 C 的各区制间实际产出对货币冲击的反应系数施加相应的约束,构造系数约束的 Wald 统计量进行检验,检验结果由表 4 给出。从表 4 的估计结果可以看出,对于模型 B 和模型 C 均在 1% 的显著性水平上拒绝货币政策无效的原假设,检验

统计量分别为 14.678 和 28.533。对于模型 A,对应的 Wald 统计量为 4.557,显著性概率为 0.102,也在一定程度上发现货币政策有效的证据。

表4 货币政策有效性和非对称性检验结果

原假设	模型 A		模型 B		模型 C	
	统计量	显著性 概率	统计量	显著性 概率	统计量	显著性 概率
$\sum_{j=0}^4 \beta_{1j} = 0$	4.544	0.033 **	3.684	0.055 *	26.280	0.000 ***
$\sum_{j=0}^4 \beta_{2j} = 0$	0.013	0.911	11.055	0.001 ***	8.991	0.003 ***
$\sum_{j=0}^4 \beta_{1j} = \sum_{j=0}^4 \beta_{2j} = 0$	4.557	0.102	14.678	0.000 ***	28.533	0.000 ***
$\beta_{1j} = \beta_{2j} (j = 0, 1, \dots, 4)$	27.748	0.000 ***	16.863	0.002 ***	28.394	0.000 ***
$\sum_{j=0}^4 \beta_{1j} = \sum_{j=0}^4 \beta_{2j}$	3.039	0.081 *	0.716	0.398	15.181	0.000 ***

注:对于各模型,第一列为对应系数约束 Wald 检验得到的 χ^2 统计量,自由度为约束条件的个数,第二列为对应统计量的显著性概率。*、**和***分别表示对应检验在 10%、5%和 1% 的显著性水平上显著。

通过对正向和反向货币冲击对实际产出作用效应的检验可以看出,反向货币冲击对产出具有实际效应(检验统计量的显著性概率为 0.033),而正向货币冲击对实际产出没有实际效应。进一步,对正向货币冲击和反向货币冲击的非对称效应检验发现,无论是货币政策对实际产出的即期冲击(对应的原假设为 $\beta_{1j} = \beta_{2j} (j = 0, 1, \dots, k)$) 还是累积冲击(对应的原假设为 $\sum_{j=0}^k \beta_{1j} = \sum_{j=0}^k \beta_{2j}$),均在 10% 的显著性水平上拒绝存在对称效应的原假设。表明我国货币政策存在方向上的非对称性,并且由于 $\sum_{j=0}^k \beta_{1j} = 0.414 > \sum_{j=0}^k \beta_{2j} = 0.017$,表明反向货币冲击对实际产出的作用效果强于正向货币冲击对实际产出的作用效果。

对于货币政策对实际产出是否存在冲击强度上的非对称效应检验,我们发现无论是低强度货币冲击,还是高强度货币冲击,对实际产出都具有实际效应,对应的检验统计量均在 10% 的显著性水平上拒绝不存在实际效应的原假设(对应的显著性概率分别为 0.055 和 0.001)。进一步检验不同强度货币冲击的非对称效应表明,虽然不同强度的货币冲击对实际产出的即期效应存在非对称性,但其累积效应并不存在非对称性(对应的显著性概率为 0.398)。

在经济周期的不同阶段,货币政策对实际产出的作用效果非常明显。无论

是在经济收缩期还是在经济扩张期,均在1%的显著性水平上拒绝货币政策不存在实际效应的原假设(对应的显著性概率分别为0.000和0.003)。另外,模型C的检验还表明在经济周期的不同阶段,货币政策对实际产出存在明显的非对称效应。并且由于 $\left| \sum_{j=0}^k \beta_{1j} \right| = 0.513 < \left| \sum_{j=0}^k \beta_{2j} \right| = 1.177$,表明在经济扩张期,货币政策对实际产出的作用效果大于在经济收缩期的作用效果。但值得注意的是,在经济扩张期,系数和小于0,表明在经济扩张期,货币政策对实际产出存在反向“牵拉”作用,在一定程度上避免了因货币政策的实施对实际产出造成大的波动,1996年以来我国经济持续长时间的平稳增长也在一定程度上验证了这一事实。

四、本文的主要结论

本文在非线性STR模型的基础上,对我国货币政策对实际产出的作用机制进行了非线性、有效性及非对称性检验。

利用货币供给M2作为货币政策的代理变量,我国货币政策对实际产出的作用机制表现出非线性特征。滞后一期的实际产出及当期的非预期货币冲击作为转移变量时,均在5%的显著性水平上拒绝产出方程为线性的原假设。货币政策对实际产出的作用机制受货币政策的模式(扩张性和紧缩性)及所处经济周期的具体阶段(扩张期和收缩期)的影响。

进一步将滞后一期的实际产出及当期的非预期货币冲击作为转移变量,分别估计了测度货币政策对实际产出的非对称效应模型。通过对不同区制内实际产出对货币政策的反应系数施加约束,对货币政策的有效性和非对称性进行了检验。结果发现我国货币政策对实际产出具有实际效应,这一点与大部分学者得到的实证结果是一致的。在此基础上,进一步对货币政策的非对称效应进行了检验。

首先,我们检验了货币政策对实际产出在冲击方向上的非对称性。结果发现,无论是货币政策对实际产出的即期效应还是累积效应均存在非对称性。具体表现在,反向货币冲击对实际产出的作用效果明显强于正向货币冲击对实际产出的作用效果。特别地,由于 $\sum_{j=0}^k \beta_{1j} > \sum_{j=0}^k \beta_{2j} > 0$,即反向货币冲击对实际产出的累积效应大于正向货币冲击的累积效应,表明紧缩性货币政策对实际产出

的减速作用大于扩张性货币政策对实际产出的加速作用。因此,与货币当局旨在抑制总需求而实施的紧缩性货币政策相比,刺激总需求的扩张性货币政策的应用需谨慎,因为货币政策冲击方向上的非对称性可能导致扩张性货币政策的实际产出效应小于价格效应。此时,扩张性的货币政策可能不但达不到刺激产出的预期目标,相反却会带来价格的上涨,需要货币当局高度关注。

其次,通过估计以货币冲击作为转移变量的LSTR2模型,对货币政策是否存在冲击强度上的非对称性进行了检验。结果发现,尽管货币政策对实际产出的即期效应存在强度上的非对称性,但累积效应并不存在非对称性。在统计意义上并没有发现高强度货币冲击与低强度货币冲击对实际产出的累积效应存在差异。

再次,通过检验货币政策在经济周期不同阶段上对实际产出的作用效应,我们发现,货币政策对实际产出的作用效果依赖于经济周期所处的具体阶段。货币政策在经济扩张期对实体经济的作用效果明显强于在经济收缩期的作用效果。但值得注意的是,货币冲击对实体经济的累积效应的系数和小于0。表明货币当局在采取顺周期调控模式时,能够避免因货币政策冲击导致的经济大幅度波动。1996年以来我国经济的平稳运行也验证了这一点。

需要注意的是,尽管本文利用货币供给M2测度货币政策时,发现了货币政策对实体经济的非线性和非对称性作用机制,但利用货币供给M1测度货币政策时,并没有发现上述特征。事实上,到底是用货币供给M1还是M2测度我国货币政策状态,国内学者一直没有达成共识。而且,并不是所有货币供给的变化都能体现货币政策的状态变化,比如较低的货币供给M2增速可能是由于大量资产向具有较高收益的股票和债券转移所导致的,并不体现货币政策的紧缩性。此时,使用货币供给量测度货币政策可能产生一定的误导。Bernanke and Blinder (1992)认为使用联邦基金利率识别货币政策状态更合适。但由于我国利率市场化程度低,利率水平不能完全反映货币市场的资金需求,这是本文没有选择利率测度货币政策状态的主要原因。

参考文献

- [1] 陈建斌,2006,政策方向、经济周期与货币政策效力非对称性,《管理世界》,第9期,第6—12页。
- [2] 黄先开、邓述慧,2000,货币政策中性与非对称性的实证研究,《管理科学学报》,第2期,第34—41页。

- [3] 刘金全,2002,货币政策作用的有效性和非对称性研究,《管理世界》,第3期,第43—51页。
- [4] 刘金全、云航,2004,规则性与相机选择性货币政策的作用机制分析,《中国管理科学》,第1期,第1—7页。
- [5] 刘金全、张艾莲,2003,我国货币政策作用机制的阶段性与货币—产出之间影响关系检验,《统计研究》,第8期,第60—62页。
- [6] 刘金全、隋建利、李楠,2009,基于非线性VAR模型对我国货币政策非对称作用效应的实证检验,《中国管理科学》,第3期,第47—55页。
- [7] 陆军、舒元,2002,货币政策无效性命题在中国的实证研究,《经济研究》,第3期,第21—26页。
- [8] 闫力、刘克官、章次兰,2009,货币政策有效性问题研究——基于1998—2009年月度数据的分析,《金融研究》,第12期,第59—71页。
- [9] 赵进文、闫捷,2005a,央行货币政策操作效果非对称性实证研究,《经济研究》,第2期,第26—34页。
- [10] 赵进文、闫捷,2005b,央行货币政策操作政策拐点与开关函数的测定,《经济研究》,第12期,第90—101页。
- [11] 郑挺国、刘金全,2008,我国货币、产出非对称影响关系的实证研究,《经济研究》,第1期,第33—45页。
- [12] Ball, L., and N. G. Mankiw, 1994, Asymmetric price adjustment and economic fluctuations, *Economic Journal*, 104: 247—261.
- [13] Ball, L., and D. Romer, 1990, Real rigidities and the non-neutrality of money, *Review of Economic Studies*, 57: 183—203.
- [14] Bernanke, B., and A. Blinder, 1992, The federal funds rate and the channels of monetary transmission, *American Economic Review*, 82: 901—921.
- [15] Cover J. P., 1992, Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks, *Quarterly Journal of Economics*, 107: 1261—1282.
- [16] Dolado, J., R. Dolores, and M. Naveira, 2005, Are monetary policy reaction functions asymmetric? The role of nonlinearity in the phillips curve, *European Economic Review*, 49: 485—503.
- [17] Garcia, R., and H. Schaller, 2002, Are the effects of monetary policy asymmetric? *Economic Inquiry*, 40: 102—119.
- [18] Granger, C. W., and T. Teräsvirta, 1993, *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press.
- [19] Hansen, A. H., 1941, *Fiscal Policy and Business Cycles*, W. W. Norton and Company.
- [20] Karras G., 2007, What causes the asymmetric effects of monetary policy: Size or sign of monetary-supply shocks? *The Journal of Economic Asymmetries*, 6: 57—72.
- [21] Keynes, J. M., 1936, The general theory of employment, interest and money, *Macmillan Cambridge University Press*.

- [22] Lo, M. C. , and J. Piger, 2005, Is the response of output to monetary policy asymmetric? Evidence from a regime-switching coefficient model, *Journal of Money, Credit and Banking*, 37: 865—886.
- [23] Luukkonen, R. , P. Saikkonen, and T. Terasvirta, 1988, Testing linearity against smooth transition autoregression, *Biometrika*, 75: 491—499.
- [24] Morgan, D. , 1993, Asymmetry effects of monetary policy, *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas*, 78: 21—33.
- [25] Ravn, M. O. , and M. Sola, 2004, Asymmetric effects of monetary policy in the united states, *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 86: 41—60.
- [26] Rothman, P. , D. van Dijk, and P. H. Franses, 2001, Multivariate STAR analysis of money-output relationship, *Macroeconomic Dynamics*, 5: 506—532.
- [27] van Dijk, D. , T. Teräsvirta, and P. H. Franses, 2002, Smooth transition autoregressive models-a survey of recent developments, *Econometric Reviews*, 21: 1—47.
- [28] Weise, C. L. , 1999, The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach, *Journal of Money Credit and Banking*, 31: 85—108.

Testing Asymmetric Effects of Monetary Policy Based on STR Model

Xiaoyu Zhang^{1,2} Jinquan Liu¹

(1. *Jilin University Quantitative Research Center of Economic*;

2. *Agriculture School of Jilin University*)

Abstract Although monetary policy is an important means of macroeconomic regulation, but the effect of monetary policy will vary with the sign, the size of monetary shocks, and the phase of the business cycle. In this paper, we use a smooth transition regression model (STR) to test the above asymmetry effects of monetary policy. It was found that there are asymmetric effects of monetary policy on output. Tight monetary policy slows the economy more than easy monetary policy accelerates the economy. And monetary policy had asymmetric impacts on economic activities in different phase of business cycle. Monetary policy had more effect on output in the booms than in the recessions.

Key Words Monetary Policy, Nonlinearity, STR, Asymmetry

JEL Classification F064, F015, F019

噪音与证券分析师的迎合动机

胡聪慧 高明*

摘 要 证券分析师是市场解读信息的重要力量。然而最近的研究表明,分析师意见存在系统性的偏差。鉴于此,探讨分析师意见偏差背后的行为动机,剖析分析师意见对证券价格的影响便具有重要意义。本文应用迎合理论,构建分析师与投资者之间的理性博弈模型,证明了在投资者具有信息劣势的博弈中,分析师的迎合动机会放大噪音对其购买意见以及均衡价格的影响。理性投资者并未能消除分析师迎合动机造成的股价噪音,从而从分析师角度,为股价对噪音的过度反应找到了一种理性的微观机制。

关键词 证券分析师,迎合动机,噪音,博弈

一、引 言

证券分析师是证券市场中的专业分析人员,其主要作用在于通过优于一般投资者的信息搜集和专业分析能力为市场参与者提供反映证券内在价值的投资信息,从而减弱证券市场的价格偏离,促进市场的有效。然而,在中国资本市场中,证券分析师热衷于对经济数据或重大事件做出反应,找出受益股,从而列出一大串股票买卖的建议(张化桥,2010)。例如,2010 年年初,市场普遍认为与太阳能、风能、新能源电池、节能减排等低碳经济相关的股票是 2010 年投资热点。中金、安信、招商、华泰、瑞银等券商的分析师对利好股票(如东方电气、

* 胡聪慧,北京大学光华管理学院博士研究生;高明,北京大学光华管理学院博士研究生。通信作者及地址:胡聪慧,北京市海淀区颐和园路 5 号北京大学光华管理学院 1 号楼 309 室,100871;E-mail:huconghui@pku.edu.cn。本文得到国家自然科学基金项目“资本市场中信息不对称与资产风险”(批准号:71172027)的资助,特致谢意。感谢北京大学光华管理学院杨云红教授、赵龙凯副教授以及匿名审稿人的宝贵意见,当然,文责自负。

金风科技、海螺型材、合肥三洋、龙净环保等)都给了推荐或买入的评级。其后一段时间这些股票确如分析师所言,出现了小幅上涨。然而随着年报的披露,由于低碳概念股票在业绩上并没有预期的表现,价格大幅下滑。从9月初开始,低碳板块出现小幅反弹,券商分析师又重提低碳类公司的光明前景,并对利好股票发布了买入或增持的评级。于是市场关于低碳概念的热情又被重新点燃,低碳板块出现疯狂的上涨,然而当2010年年报公布时,相关股票业绩依然并未能实现预期增长,于是投资者开始抛售,股价下跌。回顾整个过程我们发现,低碳板块股票自2010年以来,在基本面(真实盈利性)上并没有大幅波动,然而股价却由于受到投资者对低碳经济憧憬的影响,几起几落,波动剧烈,分析师似乎扮演了推波助澜的作用,这与经典理论对证券分析师作用的预期截然不同。鉴于此,在中国市场的背景下,探讨分析师决策的行为动机,剖析分析师意见对证券价格的影响具有十分重要的意义。

关于分析师行为,以往文献广为关注的是羊群效应,即分析师在发布评级信息时,出于声誉的考虑,会放弃私人信息而跟从其他分析师的意见,从而偏离其对公司价值的真实预期。例如在 Scharfstein and Stein (1990)、Trueman (1994)的模型中,分析师的报酬依赖于投资者对其的评价,能力低的分析师为了获得更高的报酬,会模仿能力高的分析师的意见。Hong, Kubik and Solomon (2000), Clement and Tse (2005)发现分析师倾向于发布与前期平均预测更接近的预测。然而 Zitzewitz (2001)指出以上结果没有控制由于共同信息使得分析师预测更加集中的可能性,而在控制这一因素后,Zitzewitz发现分析师更倾向于发布偏离平均预测的结果来突显自己的能力。Jegadeesh and Kim (2010)发现股价对远离平均水平的荐股意见反应更大,这表明投资者可以理性地识别分析师的羊群行为。总之,虽然分析师羊群行为的存在性尚存争议,但即使存在由羊群效应导致的分析师有偏意见也并不会影响均衡价格。由此可见,剖析分析师意见对股票价格的影响,特别是其同股价噪音的结合,在理论上依然是空白。本文试图应用日渐兴起的迎合理论^[1],剖析分析师的荐股意见,评价其对均衡价格的影响。

从前面的例子中可以看出,分析师在发布购买意见时会考虑股票价格的走

[1] 目前,迎合理论在公司金融领域中已得到了较为广泛的应用。例如,Baker and Wurgler(2002, 2004, 2009)运用迎合理论分别解释了上市公司的资本结构安排、股利政策和股票拆分行。Shleifer and Robert(2003)运用迎合理论解释了上市公司的并购行为。Polk and Sapientza(2009)运用迎合理论解释了公司的投资行为。

势,而不仅仅是根据其搜集的信息最小化其预测同真实价值的偏误。^[2] 股票价格反映了投资者对股票价值的评估,因此分析师参考股价推荐股票,可以理解为分析师对投资者意愿(股票价格)的迎合。本文将分析师发布评级意见时会考虑股票价格走势这一现象称为分析师的迎合行为。目前实证中已有大量文献表明股价是分析师推荐股票时考虑的重要因素。例如,当证券价格明显偏离其基本价值时,分析师会出于其大客户(机构投资者)的利益,迎合证券市场的表现,吸引不知情的交易者进入市场,从而帮助其大客户赢得利润(Lai, 2003)。在市场情绪高涨时,分析师会出于活跃市场、增加交易量,进而增加卖方佣金收入的考虑,迎合市场的预期(Cowen, Groysberg and Healy, 2006)。Bagnoli, Clement, Crawley and Watts(2010)通过研究分析师推荐股票的投资价值发现,分析师荐股时会考虑那些影响股价但与公司价值无关的因素。游家兴、邱世远和刘淳(2011)采用中国的样本证实了证券分析师存在迎合行为:在投资者情绪高涨的阶段,分析师预测行为较为乐观;当投资者情绪低落时,分析师预测行为较为悲观。总之,尽管分析师的职业操守要求他们根据自己掌握的信息提供公司价值的独立判断,但各种错综复杂的利益机制扭曲了分析师的行为,使其在发布荐股意见时会预测证券的交易价格,迎合市场的偏好。

本文在理性预期的框架下,构建了分析师与投资者之间的博弈模型以探讨分析师行为动机对其购买意见及均衡价格的影响。在我们的模型中,分析师相对于投资者具有信息优势;分析师在给出购买意见时不仅追求预测精度,还具有迎合股价的动机。投资者是完全理性的,只关心股票的真实价值,同时,依赖分析师整体的购买意见获得新投资机会的信息。我们证明了在投资者具有信息劣势的博弈中,分析师的迎合动机会放大噪音对其购买意见以及均衡价格的影响。换言之,尽管理性投资者可以预期分析师迎合动机,进而会降低其购买意见的参考价值,但均衡价格中的噪音依然增加了。这是本文的核心结论,它是分析师与投资者之间理性博弈的结果。

本文对现有文献的贡献及联系主要体现在以下三个方面:

第一,本文应用迎合理论将分析师意见与噪音联系在一起,为理解分析师行为提供了新的视角。迎合股价是分析师从自身利益出发、权衡各种利益关系的结果,是分析师激励机制扭曲的表现。具有迎合动机的分析师与投资者之间

[2] Dreman and Berry(1995), Easterwood and Nutt(1999), Chen and Jiang(2006)也得到了类似的结论。

的博弈放大了分析师意见中的噪音,而且由于投资者的信息劣势,最终增加了均衡价格的噪音。此外,本文构建的模型为应用迎合理论研究分析师行为提供了一个理论框架。

第二,本文应用选美效应理论刻画分析师的决策过程,指出共同信息导致的羊群行为会增加股价的噪音,损害市场效率。Welch(2000)指出现实中分析师的羊群行为既可能是共同信息导致的理性行为,也有可能是相互模仿的非理性因素导致的。Jegadeesh and Kim(2010)认为分析师基于共同信息的羊群行为不会损害市场效率,而且市场投资者能够识别基于非理性因素的分析师羊群行为。然而我们的模型中,均衡价格的噪音就直接源自分析师对公共信息的过度反应。这一结论可以看做选美效应理论在分析师行为上的推广应用。与选美效应经典文献(Morris and Shin, 2002; Allen, Morris and Shin, 2006; Gao, 2010)相比,本文模型中选美效应存在于不参加交易的分析师之间,而且投资者的理性预期会制约分析师对公共信息的过度反应(削弱选美效应)。尽管如此,但我们依然发现均衡价格会对噪音反应过度。这说明源自分析师迎合动机和投资者信息劣势的股价噪音是不可避免的。

第三,本文从分析师角度为股价对噪音的过度反应找到了理性的微观机制。有关股价中噪音研究的理论模型要么假设经济中存在短视投资者或者随机的供给噪音(Grossman and Stiglitz, 1980; Admati, 1985; Grundy and McNichols, 1989; Allen, Morris and Shin, 2006; Lambert, Leuz and Verrecchia, 2009),要么假设存在对基本面信息过度反应的非理性投资者(De Long, Shleifer, Summers and Waldman, 1990; Scheinkman and Xiong, 2003),这样股价中噪音并不是内生的,而是来自其有关噪音和非理性因素的假设。我们的模型假设投资者依赖其对公司未来真实价值的理性预期进行决策,没有引入任何非理性和短视因素。股价对噪音的过度反应是处于信息劣势的投资者与具有迎合动机的分析师理性博弈的结果:作为分析师,迎合股价是从其自身利益出发,权衡各种利益关系的理性选择;作为理性的投资者虽然可以预期分析师对公共信息过度反应,会降低对分析师意见的依赖,但是由于其信息劣势的存在也不可能消除股价对噪音的过度反应。

此外,本文对噪音过度影响机制的刻画类似于Agion and Stein(2008)和Angeletos, Lorenzoni and Pavan(2010),均来自金融市场中不同参与主体间的互动博弈,而不是非理性因素。Agion and Stein(2008)发现公司决策者与股价之间的反馈效应,使得公司投资存在过度波动。Angeletos, Lorenzoni and Pavan

(2010)指出,由于实体经济部门的决策者与金融市场投资者之间的信息溢出效应,社会总体投资对经济中的噪音存在过度反应。然而以上两篇文献关注的重点是这种博弈互动对实体经济变量的影响,而本文的结论则突出强调了这种博弈互动对金融市场均衡价格的扰动。

本文的其余部内容安排如下:第二部分在描述分析师行为和投资者行为的基础上定义了均衡;第三部分首先证明了均衡的存在性,然后进一步得出了分析师迎合股价动机对其购买意见和均衡价格的影响;第四部分简要讨论了模型参数对本文结论影响以及相关的实证启示;最后是本文的基本结论和政策启示。

二、模型的设定

模型中有两类参与者:股票分析师和投资者。整个模型由分析师的一轮推荐和投资者的一轮交易构成,投资者从分析师给出的购买意见中获得投资机会的信息。

最初,经济中面临一个新的投资机会,其盈利性用随机变量 $\tilde{\theta}$ 来描述,即所谓的基本面。该随机变量拥有如下先验分布: $\tilde{\theta} \sim N(\mu, 1/\pi_\theta)$ 。任何参与者事先都不知道其实现值。真实的 θ 将在分析师和投资者做出决策后最终实现。

(一) 分析师的行为

分析师相对于投资者具有信息优势,可以获得各种关于新投资机会盈利性的信号。这些信号都包含一定噪音,不同分析师信号中的噪音既存在相关性,又有一定的异质性。为简化起见,我们假设,分析师给出购买意见时面临两种信号。一种是私有信号:

$$x_i = \theta + \xi_i, \quad \text{其中} \quad \tilde{\xi}_i \sim N(0, 1/\pi_x)$$

且 $\tilde{\xi}_i$ 之间相互独立,即分析师拥有不同的私有信号,但这些信号的精度相同。另一种是公共信号:

$$y = \theta + \varepsilon, \quad \text{其中} \quad \tilde{\varepsilon} \sim N(0, 1/\pi_y)$$

y 从更一般的意义上,可以理解为分析师私有信号的相关部分,只能被分析师观测到。 k_i 表示分析师 i 的购买意见,可以理解为分析师 i 给出的股票的目标价格。分析师给出购买意见时,考虑以下两个因素:一是尽量减小购买意见同投资机会真实盈利性的偏差;二是尽量减小购买意见同市场交易价格的偏差。第

一类偏差越小,代表分析师对基本面的预测能力越强,投资者信赖度越高,从而为分析师赢得声誉。这是分析师职业操守的基本要求。第二种因素反映了分析师迎合股价的心理。由引言中的分析可知,迎合股价是分析师从自身利益出发,权衡各种利益关系的结果,是分析师激励机制扭曲的表现。因而分析师的购买意见无法消除其自身迎合股价动机的影响。假定分析师是风险中性的,其效用函数可以表示为

$$E[\bar{u}_i | x_i, y] = E[-\lambda_1 (\bar{\theta} - k_i)^2 - \lambda_2 (\bar{p} - k_i)^2 | x_i, y]$$

且定义

$$\lambda = \lambda_2 / (\lambda_1 + \lambda_2)$$

$-\lambda_1 (\bar{\theta} - k_i)^2$ 用来刻画预测精度对分析师效用的影响, $-\lambda_2 (\bar{p} - k_i)^2$ 用来刻画迎合动机对分析师效用的影响, λ 度量了迎合动机对分析师效用的相对影响, λ 越高表明分析师迎合股价的欲望越强烈。由于目标函数是严格凹的,因而单个分析师的最优购买意见可以表示成信号 x 和 y 的函数,分析师整体的购买意见可以表示成基本面 θ 和公共信号的噪音 ε 的函数。

(二) 投资者的行为

投资者在做出购买决策时会利用分析师整体的购买意见 $K = \frac{1}{I} \sum_i k_i$ (I 表示分析师的个数, K 表示分析师对未来股价的平均预期) 更新其对新投资机会真实盈利性 θ 的预测。同时,投资者获得的有关基本面的其他信息均包含在公共信号 ω 中。 $\omega = \theta + \eta$, 其中 $\eta \sim N(0, 1/\pi_\omega)$, 且 η 与 $\bar{\theta}, \bar{\xi}_i, \bar{\varepsilon}$ 相互独立。此处的公共信号可以更一般地理解为投资者私有信号相关的部分,只能被投资者观测到。^[3] ω 的精度代表了投资者拥有该股票信息的平均精度。信息透明度高的股票,公共信号 ω 的精度越高,投资者对分析师意见的依赖度就越低。假定投资者是风险中性的,其效用函数

$$E[\bar{u}_i | K, \omega] = (E[\bar{\theta} | K, \omega] - p)q_i$$

p 表示市场出清的价格, q_i 表示投资者持有的股票数量。假设股票供给固定,投资者是完全竞争的,那么市场出清的股票价格就应等于投资者利用已有信息对基本面的预期,即 $p = E[\bar{\theta} | K, \omega]$ 。由于 K 是 (θ, ε) 的函数, $\omega = \theta + \eta$, 均衡的价格可以表示成 $(\theta, \varepsilon, \eta)$ 的函数。

[3] 从一般意义上讲,所有市场的参与者都观测到不同的私有信号,且私有信号的扰动项具有一定相关性。为了简化起见,本文均采用公共信号的方式刻画这种相关性,公共信号的扰动项刻画了私有信号扰动项的相关部分。

(三) 均衡

基于以上讨论我们可以定义如下均衡的概念。

定义1: 一个线性的理性预期均衡是由满足条件(1)至条件(4)的单个分析师意见函数 $k(x, y)$ 、分析师整体意见函数 $K(\theta, \varepsilon)$ 和价格函数 $p(\theta, \varepsilon, \eta)$ 共同构成的。

条件(1): 对于所有的 (x, y) ,

$$k(x, y) \in \arg \max_k E[-\lambda_1 (\bar{\theta} - k_i)^2 - \lambda_2 (\bar{p} - k_i)^2 \mid x_i, y]$$

条件(2): 对于所有的 (θ, ε) ,

$$K(\theta, \varepsilon) = \int k(x, y) d\Phi(x, y \mid \theta, \varepsilon)^{[4]}$$

其中, $\Phi(x, y \mid \theta, \varepsilon)$ 表示给定 (θ, ε) 后, (x, y) 的累计联合分布函数。

条件(3): 存在系数 β_0 、 β_θ 和 β_ε , 使得对于所有 (θ, ε) ,

$$K(\theta, \varepsilon) = \beta_0 + \beta_\theta \theta + \beta_\varepsilon \varepsilon$$

条件(4): 对于所有的 $(\theta, \varepsilon, \eta)$,

$$p(\theta, \varepsilon, \eta) = E[\bar{\theta} \mid K, \omega]$$

其中, $K = K(\theta, \varepsilon)$, $\omega = \theta + \eta$ 。

条件(1)要求每个分析师的购买意见在给定均衡价格函数后都满足个体理性的条件。条件(2)是分析师整体购买意见的定义。由大数定律可知, 分析师私有信号的扰动项 ξ_i , 会随着分析师人数的增加而趋向于零, 因而不会进入分析师整体购买意见的函数。条件(3)施加了线性假定使得模型变得容易处理。 θ 和 ε 分别代表基本面冲击和噪音冲击, β_θ 和 β_ε 表明分析师整体意见对基本面冲击和噪音冲击反应系数。条件(4)要求市场出清的均衡价格等于投资者基于分析师整体购买意见及其他信号对基本面信息 θ 的预期。

定义2: 分析师意见中的噪音比例 φ 是分析师整体意见对噪音冲击的反应系数 β_ε 与对基本面冲击反应系数 β_θ 之比, 即 $\varphi = \beta_\varepsilon / \beta_\theta$ 。

该比例刻画了分析师意见对噪音冲击和基本面冲击的相对反应大小, 反映了分析师意见中不能被基本面解释的部分。

分析师整体给投资者提供购买意见 $K(\theta, \varepsilon) = \beta_0 + \beta_\theta \theta + \beta_\varepsilon \varepsilon$, 投资者依赖分析师购买意见, 更新其对基本面 θ 的预期。事实上, 只要 $\beta_\theta \neq 0$, 投资者参考分

[4] 分析师的整体意见 K 是对 I 个分析师意见 k 求平均得到的。例如, k 表示分析师 i 根据信号 x 和 y 给出的目标股价, 则 K 为 I 个分析师对未来股价的平均预期。

析师的购买意见就等价于观测到另一个有关基本面的带正态噪音的信号:

$$z \equiv \frac{K - \beta_0}{\beta_\theta} = \theta + \varphi \varepsilon$$

分析师意见中的噪音比例 φ 直接决定了该信号的信息含量,其精度为 $\pi_z = \pi_y / \varphi^2$ 。

三、模 型

(一) 基准模型:无迎合动机

本文的主要结论依赖于两个基本假设:第一,投资者依赖分析师整体的购买意见获得新投资机会的信息;第二,分析师有迎合股价的动机。本文的结论也可以理解为分析师与投资者之间博弈的结果。如果第一条假设不成立,投资者可观测信号 ω 的噪音消失,那么交易时 θ 是已知的,分析师购买意见 K 的信号作用消失,从而市场出清的价格 $p = \theta$ 。如果第二条假设不成立,分析师的效用函数变为

$$E[-\lambda_1 (\tilde{\theta} - k_i)^2 | x_i, y]$$

分析师的最优购买意见就是其对新投资机会盈利性的真实预期,即:

$$k(x, y) = E[\tilde{\theta} | x, y] = \delta_0 + \delta_x x + \delta_y y$$

其中, $\delta_0 = \frac{\pi_0}{\pi} \mu$, $\delta_x = \frac{\pi_x}{\pi}$, $\delta_y = \frac{\pi_y}{\pi}$, $\pi = \pi_0 + \pi_x + \pi_y$ 。分析师整体的购买意见

$$K(\theta, \varepsilon) = \delta_0 + \delta_\theta \theta + \delta_\varepsilon \varepsilon \quad \text{且} \quad \delta_\theta = \delta_x + \delta_y, \delta_\varepsilon = \delta_y$$

记 $\varphi_{\text{basic}} = \frac{\delta_y}{\delta_x + \delta_y}$ 为基准模型中分析师意见的噪音比例。

此处第一条假设是最为基本的假设,如果不存在分析师相对于投资者的信息优势(一种极端情况是,投资者准确知道盈利信息,即信号 ω 的精度无限大),分析师行业根本没有存在的必要。因而本文更关注于分析师迎合动机对其购买意见以及股价的影响。我们将分析师不存在迎合动机的模型定义为基准模型。

定理 1: 在基准模型中,分析师的购买意见仅仅依赖于其自身对新投资机会价值的真实预期。

证明: 定理 1 的结论由上文很容易得证。□

(二) 迎合模型

迎合模型中基本结论依赖于两个基本假设。假设 1: 分析师相对于投资者具有信息优势, 投资者依赖分析师整体意见获得新投资机会的信息; 假设 2: 分析师有迎合股价的动机。迎合模型的结论可以看做投资者和分析师博弈的均衡结果, $K(\theta, \varepsilon)$ 和 $p(\theta, \varepsilon, \eta)$ 分别可以看做分析师和投资者的反应函数。下面我们将通过定理 2 严格证明均衡的存在性。^[5]

定理 2: 在假设 1 和假设 2 成立的条件下, 满足定义 1 的均衡总存在, 且分析师意见函数和均衡价格函数中的反应系数 $\beta_x, \beta_y, \beta_\theta, \beta_\varepsilon, \gamma_\theta, \gamma_\varepsilon, \gamma_\eta$ 均为正。

分析师和投资者博弈的均衡存在等价于存在一个不动点映射 Γ 使得 $\varphi' = \Gamma(\varphi)$, φ 表示投资观测到的信号 $z = \theta + \varphi\varepsilon$ 的噪音比例, φ' 表示分析师发送信号 $z' = \theta + \varphi'\varepsilon$ 的噪音比例, 均衡时投资者观测到的信号恰好便是分析师发送的信号。定理 2 的证明分为以下两步: 第一步, 根据均衡的定义找到博弈双方的反应函数; 第二步, 找到不动点映射, 证明满足定义 1 的均衡存在且系数 $\beta_x, \beta_y, \beta_\theta, \beta_\varepsilon, \gamma_\theta, \gamma_\varepsilon, \gamma_\eta$ 均为正。

证明: 第一步, 暂且忽略投资者接收信号 z 的内生性, 我们假设投资者观测到一个信号 $z = \theta + \varphi\varepsilon$, 其中 $\varphi \in \mathbf{R}$, 根据贝叶斯法则, 投资者对 θ 的预期等于其先验均值 μ 及观测的信号 ω 和 z 的加权平均:

$$E[\tilde{\theta} | K, \omega] = E[\tilde{\theta} | z, \omega] \\ = \frac{\pi_\theta}{\pi_\theta + \pi_\omega + \pi_z} \mu + \frac{\pi_\omega}{\pi_\theta + \pi_\omega + \pi_z} \omega + \frac{\pi_z}{\pi_\theta + \pi_\omega + \pi_z} z \quad (1)$$

π_θ, π_ω 和 π_z 分别代表先验信息、信号 ω 和信号 z 的精度。根据定义 1, 均衡价格为:

$$p(\theta, \varepsilon, \eta) = \gamma_0 + \gamma_\theta \theta + \gamma_\varepsilon \varepsilon + \gamma_\eta \eta \quad (2)$$

$$\text{其中, } \gamma_\theta = \frac{\pi_\omega + \pi_y / \varphi^2}{\pi_\theta + \pi_\omega + \pi_y / \varphi^2}, \gamma_\varepsilon = \frac{\pi_y / \varphi^2}{\pi_\theta + \pi_\omega + \pi_y / \varphi^2} \varphi, \gamma_\eta = \frac{\pi_\omega}{\pi_\theta + \pi_\omega + \pi_y / \varphi^2}.$$

接下来考虑在给定均衡价格函数下, 分析师最优购买意见的决定。根据定义 1 的条件(1):

$$k(x, y) = E[(1 - \lambda) \tilde{\theta} + \lambda p(\tilde{\theta}, \tilde{\varepsilon}, \tilde{\eta}) | x, y] \quad (3)$$

其中 λ 表示分析师迎合动机的相对强度。将均衡价格函数(2)代入(3)式, 且

[5] 可以证明当 λ 较小时, 均衡是唯一的。

$E[\tilde{\eta}|x, y] = 0, E[\tilde{\theta}|x, y] = \mu + \delta_x(x - \mu) + \delta_y(y - \mu), E[\tilde{\varepsilon}|x, y] = y - E[\tilde{\theta}|x, y]$, 这样我们便可以将分析师的意见函数表示为

$$k(x, y) = \beta_0 + \beta_x x + \beta_y y$$

其中

$$\beta_0 = (1 - \beta_x - \beta_y)\mu \quad (4)$$

$$\beta_x = \left(1 - \lambda\varphi \frac{\pi_y + \varphi\pi_\theta}{\pi_y + \varphi^2(\pi_\theta + \pi_\omega)}\right)\delta_x \quad (5)$$

$$\beta_y = \left(1 + \lambda\varphi \frac{\pi_x + (1 - \varphi)\pi_\theta}{\pi_y + \varphi^2(\pi_\theta + \pi_\omega)}\right)\delta_y \quad (6)$$

任一均衡均满足(4)式至(6)式, 且 $\varphi = \frac{\beta_y}{\beta_x + \beta_y}$ 。将分析师意见 $k(x, y)$ 加总后平均, 便得到分析师整体意见 $K(\theta, \varepsilon) = \beta_0 + \beta_\theta \theta + \beta_\varepsilon \varepsilon$, 其中 $\beta_\theta = \beta_x + \beta_y, \beta_\varepsilon = \beta_y$ 。

第二步, 令 $b = \beta_y/\beta_x$, 则 $\varphi = b/(1 + b)$ 。(6)式比(5)式得:

$$b = \frac{\pi_y + \left(\frac{b}{1+b}\right)^2(\pi_\theta + \pi_\omega) + \lambda \frac{b}{1+b} \left(\pi_x + \frac{1}{1+b} \pi_\theta\right) \delta_y}{\pi_y + \left(\frac{b}{1+b}\right)^2(\pi_\theta + \pi_\omega) - \lambda \frac{b}{1+b} \left(\pi_y + \frac{1}{1+b} \pi_\theta\right) \delta_x} \delta_y \quad (7)$$

利用定理1中 δ_x 和 δ_y 的定义, (7)式右边等价于

$$F(b) \equiv \frac{\delta_y}{\delta_x} \left\{ 1 + \frac{\lambda(1+b)b}{[(1-\lambda)(1-\delta_x) + \Omega]b^2 + (2-\lambda)\delta_y b + \delta_y} \right\} \quad (8)$$

其中, $\Omega \equiv \frac{\pi_\omega}{\pi_y + \pi_\theta + \pi_x}$ 。 b 是 φ 的单调变换, 找到不动点映射 $b' = F(b)$ 等价于找到 $\varphi' = \Gamma(\varphi)$ 。因为 $F(\delta_y/\delta_x) > \delta_y/\delta_x$ 且 $\lim_{b \rightarrow +\infty} F(b)$ 是有限值, 我们至少可以找到一个点 $b > \delta_y/\delta_x$ 使得不动点映射 $b = F(b)$ 成立。由 b 可以得到 φ 。很容易看出系数 $\beta_x, \beta_y, \beta_\theta, \beta_\varepsilon, \gamma_\theta, \gamma_\varepsilon, \gamma_\eta$ 均为正。□

由定理2可知, 分析师的购买意见对信号 x 和 y 的利好做出正向反应, 分析师整体的意见就会对基本面 θ 和噪音 ε 的冲击做出正向反应, 最终市场均衡价格也会对基本面 θ 和噪音 ε 的冲击都做出正向反应。

定理3: 市场均衡价格对分析师整体的购买意见总是做出正向反应。

证明: 将 $z \equiv \frac{K - \beta_0}{\beta_\theta}$ 代入(1)式, 便可将均衡价格表示成分析师整体意见和投资者外部信号的函数:

$$p(\theta, \varepsilon, \eta) = \gamma_0 + \gamma_K K(\theta, \varepsilon) + \gamma_\omega \omega$$

其中, $\gamma_k = \frac{\pi_z/\beta_\theta}{\pi_\theta + \pi_\omega + \pi_z}$, 由定理 2 知 $\beta_\theta > 0$, 则 $\gamma_k > 0$ 。□

由定理 3 的证明可知, 只要分析师购买意见对基本面 θ 的冲击正向反应, 均衡价格就会对分析师的购买意见做出正向反应。这意味着对于既定的 θ , 来自噪音 ε 的正向冲击使得分析师的购买意见更加积极, 然而投资者由于无法识别购买意见积极变化的源泉, 只会对分析师购买意见的变化做出正向反应。尽管投资者的行为是理性的, 但由于信息的劣势, 均衡价格仍然会对噪音冲击做出正向反应。

定理 3 成立时, 分析师给出购买意见时不仅会预测基本面, 还会预测噪音。噪音的预测代表分析师决策时的投机因素。从分析师的反应函数的变形

$$k_i = E_i[\tilde{\theta}] + \lambda E_i[p(\tilde{\theta}, \tilde{\varepsilon}, \tilde{\eta}) - \tilde{\theta}] = E_i[\tilde{\theta}] + \lambda E_i[E_i[\tilde{\theta}] - \tilde{\theta}]$$

(其中, E_i 和 E_t 分别代表分析师和投资者的预期, $E_i[p(\tilde{\theta}, \tilde{\varepsilon}, \tilde{\eta}) - \tilde{\theta}]$ 代表分析师对市场定价偏误的预期) 中我们发现, 分析师会对市场定价的偏误做出正向反应, 反应大小取决于分析师的迎合股价动机的强弱。分析师根据其对基本面和市场价偏误的预期给出购买意见。当预测基本面 θ 时, 信号 x 和 y 的价值取决于各自的精度 π_x 和 π_y 。当预测噪音 ε 时, 信号 y 由于同时包含基本面和噪音的信息而成为更有价值的信号。因此, 当均衡价格对基本面 θ 和噪音 ε 的冲击都做出正向反应时, 相对于基准模型, 分析师购买意见对信号 y 的反应要更强, 而对信号 x 的反应会减弱。这样, 噪音对分析师的影响在迎合模型中被放大了。

定理 4: 迎合模型中, 分析师购买意见的噪音比例高于基准模型。

证明: 由 (5) 式和 (6) 式很容易知道 $\beta_x < \delta_x$ 和 $\beta_y > \delta_y$ 。进一步, 上述不等式可推出:

$$\frac{\varphi}{1-\varphi} = \frac{\beta_y}{\beta_x} > \frac{\delta_y}{\delta_x} = \frac{\pi_y}{\pi_x} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \beta_\theta &= \beta_x + \beta_y \\ &= \delta_x + \delta_y + \lambda \frac{\varphi \pi_y}{\pi_x + \pi_y + \pi_\theta} \frac{\pi_x + (1-\varphi)\pi_\theta}{\pi_y + \varphi^2(\pi_\theta + \pi_\omega)} \\ &\quad - \lambda \frac{\varphi \pi_x}{\pi_x + \pi_y + \pi_\theta} \frac{\pi_y + \varphi \pi_\theta}{\pi_y + \varphi^2(\pi_\theta + \pi_\omega)} \\ &= \delta_x + \delta_y + \lambda \frac{\varphi \pi_\theta}{\pi_x + \pi_y + \pi_\theta} \frac{(1-\varphi)\pi_y - \varphi \pi_x}{\pi_y + \varphi^2(\pi_\theta + \pi_\omega)} \end{aligned}$$

由定理2知 $0 < \varphi < 1$, 这样(9)式意味着 $(1 - \varphi)\pi_y - \varphi\pi_x < 0$, 从而有 $\beta_\theta < \delta_x + \delta_y$ 。基准模型中分析师购买意见中噪音比例为 $\varphi_{\text{basic}} = \frac{\delta_y}{\delta_x + \delta_y}$, 迎合模型中分析师购买意见中噪音比例为 $\varphi_{\text{catering}} = \frac{\beta_\varepsilon}{\beta_\theta}$, 由 $\beta_\theta < \delta_x + \delta_y$ 和 $\beta_\varepsilon = \beta_y > \delta_y$ 得 $\varphi_{\text{catering}} > \varphi_{\text{basic}}$ 。□

由定理4可知, 相对于基准模型, 迎合模型中分析师购买意见对公共信号的反应更强, 对私有信号的反应较弱。这一结论可以用 Keynes(1936) 提出的选美效应来解释。Allen, Morris and Shin(2006) 认为股票市场的选美效应是短视投资者理性决策的结果。当投资者不是关心股票的最终价值而是期望从股票的转手中获得更高的资本利得时, 公共信号扮演着双重角色: 一是信息角色 (informational role), 传递基本面的相关信息; 二是协同角色 (commonality role), 即所有投资者都会利用公共信号进行投资决策。尽管私有信号和公共信号都会影响投资者的决策, 然而私有信号中的噪音会在信息加总时抵消掉, 只有公共信号才会影响总需求, 因而公共信号对股票价格的影响超过其信息本身的价值, 这种额外的影响使得股价对公共信号的冲击更敏感。如果将投资者的反应 (均衡价格) 看做是外生的, 那么具有迎合动机的分析师之间的博弈类似于短视投资者间的博弈, 分析师购买意见对公共信号的过度反应就与 Allen, Morris and Shin(2006) 的结论类似。然而在我们的模型中, 投资者的反应是内生的, 即博弈不仅存在于分析师之间, 还存在于分析师和投资者之间: 分析师的效用函数不仅依赖于其对基本面的预期, 还依赖于其对投资者对基本面预期的预期, 而投资者对基本面的预期又要参考分析师的购买意见, 研究决定分析师购买意见的真正因素。这样分析师之间的博弈行为就要受到投资者理性预期的制约。这是我们同以往研究选美效应模型的不同之处。定理4的结论告诉我们, 相对于基准模型, 迎合模型中分析师购买意见对基本面冲击的反应较弱, 而对噪音冲击的反应更强烈, 可见, 尽管存在投资者理性预期的制约, 但分析师意见中的噪音比例依然被放大了。这一结果从根本上讲源于在博弈中投资者的信息劣势, 其必须依赖分析师的购买意见对基本面进行预期。总之, 在投资者具有信息劣势的博弈中, 分析师的迎合动机会放大噪音对其购买意见的影响。

理性的投资者意识到分析师迎合动机会增加其购买意见中的噪音, 降低信号 z 的精度, 从而在决定真实 θ 的预期时, 降低信号 z 的权重。从定理2的证明中, 我们可以看到, 随着 φ 的增加, 均衡价格对基本面的反应 γ_θ 下降, 对信号 ω

中噪音的反应 γ_η 却增加,而对噪音 ε 的反应 γ_ε 没有单调变化。那么,分析师意见的噪声会不会最终影响股价中的噪音呢?下面我们首先定义反应均衡价格中噪音大小的指标,然后通过定理 5 回答上述问题。

定义 3: 均衡价格中的噪音比例 ϕ 等于均衡价格对噪音的反应系数 (γ_ε 和 γ_η) 与均衡价格对基本面反应系数 γ_θ 之比,即 $\phi = \frac{\gamma_\varepsilon + \gamma_\eta}{\gamma_\theta}$ 。

定理 5: 迎合模型中,均衡价格的噪音比例高于基准模型。

证明: 由定理 4 知迎合模型下分析师购买意见中噪音比例大于基准模型,那么我们只要证明均衡价格中的噪音比例 ϕ 与分析师购买意见中的噪音比例 φ 正相关便可证明定理 5。

由定理 2 的证明可知: $\phi = \frac{\varphi\pi_y + \varphi^2\pi_\omega}{\pi_y + \varphi^2\pi_\omega}$ 。且

$$\phi'(\varphi) = \frac{\pi_y(-\pi_\omega\varphi^2 + 2\pi_\omega\varphi + \pi_y)}{(\pi_y + \varphi^2\pi_\omega)^2}$$

当 $0 < \varphi < 1$ 时, $-\pi_\omega\varphi^2 + 2\pi_\omega\varphi + \pi_y$ 恒大于 0, $\phi'(\varphi) > 0$ 。这样均衡价格中的噪音比例 ϕ 与分析师购买意见中的噪音比例 φ 正相关。定理 5 的结论得证。□

由定理 5 的结论可知,迎合模型下市场均衡价格中的噪音比例也被放大了,噪音对均衡价格的冲击大于基准模型。这样,尽管投资者的行为没有任何短视和非理性,但分析师意见中的噪音最终也会传导到均衡价格体系中。由此可知,迎合动机同时放大了噪音对分析师购买意见和均衡价格的影响,投资者的理性并不能避免噪音的过度干扰。

四、进一步讨论

在我们的模型中,对于投资者而言,分析师的意见既传递公司真实价值的信息,同时又有一定误导倾向,这一设定同分析师在现实世界中扮演的角色十分吻合。而且分析师相对于投资者具有信息优势,投资者依赖于分析师的意见进行投资决策,这一点对于以信息不足的散户投资者为主的资本市场尤为适用。

本文的核心结论是具有迎合动机的分析师会放大噪音对均衡价格的影响。这一结论是在投资者完全理性的环境下得到的。我们不难推演得到,在存在非

理性投资者的环境中,分析师迎合股价的动机,将进一步放大噪音对均衡价格的影响。这一结论与我国资本市场的真实体验十分吻合,分析师往往是股价泡沫的推波助澜者。^[6]

值得注意的是,本文的结论并不是指分析师的存在会增加股价的噪音,而只是说与没有迎合动机的分析师相比,具有迎合动机的分析师意见会放大噪音对股价的影响。

从模型的设定中,我们不难发现影响本文结论的关键因素有以下几点:(1)投资者股票信息的精度;(2)分析师迎合动机的强度;(3)分析师推荐时参考的因素。从这些因素出发,我们可以提出一些有关分析师推荐与股价噪音可供进一步研究的假说:

1. 投资者拥有的股票信息精度越高,对分析师的依赖性就越低,分析师意见偏差对股价的影响就越小。那么,对于信息透明度差、信息不对称严重的股票(如小规模、高成长性、机构投资者持股比例低的股票),分析师的关注更有可能导致股价中噪音的增加,而不是相反。

2. 迎合动机越强的分析师,购买意见中的噪音比例就越高,进而均衡价格对噪音的反应就越大。而迎合动机的强弱本身又是由多种因素决定的。例如,从分析师的个人特征角度,分析师的经验、历史预测精度、所属机构、所跟踪行业的个数都有可能与分析师迎合动机的大小相关。从股票特征的角度,信息透明度差、投资者对分析师依赖性更强的股票更有可能诱发分析师误导投资者、迎合定价偏误,从而为自身谋利的行为。

3. 分析师的迎合股价的行为在本文中是通过其对公共信号的过度反应体现出来的。因此,分析师基于公共信息(如宏观、行业等公开信息)推荐的股票更有可能是迎合市场的炒作行为,投资价值较低。

五、结 论

证券分析师是市场解读信息的重要力量。然而最近的研究表明,分析师并没有想象的那么“忠诚”,其购买意见存在系统性的偏差。鉴于此,本文应用迎合理论,构建了分析师与投资者之间的理性博弈模型探讨分析师意见偏差背后

[6] Hong, Scheinkman and Xiong(2008)基于分析师与投资者之互动博弈构建了一个资产价格泡沫的模型。

的行为动机,剖析分析师意见对证券价格的影响。在我们的模型中,分析师具有迎合股价的动机;同时,他们相对于投资者具有信息优势,投资者依赖分析师整体的购买意见获得新投资机会的信息。我们证明了在投资者具有信息劣势的博弈中,分析师的迎合动机会放大噪音对其购买意见以及均衡价格的影响。换言之,理性投资者并未能消除分析师迎合动机造成的股价噪音。

从学术研究角度讲,本文构建的模型一方面为从理论上探讨分析师行为动机对均衡价格的影响提供了一个框架,另一方面由于我们的模型中并未假设存在任何噪音和非理性因素,噪音的放大完全是模型内生的,因此,本文的结论从分析师行为角度,为股价对噪音的过度反应找到了一种理性的微观机制。此外,我们的模型中,均衡价格的噪音直接源自分析师对公共信息的过度反应。这一结论既可以看做是选美效应在分析师行为上的推广,又指出即使是共同信息导致的羊群行为也会增加股价的噪音,损害市场效率,从而为分析师羊群效应的研究提供了新的启示。

最后,本文构建的迎合模型有着重要的政策启示。管理层如果想降低分析师意见中的噪音,或者想借助分析师的力量来为市场定价提供正确引导的话,必须从激励机制上消除分析师迎合股价的动机,增强分析师的独立性,从而减少由于激励扭曲导致的分析师迎合偏误。

参考文献

- [1] 游家兴,邱世远,刘淳证,2011,证券分析师预测“变脸”行为研究,中国金融国际年会入选论文。
- [2] 张化桥,2010,《一个分析师的醒悟》,北京:中信出版社。
- [3] Admati, A. R., 1985, A noisy rational expectations equilibrium for multi-asset securities markets, *Econometrica*, 53: 629—658.
- [4] Allen, F., S. Morris, and H. S. Shin, 2006, Beauty contests and iterated expectations, *Review of Financial Studies*, 19: 161—177.
- [5] Angeletos, G. M., G. Lorenzoni, and A. Pavan, 2010, Beauty contests and irrational exuberance: A neo-classical approach, Unpublished working paper, Massachusetts Institute of Technology.
- [6] Bagnoli, M. E., M. B. Clement, M. J. Crawley, and S. G. Watts, 2010, The profitability of analysts' stock recommendations: What role does investor sentiment play? Unpublished Working Paper, University of Texas at Austin.
- [7] Baker, M., and J. Wurgler, 2002, Market timing and capital structure, *Journal of Finance*, 57: 1—32.
- [8] Baker, M., and J. Wurgler, 2004, A catering theory of dividends, *Journal of Finance*, 59: 1125—1165.

- [9] Baker, M. , R. Greenwood, and J. Wurgler, 2009, Catering through nominal share prices, *Journal of Finance*, 64: 2559—2590.
- [10] Chen, Q. , and W. Jiang, 2006, Analysts' weighting of private and public information, *Review of Financial Studies*, 19: 319—355.
- [11] Clement, M. B. , and S. Y. Tse, 2005, Financial analyst characteristics and herding behavior in forecasting, *Journal of Finance*, 60: 307—341.
- [12] Cowen, A. , B. Groysberg, and P. Healy, 2006, Which types of analyst firms are more optimistic? *Journal of Accounting and Economics*, 41 (1—2): 119—146.
- [13] De Long, J. B. , A. Shleifer, L. Summers, and R. Waldmann, 1990, Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation, *Journal of Finance*, 45: 375—395.
- [14] Dreman, D. , and M. Berry, 1995, Analyst forecasting errors and their implications for security analysis, *Financial Analysts Journal*, 51: 30—42.
- [15] Easterwood, J. C. , and S. R. Nutt, 1999, Inefficiency in analysts' earnings forecasts: Systematic misreaction or systematic optimism? *Journal of Finance*, 54: 1777—1797.
- [16] Froot, K. A. , D. S. Scharfstein, and J. C. Stein, 1992, Herd on the Street: Informational inefficiencies in a market with short-term speculation, *Journal of Finance*, 47: 1461—1484.
- [17] Hong, H. , and J. D. Kubik, 2003, Analyzing the analysts: Career concerns and biased earnings forecasts, *Journal of Finance*, 58: 313—351.
- [18] Hong, H. , J. Sheinkman, and W. Xiong, 2008, Advisors and asset prices: A model of the origin of bubbles, *Journal of Financial Economics*, 89: 268—287.
- [19] Hong, H. , J. Kubik, and A. Solomon, 2000, Security analysts' career concerns and herding of earnings forecasts, *Rand Journal of Economics*, 31: 121—144.
- [20] Grossman, S. J. , and J. E. Stiglitz, 1980, On the impossibility of informationally efficient markets, *American Economic Review*, 70: 393—408.
- [21] Grundy, B. D. , and M. McNichols, 1989, Trade and the revelation of information through prices and direct disclosure, *Review of Financial Studies*, 2: 495—526.
- [22] Jegadeesh, N. , and W. Kim, 2010, Do analysts herd? An analysis of recommendations and market reactions, *Review of Financial Studies*, 23(2): 901—937.
- [23] Lambert, R. , C. Leuz, and R. Verrecchia, 2009, Information asymmetry, information precision, and the cost of capital, NBER Working Paper.
- [24] Lai, R. , 2003, A catering theory of analyst bias, Unpublished Working Paper, Purdue University.
- [25] Morris, S. , and H. S. Shin, 2002, The social value of public information, *American Economic Review*, 92: 1521—1534.
- [26] Polk, C. , and P. Sapienze, 2009, The stock market and corporate investment: A test of catering theory, *Review of Financial Studies*, 22: 187—217.
- [27] Scheinkman, J. , and W. Xiong, 2003, Overconfidence and speculative bubbles, *Journal of Political Economy*, 111: 1183—1219.

- [28] Shleifer, A. , and W. V. Robert, 2003, Stock market driven acquisitions, *Journal of Financial Economics*, 70: 295—311.
- [29] Trueman, B. , 1994, Analyst forecasts and herding behavior, *Review of Financial Studies*, 7:97—124.
- [30] Welch, I. , 2000, Herding among Security Analysts, *Journal of Financial Economics*, 58:369—396.
- [31] Zitzewitz, E. , 2001a, Measuring herding and exaggeration by equity analysts and other opinion sellers, Unpublished Working Paper, Stanford University.

Noise and Financial Analysts' Catering Incentives

Conghui Hu Ming Gao

(*Guanghua School of Management, Peking University*)

Abstract Financial Analysts have been important information processors in financial markets. Recent empirical studies, however, suggest that analysts' opinions (i. e. forecasts and recommendations) are biased. It is therefore of great reference value to investigate what drives the biases of analysts' opinions and to analyze the impact the analysts' opinions have on stock price. This paper builds a game-theoretic model between rational investors and analysts with catering incentives and proves that in equilibrium when investors lack information about new investment opportunities, catering incentive would exaggerate the impact of noise on both analysts' opinions and stock price. The model also predicts that investors' rationality cannot eliminate the noise caused by analyst's catering incentives. From this perspective, we find a rational micro-mechanism for overreaction of stock price to noise based on the analysis of analysts' behavior.

Key Words Financial Analysts, Catering Incentives, Noise, Game

JEL Classification G12, G19, G29