金融学季刊

（第 3 卷　第 1 期）

徐信忠　刘　力　朱武祥　主编

北京大学出版社
PEKING UNIVERSITY PRESS

图书在版编目（CIP）数据

金融学季刊（第 3 卷·第 1 期）/徐信忠，刘力，朱武祥主编. —北京：北京大学出版社，2007.5

ISBN 978-7-301-12131-3

Ⅰ.金… Ⅱ.①徐…②刘…③朱… Ⅲ.金融学-丛刊 Ⅳ.F830-55

中国版本图书馆 CIP **数据核字（**2007**）第** 065977 **号**

书　　名：金融学季刊（第 3 **卷·第** 1 **期）**

著作责任者：徐信忠　刘　力　朱武祥　主编

责 任 编 辑：张　燕　魏　聃

标 准 书 号：ISBN 978-7-301-12131-3/F·1611

出 版 发 行：北京大学出版社

地　　址：北京市海淀区成府路 205 **号**　100871

网　　址：http://www.pup.cn

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

出版部 62754962

电 子 邮 箱：em@pup.pku.edu.cn

印　刷　者：

经　销　者：新华书店

787 **毫米** ×1092 **毫米**　16 **开本**　8.25 **印张**　153 **千字**

2007 **年** 5 **月第** 1 **版**　2007 **年** 5 **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/台湾大学
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/北京大学
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　魏　聃

金融学季刊

2007 年 第 3 卷 第 1 期

目　　录

有限责任、单调性与最优财务合约 …… 郭文新　曾　勇 (1)

财务信息不完全时公司违约风险及其

　　敏感性分析 …… 简志宏　吕雅璇 (19)

金融结构对于宏观经济波动的影响 …… 祝丹涛 (35)

治理环境、政府干预与上市公司并购绩效 …… 朱　滔　李善民 (67)

中国个人投资者行为偏差实证研究 …… 汪昌云　孙　谦 (88)

谁在拉低股价？

　　——中国股市上的隐蔽交易…… 才静涵　欧阳红兵　柴　俊 (105)

金融学季刊
2007 年 第 3 卷 第 1 期

Quarterly Journal of Finance
Vol. 3, No. 1, 2007

有限责任、单调性与最优财务合约

郭文新　曾　勇[*1]

摘　要　本文在经典文献 Innes (1990) 研究的基础上，应用委托—代理问题的一阶条件方法研究了努力不可观察时的融资问题，得到了最优财务合约，并拓展分析了投资者风险规避的情形。

关键词　资本结构，道德风险，一阶条件方法，有限责任，单调性

一、引　　言

委托—代理关系常常被表示为有约束的最优化问题。约束有两组：激励兼容约束指代理人选择其效用最大化的行动，而参与约束指代理人自愿接受该合约。委托—代理问题的标准分析方法，称为一阶条件 (first-order condition，FOC) 方法，最初由 Mirrlees (1999)、Holmstrom (1979)、Grossman and Hart (1983) 等人发展，后经 Rogerson (1985) 严格证明，被广泛地应用于经济和管理问题的研究中。该方法的核心是，把代理人选择效用最大化行动的激励兼容约束 (全局约束) 用其一阶条件 (局部约束) 代替，即要求代理人选择的行动使得其预期效用值是一个驻点。Rogerson (1985) 指出单调似然率性质 (MLRP) 和分布函数的凸性化条件 (CDFC) 是应用这一方法的充分必要条件，并给出了求解程序。MLRP 是指代理人的努力改变了产出实现的概率，类似于微观经济学中的生产函数，高的努力使得高产出实现的可能性更大。而 CDFC 是指产出的累积分布函数为代理人努力水平的凸函数，即技术呈现出随机的规模报酬递减。Rogerson (1985) 的求解程序 (RFOC) 在代理理论的研究中得到了广泛地应用，Innes

* 郭文新，电子科技大学管理学院讲师；曾勇，电子科技大学管理学院教授。通讯作者及地址：郭文新，成都市建设北路二段四号电子科技大学管理学院，610054；电话：028-83200349；E-mail：guowx@uestc.edu.cn。本文得到国家自然科学基金项目 (编号：70540022)、教育部“新世纪优秀人才支持计划”项目 (教技司 [2005] 2 号)、电子科技大学青年基金项目 (编号：JX03142) 的资助。作者感谢两位匿名审稿人中肯的意见与建议。

(1990) 将这个方法用于公司财务问题的研究中。

Innes (1990) 是一篇公司财务方面的经典文献,该文考察了当企业家与投资者都是风险中性时,在企业的期末利润可证实的情况下,投资者面对企业家努力不可观察时的最优合约设计问题。融资问题被描述为给定企业家的激励兼容约束和投资者的参与约束,最大化企业家的预期利润。如果合约必须满足有限责任和单调性假设,债务就是激励企业家的最优合约。有限责任很容易理解,而合约的单调性是指,投资者的回报不能随毛利润的增加而递减,如债权、股权和可转换证券等都是单调性的合约。Innes 的模型分为两个部分。第一部分将不同于债权的单调性证券与债权对比,应用了两种证券的单交叉性质和 MRLP 性质揭示了债权的激励效能。在企业家承担有限责任的假设下,债权给予投资者企业低利润状态下最高的支付。当企业处于高利润状态时,债权在所有的单调性证券中给予投资者的回报最小 (只分享固定收入)。债权在企业高低利润状态下的这两个激励特性将会诱使企业家的最优努力。较早的研究 Jensen and Meckling (1976) 指出,数额较小且确定地能全额归还的安全性债务 (safe debt) 可提供企业家一级最优[1] (first-best) 的激励,而 Innes 把对债务的激励效率的分析拓展到当债务存在着风险的情形,对于代理理论有重要的贡献。Innes (1990) 模型的第二部分尝试用 RFOC 方法分析了同样的融资问题,但却没有得到债务合约。

面对某一融资问题,我们事先并不知道什么样的资本结构是最优解,现实中的企业家和投资者可选择任意的融资工具来融合他们的利益冲突,而基础性的理论工作是从原始的假设和最优化问题出发,内在地 (endogenously) 推导出最优的资本结构。Innes (1990) 前半部分的研究中,因债券满足单调性假设和有限责任假设,被取为融资工具的备选项,这是一种预先设定然后再证明其最优性的思路。而 RFOC 的思想方法则是给定原始假设和最优化问题,研究如何找到该问题的最优解,研究是否存在一种合约形式 (或称机制) 来融合合约双方的利益冲突。

Innes (1990) 将 RFOC 方法应用于同样的问题却得到了一个"生死" (live-or-die) 证券,即存在某一利润水平,当利润高于 (低于) 这个水平,企业家 (投资者) 获得全部利润。Innes 前后两部分的结论完全不同,我们自然要问,应用 RFOC 方法分析这个问题是否失效了?情况并非如此,在应用 RFOC 方法时,需保证两个选择变量 (关于合约和努力水平) 的必要条件同时成立,且需验证解出的合约是否能确保企业家的预期效用值是一个驻点。本文发现,在"生死"证券的利润分配下,关于努力水平的一阶条件并不满足,该合约无法实施投资者想

[1] 有关一级最优和二级最优 (second-best) 的讨论参见本文的注释 [5]。

要而企业家也愿意提供的努力水平，这表明“生死”证券不是该融资问题的最优解。

RFOC 是逐点最优化（pointwise optimization）的分析方法，其经济含义是合约具有状态依赖性质，即针对每一利润水平给予投资一个回报。本文在求解过程中要求回报是单调的，从而成功地纳入了单调性假设，得到的解析解正好是债券。但关于该融资问题以及原始假设的描述都归功于 Innes 最初的工作。本文求解中所预示的债券的激励效果能够与 Innes 的第一部分相映照，而不是相反。Innes 在应用 RFOC 方法时并没有纳入单调性假设，“生死”证券是非单调的，投资者的收入在高利润状态下反而向下跳跃。

可能因为 Innes（1990）后半部分的工作，经济学家认为无法应用 RFOC 方法得到融资问题的解析解。Dewatripont，Legros and Matthews（2003）就称，RFOC 方法无法得到最优合约为债券和股权等标准的金融工具，而必须寻找别的证券设计方法来证明债券的最优性。据我们掌握的文献来看，经济学家更广泛地应用不完全合约的方法体系研究债券，例如企业利润半可证实（semi-verifiable）的状态审核模型（Townsend，1979；Gale and Hellwig，1985）、收入不可证实模型（Bolton and Scharfstein，1990；Hart and Moore，1998）、再谈判与事后保险模型（Hermalin and Katz，1991；Matthews，2001；Dewatripont，Legros and Matthews，2003）等。这些模型都应用了间接机制设计（indirectly mechanism design）的方法，所得到债券是事后有效率的合约，而 RFOC 方法的成功应用则表明事前的直接机制得到的最优解也是债券。〔2〕

本文更进一步用 RFOC 方法拓展分析了当投资者为风险规避的情形，得到的最优合约也是债券，但难以拓展分析当企业家为风险规避，或者投资者和企业家均为风险规避的情形。〔3〕 这里有一个疑问，一般的文献均假设投资者为风险中性而企业家风险规避，主要依据是投资者能够将资产分散化从而规避风险，但企业家难以规避风险，为什么我们要考察投资者风险规避的情形？这个假设有什么经济含义？主要有两个原因：第一，存在着投资者无法分散风险的情形，如极为专业化的风险投资（venture capital）就很难通过分散投资而规避风

〔2〕 判断合约最优性的标准是指事前订立合约和事后执行合约都能达到帕雷托效率。完全合约一般假设影响合约关系的不确定事件事前可以描述，事后也可以证实，这样合约双方可以订立状态依赖性质的合约（称为直接机制设计），这种合约事前和事后都是帕雷托有效率的。但不完全合约放松了合约方对于不确定性事件的这种认识，在一些特定的情况下，合约方可以通过事后报告状态的博弈或其他机制设计方法（间接机制设计）来达到事后的效率。

〔3〕 本文没有得到企业家风险规避时最优合约是债券的结论。对企业家激励与风险分担的合约设计需考察双方存在再谈判可能性的情形，Dewatripont，Legros and Matthews（2003）也指出不存在再谈判的分析框架下，如果企业家是风险规避的，则债务不是最优的合约，债务不能分担企业家承担的风险。见本文第三节的简要阐述。

险。第二,债券让企业家承担了更多的风险而投资者承担了较少的风险,因而风险规避的投资者较容易进入债务合约。在第三节我们研究了投资者风险规避时的最优合约,也简要讨论了双方风险规避情形的合约设计问题。

企业的期末利润可被第三方(如法院)所证实,意指合约双方能够理性地预见未来,这里的债务合约较多地对应于市场的短期借贷行为。结合 Innes (1990) 与本文的补充论证,可以为代理人行动不可观察时的短期融资问题提供较为完整的理论分析。

本文的其余部分内容安排是:第二部分我们给出了模型的基本框架;第三部分是本文的重点,我们首先检验了 Innes (1990) 的"生死"证券,接着我们在 RFOC 方法中引入单调性假设,从而证明最优的合约是债券;第四部分考察了投资者风险规避时的最优合约;第五部分结束全文。

二、模 型

某企业家(代理人)拥有一个投资项目,但没有足够的资金支持该项目而要向外融资 K。企业家是风险中性的,投资者既可以是风险中性的也可以是风险规避的。假设有多个投资者(委托人)可以向企业家提供投资,他们之间为获得投资机会而相互竞争。

项目期末的毛利润[4]是可以证实的(verifiable),且有 $n \geqslant 2$ 个可能的实现值 $0 = y_1 < y_2 < \cdots < y_N$。

企业家选择努力水平 $a \in A$ 经营该项目,其中 $A = [\underline{a}, \bar{a}]$。令 $g\langle y_i \mid a\rangle$ 为选择行动 a 时,利润 i 实现的概率,以下是对该概率函数的假设。

假设 1:对于每个 $i \in [1, \cdots, N]$ 和每个行动 $a \in A$,有 $g\langle y_i \mid a\rangle > 0$。

假设 2:对于每个 $i \in [1, \cdots, N]$ 和每个行动 $a \in A$,$g\langle y_i \mid a\rangle$ 关于 a 二阶连续可导。

定义利润 i 的分布函数为:

$$G\langle y_i \mid a\rangle = \sum_{j=1}^{i} g\langle y_j \mid a\rangle \tag{1}$$

以下的假设 3 和假设 4 是应用一阶条件方法(FOC)的充分必要条件。

假设 3:如果 $a'' \leqslant a'$ 意味着 $g\langle y_i \mid a'\rangle / g\langle y_i \mid a''\rangle$ 关于 i 非递减,则称概率函数 $\{g\langle y_i \mid a\rangle\}_{i=1}^{N}$ 满足单调似然率性质(monotone likelihood ratio property,

[4] 大部分金融合约文献均采用了毛利润这一概念,指未扣除货币投资和人力资本投资的、可以为合约方期末分享的项目运行的货币结果。但是这一概念事实上应该是项目的期末市场价值,在此基础上,我们才能讨论有限责任约束对合约订立施加的实际影响。

MLRP)。

如果概率函数可导，则 MLRP **可表示为：对于每一努力水平** a，$g_a\langle y_i \mid a\rangle / g\langle y_i \mid a\rangle$ **关于** i **非递减** (Milgrom，1981)。MLRP **意味着增加努力会使得利润以一阶随机占优的方式增加，这个性质被称之为随机占优条件** (stochastic dominance condition，SDC)。Whitt (1980) **证明了这个性质。**

定义 如果对于每个 $i \in [1,\cdots,N]$ **和** $a \in A$，**分布函数的一阶导数** $G_a\langle y_i \mid a\rangle$ **非正，则称函数** $\{g\langle y_i \mid a\rangle\}_{i=1}^{N}$ **满足** SDC **性质。**

引理 1 (Whitt，1980)：MLRP **意味着** SDC **性质成立。**

第二个重要的性质是假定概率函数满足分布函数的凸性化条件 (convexity of the distribution function condition，CDFC)。

假设 4 **对于每个** $i \in [1,\cdots,N]$ **和每个行动** $a \in A$，**如果分布函数的二阶导数** $G_{aa}\langle y_i \mid a\rangle$ **非负，则函数** $\{g\langle y_i \mid a\rangle\}_{i=1}^{N}$ **满足** CDFC。

根据 MLRP，$G\langle y_i \mid a\rangle$ **关于** a **递减，即更高的努力使得利润小于或等于** y_i **的概率递减。**CDFC **要求该函数以递减的速度递减，因而** CDFC **具有随机规模报酬递减的意义。**

相对应的，根据 MRLP，**上概率累积分布函数** (upper cumulative probability function)：

$$Q\langle y_i \mid a\rangle = 1 - G\langle y_i \mid a\rangle = \sum_{j\geqslant i}^{N} g\langle y_j \mid a\rangle \tag{2}$$

关于 a **非递减。根据** CDFC，**函数** $Q\langle y_i \mid a\rangle$ **将以递减的速度递增，即** $Q_{aa}\langle y_i \mid a\rangle \leqslant 0$。Rogerson (1985) **给出了满足** MRLP **和** CDFC **的一个例子：**

$$G\langle y_i \mid a\rangle = \left(\frac{y_i}{y_N}\right)^{a-\underline{a}} \tag{3}$$

假设项目结束时，合约双方对毛利润 y_i **进行分配，令** $s = (s_1, s_2, \cdots s_N)$ **表示这个合约，**s_i **表示对于每一利润** y_i **由企业家给予投资者的支付。假设对于每一合约** s_i **和行动** $a \in A$，**投资者和企业家的效用分别是** $V(s,a)$ **和** $U(y-s,a)$，**两个函数二阶连续可导。投资者的预期效用为预期利润减去投资成本：**

$$EV(s,a) - (1+\rho)K = \sum_{i=1}^{N} V(s_i) g\langle y_i \mid a\rangle - (1+\rho)K \tag{4}$$

其中 K **表示投资者的投资支出，其平均的投资回报率为** ρ。**而企业家的预期效用采用收入和努力成本可分离的形式：**

$$EU(y-s,a) = \sum_{i=1}^{N} U(y_i - s_i) g\langle y_i \mid a\rangle - c(a) \tag{5}$$

其中 $c(a)$ **表示企业家努力的成本函数，满足** $c_a(a) > 0$ **以及** $c_{aa}(a) > 0$ **的单增且凸的假设。**

我们要对合约作一些必要的假设。首先根据公司法律制度，企业家承担有限责任，这意味着企业向投资者的支付不能超过企业挣得的全部利润。即对于所有的 $i \leqslant N$，

$$0 \leqslant s_i \leqslant y_i \tag{6}$$

第二个假设是投资者的利润关于 i 非递减，称为利润分配的单调性假设，由 Innes (1990) 给出。即对于所有的 $i > 1$，

$$s_{i-1} \leqslant s_i \tag{7}$$

合约的单调性可以防止两种事后的道德风险。第一种道德风险是，企业家可能在利润实现之前先于投资者观察到真实的利润水平，而投资者只能在利润实现的时候观察到企业总的净现金流状况。如果合约非单调，企业家可以通过向外秘密借款而增加账户的盈余，从而获得剩余。例如，假设 $y_j < y_i$，但给予投资者的支付非单调，$s_j > s_i$。如果利润是 y_j，企业家可以向外秘密借款 $y_i - y_j$，从而假冒利润实现是 y_i，由此企业家获得的总剩余为 $(y_i - s_i) - (y_j - s_j) = (y_i - y_j) + (s_j - s_i)$，在顺利还款后仍能获得剩余 $(s_j - s_i)$。第二种情形对应于投资者掌控了企业的财务，如果给予企业家的支付非单调，也会出现类似投资者的事后道德风险。现实中的股权、债权以及可转换证券等都是单调性的合约。

三、合约双方风险中性的情况

企业家风险中性是 Innes (1990) 的基础假设，在求解最优合约的过程中将不考虑风险分担的问题，而仅仅关注合约的激励特征。合约双方的预期效用将改写为：

$$EV(s,a) - (1+\rho)K = \sum_{i=1}^{N} s_i g\langle y_i \mid a\rangle - (1+\rho)K \tag{8}$$

$$EU(y-s,a) = \sum_{i=1}^{N} (y_i - s_i) g\langle y_i \mid a\rangle - c(a) \tag{9}$$

我们首先考察当企业家的行动可观察时的融资问题。如果企业家的行动可观察，合约可以直接建立在企业家行动的基础上，作为委托人的投资者可以指定企业家对企业最优的努力水平。企业的价值创造与谁投资企业、以何种形式分配企业利润没有关系。这正是经典 MM 定理成立的情形。企业总的预期价值为：

$$\sum_{i=1}^{N} y_i g\langle y_i \mid a\rangle - c(a) - (1+\rho)K \tag{10}$$

企业家的一级最优努力水平[5]由下式给出：

$$\sum_{i=1}^{N} y_i g_a \langle y_i \mid e \rangle = c_a(e) \tag{11}$$

(一) 检验 Innes (1990) 的“生死”证券

如果企业家的行动不可观察，则合约不能直接建立在企业家行动的基础上。但在一个事后利润可被合约双方以及第三方 (如法院) 所证实的模型中，双方可以建立状态依赖性质的合约，即对于每一个不同的利润 y_i，都有一个对投资者的支付 s_i。由于企业家面对多个相互竞争的投资者，企业家在签订合约时具有讨价还价能力，他将向投资者提供合约而最大化自己的利益。Innes (1990) 的第二部分给出了如下式 (12) 的融资问题，即给定企业家的激励相容约束与有限责任约束，以及投资者的参与约束，企业家最大化自己的预期利润。[6] 在这部分分析中，Innes 并没有纳入单调性假设，他尝试应用 RFOC 方法得到了“生死”证券，从而导致了与其第一部分结论的不同。

$$\max_{s,a} EU(y - s, a) \tag{12}$$

$$\text{s.t. } EV(s,a) \geqslant (1+\rho)K \tag{12a}$$

$$a \in \arg\max_{\hat{a} \geqslant \underline{a}} EU(y - s, a) \tag{12b}$$

$$0 \leqslant s_i \leqslant y_i \tag{12c}$$

约束条件 (12a) 代表投资者的收益要求约束，也称盈亏平衡条件 (break-even condition)。约束条件 (12b) 表示企业家的激励相容 (incentive compatibility) 约束。约束条件 (12c) 表示企业家的有限责任约束。Rogerson 求解程序的关键点[7]在于，用如下的不等式约束 (13) 来代替全局约束 (12b)，不等式的作用在于保证该约束的拉格朗日乘子非负。Innes (1990) 也采用了这个求解程序。

---

[5] 一级最优问题是指决策集合仅仅受到技术和资源的限制，双方关于努力的信息是对称的，由此合约中可以指定企业家一级最优的努力水平。如下将考察的二级最优问题中，合约双方的信息是不对称的，只能依业绩设计奖惩措施来诱导企业家的努力。由于企业家只承担有限责任，从而限制了惩罚，将不能实施企业家一级最优的努力水平。

[6] 这个合约问题是代理人而不是委托人选择合约。相反，绝大多数的委托–代理模型都是委托人选择合约，而受到代理人应该得到一个事先确定的保留效用水平的约束。Innes (1990) 对此的解释是，因为两种定约方式得到的解点都居于相同的效用可能边界上，这些解的数量特征是一样的。除了 Innes (1990) 的这个解释外，其经济解释应该是，企业家拥有资产的所有权，而投资者之间相互竞争，因而企业家事前具有全部的讨价还价能力而可给予投资者一个要么接受要么走人 (take-it-or-leave-it) 的合约。但企业家事后却不一定具有资产的完全所有权，例如，在债务合约下，如果企业的利润较低，他可能失去对资产的支配权。

[7] Rogerson (1985) 称该方法为双重放松帕雷托最优化规划 (doubly-relaxed Pareto-optimization program)。他一般化地给出了非对称信息激励问题的最优解条件，即当概率函数满足假设 3 和假设 4 时，就可用局部的不等式约束代替全局的激励相容约束。

$$dEU(y - s,a) / da \geqslant 0 \tag{13}$$

Rogerson 指出，在得到了最优解后，必须验证如下两个式子成立：

$$dEU(y - s,a) / da = 0 \tag{14}$$

$$d^2EU(y - s,a) / da^2 \leqslant 0 \tag{15}$$

这样才能确保一阶条件方法是可行的。如果条件 (14) 和 (15) 成立，这个解就是非对称信息下的帕累托最优解。但 Innes 所得到的解不能保证式 (14) 成立，因而不是帕累托最优解。

现在我们来考察 Innes 对于问题 (12) 给出的解。首先问题 (12) 的拉格朗日函数为：

$$L(s_i,a,\lambda,\mu,\theta,\eta) = EU(y - s,a) + \lambda\{EV(s,a) - (1 + \rho)K\}$$

$$+ \mu\{dEU(y - s,a) / da\} + \sum_{i=1}^{N} \theta s_i + \sum_{i=1}^{N} \eta(y_i - s_i) \tag{16}$$

这里 λ，μ，θ 和 η 分别代表约束 (12a) 至约束 (12c) 的拉格朗日乘子，一阶条件为：

$$g\langle y_i \mid a\rangle \left(\lambda - 1 - \mu \frac{g_a\langle y_i \mid a\rangle}{g\langle y_i \mid a\rangle}\right) + (\theta - \eta) = 0 \tag{17}$$

$$\frac{dEU(y - s,a)}{da} + \lambda \frac{dEV(s,a)}{da} + \mu \frac{d^2EU(y - s,a)}{da^2} = 0 \tag{18}$$

因为 θ 和 η 的非负性和互补松弛性，条件 (17) 得到如下结果[8]：

$$\phi(y_i,a) \equiv \lambda - 1 - \mu \frac{g_a\langle y_i \mid a\rangle}{g\langle y_i \mid a\rangle} > 0 \Rightarrow s(y_i) = y_i \tag{19a}$$

$$\phi(y_i,a) = 0 \Rightarrow s(y_i) \in [0,y_i] \tag{19b}$$

$$\phi(y_i,a) < 0 \Rightarrow s(y_i) = 0 \tag{19c}$$

$\mu \geqslant 0$，当 $\mu = 0$ 时，激励约束不起作用，Innes (1990) 证明了此种情形对应于完全信息下的情形，即企业家将实施一级最优的努力水平。$\mu > 0$ 和 MLRP 性质意味着 $\phi(y_i,a)$ 关于利润 y_i 递减，由此 Innes 得到了如下的“生死”证券：

$$s(y_i,t) = \begin{cases} y_i & \forall i \leqslant t \\ 0 & \forall i > t \end{cases} \tag{20}$$

---

[8] 函数 ϕ 中的拉格朗日乘子 λ 代表了货币投入的影子价格，μ 是指企业家的努力不可观察时其所获得的信息租金的影子价格，以似然率为权重进行调整，即投资者以极大似然法则试图从观察到的产出来推断在该分布下的一个努力参数，给予高的努力更高的奖赏。λ 和 μ 的大小反映了在订约阶段投资者和企业家讨价还价的相对强度，因而在 a 的取值范围内，ϕ 同时存在大于、等于和小于 0 的情形才有经济含义，否则似然率无法发挥激励效能。如果仅有 $\phi \geqslant 0$，意味着企业家具有过小的讨价还价能力，根据 (19a) 和 (19b)，企业家除了在最高利润点 y_N 获得不确定性的利润外，在别的利润区间所得为 0。但企业家的努力是有上界的，而不能确定性地保证企业的利润一定是 y_N，企业家的成本函数单增且凸的假设排除了这个角点解。如果仅有 $\phi \leqslant 0$，根据 (19b) 和 (19c)，企业家施加一个微小的努力就可使得投资者的回报为 0，这显然将破坏投资者的参与约束。

式 (20) 表示存在某一利润水平 y_t，当企业的利润低于该水平时，投资者获得全部利润而企业家的利润为 0；反之，如果企业的利润高于该水平时，企业家获得全部利润而投资者的利润为 0。

最优解 (s_i^*, a^*) 须保证式 (17) 和式 (18) 两组一阶条件同时成立。条件 (17) 与 (18) 是相互作用的，因为企业家选择更高的行动 a 将会使得更高的利润 y_i 出现，而针对每一个不同的 y_i 要确定一个最优的支付 s_i^*；反过来，分配规则 s_i^* 也应该诱导企业家最优的行动 a^*。本文发现，在“生死”证券的收益配置下，式 (18) 不一定成立。如果要使得式 (18) 成立，则根据 Rogerson (1985) 的求解程序，需验证条件 (14) 和 (15) 也成立。Innes 并没有直接验证条件 (14) 和 (15)，他直接假设条件 (15) 的不等式成立，其理由是，如果“生死”证券是问题 (12) 的内部解的话，即 $t \geqslant 0$，则该条件自然成立。并且他认为在“生死”证券的配置下，一定有投资者的预期边际毛利润 $dEV(\cdot)/da > 0$。那么将存在某一组合适的正的 λ 和 μ，在使得条件 (18) 成立的同时也使得 $dEU(\cdot)/da = 0$，即条件 (14) 成立，这意味着企业家选择最优的努力水平 a^* 最大化了自己的预期净利润。如果的确有 $dEV(\cdot)/da > 0$，那么企业家提升努力水平也增加了投资者的边际利润，企业家自然希望自己的努力适可而止，因此 Innes 证明企业家最优的努力水平 a^* 小于一级最优努力水平。但在“生死”证券的配置下，投资者的预期边际毛利润 $dEV(\cdot)/da$ 并不确定性地大于 0。事实上，企业家可以更努力而使得 $dEV(\cdot)/da < 0$，即企业家拼命工作而使得投资者一无所获。

为了看清楚这点，在“生死”证券式 (20) 的配置下，存在某个利润点 t ($1 < t < N$)，当 $i \leqslant t$ 时，投资者的利润为 y_i，而当 $i > t$ 时，投资者的利润为 0。我们令：

$$\delta_i = \begin{cases} y_i - y_{i-1} & \forall i > 1 \\ y_1 & i = 1 \end{cases} \tag{21}$$

因此投资者的预期利润可改写为式 (22)：

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^{N} s_i g\langle y_i \mid a\rangle &= \delta_1 \Big[\sum_{j=1}^{N} g\langle y_j \mid a\rangle\Big] + \delta_2 \Big[\sum_{j=2}^{N} g\langle y_j \mid a\rangle\Big] + \cdots \\ &\quad + \delta_t \Big[\sum_{j=t}^{N} g\langle y_j \mid a\rangle\Big] - y_t \Big[\sum_{j=t+1}^{N} g\langle y_j \mid a\rangle\Big] \\ &= \delta_1 \Big[\sum_{j=1}^{t} g\langle y_j \mid a\rangle\Big] + \delta_2 \Big[\sum_{j=2}^{t} g\langle y_j \mid a\rangle\Big] + \cdots + \delta_t g\langle y_t \mid a\rangle \\ &= \delta_1 G\langle y_t \mid a\rangle + \delta_2 [G\langle y_t \mid a\rangle - G\langle y_1 \mid a\rangle] + \cdots \\ &\quad + \delta_t [G\langle y_t \mid a\rangle - G\langle y_{t-1} \mid a\rangle] \end{aligned} \tag{22}$$

式 (22) 的第一个等式中 $y_t = \delta_1 + \delta_2 + \cdots + \delta_t$，相应的项合并后得到第二个等

式,而最后一个等式来自分布函数 (1) 的定义。对上式关于行动 a 求导,我们得到了投资者的预期边际利润如下式所示:

$$\sum_{i=1}^{N} s_i g_a \langle y_i \mid a\rangle = \delta_1 G_a \langle y_t \mid a\rangle + \delta_2 [G_a \langle y_t \mid a\rangle - G_a \langle y_1 \mid a\rangle] + \cdots + \delta_t [G_a \langle y_t \mid a\rangle - G_a \langle y_{t-1} \mid a\rangle] \quad (23)$$

如果 MLRP 成立,则随机占优条件 SDC 成立,这意味着分布函数的一阶导数 $G_a < 0$,这样式 (23) 并不确定性地大于 0。与此相对照,如果合约是单调性的合约,例如债券,则投资者的预期边际利润确定性地大于 0,见文后引理 3。事实上,式 (23) 可以大于 0 也可以小于 0,这取决于 a 的取值。这是因为在式 (20) 的利润配置下,根据 MLRP,企业家的努力对投资者的预期利润有两种相反的效果。一方面投资者希望企业家实施一定的努力水平,这将使得利润达到 y_t 的概率增加;另一方面,投资者又不希望企业家更努力,因为更努力将使得企业更有可能实现超过 y_t 的利润,从而投资者的实际所得可能为 0。

在"生死"证券下,要使得式 (23) 确定性地大于 0,则需要使点 y_t 无限地接近利润区间的上限,如此以来,则企业家获得报酬的可能性微乎其微而失去努力的动力。现在我们假设双方达成了某个合约,存在着企业家通过努力可超过利润点 y_t 的可能性,这里,似乎可设计合约诱使企业家实施不大不小的努力,既可使得式 (23) 大于 0,也可保证激励相容约束条件 (14) 成立。但是,这个合约将不是稳定 (robust) 机制,对于理性的企业家而言,"生死"证券将促其在订约后实施更高水平的努力,高水平努力将可能使得他完全地获得高额利润,如果不努力或者减少努力水平,那么他可能一分也得不到。合约机制的订立是一贝叶斯博弈,经济学家称不满足激励相容约束条件 (14) 的合约机制为不可实施的 (Fudenberg and Tirole,1991),从而没有贝叶斯纳什均衡解,"生死"证券将不能实施投资者想要而企业家也愿意提供的最优努力水平。

非对称信息下的合约之所以存在激励问题,是因为代理人努力的成果为合约双方所共享,具有正的外部性,所以企业家不愿意实施一级最优的努力水平。因此激励问题的逻辑是:如果企业家不努力,那么将会给投资者带来损失,而企业家越努力,则投资者损失的可能性越小,即投资者的预期边际利润一定大于 0。正是因为企业家的行动不可观察,存在着偷懒的道德风险,所以才应该给予他合适的激励,以诱使其最大的努力。例如,债券就能够给予企业家正确的激励,企业家越努力,债券就越安全,投资者乐于看到企业家辛勤工作。现在的问题是,投资者必须雇用看门人,以防止企业家偷偷加班而损害自己的利益,这与激励问题的逻辑是背道而驰的。

一个数字例子。假设利润分布函数 (1) 采用式 (3) 的形式,成本函数为

$c(a) = (a - \underline{a})^2/2$，努力下限为 $\underline{a} = 0.1$。式 (22) 括号中的每项可以写成，对于每个 $i < t$，有：

$$[G\langle y_t \mid a\rangle - G\langle y_i \mid a\rangle] = (y_t/y_N)^{a-\underline{a}} - (y_i/y_N)^{a-\underline{a}} \tag{24}$$

假设企业可能的毛利润实现值是 [1,2,3,4,5]。“生死”证券为 0 如果利润实现是 3 及以下，投资者获得全部 如果利润实现是 4 及 5，则企业家获得全部。这里我们没有取 $y_1 = 0$，这是因为对 (24) 式求导将会得到 $\ln y_1$，是没有意义的，但这丝毫不影响我们所要揭示的经济含义。完全信息下的一级最优努力水平由 (5) 式给出，$a^* = 1.186$。下面我们计算投资者的预期毛利润和预期边际毛利润，计算企业家的预期净利润 (由 (9) 式给出) 以及企业家的预期边际净利润 (对 (9) 式求导得到)，参见表 1。注意，如果企业家的预期边际净利润等于 0，即 (14) 式满足，则投资者实施了非对称信息下的最优努力水平。

表 1　不同努力参数下投资者和企业家的预期利润

努力参数	投资者的预期毛利润	企业家的预期净利润	投资者的预期边际毛利润	企业家的预期边际净利润
0.450	1.214	0.669	0.300	1.565
0.650	1.250	0.944	0.061	1.190
0.716	1.250	1.019	0	1.070
1.186	1.179	1.329	- 0.261	0.262
1.249	1.133	1.350	- 0.302	0
1.350	1.101	1.341	- 0.320	- 0.160

从表 1 我们可以看到，当努力水平逐步增加时，投资者分配的预期毛利润先是增加后又下降，反映了其边际毛利润随努力的增加而依次取正值、0 和负值的事实。边际毛利润为负值意味着高努力水平对投资者反而有害处。这样我们已经看到了 $dEV(\cdot)/da$ 并不确定性地大于 0。当努力水平为 1.249 时，企业家的预期边际净利润为 0，这点应该是企业家的最优努力水平。但是这个努力水平却大于完全信息下的一级最优努力水平 1.186，而 Innes 的结论是努力水平应该小于完全信息的努力水平。如果大于完全信息的努力水平，则说明没有非对称信息下的激励问题，由此激励约束将不起作用，那么条件 (18) 自然就不成立，从而“生死”证券不可能是最优解。

(二) 最优债券

自然要问，用什么样的方法可以得到该融资问题的最优解？我们还必须回到合约的单调性假设上来，将单调性假设引入问题 (12)，并验证所得到的解是最优解。

我们构造了如下式 (25) 的最优化问题。单调性假设要求对于所有的 $i > 1$，

都有 $s_i \geqslant s_{i-1}$。即不管努力水平如何，假定 s_{i-1}^* 是利润为 y_{i-1} 时的最优合约，那么当利润为 y_i 时，也要满足 $s_i \geqslant s_{i-1}^*$。由此，我们把有限责任约束改写为了约束(25c)，该约束既包含了有限责任约束又包含了单调性约束。这是因为取边界点 $i = 1$，则利润 $y_1 = 0$，故 $s_1^* = 0$，因而约束(25c)即为 $0 \leqslant s_i \leqslant y_i$。

$$\max_{s_i,a} EU(y - s,a) \tag{25}$$

$$\text{s.t. } EV(s,a) \geqslant (1+\rho)K \tag{25a}$$

$$dEU(y - s,a)/da \geqslant 0 \tag{25b}$$

$$s_{i-1}^* \leqslant s_i \leqslant y_i \quad \forall i > 1 \tag{25c}$$

式(25a)至(25c)分别为投资者的参与约束、企业家的激励兼容约束、有限责任约束与单调性约束。

考虑如下的拉格朗日函数：

$$L(s_i,a,\lambda,\mu,\tau,\eta) = EU(y - s,a) + \lambda\{EV(s,a) - (1+\rho)K\}$$

$$+\mu\{dEU(y - s,a)/da\} + \sum_{i=2}^{N}\tau(s_i - s_{i-1}^*) + \sum_{i=1}^{N}\eta(y_i - s_i) \tag{26}$$

λ，μ，τ 和 η 分别代表约束(25a)至约束(25c)的拉格朗日乘子，两个一阶条件分别为：

$$g\langle y_i \mid a\rangle\left(\lambda - 1 - \mu\frac{g_a\langle y_i \mid a\rangle}{g\langle y_i \mid a\rangle}\right) + (\tau - \eta) = 0 \tag{27}$$

$$\frac{dEU(y - s,a)}{da} + \lambda\frac{dEV(s,a)}{da} + \mu\frac{d^2EU(y - s,a)}{da^2} = 0 \tag{28}$$

因为 η 和 τ 的非负性以及互补松弛性，于是我们有：

$$\phi(y_i,a) \equiv \lambda - 1 - \mu\frac{g_a\langle y_i \mid a\rangle}{g\langle y_i \mid a\rangle} > 0 \Rightarrow s(y_i) = y_i \quad \forall i < l \tag{29a}$$

$$\phi(y_i,a) = 0 \Rightarrow s(y_i) \in [s_{i-1}^*, y_i] \tag{29b}$$

$$\phi(y_i,a) < 0 \Rightarrow s(y_i) = s_{i-1}^* \quad \forall i > l \tag{29c}$$

$\mu > 0$ 和 MLRP 性质意味着 $\phi(y_i,a)$ 关于利润 y_i 递减。将 y_i 以从小到大的顺序排列，$0 = y_1 < \cdots < y_N$，根据 MLRP，更高的努力将会导致更高的 y_i 实现。式(29a)表示当企业家实施低努力水平时，此时有 $g\langle y_i \mid a\rangle\phi(y_i,a) - \eta > 0$，且较小的 y_i 将会出现，则有限责任约束起作用，因而投资者获得全部利润，不妨设这一利润区间为 $i < l$。

式(29b)表示当企业家再次增加努力水平时，将使得 $\phi(y_i,a) = 0$，且有较大的 y_i 出现。而合约的取值区间由(25c)给出 $[s_{i-1}^*, y_i]$，令 $i = l$，则 $[s_{i-1}^*, y_i] = [s_{l-1}^*, y_l] = [y_{l-1}, y_l]$，即合约 s_{l-1}^* 正好由(29a)给出 $s_{l-1}^* = y_{l-1}$。如果 y_i 更连续地变化，则区间 $[y_{l-1}, y_l]$ 将会收敛到一点，令这点为 $s(y_i) = s_l^* = y_l$。

式 (29c) 表示当企业家更努力时，将使得 $g\langle y_i \mid a\rangle \phi(y_i, a) + \tau = 0$，且更高的 y_i 将实现，而有 $i > l$。因此单调性约束将会起作用，满足该约束应该取 $s_i \geqslant s_{i-1}^*$ 的等号，于是 $s(y_i) = s_{i-1}^* = \cdots = s_l^* = y_l, \forall i > l$。

总结上面的论述，如果 y_i 是连续变化的量，利润的取值范围 $[y_1, y_N]$ 内存在某点 y_l，当 $i < l$ 时，投资者获得全部利润 y_i；当 $i \geqslant l$ 时，投资者获得固定利润水平，设这个固定利润水平为 $y_l = D$。于是我们得到了最优的合约正是债券。

$$s(y_i, l) = \begin{cases} y_i & \forall i < l \\ D & \forall i \geqslant l \end{cases} \tag{30}$$

并不令人惊讶，应用 RFOC 求解最优合约的过程与 Innes (1990) 第一部分的求解思想是一致的。Innes 将不同于债券的单调性证券与债券对比分析，并利用了它们之间的单交叉特性与 MRLP 性质得到了最优合约是债券的结论。这一分析过程是，当较小的努力导致较低的利润水平时，有限责任约束起作用，债券是所有的单调性证券中能给投资者最高回报的证券。而当较大的努力导致较高的努力水平时，单调性约束起作用，投资者获得固定的回报能使得企业家的利润最大化。

接下来我们需要验证，债券 (30) 是否是融资问题的最优解，即需要验证条件 (14) 和 (15) 是否成立，首先我们验证条件 (15) 成立。

引理 2　如果假设 4 成立，在式 (30) 的利润配置下，我们有条件 (15) 成立。

证明　在式 (30) 的利润配置下，当 $i \geqslant l$ 时，$y_i - s_i = y_i - D$，且 $y_l = D$；而当 $i < l$ 时，$y_i - s_i = 0$。因此企业家的预期净利润可改写为：

$$\begin{aligned} EU(y - s, a) &= (y_l - D)\Big[\sum_{j=l}^{N} g\langle y_j \mid a\rangle\Big] + \delta_{l+1}\Big[\sum_{j=l+1}^{N} g\langle y_j \mid a\rangle\Big] \\ &\quad + \cdots + \delta_N g\langle y_N \mid a\rangle - c(a) \\ &= \delta_{l+1}\Big[\sum_{j=l+1}^{N} g\langle y_j \mid a\rangle\Big] + \cdots + \delta_N g\langle y_N \mid a\rangle - c(a) \end{aligned} \tag{31}$$

其中：$\delta_i = (y_i - s_i) - (y_{i-1} - s_{i-1})$，且 $\delta_1 = y_1 - s_1$，由此得到：

$$d^2 EU(y - s, a) / da^2 = \sum_{i=l+1}^{N} \delta_i \Big[\sum_{j=j+1}^{N} g_{aa}\langle y_j \mid a\rangle\Big] - c_{aa}(a) \tag{32}$$

因为每一个 δ_i 非负，而根据 CDFC 性质，式 (32) 中每个括号内的项非正，即上累积概率分布函数的二阶导数非正，因此 $d^2 EU(y - s, a) / da^2 < 0$。证毕。

Mirrlees (1999) 和 Rogerson (1985) 均证明只要给予代理人 (企业家) 的回报关于利润非递减，那么 CDFC 性质意味着代理人的预期效用是行动的凹函数。为保持文章的完整性，我们给出了引理 2。下面，我们验证投资者的预期边际利润大于 0。

引理 3　如果假设 3 成立，在式 (30) 的利润分配下，我们有投资者的预期边

际利润大于0。

证明 投资者在点 $i \geqslant l$ 以后获得固定利润分配 D，而当 $i < l$ 时获得全部的利润。投资者的预期毛利润可以重新写成：

$$EV(s,a) = \Delta_1 \left[\sum_{j=1}^{N} g\langle y_j \mid a\rangle \right] + \Delta_2 \left[\sum_{j=2}^{N} g\langle y_j \mid a\rangle \right] + \cdots + \Delta_l \left[\sum_{j=l}^{N} g\langle y_l \mid a\rangle \right] \tag{33}$$

式中：

$$\Delta_i = \begin{cases} s_i - s_{i-1} & \forall i > 1 \\ s_1 & i = 1 \end{cases} \tag{34}$$

注意到当 $i > l$ 时，有 $\Delta_i = D - D = 0$。因此

$$\frac{dEV(s,a)}{da} = \Delta_1 \left[\sum_{j=1}^{N} g_a\langle y_j \mid a\rangle \right] + \Delta_2 \left[\sum_{j=2}^{N} g_a\langle y_j \mid a\rangle \right] + \cdots + \Delta_l \left[\sum_{j=l}^{N} g_a\langle y_l \mid a\rangle \right] \tag{35}$$

根据 SDC，式 (35) 每个括号里的式子都是上累积分布函数的导数，它们都非负，因而大于0。证毕。

再次，我们需要验证在式 (30) 的配置下，存在某个最优的努力水平使得条件 (14) 成立，并且该努力水平小于一级最优努力水平。由引理2和引理3，我们知道企业家的努力具有正的外部性，根据拉格朗日乘子 λ 和 μ 的非负性，存在一组合适的 λ 和 μ 而使得条件 (28) 成立，且使得条件 (14) 成立。现在我们已经验证了条件 (14) 和 (15) 均成立，于是我们得到了最优的合约正是债券。

命题 融资问题 (25) 的最优解具有如下性质：

(1) 最优的合约是 $s(y_i) = s(y_i, l)$；

(2) 存在某一最优努力水平 a^*，使得激励约束 $a^* \in \underset{a \geqslant \underline{a}}{\arg\max} EU(y - s, a)$ 满足，该努力水平小于一级最优的努力水平；

(3) $EV(s,a) = (1 + \rho)K$。

四、投资者风险规避而企业家风险中性的情况

现在假设投资者风险规避而企业家风险中性，即投资者的效用函数 V 是财富的增凹函数。投资者风险规避情形下的最优化问题与问题 (25) 在形式上仍保持不变，但关于合约的一阶条件 (27) 将被改写为：

$$g\langle y_i \mid a\rangle \left(V'\lambda - 1 - \mu \frac{g_a\langle y_i \mid a\rangle}{g\langle y_i \mid a\rangle} \right) + (\tau - \eta) = 0 \tag{36}$$

条件 (28) 的形式也保持不变。(36) 式中拉格朗日乘子的含义与 (26) 的含义一致，令：

$$\varphi(y_i, a) = V'\lambda - 1 - \mu \frac{g_a \langle y_i \mid a \rangle}{g \langle y_i \mid a \rangle} \tag{37}$$

单调性约束要求 s_i 关于 y_i 非递减，由 V' 的凹函数性质，则 φ 是 y_i 的减函数。又由注释〔7〕，在 a 的取值范围内，λ 和 μ 使得 φ 同时存在大于、等于和小于 0 的情形才有经济含义。于是利用三 (二) 部分双方均风险中性相同的分析程序，我们可以得到，在企业家风险中性而投资者风险规避下的最优合约也是债券。接下来，需要验证条件 (14) 和 (15) 满足，这个工作比较容易做到，引理 2 可以直接应用于这里对条件 (15) 的验证。而对于条件 (14) 只需要将式 (34) 改写为：

$$\Delta_i = \begin{cases} V(s_i) - V(s_{i-1}) & \forall i > 1 \\ V(s_1) & i = 1 \end{cases} \tag{38}$$

沿用引理 3 中对债券的记号，即可证明条件 (14) 成立。

下面我们简要讨论一下投资者风险规避的经济含义。

一般文献均假设投资者是风险中性的，主要认为投资者可以利用市场机制分散投资而规避风险。但是极为专业化的风险投资却很难通过分散投资而规避风险，很多风险投资机构尽管拥有许多家组合企业，但这些企业可能都在同样的产业里，例如同处通讯技术产业等。风险投资机构一般持有企业的可转换优先股或可转换债券等复杂证券，这些证券都具有债券的基础特性。

因为在低利润状态时企业家的所得为 0，债券让企业家承担了更多的风险而投资者承担了较少的风险，因而风险规避的投资者较容易进入债务合约，这也表明债务合约在事前就可以提供给投资者一定程度的保险。反之，在一个单时期的模型中，可能得不出当企业家风险规避而投资者风险中性时的最优合约是债务的结论〔9〕，因为风险规避者要比风险中性者在一个交易关系中承担更多的风险，这是矛盾的。风险规避者有着保险的需求，而激励和保险本来就是相互矛盾的，对风险规避的企业家面临的利润变动进行保险将会使得他不负责任，而导致较小的努力水平。但研究企业家风险规避的情形的确有很重要的理论含义，例如“再谈判与事后保险”模型 (Hermalin and Katz，1991；Matthews 2001；Dewatripont，Legros and Matthews，2003)，其要旨在于激励和保险应分别在

〔9〕 Robe (1999) 尝试应用数值分析方法解企业家风险规避而投资者风险中性的融资问题，也未得到最优合约是债务的结论，最优合约是投资者持有债权与认股权证。感谢本文的一位匿名审稿人提供了这篇文献。认股权证可以使得合约双方共担一部分风险，该结论与 Dewatripont，Legros and Matthews (2003) 的可转换债券有近似之处。

事前和事后提供给风险规避的代理人[10] (Tirole,1999),从而能很好地解决了激励和保险的两难冲突。这些模型有两个交易时段,初始企业家承担具有强激励效应的债务,当投资者观察到企业家的努力水平后,(如果企业家的努力是有价值的) 则可通过再谈判或"信息披露博弈"变更债务为保险性质的合约。如果投资者风险中性,那么企业家将可能获得完全保险或部分保险。若没有事后的再谈判,模型将不能说明为什么风险规避的企业家要进入一个债务合约,因此这些模型与我们的单阶段完全合约框架并不冲突。

投资者风险规避情形下的订约与风险中性条件下的订约有所不同。当投资者是风险中性时,由于投资者之间相互竞争,从项目中得到的预期利润率等于行业平均的利润率,而在风险规避的情形下,投资者的预期利润率等于其保留效用水平。如果项目提供的预期利润率低于投资者的保留效用水平,将不会有融资行为,因此投资者风险规避的情形下,如果保留效用水平大于行业平均的利润率,将会缩小订立合约的效用可能性边界范围。

五、结　论

Innes (1990) 将企业期末利润可证实的融资问题表示为一委托代理问题,给定企业家的激励兼容约束与投资者的参与约束,企业家选择行动最大化其预期利润。他首次提出了融资合约应该满足有限责任假设和单调性假设,但在应用经典的一阶条件方法求解这个问题却未能纳入单调性假设,而得到了一个"生死"证券。本文指出,"生死"证券并非这个代理问题的最优解,其原因在于该证券不能确定性地给投资者带来好处,从而使得一阶条件失效。通过一个数字例子,我们说明"生死"证券并不能提供企业家正确的激励。

一些经济学家认为,代理问题的一阶条件方法不能应用在企业期末利润可证实的融资问题研究中,也不能得到债券的合约形式。但本文成功地纳入了单调性假设,从而得到的显示解正好是债券,这一求解过程刚好与 Innes (1990) 关于债券激励效果的分析相对应,可以看作 Innes (1990) 一文的补充。该方法也可以拓展分析当投资者为风险规避者的情形,结合 Innes (1990) 和本文应用 RFOC 方法的补充论证,可以为代理人行动不可观察时的短期融资问题提供较为完整的理论分析。

---

[10] 例如,国外对高校教师就采取了事前激励和事后保险的合约架构,年轻教师的职位和收入面临非常大的压力,而终身教职授予那些作出了重要贡献的教员,是一种事后保险。

参 考 文 献

[1] Bolton, P. and D. Scharfstein, 1990, A theory of predation based on agency problems in financial contracting, American Economic Review 80, 93—106.

[2] Dewatripont, M., P. Legros, and S. Matthews, 2003, Moral hazard and capital structure dynamics, Journal of the European Economic Association 1, 890—930.

[3] Fudenberg, D., and J. Tirole, 1991, Game theory, Cambridge: MIT Press, 243—301.

[4] Gale, D., and M. Hellwig, 1985, Incentive compatible debt contracts: The one period case, Review of Economic Studies 52, 647—664.

[5] Grossman, S. and O. Hart, 1983, An analysis of the principal-agent problem, Econometrica 51, 7—15

[6] Hart, O. and J. Moore, 1998, Default and renegotiation: A dynamic model of debt, Quarterly Journal of Economics 113, 1—41.

[7] Hermalin, B. and M. L. Katz, 1991, Moral hazard and verifiability: The effects of renegotiation in agency, Econometrica 59, 1735—1754.

[8] Holmstrom, P., 1979, Moral hazard and Observability, Bell Journal of Economics 10, 74—91.

[9] Innes, R. D., 1990, Limited liability and incentive contracting with ex-ante action choices, Journal of Economic Theory 52, 45—68.

[10] Jensen, M. C., and W. H. Meckling, 1976, Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure, Journal of Financial Economics 3, 305—360.

[11] Matthews, S. A., 2001, Renegotiating moral hazard contracts under limited liability and monotonicity, Journal of Economic Theory 97, 1—29.

[12] Milgrom, P., 1981, Good news and bad news: Representation theorems and application, Bell Journal of Economics 12, 380—391.

[13] Mirrlees, J., 1999, The theory of moral hazard and unobservable behavior: Part I, Review of Economic Studies 66, 3—21.

[14] Robe M A., 1999, Moral hazard, warrants and the cost of limited liability, Unpublished working paper, American University.

[15] Rogerson, W., 1985, The first-order approach to principal-agent problems, Econometrica 53, 1357—1368.

[16] Tirole, J., 1999, Incomplete contracts: Where do we stand? Econometrica 67, 741—781.

[17] Townsend, R., 1979, Optimal contracts and competitive markets with costly state verification, Journal of Economic Theory 21, 265—293.

[18] Whitt, W., 1980, Uniform conditional stochastic order, Journal of Applied Probability 17, 112—123.

Limited Liability, Monotone Constraint and the Optimal Financial Contract

Wenxin Guo Yong Zeng
(School of Management, University of Electronic Science and Technology of China)

Abstract Based on the first-order condition approach of principal-agent theory, this paper investigates the financing problem with unobservable effort. It extends Innes' (1990) research so as to obtain the optimal financial contract, and further analyzes the situation of investor's risk aversion.

Key Words Capital Structure, Moral Hazard, First-order Condition Approach, Limited Liability, Monotone Constraint

JEL Classification C71, G33, J33

金融学季刊
2007 年 第 3 卷 第 1 期

Quarterly Journal of Finance
Vol. 3, No. 1, 2007

财务信息不完全时公司违约风险及其敏感性分析

简志宏　吕雅璇[*1]

摘　要　本文采用与 Giesecke and Goldberg (2004) 类似的方法，假设外部投资者关于公司真实债务水平的信息不完全，即外部投资者不能准确地知道公司的真实债务水平但具有关于公司真实债务水平服从分布的信息，分别讨论了外部投资者关于真实债务水平完全不知情和关于真实债务水平部分知情时违约风险的评估问题，推导了违约概率公式；通过数值方法分析了违约风险对相关参数的敏感性，数值分析表明违约风险随着公司资产价值过程的波动率与债务的到期时间的增加而增大，而真实债务水平的不确定程度（方差）对违约风险的影响与资产价值过程的波动率和债务的到期时间有关。

关键词　非完全信息，违约风险，敏感性分析

一、引　　言

公司违约风险一般是指公司股东由于主观或客观的原因不能清偿债务承诺支付的现象或事件，它是理论上分析公司资本结构和对存在违约风险的金融资产及信用衍生资产定价的重要影响因素。对违约风险的分析关键在于对违约事件的刻画。一般来说，我们不能确切地知道违约发生的时间，违约时间对于公司的外部投资者而言是一种随机现象，因而在理论上需要通过一定的随机过程来刻画和描述公司的违约现象。在违约风险建模和评估的文献中，一种方法是不考虑违约发生的内在机制，而把违约看成是完全不可料的事件，假设违约发生服从一定的跳跃过程，如 Artzner and Delbaen (1995)，Jarrow and Turnbull

* 简志宏，华中科技大学经济学院金融系副教授，博士；吕雅璇，华中科技大学经济学院硕士研究生。通讯作者及地址：简志宏，武汉市华中科技大学经济学院金融系，430074；E-mail：jian2288@hotmail.com。本文得到国家自然科学基金资助（项目编号：70301003）。作者感谢两位匿名审稿人的仔细评阅和宝贵意见。

(1995), Duffie, et al. (1996), Duffie and Huang (1996), Lando (1998), Madan and Unal (1998), Duffie and Singleton (1999), Jarrow and Yu (2001) 等的研究工作。这一类建模方法被称为简约化方法 (reduced form approach),它广泛地应用于违约风险的管理和控制及信用衍生资产的定价。另一种方法是通过刻画公司违约发生的内在机制,假设公司价值服从一定的随机过程 (如几何布朗运动或均值回复的随机过程),定义违约事件为公司价值首次下穿某一给定的违约边界或临界值 (如债务水平),这种分析思路一般称为结构化方法 (structural approach),经典的文献包括 Merton (1974), Black and Cox (1976) 及 Longstaff and Schwartz (1995) 等的研究工作。结构化分析方法的进一步拓展是研究公司权益人的策略行为,例如在公司股东权益价值和债务价值的评估时,Leland (1994) 内生化破产违约边界,Leland and Toft (1996) 进一步分析了有限期债务和存在现金流支付的情形,Anderson and Sundaresan (1996) 运用非合作博弈的方法研究了具有破产清算成本的策略性债息支付问题,策略性债息支付导致对绝对优先权的偏离;Fries, Miller and Pereaudin (1997) 研究了产业均衡下具有违约风险的债务评估。

违约风险分析的结构化方法相对于简约化方法的主要优点是考虑了违约发生的内在机制,因而便于运用于公司财务的理论分析,但问题在于运用结构化方法时我们需要知道公司价值服从的随机过程和引发违约发生的阈值 (或者说违约的触发点),这就要求公司的外部投资者 (违约风险的评估人) 能够完全真实地获得公司相关的财务信息,如公司的现金流 (或利润流) 及公司的长期债务和短期债务等。如果通过公司的现金流或一定的计量分析方法能够估计到公司价值服从的随机过程,在理论上刻画违约现象的关键就在于如何定义违约触发点。自然的想法是如同上述经典文献的做法,把公司债务账面价值定义为违约的触发点,公司价值在债务到期前首次小于或等于债务账面价值定义为违约发生,例如 Eom, Helwege and Huang (2004) 在违约风险模型的实证分析时把公司的总债务定义为违约触发点,Vassalou and Xing (2004) 在研究股票的违约风险溢价时把一年期短期债务加上长期债务的二分之一定义为公司的违约触发点。但相应的问题是通过公司的资产负债表和相关的重要信息得到关于公司债务水平的信息是否是真实的和准确的。另一方面,一般的结构化违约风险模型假设公司资产价值是连续变化的,而连续变化的公司价值只可能逐渐趋近于公司的债务水平,因此外部投资者总能知道公司是否濒于违约的边缘,如果公司的相关财务信息是真实和准确的 (即信息是完全的),则外部投资者能够预先知道公司即将违约,从而导致违约现象是可预见的。然而,经验事实表明,公司的违约事件往往具有突然性和不可预见性,在违约风险评估时如果假设关于

公司的财务信息是真实和准确的，将得到与经验事实不一致的结果。Zhou (2001) 为了刻画违约发生的突然性和不可预见性，假设公司价值服从的随机过程不是连续变化的，即公司价值过程的路径 (或轨道) 存在跳跃，这样即使当前公司价值严格地大于违约触发点，在下一个瞬时公司价值仍有可能小于违约触发点，从而在理论上可以刻画违约发生的不可预见性。运用 Zhou (2001) 的模型需估计公司价值过程的跳跃强度，结构化违约风险模型的参数估计本身就是违约风险评估模型经验实证研究中的难点，因而存在模型参数估计的难度。

与上述经典方法不同的违约风险模型假设外部投资者获得的相关信息是不完全的。一种方法是假设关于公司资产价值的信息不完全，例如 Duffie and Lando (2001) 把噪音信号引入关于公司价值的市场信息，研究了非完全会计信息下的风险债务评估和信用利差期限结构 (term structure of credit spread)，推导出了结构化模型与简约化模型相似的违约强度表达式，得到了与经验实证研究相同的短期信用利差不为零的理论结论，通过引入关于公司价值信息非完全的假设，使得结构化模型和简约化模型在理论上具有内在的一致性。另一种方法是假设关于公司真实债务的信息不完全，例如 Giesecke and Goldberg (2004) 在研究非完全信息下的违约风险预测时讨论了违约触发点不确定的问题，但并没有严格地推导违约风险的评估公式和深入地分析违约风险对相关参数的敏感性。

本文采用与 Giesecke and Goldberg (2004) 类似的方法，假设外部投资者关于公司真实债务水平的信息不完全，即外部投资者不能准确地知道公司的真实债务水平但具有关于公司真实债务水平服从分布的信息。下面的分析首先给出典型的完全信息情形下的违约风险模型，然后分别讨论外部投资者关于真实债务水平完全不知情和关于真实债务水平部分知情时违约风险的评估，最后通过数值示例方法分析不完全债务信息的相关参数对违约风险的影响。

二、财务信息完全时违约风险的评估模型

财务信息非完全时的违约风险评估是建立在一般的完全信息模型的基础之上的，我们首先简单地讨论完全信息情形下的违约风险评估方法。给定有限时域 $T^* > 0$ 和基本的概率空间 $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ 及信息流 $F = (\mathcal{F}_t)_{0 \leq t \leq T^*}$ 满足通常条件，标准的违约风险模型假设信息是完全的，市场通过交易行为集合各种信息从而能完全真实地反映公司资产价值、财务结构等，因而市场能够推知公司价值服从的随机过程和触发违约发生的阈值。为了简化分析，假设短期市场利率 $R > 0$ 为不变的常数，存在一个触发违约事件的阈值，不失一般性可假设公司债务水平 $B > 0$，当公司价值过程首次等于或小于债务水平时违约事件发生。

在风险中性概率测度下，公司价值过程服从如下的几何布朗运动：

$$dV_t = V_t(rdt + \sigma dW_t) \tag{1}$$

其中，dW_t 是标准维纳（Wiener）过程的增量，r 是公司价值的瞬时漂移率，$r < R$。随机微分方程（1）的解为如下的指数形式：

$$V_T = V_t \exp\left(\left(r - \sigma^2/2\right)(T - t) + \sigma(W_T - W_t)\right), \quad T > t \tag{2}$$

注意，（1）式中公司价值的瞬时漂移为市场利率，为了得到在实际概率测度下的违约风险评估，只需把（1）中的瞬时漂移设为市场利率加上公司价值的瞬时风险溢价。公司价值过程在风险中性概率测度下给出的方便之处在于，如果假设当市场利率随机时公司价值与市场利率是相互独立的，下文关于违约风险的分析结果则可直接用于可违约资产和其他信用衍生资产的定价。Merton（1974）在研究风险债务评估模型时假设违约只可能发生在债务的到期时间。下面讨论违约事件可能发生于债务的到期日和到期日之前时的违约概率。

为了计算违约概率，需要布朗运动首达时间（first passage time）的概率分布。为此，我们给出下面的数学结果。

引理1 设随机过程 $Y_t = Y_0 + \upsilon t + \sigma W_t$，$\forall t \in R_+$，$\upsilon \in R$ 且 $\sigma > 0$，$Y_0 > 0$，W_t 是标准的布朗运动，定义停时 $\tau = \inf\{t \geqslant 0 : Y_t = 0\}$，则对于任意 $0 < s <$ ，τ 有如下的概率分布：

$$P\{\tau \leqslant s\} = N(h_1(s)) + \exp\left(-2\upsilon\sigma^{-2}Y_0\right) N(h_2(s)) \tag{3}$$

其中，$N(\cdot)$ 为累积正态分布函数，$h_1(s) = \dfrac{-Y_0 - \upsilon s}{\sigma\sqrt{s}}$，$h_2(s) = \dfrac{-Y_0 + \upsilon s}{\sigma\sqrt{s}}$。

（参见 Musiela and Rutkowski（1997）的推论 B.3.4，作简单的变换即可得证）

如果设一个新的状态变量 $X_t = \ln(V_t/B)$，则状态变量首次达到 0 值定义为违约事件发生，即违约时间 $\tau^{FI} := \inf\{s \geqslant 0 : X_s = 0\}$，对于任意 $t < T$，由引理 1 及布朗运动的强马尔可夫性，有如下的条件违约概率：

$$P\{\tau^{FI} < T \mid \mathcal{F}_t\} = N\left(\frac{-X_t - \mu(T - t)}{\sigma\sqrt{T - t}}\right) + \exp\left(-2\mu\sigma^{-2}X_t\right) N\left(\frac{-X_t + \mu(T - t)}{\sigma\sqrt{T - t}}\right) \tag{4}$$

其中，$\mu = r - \sigma^2/2 > 0$，$N(\cdot)$ 为累积正态分布函数。

三、财务信息不完全时违约风险的评估模型

在财务信息完全的条件下投资者能够真实准确地获取关于公司价值和债务水平的信息。但事实上即使关于公司价值的信息是完全的，评估违约风险所

需的违约触发点（阈值）对外部投资者而言也不可能完全准确地获取。Duffie and Lando（2001）讨论了关于公司价值的信息不完全情形下的风险债务评估。我们下面侧重分析关于公司价值的信息完全而关于债务的信息不完全的情形。当债务信息不完全时，投资者不知道债务水平的真实值，也就不知道公司价值与违约触发点的距离，但此时投资者能够估计到公司债务水平服从的分布。投资者通过市场观察可以确切地知道公司当前是否处于违约状态，由于我们假设公司价值服从连续的随机过程，如果公司没有违约而处于生存状态，则按照违约的触发机制，投资者可以判断出公司的违约触发点一定小于公司价值的历史极小值或游程极小值，因而可以假设违约触发点（真实债务水平）服从一定的分布，而违约触发点的取值范围小于游程极小值。下面分两种情形讨论当债务信息不完全时违约风险的评估问题。

（一）关于真实债务水平完全不知情时违约风险的评估

如果外部投资者除了关于公司价值过程和违约（或生存）状态外没有关于公司真实债务水平的额外信息，那么外部投资者关于真实债务水平完全不知情。定义 t 时公司价值的游程极小值 $m_t = \underset{s\leqslant t}{\text{Min}} V_s$，令 $\mathcal{G}_t$ 表示在 t 时刻市场的可得信息集（从纯数学的角度看，它是由公司价值过程和违约过程生成的 σ- 域流），则我们自然地假设公司基于 t 时信息集 $\mathcal{G}_t$ 的违约触发点服从取值为 $(0, m_t)$ 的均匀分布，即 $B \mid \mathcal{G}_t \sim U(0, m_t)$。为便于分析令 $\tilde{B} = \log(B/V_t)$，由于 $B \leqslant m_t$，显然 $-\infty < \tilde{B} \leqslant \log(m_t/V_t)$。我们可以容易地得到 $\tilde{B}$ 服从的分布：

$$\Pr\{\tilde{B} \leqslant x \mid \mathcal{G}_t\} = \Pr\{\log(B/V_t) \leqslant x \mid \mathcal{G}_t\} = \Pr\{B \leqslant V_t e^x \mid \mathcal{G}_t\}$$

$$= (V_t/m_t)\, e^x, \quad -\infty < x < \log(m_t/V_t)$$

于是随机变量 $\tilde{B}$ 的条件密度函数 $f_{\tilde{B}}(x) = (V_t/m_t)\, e^x$。

假设在财务信息不完全时公司价值服从的随机过程与完全信息时相同，对于 $s \geqslant t$ 令 $Z_s = \log(V_s/V_t)$，则 $Z_s = Z_t + \mu(s-t) + \sigma W_{s-t}$，其中 $Z_t = 0$，$\mu = r - \sigma^2/2$，定义财务信息不完全时的违约时间 $\tau_1^{II} = \inf\{s \geqslant 0 : V_s \leqslant B\} = \inf\{s \geqslant 0 : Z_s \leqslant \tilde{B}\} = \inf\{s \geqslant 0 : Z_s - \tilde{B} \leqslant 0\}$，因此基于当前 t 时刻公司处于生存状态而在 $T > t$ 时刻处于违约状态的概率为：$\Pr\{\tau_1^{II} \leqslant T \mid \mathcal{G}_t\} = \Pr\{\underset{t\leqslant u\leqslant T}{\text{Min}} Z_u \leqslant \tilde{B} \mid \mathcal{G}_t\}$。给定 $\tilde{B} = x$，由引理 1 我们可以得到基于 $\tilde{B} = x$ 的条件违约概率，然后通过全概率公式求出所需的违约概率。因此，

$$\Pr\{\underset{t\leqslant u\leqslant T}{\text{Min}} Z_u \leqslant \tilde{B} \mid \mathcal{G}_t\} = E[\Pr\{\underset{t\leqslant u\leqslant T}{\text{Min}} Z_u \leqslant \tilde{B} \mid \mathcal{G}_t, \tilde{B} = x\}]$$

$$= \int_{-\infty}^{\log(m_t/V_t)} \Pr\{\underset{t\leqslant u\leqslant T}{\text{Min}} Z_u \leqslant \tilde{B} \mid \mathcal{G}_t, \tilde{B} = x\} f_{\tilde{B}}(x)\, dx$$

$$= \int_{-}^{\log(m_t/V_t)} (V_t/m_t) \cdot \left[N\left(\frac{x-\mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right) + e^{\frac{2\mu x}{\sigma^2}} N\left(\frac{x+\mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right)\right] \cdot e^x dx$$

$$= I_1 + I_2$$

其中，$E[\cdot]$ 表示期望运算，$I_1 = \int_{-}^{\log(m_t/V_t)} (V_t/m_t) \cdot N\left(\frac{x-\mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right) \cdot e^x dx$，

$$I_2 = \int_{-}^{\log(m_t/V_t)} (V_t/m_t) \cdot e^{\frac{2\nu x}{\sigma^2}} N\left(\frac{x+\mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right) \cdot e^x dx$$

为了计算 I_1 和 I_2，首先给出如下的结论：

引理 2　对于任意的 $a \in R, b \in R^+, c \in R$

$$\int_{-}^{y} e^x dN\left(\frac{x+a}{b}\right) = e^{\frac{b^2}{2}-a} N\left(\frac{y+a-b^2}{b}\right) \tag{5}$$

$$\int_{-}^{y} e^{cx} dN\left(\frac{x+a}{b}\right) = e^{\frac{(bc)^2}{2}-ac} N\left(\frac{y+a-b^2c}{b}\right) \tag{6}$$

其中，$N(\cdot)$ 为累积正态分布函数。显然，(6) 式是 (5) 式的简单变换，而

$$\int_{-}^{y} e^x dN\left(\frac{x+a}{b}\right) = \int_{-}^{y} e^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x+a)^2}{2b^2}\right\}\left(\frac{1}{b}\right) dx$$

$$= e^{\frac{b^2}{2}-a} \int_{-}^{y} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x+a-b^2)^2}{2b^2}\right\}\left(\frac{1}{b}\right) dx$$

$$= e^{\frac{b^2}{2}-a} \int_{-}^{y} dN\left(\frac{x+a-b^2}{b}\right)$$

由引理 2，通过分部积分可以分别计算 I_1 和 I_2，

$$I_1 = (V_t/m_t) \cdot \left[N\left(\frac{x-\mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right) e^x \Big|_{-}^{\log(m_t/V_t)} - \int_{-}^{\log(m_t/V_t)} e^x dN\left(\frac{x-\mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right)\right]$$

$$= N\left(\frac{-\log(V_t/m_t) - \mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right) - (V_t/m_t)\, e^{\frac{1}{2}(\mu+\sigma^2)(T-t)}$$

$$\cdot N\left(\frac{-\log(V_t/m_t) - (\mu+\sigma^2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right)$$

$$I_2 = (V_t/m_t) \int_{-}^{\log(m_t/V_t)} e^{\left(1+\frac{2\mu}{\sigma^2}\right)x} N\left(\frac{x+\mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right) dx$$

$$= (V_t/m_t) \left(1+\frac{2\mu}{\sigma^2}\right)^{-1} \left[e^{\left(1+\frac{2\mu}{\sigma^2}\right)x} N\left(\frac{x+\mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right) \Big|_{-}^{\log(m_t/V_t)} \right.$$

$$\left. - \int_{-}^{\log(m_t/V_t)} e^{\left(1+\frac{2\mu}{\sigma^2}\right)x} dN\left(\frac{x+\mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right)\right]$$

$$= \left(1+\frac{2\mu}{\sigma^2}\right)^{-1} \left[(V_t/m_t)^{-\frac{2\mu}{\sigma^2}} N\left(\frac{-\log(V_t/m_t) + \mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right)\right.$$

$$- (V_t/m_t)^{e\left[\frac{1}{2}\sigma^2\left(1+\frac{2\mu}{\sigma^2}\right)^2-\mu\left(1+\frac{2\mu}{\sigma^2}\right)\right](T-t)} N\left(\frac{-\log(V_t/m_t)-(\sigma^2+\mu)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right)\Big]$$

综合以上的分析，我们有如下的结论：

命题 1　如果公司价值过程服从 (1) 式的几何布朗运动，在当前 t 时刻公司处于生存状态时公司价值为 V_t，外部投资者没有除了关于公司生存状态以外的额外信息，而公司价值的游程极小值为 m_t，触发公司违约发生的真实债务水平服从 $[0, m_t]$ 上的均匀分布，那么公司在将来的 T 时刻之前违约的概率为：

$$\Pr\{\tau_1^{II} \leqslant T \mid \mathcal{G}_t\} = N(d_1) - (V_t/m_t)\cdot e^{\left(\frac{1}{2}\sigma^2+\mu\right)(T-t)} N(d_2) + \left(1+\frac{2\mu}{\sigma^2}\right)^{-1}\Big[(V_t/m_t)^{-\frac{2\mu}{\sigma^2}} N(d_3) - (V_t/m_t)\, e^{\left[\frac{1}{2}\sigma^2\left(1+\frac{2\mu}{\sigma^2}\right)^2-\mu\left(1+\frac{2\mu}{\sigma^2}\right)\right](T-t)} N(d_4)\Big] \tag{7}$$

其中，$N(\cdot)$ 是累积正态分布函数，

$$d_1 = \frac{-\log(V_t/m_t)-\mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}},\quad d_2 = \frac{-\log(V_t/m_t)-(\mu+\sigma^2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}$$

$$d_3 = \frac{-\log(V_t/m_t)+\mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}},\quad d_4 = \frac{-\log(V_t/m_t)-(\mu+\sigma^2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}$$

（二）关于真实债务水平部分知情时违约风险的评估

命题 1 给出了外部投资者对公司的财务信息完全不知情的条件下对公司违约风险的评估，然而事实上通过公司公开公布的财务信息如上市公司的年度或季度财务报表，外部投资者可以知道公司债务的账面价值，虽然债务的账面价值并不一定是公司债务水平的真实值，但我们可以合理地推测真实债务水平的平均值与其账面价值有关（例如线性关系或账面价值就等于平均值），因而命题 1 中真实债务水平服从均匀分布的假设过于简化或不尽合理。对于外部投资者具有关于公司财务部分信息的情形，我们可通过尺度化贝塔分布函数来刻画真实债务水平服从的分布。

标准的贝塔分布是定义在 $(0,1)$ 上的两参数函数，但基于当前信息外部投资者知道公司价值的历史极小值 m_t 及真实债务水平的取值范围 $(0, m_t)$，因此为了刻画不完全信息下真实债务水平服从的分布，标准的贝塔分布需通过变换得到定义在 $[0, m_t]$ 的分布。标准的贝塔分布随机变量 $X \sim \text{beta}(\alpha,\beta)$ 的密度函数为：

$$f_X(x \mid \alpha,\beta) = [1/G(\alpha,\beta)]\cdot x^{\alpha-1}\cdot(1-x)^{\beta-1},\quad 0<x<1, \alpha>0, \beta>0$$

其中，$G(\alpha,\beta) = \int_0^1 x^{\alpha-1}\cdot(1-x)^{\beta-1}dx$。假设当前 t 时刻公司的真实债务水平 $B = m_t \cdot X$，则真实债务水平 B 的密度函数为：

$$f_B(x \mid \alpha,\beta) = \frac{1}{G(\alpha,\beta)} \cdot \left(\frac{1}{m_t}\right)\left(\frac{x}{m_t}\right)^{\alpha-1} \cdot \left(1 - \frac{x}{m_t}\right)^{\beta-1},$$
$$0 < x < m_t, \alpha > 0, \beta > 0 \qquad (8)$$

由密度函数很容易求出真实债务水平 B 的条件均值和条件方差：

$$E[B \mid \mathcal{G}_t] = \frac{\alpha}{\alpha+\beta} \cdot m_t, \quad Var[B \mid \mathcal{G}_t] = \frac{\alpha\beta}{(\alpha+\beta)^2(\alpha+\beta+1)} \cdot m_t^2$$

容易看出，前面第（一）部分假设的均匀分布是尺度化贝塔分布的特殊情形。如果令 $\alpha=1, \beta=1$，则贝塔分布退化为均匀分布，因此假设真实债务水平服从尺度化贝塔分布使得模型更为一般，同时可能使得模型能够反映市场关于真实债务水平的部分信息。

在评估违约风险时与第（一）部分的方法类似，给定真实债务水平 $B=y$ 的条件违约概率的期望运算可以得到基于当前信息的违约概率。由引理 1，给定真实债务水平 $B=y$ 的条件违约概率为：

$$P\{\tau_2^{II} < T \mid \mathcal{G}_t, B = y\} = N\left(\frac{-\log(V_t/y) - \mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right)$$
$$+ \exp(-2\mu\sigma^{-2}X_t)\, N\left(\frac{-\log(V_t/y) + \mu(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}\right) \qquad (9)$$

其中，$\mu = r - \sigma^2/2 > 0$，$N(\cdot)$ 为累积正态分布函数。基于 t 时刻信息的违约概率为：

$$P\{\tau_2^{II} < T \mid \mathcal{G}_t\} = E[P\{\tau_2^{II} < T \mid \mathcal{G}_t, B = y\}]$$

因此，我们可以把关于真实债务水平部分知情时的违约风险评估概括为下面的命题。

命题 2　如果公司价值过程服从（1）式的几何布朗运动，在当前 t 时刻公司处于生存状态时公司价值为 V_t，公司价值的游程极小值为 m_t，外部投资者除了知道公司当前处于生存状态外还具有关于真实债务水平的部分信息，触发公司违约发生的真实债务水平 B 服从 $(0, m_t)$ 上的尺度化贝塔分布，密度函数为 $f_B(x|\alpha,\beta)$，那么公司在将来的 T 时刻之前违约的概率为：

$$P\{\tau_2^{II} < T \mid \mathcal{G}_t\} = \int_0^{m_t} P\{\tau_2^{II} < T \mid \mathcal{G}_t, B = x\} \cdot f_B(x \mid \alpha,\beta)\, dx \qquad (10)$$

其中，$f_B(x|\alpha,\beta)$ 和 $P\{\tau_2^{II} < T|\mathcal{G}_t, B=x\}$ 分别由（8）式和（9）式给出。

需要指出，虽然（10）式中不能给出违约风险评估的显示解，但给定模型参数的取值，通过数值积分方法能够很容易得到违约概率值。

四、违约风险敏感性的数值分析

上面分别讨论了投资者关于公司债务完全不知情和部分知情时的公司违

约风险评估问题，由于对公司债务完全不知情是部分知情的特殊情形，当贝塔分布的参数 α 和 β 的取值为 1 时贝塔分布退化为均匀分布，由 (7) 式和 (10) 式对违约风险估计的结果是相同的，例如当参数取值为 $r = 8\%$，$\sigma = 0.25$，$m_t = 100$，$V_t = 150$，$T - t = 10$ 的时候，两种情形的计算得到的违约概率均为 11.44%。下面我们采用数值分析的方法分别讨论关于公司债务完全不知情和部分知情时相关的参数对违约风险的影响。

(一) 关于真实债务水平完全不知情时违约风险对相关参数的敏感性分析

在投资者关于公司真实债务水平完全不知情时，真实债务水平的不确定程度是由均匀分布来刻画的。在数值分析中首先假设公司资产的当前价值 V_t 即为它的游程最小值 m_t，令其为 $V_t = m_t = 100$，并假设资产价值的瞬时漂移参数 $r = 8\%$，在这种情况下考察资产价值的波动率 σ 变动范围为 (0,1] 及公司债务到期时间 $T - t$ 的变动范围为 [1/12,10] 时，公司违约风险对资产价值的波动率和到期时间的敏感性。由图 1 可以看出，公司的违约概率随着债务到期时间的增加而单调地上升，并且随着其资产价值的波动率的增加而单调地上升。

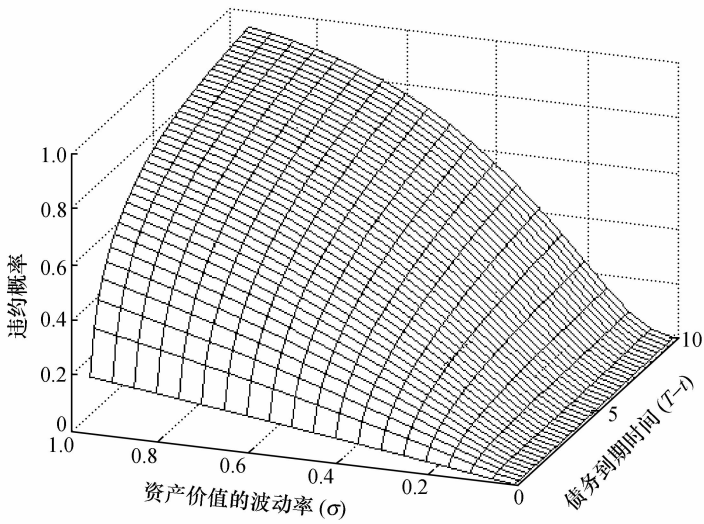


图 1　关于真实债务水平完全不知情时，资产价值的波动率和债务到期时间对违约概率的影响

在公司资产的当前价值 V_t 高于其游程最小值 m_t 的情形，同样假设公司价值的游程最小值 $m_t = 100$，资产价值的瞬时漂移参数 $r = 8\%$，波动率 $\sigma = 0.5$，考察公司资产的当前价值的变动范围为 [100,200] 及公司债务到期时间 $T - t$ 变动范围为 [1/12,10] 时公司违约风险对资产价值和到期时间的敏感性。由图 2 可以看出，公司的违约概率随着其债务到期时间的增加而单调上升，随着其资

产价值的当前值的增加而单调下降。

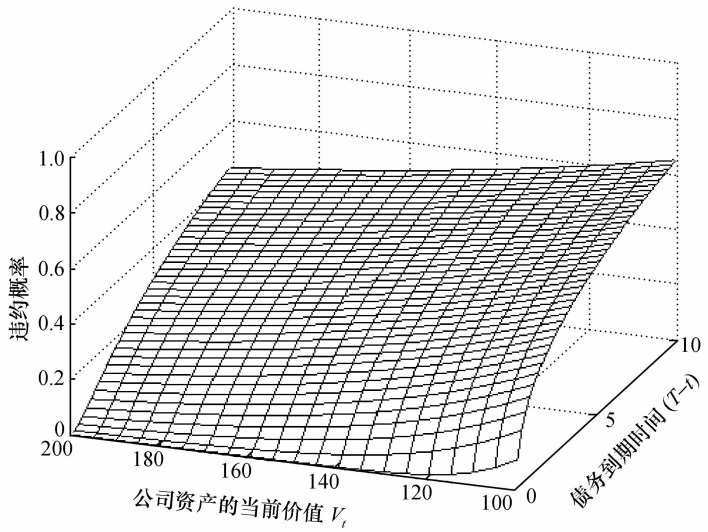


图2 关于真实债务水平完全不知情时,资产当前价值
和债务到期时间对违约概率的影响

(二) 关于债务水平部分知情时违约风险对相关参数的敏感性分析

在投资者关于公司债务水平部分知情时,真实债务水平的不确定程度是通过"尺度化"贝塔分布来刻画的,贝塔分布参数 α 和 β 及资产价值的游程最小值 m_t 决定真实债务水平的均值和方差,但是均值和方差不是完全自由的。对于不同的债务均值,债务方差的取值范围也是不同的,因此均值和方差的取值范围不是一个矩形。假设公司资产的当前价值 V_t 等于它的游程最小值 m_t,令其为100,并假设资产价值的瞬时漂移参数 $r=8\%$,波动率 $\sigma=0.5$,债务的到期时间 $T-t=10$。真实债务均值的最大取值范围为 $(0,m_t)$,债务方差的最大取值范围为 $(0,0.15m_t^2)$。由图3可以看出,公司的违约概率随着真实债务水平的期望值的增大而单调上升;但进一步的数值试验表明违约概率与真实债务水平的方差却没有确定的单调关系,通过改变其他一些影响违约概率的参数,可以发现资产价值的波动率 σ,债务到期时间 $T-t$,以及真实债务水平的均值都会对违约概率与债务水平方差的单调关系产生影响。通过变换参数绘出与图3类似的图像,并着重观察三维图像在"违约概率-债务方差"平面上的投影,我们发现:在资产价值波动率 σ 较小 $(\sigma=0.25)$ 时,违约概率关于债务水平的方差是单调的增函数,如图4(a)和图4(b)。而波动率 σ 较大 $(\sigma=0.8)$ 时,若债务的到期时间较长 $(T-t=10)$,则违约概率关于债务水平的方差是单调的减函数,如图4(c);若债务的到期时间较短 $(T-t=1)$,债务均值较低时,违约概率关于

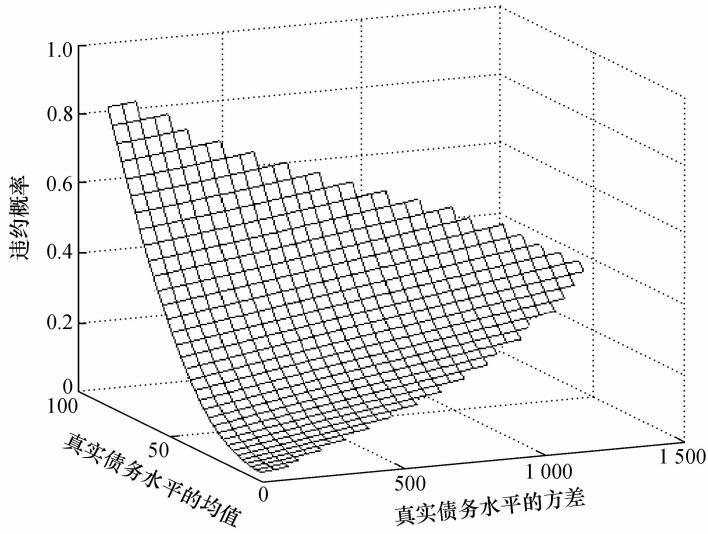
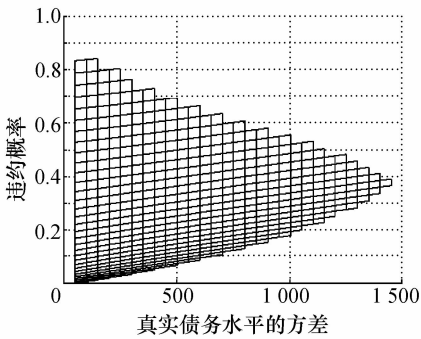
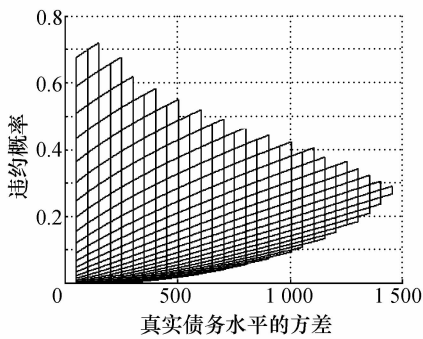


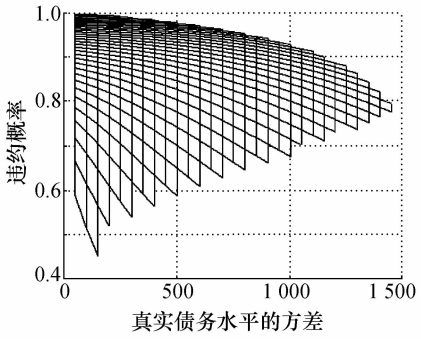
图 3　关于真实债务水平部分知情时，真实债务水平的均值和方差对违约概率的影响



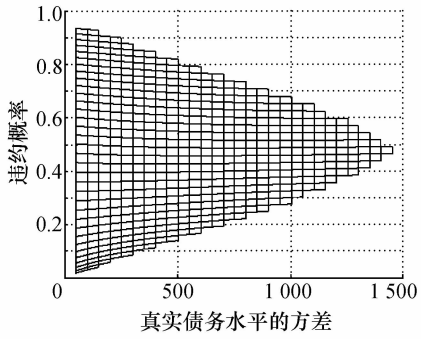
(a) σ 较低(0.25)，$T-t$ 较长(10)



(b) σ 较低(0.25)，$T-t$ 较短(1)



(c) σ 较高(0.8)，$T-t$ 较长(10)



(d) σ 较高(0.8)，$T-t$ 较短(1)

图 4　关于真实债务水平部分知情时，不同的资产价值波动率、债务到期时间、债务水平均值对违约概率与债务水平方差单调关系的影响（投影图）

债务水平的方差是单调的增函数，债务均值较高时则相反，甚至在处于中游的某些债务均值（如 $0.5m_t$）时，甚至发现违约概率关于债务水平的方差并非一个单调关系，如图4（d）。

下面着重分析资产价值的波动率 σ 及债务到期时间 $T-t$ 是如何影响违约概率与债务水平方差的单调关系的。仍然讨论公司资产的当前价值 V_t 等于游程最小值 m_t 的情形，设其为100，并假设资产价值的瞬时漂移参数 $r=8\%$，真实债务均值取为 $0.5m_t$（即"尺度化"贝塔分布的参数 α 和 β 相等，目的是使债务方差的变化范围最大），在债务到期时间较长（$T-t=10$）的情形下，由上面的数据画出图5。由图5我们发现，违约概率随着资产价值的波动率的增大而单调地上升。在资产价值的波动率 σ 较小时，违约概率随着真实债务水平的方差的增大而单调地上升，而在资产价值的波动率 σ 较大时，则相反。

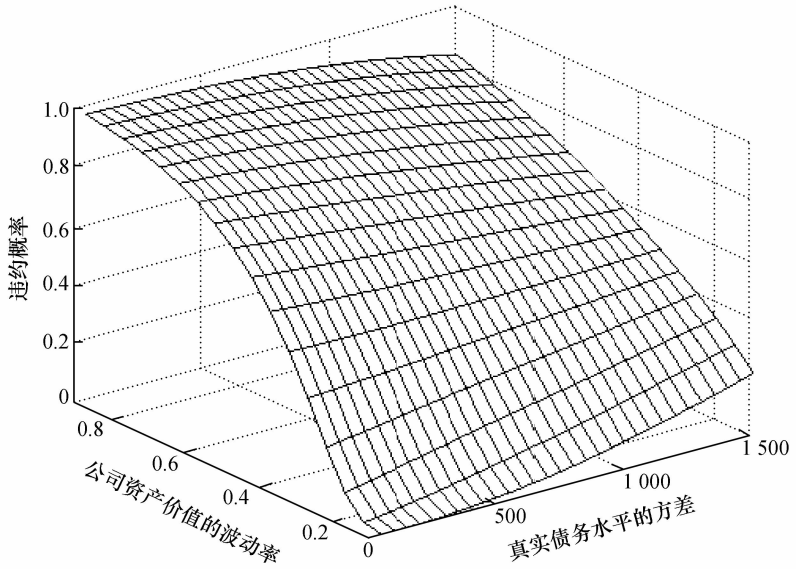


图5 关于真实债务水平部分知情时，真实债务水平方差和资产价值波动率对违约概率的影响（债务到期时间较长的情形，$T-t=10$）

当债务到期时间较短（$T-t=1$）的时候，由图6可以看出真实债务水平方差和资产价值波动率对违约概率的影响。违约概率随着资产价值的波动率的增大而单调地上升，而违约概率与真实债务水平的方差没有确定的单调关系。当资产价值的波动率 σ 较小时，违约概率随着真实债务水平的方差的增大而单调地上升；而在资产价值的波动率 σ 较大时，违约概率则具有下降的趋势。

最后我们考虑公司资产价值的当前值 V_t 并非其游程最小值 m_t 的情形，假设资产价值的游程最小值 m_t 是确定为100的，并假设资产价值的瞬时漂移参数 $r=8\%$，波动率 $\sigma=0.25$，债务的到期时间 $T-t=10$，真实债务均值取为

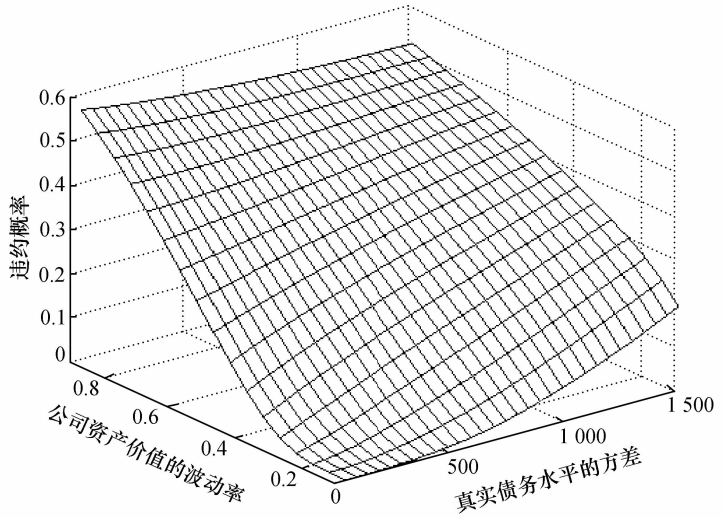


图 6　关于真实债务水平部分知情时，真实债务水平方差和资产价值波动率对违约概率的影响（债务到期时间较短的情形，T - t = 1）

$0.5m_t$，由这些数据画出图 7。我们发现违约概率随着资产价值的当前值的上升而单调地下降，与前一种情况类似，资产价值的波动率 σ 以及债务到期时间的长短也会影响违约概率与债务水平方差之间的单调关系。通过变换参数得到类似于图 5 的三维图像，并着重观察三维图像在“违约概率-债务方差”平面上的投影，我们发现 在资产价值波动率 σ 较小（$\sigma = 0.25$）时，违约概率关于债务水平的方差是单调的增函数，如图 8 (a) 和图 8 (b)。而波动率 σ 较大（$\sigma = 0.8$）

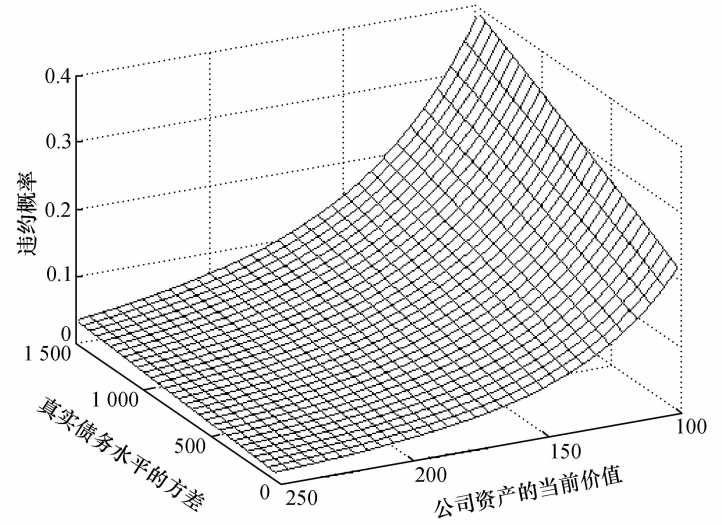
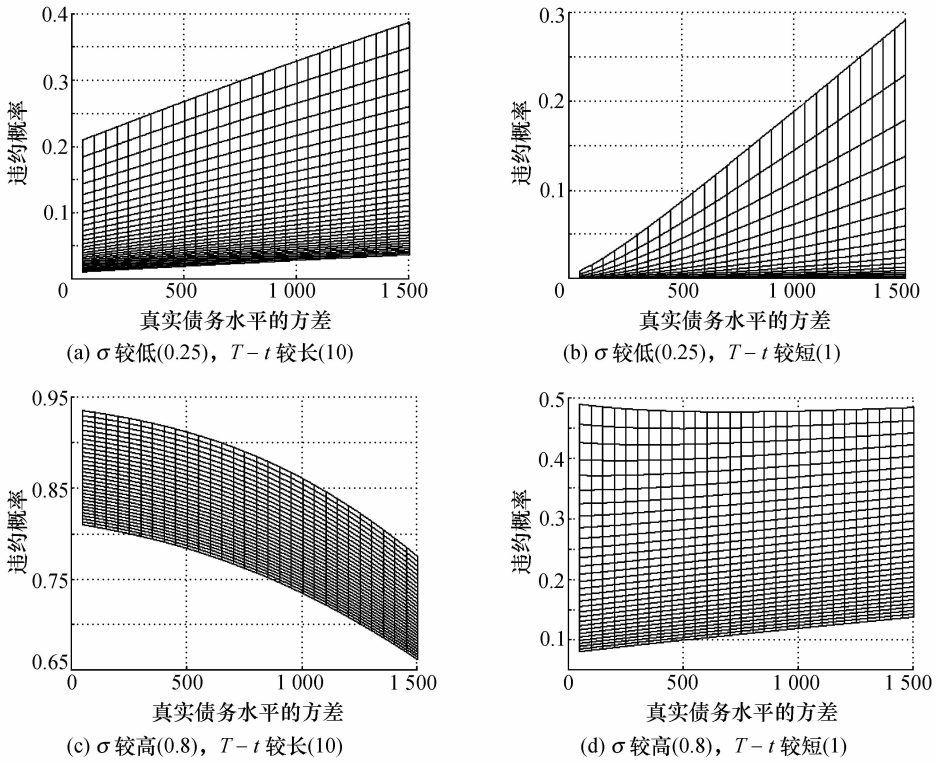


图 7　关于真实债务水平部分知情时，真实债务水平的方差和公司资产的当前价值对违约概率的影响

时，若债务的到期时间较长（T - t = 10），则违约概率关于债务水平的方差是单调的减函数，如图8（c）若债务的到期时间较短（T - t = 1），公司资产当前价值较高时，违约概率关于债务水平的方差是单调的增函数，而在公司资产当前价值接近于其游程最小值时，甚至发现违约概率关于债务水平方差并不是单调的，如图8（d）。



(a) σ 较低(0.25)，$T-t$ 较长(10)　(b) σ 较低(0.25)，$T-t$ 较短(1)

(c) σ 较高(0.8)，$T-t$ 较长(10)　(d) σ 较高(0.8)，$T-t$ 较短(1)

图8　关于真实债务水平部分知情时，不同的资产价值波动率、债务到期时间、债务水平均值对违约概率和债务水平方差的单调关系的影响（投影图）

五、结　束　语

本文着重分析了公司外部投资者关于公司财务信息完全不知情和部分知情时的违约风险评估问题，同时通过数值方法讨论了违约风险对相关参数的敏感性，虽然没有进一步讨论具有违约风险的资产定价和信用利差期限结构问题，但由于模型中公司资产价值过程是在风险中性概率测度中给出的，因而在常数利率的假设下，本文的结果可直接用于非完全信息下风险债务和股东权益价值的评估，通过观察得到的股票价格数据采用计量分析的方法估计非完全信息下真实债务水平服从分布的参数。在模型的参数估计和经验实证分析时，通

过适当地限制贝塔分布参数的取值，使得真实债务水平的条件均值与公司债务的账面价值相等或相关，从而可以估计出真实债务水平的条件方差，采用条件方差刻画真实债务水平的不确定程度，进而可以分析公司财务报表的质量或信息量。这是需进一步研究的问题。

参 考 文 献

[1] Ammann, M., 2001, Credit Risk Valuation: Methods, Models, and Applications, New York: Springer-Verlag.

[2] Anderson, R., and S. Sundaresan, 1996, Design and valuation of debt contracts, Review of Financial Studies 9, 37—68.

[3] Artzner, P., and F. Delbaen, 1995, Default risk insurance and incomplete markets, Mathematical Finance 5, 187—195.

[4] Black, F., and J. Cox, 1976, Valuing corporate securities: Some effects of bond indenture provisions, Journal of Finance 31, 351 —367.

[5] Cossin, D., and H. Pirotte, 2001, Advanced Credit Risk Analysis: Financial Approaches and Mathematical Models to Assess, Price, and Manage Credit Risk, Chichester: John Whiley and Sons.

[6] Duffie, D., and K. Singleton, 1999, Modeling term structures of defaultable bonds, Journal of Financial Studies 12, 687—720.

[7] Duffie, D., and M. Huang, 1996, Swap rate and credit quality, Journal of Finance 51, 921—949.

[8] Duffie, D., and D. Lando, 2001, Term structures of credit spreads with incomplete accounting information, Econometrica 69 (3), 633—664.

[9] Duffie, D., M. Schroeder, and C. Skiadas, 1996, Recursive valuation of defaultable securities and the timing of resolution of uncertainty, Annals of Applied Probability 6, 1075—1090.

[10] Eom, Y., J. Helwege, and J. Huang, 2004, Structural models of corporate bond pricing: An empirical analysis, Review of Financial Studies 17 (2): 499—544.

[11] Fries. S. M., M. Miller, and W. R. M. Perraudin, 1997, Debt pricing in industry equilibrium, Review of Financial Studies 10, 39—68.

[12] Giesecke, K., and L. R. Goldberg, 2004, Forecasting default in the face of uncertainty, Journal of Derivative 3, 11—25.

[13] Jarrow, R., and F. Yu, 2001, Counterparty risk and the pricing of defaultable securities, Journal of Finance 56, 1765—1799.

[14] Jarrow, R., and S. Turnbull, 1995, Pricing options on financial securities subject to default risk, Journal of Finance 50, 53—86.

[15] Lando, D., 1998, On cox processes and credit risky securities, Review of Derivatives Research 2, 99—120.

[16] Leland, H., 1994, Corporate debt value, bond covenants and optimal capital structure, Journal of Finance, 49, 1213—1252.

[17] Leland, H., and K. B. Toft, 1996, Optimal capital structure, endogenous bankruptcy, and the term structure of credit spreads, Journal of Finance 51, 987—1019.

[18] Longstaff, F., and E. Schwartz, 1995, A simple approach to valuing risky fixed and floating debt, Journal of Finance 50, 789—819.

[19] Madan, P., and H. Unal, 1998, Pricing the risks of default, Review of Derivative Research 2, 121—160.

[20] Merton, R., 1974, On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates, Journal of Finance 28, 449—470.

[21] Merton, R., 1987, A simple model of capital market equilibrium with incomplete information, Journal of Finance 42, 483—510.

[22] Musiela, M., and M. Rutkowski, 1997, Martingale Methods in Financial Modeling, New York: Springer-Verlag.

[23] Vassalou, M., and Y. Xing, 2004, Default risk in equity returns, Journal of Finance 59 (2), 831—868.

[24] Zhou, C., 2001, The term structure of credit spreads with jump risk, Journal of Banking and Finance 25, 2015—2040.

Firm's Default Risk and Its Sensitivity Analysis with Incomplete Financial Information

Zhihong Jian Yaxuan LÜ

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

Abstract Similar to Giesecke and Goldberg (2004), the external investors' information is supposed to be incomplete in the sense that external investors cannot exactly know the true level of corporate debt but have knowledge about the probability distribution of firm's debt. This paper discusses the firm's default risk under two assumptions, i. e., external investors are completely uninformed and partly informed about true firm's debt respectively. On the basis of derived default likelihood formula, the sensitivities of default risk on relevant model's parameters are analyzed via numerical experiment. It shows that default risk is increasing with the increase of firm's asset volatility and debt's maturity, but the effects of uncertainty about true firm's debt level on default risk are dependent of firm's asset volatility and debt's maturity.

Key Words Incomplete Information, Default Risk, Sensitivity Analysis

JEL Classification G12, G13, G14

金融学季刊
2007 年 第 3 卷 第 1 期

Quarterly Journal of Finance
Vol. 3, No. 1, 2007

金融结构对于宏观经济波动的影响

祝丹涛[*1]

摘　要　本文基于债权合约和股权合约的差异构建了一个简单模型，用来说明金融结构如何影响宏观经济波动和低迷。在选择最优资本结构时，企业家需要权衡债务和权益的比重。因为债权人需要核查的利润状态相对较少，从这个意义上讲，债务融资要比权益融资便宜，但是过多的债务融资会增加企业破产的可能性，一旦破产，企业将承担高昂的破产成本。从经济的宏观层面看，给定一个负面冲击，在倾向于银行主导的金融结构中会有更多的企业破产，从而加重经济的低迷状态。因此，在一个具有较大的信贷市场的经济中，产出的波动性、经济低迷的可能性和严重性都会更大。本文使用多国的面板数据研究表明：无论是用绝对指标还是用相对指标衡量，更依赖于权益融资的国家 GDP 的波动率更低、经济低迷的可能性更小，且经济低迷的程度更弱。

关键词　金融结构，宏观经济波动，破产成本

一、引　　言

近年来，金融市场和金融机构在解释产出波动中所发挥的作用日益受到关注。Suarez and Sussman (1997) 的模型描述了在没有外部冲击的情况下，金融因素自身如何引起经济波动。Rajan (1994) 进一步探究了金融因素如何放大和扩散外部经济冲击，这种放大和扩散机制可能通过银行信贷渠道实现 (Bernanke and Blinder, 1988；Kashyap, Lamont and Stein, 1994)，也可能通过资产负债表渠道实现 (Hubbard, 1998；Bernanke and Gertler, 1995；Bernanke et al., 1998)。上述这些研究都预言，一国的金融系统越发达，经济波动越小。在研究金融相关法规对宏观经济波动的影响时，Blum and Hellwig (1995) 认为资本充足率要求对实质经济有显著的顺周期效应；Allen and Gale (2000) 则认为，

* 祝丹涛，国务院发展研究中心；通讯地址：北京市东城区朝阳门内大街 225 号，100010；E-mail：zhudt@drc.gov.cn。

有限责任会引致“风险转嫁问题”和更加冒险的行为。这些将潜在地导致更高的资产价格，增加违约概率，进而增加财务危机和经济低迷的可能性。现有的这些研究侧重于关注金融中介如何影响经济波动，而不是在更广泛的意义上关注金融结构或者信贷市场和股票市场的相对重要性如何影响经济波动。可以预见的是，债务融资和权益融资的相对重要性对经济波动会有明显影响。尤其是当经济出现紧缩时，债务融资会引致高昂的破产成本，从而会加深经济低迷。

有关金融与经济波动关系的实证研究最近几年才开始起步。[1] Da Silva (2002) 的研究表明，信贷市场越发达 (根据存款货币银行持有的资产相对于央行持有的国内资产是否更多、非金融私营部门是否获得了更大比例的国内信贷来衡量)，商业周期的波动越小，这是因为在发达的信贷市场中信贷机构更有能力区分潜在的借款者。但她同时也发现，金融结构是更加倾向于市场主导还是银行主导，并不影响经济的波动性。Denizer，Iyigun and Owen (2000) 也得到了金融结构不影响经济波动性的结论，尽管在股票市场主导的经济中消费的波动性偏大，但作者将这一关系归因于股票市场的财富效应。Beck，Lundberg and Majnoni (2001) 对上述研究提出了质疑，他们发现金融中介的发展究竟是减轻还是放大外部冲击，取决于外部冲击的类型。金融中介的发展可以减轻实质性冲击，但往往会放大货币性冲击。平均而言，由于经济体往往同时受到实质性和货币性冲击，金融中介的发展对冲击的减轻和放大作用会相互抵消。最近，Acemoglu et al. (2002) 发现，控制金融机构的质量后，金融发展 (以 M2 占 GDP 的比例来衡量) 并不影响经济的波动性。Lopez and Spiegel (2002) 发现，尽管金融发展在长期内的确会减轻经济波动，但它在某个孤立的时期内可能会加剧短期经济波动。他们认为，造成这种矛盾的一个原因是局部的金融自由化反而加剧了金融市场的扭曲。

当前关于金融和经济波动关系的实证文献主要关注信贷市场中介。本文更为广泛地关注金融市场与宏观经济波动之间的关系。具体而言，我们先是建立模型，将公司的融资决策及其对宏观经济波动的影响同一些潜在的参数联系起来，这些参数包括状态核查成本 (state verification costs)、破产成本、生产率和无风险利率。在企业层面，尽管债务融资比权益融资更便宜 (因为债务融资需要更少的核查成本)，但更多的债务融资会增加破产几率，从而使企业承担高额的破产成本。但权益融资自身就可以避免破产成本。本文提出的一个关键性认识是，当一个企业已经处于生产低迷同时又受到负面的外部冲击的时候会发生破产成本。类似地，在宏观层面，如果企业过度依赖债务融资，一旦企业破

〔1〕 与此相反的是，金融与经济增长的关系研究在过去十年吸引了众多实证研究学者的兴趣 (参见诸如 King and Levine，1993；Rajan and Zingales，1998；Neusser and Kugler，1998；Levine，2002)。

产,高昂的破产成本就会加剧经济衰退。因此,相对于市场主导的经济体,在银行主导的经济体中,总产出的波动和经济低迷的可能性以及严重性都将更大。

本文接下来实证检验了在银行主导的经济体中,GDP 增长的波动是不是更大,出现经济低迷的可能性和严重性是否更甚。为此,我们使用由发达国家和发展中国家共同组成的国际间大样本数据,选取 1960—2002 年作为研究区间。在解释成长率的波动性时,我们控制了经常被使用的解释变量 (例如,Karras and Song, 1996),同时在回归中加入了信贷和股票市场规模变量。我们发现,信贷规模变量与 GDP 增长的波动性之间并不存在显著的线性关系,尽管在引入信贷规模的平方项后,信贷规模与 GDP 增长的波动性之间存在某种非线性相关关系。较大的信贷规模常常伴随着 GDP 增长率更小幅度的波动,但这只在一定程度上成立 ;当信贷规模大到一定程度以后,金融中介反而会放大经济冲击。无论回归中是否包括信贷规模的平方项,股票市场的规模 (以 market capitalization 衡量) 与 GDP 增长的波动之间始终存在着显著的负相关关系。我们将股票市场规模与信贷规模的比作为衡量金融结构的指标,发现越是市场主导的金融结构,越是同较低的 GDP 增长波动相联系。另外,使用 Tobit 模型,我们发现,信贷规模占 GDP 的比率增高会增加经济低迷的可能性和严重性,而股票市场规模占 GDP 的比率增加能降低经济低迷的可能性和严重性。在 Tobit 回归中引入金融结构的相对规模衡量指标后,可以看出,相对于以权益融资为主的金融结构,以债务融资为主的金融结构抵御经济低迷的能力更弱。

本文其余部分的结构安排如下 :第二部分介绍基本理论模型 ;第三部分是数据描述和实证模型 ;第四部分是实证结果和解释 ;第五部分给出全文结论。

二、模　　型

(一) 环境

1. 企业家

一个经济体中有无穷多 (测度为 1) 的同质企业家。企业家 i 的生产函数 $\tilde{y}_i$ 为 :

$$\tilde{y}_i = \eta (\tilde{A}_a + \tilde{A}_{f,i}) k \qquad (1)$$

这里 η 代表生产率,$\tilde{A}_a$ 和 $\tilde{A}_{f,i}$ 分别是宏观的冲击和单个企业受到的个别冲击,k 是资本。这两类冲击在 [0,1] 区间上独立同分布,$E(\tilde{A}_a + \tilde{A}_{f,i}) = 1$,因此可以得到 $E(\tilde{y}_i) = \eta k$。假设 $\eta > 1 + r_0$,其中 r_0 是无风险利率,则资本的生产率足够补偿企业家的预期资本成本。为简化起见,我们假定每个企业家拥有 1 单位的资本,即忽略企业间的规模差异。这样公式 (1) 可以简化为 :

$$\tilde{y}_i = \eta(\tilde{A}_a + \tilde{A}_{f,i}) \quad (2)$$

2. 债权人和外部股东

企业的资本来自于债务融资和权益融资。由于总资本是1个单位,债务融资的总量以及债务融资占总资本的比例都可以表示为γ,企业家从股票市场上筹集的权益资本为$1-\gamma$。为了筹集到$1-\gamma$的权益资本,企业家将份额为s的股份出售给外部股东。令p为股票的发行价格,则

$$sp = 1 - \gamma \quad (3)$$

我们假设企业的债权人和外部股东都无法观察到企业所受随机经济冲击的实现情况和企业的产出y_i,但企业家却可以无成本地观察到这些变量。

3. 债权合约和股权合约的特征

企业债权人和外部股东需要一定的成本才能知道企业的真实产出y_i,从而知道企业家到底需要支付给他们多少回报(Townsend,1979)。这些成本反映在债务融资和权益融资的成本当中,最终由企业家来负担。对企业家来说,债权人和外部股东的核查成本不同,从而债务融资和权益融资的成本也不同,这种不同主要表现在两个方面。

债权人仅在企业宣告破产时才需要去核查y_i,其他情况下他们只要收到事先约定的本金和利息即可。相反,无论企业家报告的y_i是多少,由于外部股东都要按照一定比例同企业家分享这个经营成果,所以他们总是有必要核查企业家所报告的y_i值的真实性。由于与债权人相比,股东需要更频繁地核查企业的实际产出,我们有理由假设外部股东监控企业产出的成本比债权人高。令α_d和α_e分别代表债务融资和权益融资的核查成本,满足$0 < \alpha_d < \alpha_e < 1$。

债务融资和权益融资所面临的破产成本也不同。显然,一个企业只有在持有债务融资时才会破产。当企业家投资1单位资本时,假设破产成本为β($0 \leqslant \beta \leqslant 1$)。这里的破产成本是指广义上的破产成本,可以是直接破产成本(法律、会计及其他专业费用、重组费用等),也可以是间接破产成本(主要人员流失、管理时间和精力的浪费等)。此外,对于遇到债务拖延问题(debt overhang)[2]的企业还存在资源的无效分配所导致的额外成本。总之,尽管债务融资的核查成本较低,但它会引致高昂的破产成本。

---

[2] Kang and Stulz(1998)对日本的研究表明,日本银行远远不是理性投资的推动者。他们对于那些经营不善、亟待重大根本性重组的企业,实际上并没有硬化其预算约束,而且还相反地进行了过度借贷。依照Morck and Nakamura(1999)的说法,日本银行与其说是促进实现有效的企业治理,不如说是经常与企业管理者合谋来共同抵御外部力量对他们控制力的威胁,由此支撑起一个纷繁芜杂的银行-企业集团。最后,由于过密的企业间联系而往往会出现"破产链",由此,单个企业破产的可能可以上升成一个系统性的整体关注。另外,从宏观经济的观点来看,破产的负外部性也可以包含在宽泛意义上的破产成本中。

（二）企业资本结构选择问题

1. 破产概率

当企业的最终产出低于成本和利息的加总时 [$y_i < \gamma(1+r)$，其中 r 为债务合同约定的利率]，企业就会破产。也就是说，当下式成立时，就会发生破产。

$$(\tilde{A}_a + \tilde{A}_{f,i}) < \frac{\gamma(1+r)}{\eta} \tag{4}$$

因此企业破产的概率为：

$$P = P(y_i < \gamma(1+r)) = P(\eta(\tilde{A}_a + \tilde{A}_{f,i}) < \gamma(1+r)) = \frac{\lambda^2(1+r)^2}{2\eta^2} \tag{5}$$

在推导 (5) 时应注意两个单位分布的随机变量的和 $\tilde{A}(\tilde{A} = \tilde{A}_a + \tilde{A}_{f,i})$ 的密度函数为：

$$f(\tilde{A}) = \tilde{A}(\text{if } 0 \leqslant \tilde{A} \leqslant 1) \quad \text{或} \quad f(\tilde{A}) = (2 - \tilde{A})(\text{if } 0 \leqslant \tilde{A} \leqslant 2)$$

通过假设 $\frac{\gamma(1+r)}{\eta} < 1$[3]，我们可以得到 (5)。

2. 回报

当企业破产时，股东 (无论有没有控制权) 什么都得不到。只有在受到足够大的正的外部冲击时 (如 (4) 式)，股东才可以在支付给债权人固定数额的资金后取得回报。因此，股东的期望回报是 $\int_{\frac{\gamma(1+r)}{\eta}}^{2} (\eta\tilde{A} - \gamma(1+r)) f(\tilde{A})\, d\tilde{A}$。由于企业家 (有控制权的股东或者内部股东) 放弃了部分所有权给公众持股者，因此企业家持有的 (1 - s) 的股份对应的回报为：

$$R = (1-s) \int_{\frac{\gamma(1+r)}{\eta}}^{2} (\eta\tilde{A} - \gamma(1+r)) f(\tilde{A})\, d\tilde{A} \tag{6}$$

假定公众持股者是风险中立的，无套利条件要求以下等式成立：

$$s \int_{\frac{\gamma(1+r)}{\eta}}^{2} (\eta\tilde{A} - \gamma(1+r)) f(\tilde{A})\, d\tilde{A} - (1-\gamma)\alpha_e = (1-\gamma)(1+r_0) \tag{7}$$

类似地，假定债权人风险中立，其无套利条件要求以下等式成立：

$$\int_0^{\frac{\gamma(1+r)}{\eta}} \eta\tilde{A} f(\tilde{A})\, d\tilde{A} + \gamma(1+r) \int_{\frac{\gamma(1+r)}{\eta}}^{2} f(\tilde{A})\, d\tilde{A} - \gamma\alpha_d - \beta P = \gamma(1+r_0) \tag{8}$$

这两个无套利条件等式的含义是非控股股东以及债权人投资于企业家项目的预期回报都等于无风险资产的收益。

由 (3)、(7) 和 (8)，我们得到：

---

[3] 使该式成立的对各个参数及其关系的限制，我们将在二 (三) 1 部分中详细讨论。

$$s = \frac{(1 - \gamma)(1 + r_0 + \alpha_e)}{\eta - \gamma(1 + r_0 + \alpha_d) - \beta P} \tag{9}$$

将(9)代入(6),得到企业家的预期回报:

$$R = (1 - s)\int_{\frac{\gamma(1+r)}{\eta}}^{2} (\eta\tilde{A} - \gamma(1 + r))\, f(\tilde{A})\, d\tilde{A}$$

$$= \eta - (1 + r_0) - (1 - \gamma)\alpha_e - \gamma\alpha_d - \beta P \tag{10}$$

3. 企业家的资本结构选择问题

企业家面临的问题是选择 γ 以最大化下式:

$$\text{Maximize} \quad \eta - (1 + r_0) - (1 - \gamma)\alpha_e - \gamma\alpha_d - \beta P$$

$$\text{subject to} \quad \text{(i)}\ 0 \leqslant \gamma \leqslant 1;$$

$$\text{(ii)}\ \int_0^{\frac{\gamma(1+r)}{\eta}} \eta\tilde{A} f(\tilde{A})\, d\tilde{A} + \gamma(1 + r)\int_{\frac{\gamma(1+r)}{\eta}}^{2} f(\tilde{A})\, d\tilde{A} - \gamma\alpha_d - \beta P = \gamma(1 + r_0)$$

(i)是边界约束,(ii)是债权人的无套利约束。假定 $\frac{\gamma(1+r)}{\eta} < 1$,并将(5)代入约束条件(ii),可以得到简化了的约束条件(ii):

$$r - r_0 = \frac{\gamma^2(1 + r)^3}{6\eta^2} + \alpha_d + \beta\frac{\gamma(1 + r)^2}{2\eta^2} \tag{11}$$

考察这个等式,可以发现有三个理由使得债权人要求的利率要高于无风险利率:补偿破产情况下的低收益;补偿对企业利润水平的监控行为带来的核查成本;补偿破产成本。

企业家的收益最大化问题等价于下面的成本最小化问题。因此企业家的问题可以简化为选择 γ 使得下式成立(代入(5)式):

$$\text{Minimize} \quad \alpha_d\gamma + \alpha_e(1 - \gamma) + \beta\frac{\gamma^2(1 + r)^2}{2\eta^2}$$

$$\text{subject to} \quad \text{(i)}\ 0 \leqslant \gamma \leqslant 1;$$

$$\text{(ii)}\ r - r_0 = \frac{\gamma^2(1 + r)^3}{6\eta^2} + \alpha_d + \beta\frac{\gamma(1 + r)^2}{2\eta^2}$$

此问题的求解过程见附录A。

4. γ^* 的静态分析

考察最优资本结构选择 γ^*,我们可以得到以下命题:

命题1 破产成本越高,负债水平越低;权益融资和债务融资的核查成本相差越远,负债水平越高;更高的生产率导致更高的负债水平;无风险利率越高,负债水平越低。

证明见附录A。

命题1说明了企业的最优负债水平是如何决定的。较高的破产成本使得债务融资变得更加昂贵(吸引力降低),从而降低了最优负债水平。权益融资的

核查成本越低,债务融资在这方面的优势就越小,也就不那么具有吸引力,因此会降低最优负债水平。保持其他因素不变,更高的生产率使同样数量的资本能够转化为更多的产出,降低了由于产出低下而不足以偿还债务的可能性,从而会增加最优负债水平。最后,较低的无风险利率会降低资本成本,但是相对于权益融资成本,债务融资成本的降低幅度更大,因而最优负债水平也会随之增加。

在同质性假设下,所有的企业家会作出相同的决策。因此在宏观层面上,经济体的金融结构可用 $\theta = \frac{1 - \gamma}{\gamma}$ 来度量。根据定义,较高的 θ 值对应股票市场主导的金融结构。直观上,命题 1 告诉我们,一个经济体如果具有较高的破产成本、相对较低的权益融资核查成本、较低的生产率和较高的无风险利率,则该经济体的金融结构倾向于由股票市场主导。

(三) 宏观问题

1. 破产企业的比例

在冲击发生之前,每个企业基于两类冲击之和的分布作出资本结构决策。在作出决策后,对单个企业的冲击和对经济总体的冲击才会实际发生。给定实现了的总体冲击水平 $\tilde{A}_a = A_a$,单个企业发生破产的概率是:

$$P_{A_a} = P\left(\eta\left(A_a + \tilde{A}_{f,i}\right) < \gamma(1 + r)\right) = P\left(\tilde{A}_{f,i} < \frac{\gamma(1 + r)}{\eta} - A_a\right)$$

$$= \frac{\gamma(1 + r)}{\eta} - A_a \tag{12}$$

可以通过代入 γ 和 r 的表达式来计算出 $\frac{\gamma(1 + r)}{\eta}$:

$$\frac{\gamma(1 + r)}{\eta} = \frac{1}{(\alpha_e - \alpha_d)\eta}\left(\sqrt{2(\alpha_e - \alpha_d)^2\eta^2 + \beta^2(1 + r_0 + \alpha_d)^2}\right.$$

$$\left. - \beta(1 + r_0 + \alpha_d)\right) \tag{13}$$

显然 $0 < \frac{\gamma(1 + r)}{\eta} < 2$,整个计算过程中我们假定 $\frac{\gamma(1 + r)}{\eta} < 1$。我们发现如果

$$(\alpha_e - \alpha_d)\eta < 2\beta(1 + r_0 + \alpha_d) \tag{14}$$

$\frac{\gamma(1 + r)}{\eta} < 1$ 就能成立。

因为有无穷多同质企业,因此发生破产的企业占全部企业的比例等于单个企业发生破产的概率。根据宏观冲击的大小,存在以下两种情况:

(1) 当 $\frac{\gamma(1 + r)}{\eta} \leqslant A_a \leqslant 1$ 时出现"好情况"。在该区域内,宏观冲击足够大,

即使单个企业面对最坏的个别性冲击（即 $A_{f,i}=0$）也不会导致破产。由于 A_a 是均匀分布的，所以“好情况”出现的概率是 $1-\frac{\gamma(1+r)}{\eta}$。

（2）当宏观冲击较小即 $0\leqslant A_a\leqslant\frac{\gamma(1+r)}{\eta}$ 时出现“坏情况”。在这种情况下，破产是不可避免的。出现“坏情况”的概率是 $\frac{\gamma(1+r)}{\eta}$，破产企业的比例是 $\frac{\gamma(1+r)}{\eta}-A_a$。宏观冲击越小，企业破产比例就越高；当宏观冲击最小即 $A_a=0$ 时，发生破产的企业的比例达到最高值 $\frac{\gamma(1+r)}{\eta}$。

2. 总产出

在这两种情况下，总产出扣除状态核查成本（和破产成本）后为：

（1）好情况：$Y_G=(A_a+0.5)\eta-(1+r_0)-\alpha_d\gamma-\alpha_e(1-\gamma)$

（2）坏情况：$Y_B=(A_a+0.5)\eta-(1+r_0)-\alpha_d\gamma-\alpha_e(1-\gamma)-\left(\frac{\gamma(1+r)}{\eta}-A_a\right)\beta$

这里的 0.5 来自大数定律（也就是说，在宏观层面，企业受到的个别性冲击接近于其期望值）。

（四）宏观经济低迷

图1中的直线描述了总产出如何随着宏观冲击的变化而变化。转折点 M 点的左侧对应的产出线（Y_B）要比 M 点右侧对应的产出线（Y_G）陡峭（斜率 $\eta+\beta>\eta$）。这说明，不仅仅是不利总体冲击自身会使总产出降低，破产成本也会进一步降低总产出，进而放大了不利冲击的负面影响；而且当不利冲击变大时，由于更多的企业走向破产，放大效应更大；在极端情况下，当 $A_a=0$ 时，放大效应达到最大，其大小对应于这两条斜率不同的直线在纵轴上的截距差，即 $\frac{\gamma(1+r)}{\eta}\beta$。我们称之为“破产所导致的对经济低迷的放大机制”。

值得注意的是，如图所示，$\frac{\gamma(1+r)}{\eta}$ 的变化有双重效果。第一，作为“好情况”和“坏情况”之间的分界点，较大的 $\frac{\gamma(1+r)}{\eta}$ 使分界点右移，意味着出现“坏情况”的概率增加。第二，给定总体冲击处在“坏情况”区间，更高的 $\frac{\gamma(1+r)}{\eta}$ 会提高破产企业比例。综合这两方面的考虑，较大的 $\frac{\gamma(1+r)}{\eta}$ 不仅增加了出现“坏

情况”的概率,而且增加了经济低迷被放大的程度。

$\frac{\gamma(1+r)}{\eta}$由参数 (见公式 (13)) 决定。由此我们可以得到如下关于参数与$\frac{\gamma(1+r)}{\eta}$关系的命题:

命题 2　破产成本越高,分界点越小 ;权益融资和债务融资在状态核查成本方面的差距越大,分界点越大 ;生产率越高,分界点越大 ;更高的无风险利率导致更小的分界点。

证明见附录 A。

比较命题 1 和命题 2 可以发现,当参数改变时,γ 和$\frac{\gamma(1+r)}{\eta}$向同一方向变化。因为 γ 表示一个经济体在多大程度上是属于银行主导型的金融结构,而$\frac{\gamma(1+r)}{\eta}$则衡量了经济低迷被放大的程度以及出现低迷的概率,命题 1 和 2 合在一起告诉我们,一个银行主导型的金融体系出现经济低迷被放大的可能性更大,而且一旦出现低迷,低迷被放大的程度也更甚。这是一个可以被直接检验的假说。

(五) 总产出的波动

本节将用图表说明,参数的变化如何影响总产出的波动。所有的分析都可以用严谨的证明来推导,但简单的图表也能说明问题。

1. 破产成本的变化

图 1 描述了增加破产成本对产出波动的影响存在三个效应 :第一,破产成本增加降低了债务融资的优势。从债务融资向权益融资转换会增加总的状态核查成本,从而在横轴对应的每一个点上都降低总产出。如图所示,虚线在实线的下方。第二,破产成本增加降低了$\frac{\gamma(1+r)}{\eta}$(从 N 移动到 N′),增加了“好情况”出现的概率,从而降低了产出波动。第三,β 的增加意味着单一企业的破产成本增加。因此,出现“坏情况”时的产出线变得陡峭,产出波动增加。综上,当破产成本增加时,由于有正反两个方向的影响,产出方差变动的方向不确定。

2. 与状态核查相关的成本的变动

图 2 描述了当以状态核查成本衡量的权益融资变得相对昂贵时,产出是如何变化的。首先,更为昂贵的权益融资增加了企业对较为低廉的债务融资的依赖度,从而增加了产出水平。在图中这表现为虚线在实线之上。其次,相对昂贵的权益融资将分界点从 N 提升至 N′,从而降低了“好情况”出现的概率。由于虚线和实线相互平行,成本变化后虚线的陡峭部分变长,因而产出的方差将会增加。

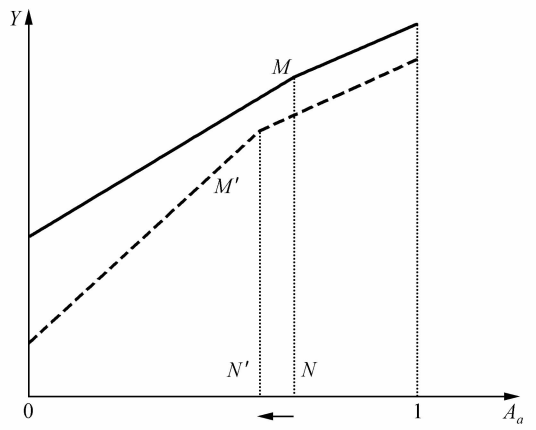


图1 β 的增加对产出波动的影响

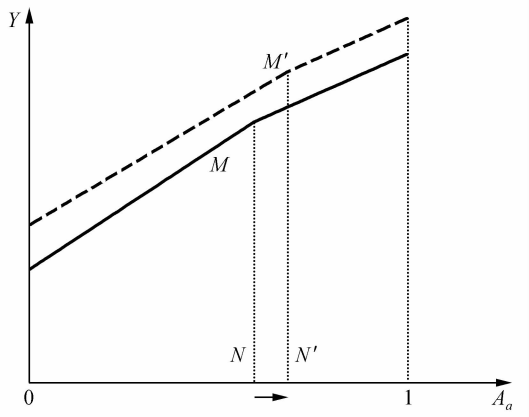


图2 $(\alpha_e - \alpha_d)$ 的增加对产出波动的影响

3. 生产率参数的改变

图3描述了当生产率参数上升时产出是如何变化的。首先,生产率提高使得单个企业的破产概率下降,从而增加了对债务的依赖度,生产水平也会随之增加。其次,生产率提高时,虚线的两部分都变得陡峭,但由于分界点右移,更陡的部分变得更"长",因此,产出的波动性增加。

4. 无风险利率的改变

图4描述了当无风险利率上升时产出是如何变化的。首先,无风险利率升高会减少产出,因此它使得资本结构向着更昂贵的融资方式一端移动。其次,当无风险利率增加时,产出线的两部分都与最初的产出线平行,但由于分界点左移,更为陡峭的部分变短,因此,产出的方差下降。

表1总结了由上述理论模型得出的关于参数变化与金融结构、产出方差及经济低迷之间关系的分析。

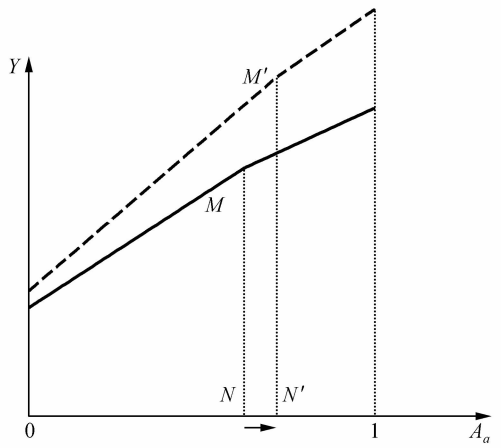


图 3　η 的增加对产出波动的影响

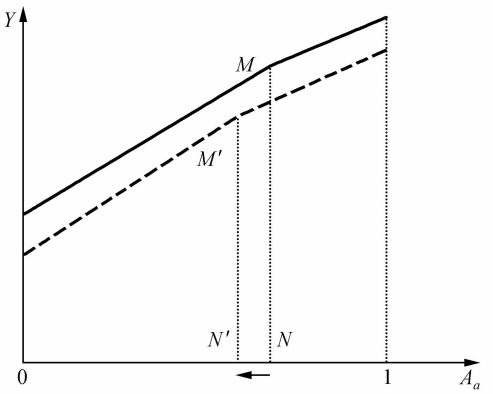


图 4　r_0 的增加对产出波动的影响

表 1　理论模型小结 :参数、金融结构、产出方差与经济低迷的概率以及严重程度之间的关系

参数	金融结构	GDP 波动	经济低迷
$\beta\downarrow$	趋向银行主导	?	可能性增加,程度更深
$(\alpha_e - \alpha_d)\uparrow$	趋向银行主导	↑	可能性增加
$r_0\downarrow$	趋向银行主导	↑	可能性增加
$\eta\uparrow$	趋向银行主导	↑	可能性增加

对于一个经济体,我们很难观察诸如破产成本等深层次经济参数,但是我们容易观察到信贷和股票市场的相对和绝对规模。上文的模型预言 :(1) 在银行主导的金融结构中出现“坏情况”的概率更高 ;当经济低迷发生时,低迷在更大程度上被放大。(2) 银行主导的金融结构中产出的方差更大,虽然低破产成本对于产出方差变动的影响尚不明确。本文剩余部分将检验这两个预测。

三、数据与实证模型

(一) 数据

本文选取了175个国家1960—2002年的数据作为样本。本文的数据有两个来源:一是从世界发展指标(World Development Indicators, WDI, 2003)数据库中选取GDP增长率和回归中使用的各类控制变量,二是从Beck, Demirguc-Kunt and Levine (2000)的研究中选取国内金融变量数据(结束期为1997年)。[4] 详细的变量定义和数据来源参见附录B。

1. 增长率变量

年度人均GDP增长率数据来自WDI数据库。我们用一个简单而直观的方法度量经济的波动率,来作为回归中的因变量 在某一特定区间,年GDP增长率的标准差[5] 用sd_GDPg表示。我们还以GDP增长率数据为基础,构建了年度的经济低迷变量(Downturn)作为另外一个因变量,后文将详细说明。

2. 金融发展与金融结构变量

我们分别用两个指标来衡量国内信贷和股票市场的规模。它们是CredPriv(私人部门在储蓄银行的存款占GDP的比重)和Mcap(股票市场的市值与GDP的比重)。CredPriv是金融中介向私人部门提供的信贷规模,它排除了流向政府、国有企业的信贷以及其他金融机构之间的交叉信贷。另外,该变量不仅包含了储蓄银行发放的贷款,也包含了其他金融中介机构,比如财务公司和人寿保险公司等机构发放的贷款。Mcap衡量股票市场规模占GDP的比重。当然,在衡量金融发展方面有一些其他可供选择的、在实证文献中经常被采用的变量,比如储蓄存款银行资产占储蓄存款银行和中央银行资产总和的比例、发放给非金融私人部门的信贷占国内信贷总量的比例、股票市场交易量、股票市场换手率等,然而,本文第二部分的理论模型并未强调金融系统的效率、流动性和结构(除了债务与权益的比例)。本文的模型主要描述了债权合约与股权合约的绝对和相对规模是如何影响经济波动和经济低迷的,所以根据模型,我们只

---

〔4〕 WDI中也有关于一国内部的金融数据可以选取。但数据的起始年份比Beck, Demirguc-Kunt and Levine (2000)的数据要迟很多,而且除了信贷市场和资本市场规模外,该数据库缺乏其他方面的金融数据。Beck, Demirguc-Kunt and Levine (2000)的数据应用更为广泛,可靠性似乎更高,这也促使我们使用他们的数据。

〔5〕 有很多种方法可以从产出数据中去掉趋势来提取经济波动的部分,比如linear detrending, first difference, moving average, HP filter, 以及新近采用较多的BP filter等。First difference相对简单且较适合于差分稳定的数据。对数化的人均GDP指标被认为是差分稳定的。因此,这里采用人均GDP的对数的一阶差分(大致相当于人均GDP年度增长率)作为去掉趋势的方法。

在回归时使用规模类指标。

为了考虑到尽可能多的金融工具,我们还从 Beck 等 (2000) 的数据中引入另外两个金融发展指标 :PriBonCap (私人债券市场的市值与 GDP 的比率) 和 LongPriDe (长期私人债券发行量与 GDP 的比率)。为了将这些变量合理归类,我们可以回顾三 (二) 部分的模型,该模型实际上是刻画了同债权合约伴随的破产成本如何放大经济低迷的机理。模型所强调的机理并不适用于这两类金融工具,因为这两类金融工具要么是可交易的,要么就是有着较长的成熟期,这些特征都能使发行者更远离破产风险,所以我们将这两个金融工具视为更接近于股权的合约,而不是更接近于债权的合约。Mcap、PriBonCap 和 LongPriDe 三者的和定义为 Capital。

值得注意的是,在金融结构和金融发展之间并不存在一对一的对应关系。即便是在金融结构相似的国家,金融发展的水平也可能会有巨大不同 ;处于相似金融发展阶段的国家,其金融结构可能相去甚远 (Stulz,1999)。比如,日本和美国的金融发展水平相似,然而其金融结构却明显不同 ;墨西哥和荷兰的金融结构类似,但其金融发展水平却不尽相同 (Tadesse,2001)。因此,有必要将金融结构同金融发展区分开来。本文除了使用信贷市场和股票市场规模来衡量一国的金融发展水平外,还计算了 Struc 这一变量,用来测度两种融资方式的相对重要性。Struc 是通过股票市场市值与储蓄银行对私人部门的信贷总量的比值 (Mcap / CredPriv) 计算得到的。Struc 的值越大,股权合约在该国的金融系统中就越重要。如果我们将市场主导的金融结构定义为更依赖于股权合约的金融结构,那么就可以说,具有更大 Struc 值的国家有更为市场化的金融结构。

3. 工具变量

我们引入一系列工具变量,用来控制金融结构和经济增长率的波动同时受第三方因素影响的可能性。“法律与金融”领域的相关文献[6] 能够帮助我们找到解释金融结构而非增长率波动的工具变量。该领域研究的基本观点如下 :一个好的法律环境能保护潜在的投资者,使他们免受经理和企业家的投机性利益侵犯行为。法律越是保护外部投资者,法律的执行效力越是强,企业家从外部筹集资本 (债务融资和权益融资) 的成本就越低。因此,在良好的法律环境下,金融系统的宽度、深度和广度都将获得进一步拓展。尽管“法律与金融”方面的文献更侧重于讨论法律对各国金融发展的影响,但我们仍然可以用它来解释各国金融结构方面的差异。在这里,金融结构再次被定义为股权合约和债权合约的相对重要性。

---

[6] 参见 La Porta,Rafael et al. (1997,1998) 所作的一般意义上的讨论,以及 Modigliani and Perotti (1997) 专门对于证券市场的研究。

首先,一个很自然的假说是,对股东权益保护更为有力的经济体将倾向于拥有更加市场化的金融结构。[7] 第二,法律的执行力如何影响金融结构,取决于哪种融资方式在内部人和外部人之间引发的利益冲突更多。更多的利益冲突使得内部人和外部人之间的争论发生得更频繁,法律的执行力也就显得更为重要。第三,正如理论模型所讨论的那样,权益融资比债务融资昂贵的一个原因在于,股东需要花费更多成本去核查状态。因此,如果一国的信息披露标准较为严格,则权益融资和债务融资的成本差别就会较小,权益融资就会变得相对便宜,该国的金融结构也就更倾向于市场主导。

基于上述三点考虑,我们分别选取 Srights (中小股东权利)、Crights (债权人权利) 和 Law (法治) 作为衡量股东权益保护、债权人权益保护以及法律的执行力的变量,用来解释金融结构的国别差异。我们还引入了 Account (会计标准) 变量来衡量一国信息披露的严格程度,并且认为,更严格的会计标准同更为市场化的金融结构相联系。所有这些数据都能在 La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer, Vishny (1996) 中找到。

要补充的一点是,我们的理论模型表明,金融结构由如下参数决定:权益融资和债务融资的成本差异、破产成本、无风险利率、生产率参数。原则上,这些参数都可以作为金融结构的解释变量,然而,为了能作为工具变量进入回归式,它们还应外生于经济增长的波动。从理论上看,我们并不清楚无风险利率和生产率是否外生于经济增长波动,所以我们不愿选择它们作为工具变量。由于很难获取各个国家的破产成本数据,采用破产成本作为工具变量也不可行。因此,我们仅采用上文所列举的法律变量作为金融结构的工具变量,这些变量都或多或少地与两种融资方式在状态核查成本方面的差异有关系。

4. 控制变量

除了工具变量,我们在回归中还引入了其他一些通常用来解释经济波动的变量。

有两个变量用来控制经济的货币和财政状况对宏观经济波动的影响。Inflation (定义为 GDP 平减指数年度变化平均值) 表示总体物价水平的变动。我们没有使用表征货币政策的直接指标,如 M1、M2 或者 M1 和 M2 增长率的标准差等,这一方面是因为 M1 和 M2 的绝对水平与 CredPriv 显著相关,另一方面是因为用 M1 和 M2 的增长率的标准差解释增长率的波动性存在严重的内生性问题。Gov_consump,即政府最终消费支出占 GDP 的百分比,是用来检验政府规模是否具有稳定经济的效应。

---

[7] La Porta, et al. (1998) 也表明:(1) 美国实际上是对债权人最为不友好的普通法系国家之一;(2) 德国等大陆法系国家更加保护债权人,而非股东。

国家在贸易和金融方面的开放度也会潜在地影响经济活动的波动性。本文用以下两个指标衡量一国经济的开放度。Trade 定义为一国的进出口商品和劳务总额占 GDP 的比例,用来衡量一国通过经常账户与外部联系的紧密程度。PrivCapFlow 指净资本流入(包括债务资本和非债务资本)占 GDP 的百分比,它衡量一国在金融方面与外部世界联系的紧密程度。

此外,由于汇率变化被视为影响 GDP 波动的外部冲击,我们还引入了 e_change (真实有效汇率变动的绝对值) 作为控制变量。

最后,我们引入 OECD 这一哑变量 ("1"表示一国为 OECD 成员国[8]) 来刻画那些与发展阶段有关、能够影响增长波动性但是在回归中没有得到控制的因素,比如产业结构、制度等。

表 2 是全部数据的描述性统计。

表 2　描述性统计

变量	观测个数	均值	标准差	最小值	最大值
Country				1	175
Year				1 960	2 002
GDPg_pc	6 015	1.83	6.70	- 52.10	138.90
Downturn	6 015	- 1.33	3.648	- 52.10	0
CredPriv	5 333	34.69	31.16	0.66	203.16
MCap	1 653	37.07	51.25	0	531.26
PriBonCap①	281	20.89	22.99	0	110.78
LongPriDe②	498	2.54	3.60	0	18.40
Capital③	128	79.68	61.28	6.54	317.46
Stuc④	1 569	0.61	0.64	0.00	6.58
GovConsump	5 591	15.98	7.08	2.58	76.22
Inflation	6 034	17.37	58.21	- 55.82	975.93
Trade	5 713	71.63	43.03	1.53	296.02
PriCapFlow	3 304	3.07	6.32	- 82.87	145.21
e_change	2 021	11.19	40.19	0.00	785.06
OECD	9 065	0.14	0.35	0	1
Srights⑤	49	3.00	1.31	0	5
Crights	47	2.30	1.37	0	4
Law	91	3.45	1.58	0.86	6
Account	41	60.93	13.40	24	83

注 :① 仅有部分国家在 1990—1997 年期间的数据。
② 仅有部分国家在 1990—1997 年期间的数据。
③ 是 Mcap, PriBonCap 和 LongPriDe 三项的和。
④ 是变量 Mcap 与变量 CredPriv 的比。
⑤ 以下四个变量每个国家有一个观测值。

〔8〕 我们所采用的最新 OECD 成员国名单如下 :澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、捷克、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、冰岛、爱尔兰、意大利、日本、韩国、卢森堡、墨西哥、荷兰、新西兰、挪威、波兰、葡萄牙、斯洛伐克、西班牙、瑞典、瑞士、土耳其、英国、美国。

（二）实证模型

为了检验金融发展和金融结构如何影响经济波动和经济低迷，我们使用一系列金融变量和控制变量作为自变量进行了两类回归：一类用以解释人均 GDP 增长率的标准差，另一类用以解释发生经济低迷的可能性和实际发生时的严重程度。

为解释增长率的波动，我们采用了两个模型：

$$(sd\_GDPg\_pc)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i,t} + \beta_2 X_{2,i,t} + \cdots + \beta_n X_{n,i,t} + \alpha_1 Credit_{i,t} + \alpha_2 Equity_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

$$(sd\_GDPg\_pc)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i,t} + \beta_2 X_{2,i,t} + \cdots + \beta_n X_{n,i,t} + \alpha_1 Struc_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

X_1 到 X_n 为上文所列的 n 个控制变量。$Credit_{i,t}$ 和 $Equity_{i,t}$ 是描述信贷市场和股票市场发展水平的指标，$Struc_{i,t}$ 是描述一国金融结构的变量。因变量的下标 i 表示国别，t 表示以标准差（如人均 GDP 增长率和净资本流入）或者平均值（除这两个变量以外的其他变量）的形式进入回归的变量在计算标准差或者平均值时所取的时间段。本文数据的最长时间跨度为 1962 年到 2002 年。我们把数据的时间段加以划分，构建了三个数据集。我们首先计算了有关变量在整个区间内的平均值和标准差，由此获得各国的横截面数据集（一个国家对应一个观测值）。我们还将整个区间划分为两个子区间：1960—1981 年、1982—2002 年，由此得到一个时间维度为 2 的面板数据。我们用同样的方法构建了有三个子时间区间对应的面板数据集：以 1972 年、1988 年、2002 年分别作为三个子区间的截止日期。当然，对每个国家在每个时期 GDP 增长率波动的理想描述需要大量的年度观测数据。在这里我们需要面对一个权衡：如果我们将每个子时期所包括的年份增多，可以增加描述波动性的准确率，但却减少了可用于回归的区间个数，从而降低了回归的有效性。考虑到这个权衡，我们采用了上述三种方法处理数据。同时，我们还可以检验回归结果是否对子区间的划分方式敏感。

我们的理论模型主要描述了金融因素对经济低迷的放大效应。换句话说，我们仅考虑了经济低迷是如何因破产成本而被放大的，而没有去对称地考察经济繁荣如何因金融因素被放大。为了直接检验这个“单边”理论模型，我们考虑以下两个回归式：

$$Downturn_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i,t} + \beta_2 X_{2,i,t} + \cdots + \beta_n X_{n,i,t} + \alpha_1 Credit_{i,t} + \alpha_2 Equity_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

$$Downturn_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i,t} + \beta_2 X_{2,i,t} + \cdots + \beta_n X_{n,i,t} + \alpha_1 Struc_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

被解释变量的定义如下：当 $GDPg\_pc_{i,t} \geqslant 0$ 时，$Downturn_{i,t} = 0$;当 $GDPg\_pc_{i,t} < 0$ 时，$Downturn_{i,t} = GDPg\_pc_{i,t}$。亦即，当增长率为非负时，令因变量的值为 0，而当增长率为负时，因变量的值采用原值。在全部观察值中，大约 19. 90% 的增长率为负数。通过这种方法，我们构造了一个删失的数据集 (censored data set)。我们采用 Tobit 方法来估计。

四、实 证 结 果

这一部分给出了两组回归结果。我们首先检验金融变量如何影响增长率波动。我们运用了三种方法划分时间区间，同时分别用信贷市场和股票市场规模变量，或者是“权益/信贷”作为解释变量。其次，我们考虑了金融发展和金融结构对经济低迷的可能性以及低迷程度的影响。在进行此类回归时，我们没有将数据划分为几个时间段，而是直接对年度面板数据进行回归。与我们对增长率波动所作的回归类似，我们分别用信贷和股票市场发展的相对和绝对规模作为解释变量，检验它们对于经济低迷的解释力。

在以增长率波动为因变量的回归中，我们使用稳健标准差 (robust standard error) 方法来修正国别面板数据回归时可能存在的异方差和自相关。固定或者随机效应的面板数据回归方法通常可以应用于两个或者三个子时间区间的增长率波动的回归分析中。但要注意，只有当区间的个数无穷多时，面板数据的估计值才服从渐近正态分布。而在小样本中，尤其是当组别数高于区间数时，面板回归的估计值具有过分乐观的标准误差，这会导致人们对结果的过度自信。因此，在这两类面板回归中，我们没有采用固定或者随机效应回归方法，而采用“可行广义最小二乘法”(FGLS)，这种方法允许面板数据存在横截面的异方差和时间序列上的自相关 (我们在这里假定样本服从 AR (1) 的自相关)。在以经济低迷指标作为因变量进行回归时，我们用的是 Tobit 估计方法。

(一) 金融与 GDP 增长率波动

表 3、表 5 和表 6 分别是针对不同的子时间区间的金融对增长率波动影响的回归结果。所有的回归都是基于 (15) 和 (16) 式。

表 3 是对横截面数据回归的结果 :其中表 A1 给出了分别引入信贷 (Cred-Priv) 和权益 (Mcap) 指标以及同时引入这两个指标时的回归结果 ;A2 额外加入了信贷规模的平方项 CredPriv (square) 作为解释变量 ;A3 用权益 (Mcap)、私人债券 (PriBonCap) 和长期负债 (LongPriDe) 的总和 Capital 替代股权指标 (Mcap) 进行回归 ;表 B 用了权益-债务相对规模指标 Struc。无论是否加入信贷规模的

平方项 CredPriv (square)，Mcap 在回归中的符号总是显著为负，由此我们可以认为，股票市场的规模越大，GDP 增长率的波动性越小。

表 3 金融与 GDP 增长率的波动：横截面回归结果

A1 以金融发展作为解释变量：无信贷平方项

	(1)	(2)	(3)	(4)
CredPriv	-0.003 (0.017)	0.007 (0.024)	0.030 (0.025)	0.040* (0.027)
Mcap	-0.014* (0.011)	-0.034** (0.015)	-0.031** (0.015)	-0.028** (0.014)
GovConsump	0.080* (0.060)	0.220** (0.095)	0.183** (0.108)	-0.029 (0.129)
Trade	0.014*** (0.006)	-0.016 (0.014)	-0.008 (0.015)	0.024 (0.020)
OECD	-2.210*** (0.600)	-1.675** (0.778)	-1.501** (0.695)	-1.207* (0.780)
sd_PrivCapFlow		0.808*** (0.248)	0.559** (0.272)	0.066 (0.276)
Inflation			0.024*** (0.008)	0.035*** (0.011)
e_change				0.019* (0.013)
常数项	3.578*** (0.852)	1.198 (1.126)	0.546 (1.046)	1.834 (1.426)
观测数量	108	72	72	37

A2 以金融发展作为解释变量：引入信贷平方项

	(1)	(2)	(3)	(4)
CredPriv	-0.044 (0.039)	-0.135*** (0.049)	-0.081** (0.044)	-0.064 (0.073)
CredPriv (square)	0.0003* (0.0002)	0.0019*** (0.001)	0.0014*** (.0006)	0.0012* (.0008)
Mcap	-0.015* (0.011)	-0.040*** (0.013)	-0.036** (0.015)	-0.036*** (0.011)
GovConsump	0.109** (0.064)	0.222** (0.098)	0.191** (0.110)	-0.003 (0.123)
Trade	0.013** (0.006)	-0.013 (0.013)	-0.008 (0.014)	0.023 (0.019)
OECD	-2.000*** (0.681)	-1.377** (0.758)	-1.312** (0.702)	-1.258* (0.788)
sd_PrivCapFlow		0.780*** (0.223)	0.588** (0.259)	0.209 (0.288)
Inflation			0.020*** (0.008)	0.028*** (0.009)
e_change				0.015 (0.017)
常数项	4.037*** (0.943)	2.986** (1.337)	2.015** (1.151)	3.015* (2.020)
观测数量	108	72	72	37

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平下显著；括号内为标准差；因变量为 sd_GDPg。

A3 用广义的权益指标 (Capital) 代替股权指标 (Mcap)

	(1)	(2)
CredPriv	0.005 (0.009)	0.016 (0.038)
CredPriv (square)		-0.000 (0.000)
Capital	-0.008* (0.005)	-0.008** (0.005)
GovConsump	0.129*** (0.034)	0.146*** (0.054)
Trade	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)
OECD	-1.421** (0.712)	-1.428*** (0.707)
常数项	6.356*** (0.813)	6.266*** (0.870)
观测数量	26	26

B　以金融结构作为解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
Struc	- 0.505 (0.400)	- 1.023 ** (0.445)	- 0.816 ** (0.456)	- 1.309 * (0.928)
GovConsump	0.101 * (0.065)	0.238 ** (0.101)	0.199 ** (0.113)	0.008 (0.121)
Trade	0.009 ** (0.005)	- 0.017 (0.015)	- 0.011 (0.017)	0.020 (0.021)
OECD	- 2.692 *** (0.453)	- 1.690 ** (0.725)	- 1.306 ** (0.600)	- 0.928 * (0.640)
sd_PrivCapFlow		0.781 *** (0.275)	0.603 ** (0.329)	0.171 (0.290)
Inflation			0.022 ** (0.008)	0.032 *** (0.010)
e_change				0.025 ** (0.013)
常数项	3.592 *** (0.788)	1.385 * (0.855)	1.229 * (0.850)	2.565 ** (1.393)
观测数量	108	72	72	37

注 :* 、* * 、* * * 分别表示在 10% 、5% 、1% 的置信水平下显著 括号内为标准差 因变量为 sd_GDPg。

正如表 3 的 A1 所揭示的,CredPriv 本身不能显著影响增长率波动 然而,信贷变量表面上的非显著性很可能是缘于非线性关系。这个猜想在表 A2 中得到了证实,A2 中引入了 CredPriv (square)。更大规模的信贷市场有助于降低波动,但这仅限于某个特定程度,信贷市场过于庞大就会增加经济波动。[9]

A3 用 Capital 替代 Mcap,重新作了 A1 和 A2 中的第一个回归,目的是用来检验广义上的权益融资是否和狭义上的权益融资扮演相似的角色。尽管 CredPriv 的非线性影响在这里消失了,我们仍然发现 Capital 能够显著降低增长率的波动性。表 3. A3 从某种意义上证实了我们将私人债券和长期负债视为准权益融资的做法是合理的,因为这类金融工具的发行人很少会支付破产成本。

在表 B 的四个回归中,Struc 变量在三个回归中都很显著,这表明市场化的金融体系有利于降低 GDP 增长率的波动。可见,不仅股票市场和信贷市场的绝对规模对 GDP 增长率的波动有影响,其相对值也对增长率的波动有影响。

通过加入控制变量的其他不同组合,表 3 的一系列结果说明了其他经济因素如何影响产出增长率波动。首先,政府消费占 GDP 的百分比越高,GDP 增长率的波动就越大,说明政府消费并不是一个稳定因素,这可能是因为相机抉择的政府消费有较长期的时滞,对经济运行产生不稳定效应。其次,Trade 的系数在表 A1、A2 和 B 的 (1) 类回归中都是正的。这表明,尽管 (理论上) 一个更开放的经济体有更多的机会将国内的冲击“出口”到国外,但同时也受到更多的外部冲击,两个效应中后者占优,因而经济更开放的净影响是增加了经济的波动。

[9] 本文第二部分所提出的破产成本对波动影响的不确定性暗含了对这种非线性关系的一个解释。如果在相对高的破产成本范围内,“陡峭效应”占优于“好情况效应”,而在相对低的破产成本范围内反之,则在高破产成本范围内,破产成本的降低能减少产出的波动率,而在相对低的破产成本范围内,破产成本的降低会增加产出的波动率。由此,我们可以观察到,更多的信贷对产出波动的降低效应仅在某特定范围和程度内发生。

值得注意的是，如表 A1、A2 和 B 的 (2)、(3)、(4) 类回归结果所示，在引入更多的控制变量后，Trade 的影响变得不显著。然而，控制变量的组合不同，对应的样本量也不同，因此 A1、A2 中的 (1) 类和 (2)、(3)、(4) 类回归不具有可比性。OECD 哑变量在表 3 的所有回归中都是负的，这在直觉上很容易理解：一般来说，OECD 国家作为成熟经济体，其经济波动比非 OECD 国家要小。此外，不稳定的私人资本流入往往伴随着更剧烈的经济波动。高通胀率的国家经济波动更剧烈，一个可能的原因是高通胀率的国家通常采用相机抉择的货币政策，这通常被货币主义者认为是造成经济波动的因素。最后，汇率变动绝对值的年平均值在表 A1、A2 和 B 的 (4) 类回归的三个结果中有两个系数显著为正，说明汇率变动使经济变得更不稳定。

鉴于金融结构和增长波动可能共同受到第三方变量影响，表 4 选择了一些法律方面的工具变量“提取”金融结构变量中的外生于经济波动的成分，来检验这些外生部分是否仍然能够对波动产生影响。表 4A 将 Struc 变量作为因变量，考察法律和其他变量在多大程度上可以解释一个国家是市场主导还是银行主导的金融结构。在所有四个回归中，Srights (衡量法律法规在多大程度上保护中小股东) 的系数显著为正，与我们的预期相符。Account 的系数也是正的，这个变量包含了会计准则和会计实践的相关信息。对该结果的一种解释是，市场主导的金融结构比银行主导的金融结构需要更多和更准确的信息披露才能保持良性运转。Law 和 Crights 变量在回归中的符号不显著，很可能是因为 Srights 和 Account 这两个变量已经包含了 Law 和 Crights 中所包含的信息。由于 Srights 和 Account 作为 Struc 的工具变量时数据获取有限，表 4B 中的回归仅包含 39 个观测值。为比较起见，我们用这 39 个观测值进行了两组回归：一组包含了上述的 IV 变量，另一组没有包括，回归结果反映在表 4B 中。含有 IV 变量的回归中，Struc 变量的符号符合预期而且是显著的，但排除 IV 变量时 Struc 的回归结果不显著。因此可以说，正是 Struc 的外生部分解释了经济的波动。从这个意义上说，法律方面的工具变量改进了回归。

表 4　金融结构与 GDP 增长率的波动：引入工具变量后的横截面回归结果

A　金融结构的法律决定因素

	(1)	(2)	(3)	(4)
Srights	0.126*** (0.046)	0.145*** (0.046)	0.116*** (0.047)	0.113** (0.051)
Account	0.012*** (0.004)		0.016*** (0.005)	0.015*** (0.005)
Law		0.023 (0.033)	-0.049 (0.038)	-0.048 (0.039)
Crights				0.031 (0.039)
常数项	-0.380* (0.228)	0.218 (0.180)	-0.337* (0.223)	-0.387* (0.245)
观测数量	40	48	40	39

B　有无工具变量的回归结果比较

	引入工具变量	不引入工具变量
Struc	-0.362* (0.272)	0.048 (0.321)
GovConsump	-0.081*** (0.028)	-0.081*** (0.029)
Trade	-0.000 (0.003)	-0.002 (0.003)
OECD	-1.231*** (0.383)	-1.199*** (0.397)
常数项	5.458*** (0.601)	5.219*** (0.656)
观测数量	39	39

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平下显著;括号内为标准差;A 部分回归的因变量为 Struc,B 部分回归的因变量为 sd_GDPg;B 部分所用的变量为 Sright 和 Account。

表 5 给出了两时期面板数据的回归结果,表 6 给出了三时期面板数据的回归结果。在所有这些回归中,样本量都相应增加。就系数的符号和显著性而言,这两组面板回归的结果与横截面回归的结果相似(除了几个微小的差异)。比如,权益融资有助于降低增长率的波动,而债务融资是仅仅在某种程度上这样。[10] 再如,市场主导的金融体系在降低增长波动方面做得更好。面板回归结果与横截面回归结果的一致性,进一步支持了本文对金融与经济波动关系的实证结论。

表 5　金融与 GDP 增长率波动:两时期面板数据回归结果

A1　以金融发展作为解释变量:无信贷平方项

	(1)	(2)	(3)	(4)
CredPriv	-0.011 (0.010)	-0.022 (0.018)	0.005 (0.017)	-0.011 (0.019)
Mcap	-0.011* (0.008)	-0.014 (0.012)	-0.020** (0.012)	-0.006 (0.012)
GovConsump	0.023 (0.035)	0.078* (0.055)	0.044 (0.051)	0.012 (0.099)
Trade	0.017*** (0.005)	0.003 (0.011)	0.012 (0.011)	0.026** (0.015)
OECD	-1.534*** (0.416)	-0.848** (0.481)	-0.652** (0.370)	-0.554 (0.649)
sd_PrivCapFlow		0.725*** (0.222)	0.444** (0.214)	0.056 (0.252)
Inflation			0.028*** (0.006)	0.029*** (0.010)
e_change				0.008 (0.013)
常数项	3.797*** (0.597)	2.258 (0.815)	1.331* (0.816)	2.068* (1.565)
观测数量	149	90	90	45

A2　以金融发展作为解释变量:引入信贷平方项

	(1)	(2)	(3)	(4)
CredPriv	-0.043** (0.024)	-0.094*** (0.039)	-0.081** (0.044)	-0.064 (0.073)
CredPriv(square)	0.0002** (0.0001)	0.0008** (0.0003)	0.0014*** (0.0006)	0.0012* (0.0008)
Mcap	-0.013* (0.008)	-0.026** (0.013)	-0.036** (0.015)	-0.036*** (0.011)
GovConsump	0.042 (0.036)	0.104** (0.057)	0.191** (0.110)	-0.003 (0.123)
Trade	0.017*** (0.005)	0.002 (0.010)	-0.008 (0.014)	0.023 (0.019)

[10]　用 Capital 变量替换 Mcap 变量后,面板回归保持了横截面回归的结果。

（续表）

	(1)	(2)	(3)	(4)
OECD	-1.363*** (0.468)	-0.643* (0.451)	-1.312** (0.702)	-1.258* (0.788)
sd_PrivCapFlow		0.691*** (0.217)	0.588** (0.259)	0.209 (0.288)
Inflation			0.020*** (0.008)	0.028*** (0.009)
e_change				0.015 (0.017)
常数项	4.169*** (0.666)	3.240*** (1.027)	2.015** (1.151)	3.015* (2.020)
观测数量	149	90	90	45

B 以金融结构作为解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
Struc	-0.529* (0.375)	-0.513* (0.364)	-0.698** (0.339)	-1.165* (0.778)
GovConsump	0.030 (0.036)	0.088* (0.058)	0.048 (0.051)	-0.001 (0.098)
Trade	0.012*** (0.005)	0.001 (0.012)	0.012 (0.013)	0.029** (0.015)
OECD	-2.160*** (0.343)	-0.921** (0.510)	-0.616** (0.346)	-0.452 (0.606)
sd_PrivCapFlow		0.659*** (0.232)	0.407* (0.252)	-0.024 (0.243)
Inflation			0.030*** (0.006)	0.036*** (0.010)
e_change				0.021** (0.010)
常数项	3.761*** (0.588)	1.884*** (0.666)	1.499*** (0.614)	1.970* (1.387)
观测数量	149	90	90	45

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平下显著，括号内为标准差，因变量为sd_GDPg。

表6 金融与GDP增长率波动：三时期面板数据回归结果

A1 以金融发展作为解释变量：无信贷平方项

	(1)	(2)	(3)	(4)
CredPriv	-0.012 (0.010)	-0.022* (0.017)	0.008 (0.014)	-0.002 (0.014)
Mcap	-0.009* (0.007)	-0.015* (0.010)	-0.020** (0.010)	-0.015* (0.009)
GovConsump	0.026 (0.037)	0.099** (0.053)	0.061 (0.048)	0.068 (0.077)
Trade	0.017*** (0.005)	0.002 (0.011)	0.010 (0.012)	0.022** (0.011)
OECD	-1.342*** (0.406)	-0.478 (0.555)	-0.305 (0.360)	-0.273 (0.559)
sd_PrivCapFlow		0.828*** (0.208)	0.506** (0.222)	0.254 (0.224)
Inflation			0.033*** (0.006)	0.034*** (0.008)
e_change				0.047*** (0.013)
常数项	3.573*** (0.614)	1.578** (0.778)	0.654 (0.714)	-0.220* (1.034)
观测数量	190	107	107	49

A2 以金融发展作为解释变量：引入信贷平方项

	(1)	(2)	(3)	(4)
CredPriv	-0.048** (0.023)	-0.084*** (0.034)	-0.022 (0.030)	-0.002 (0.040)
CredPriv (square)	0.0002** (0.0001)	0.0007*** (0.0003)	0.0003* (0.0002)	0.0000 (0.0003)
Mcap	-0.011* (0.007)	-0.026** (0.011)	-0.024** (0.011)	-0.015* (0.011)
GovConsump	0.047 (0.039)	0.125*** (0.052)	0.075* (0.046)	-0.067 (0.074)
Trade	0.017*** (0.005)	0.000 (0.010)	-0.008 (0.011)	0.022** (0.010)
OECD	-1.156*** (0.453)	-0.327 (0.520)	-0.249 (0.355)	-0.273 (0.560)
sd_PrivCapFlow		0.812*** (0.208)	0.519*** (0.222)	0.254 (0.243)
Inflation			0.031*** (0.006)	0.034*** (0.007)
e_change				0.047*** (0.014)
常数项	4.005*** (0.684)	2.523*** (0.993)	1.132 (0.952)	0.221 (1.734)
观测数量	190	107	107	49

B　以金融结构作为解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
Struc	- 0.547 * (0.378)	- 0.588 * (0.430)	- 0.682 ** (0.387)	- 1.413 ** (0.803)
GovConsump	0.032 (0.037)	0.113 ** (0.056)	0.066 * (0.048)	0.059 (0.078)
Trade	0.012 *** (0.005)	- 0.00 (0.013)	0.009 (0.013)	0.025 ** (0.012)
OECD	- 2.000 *** (0.352)	- 0.465 (0.588)	- 0.254 (0.339)	- 0.169 (0.536)
sd_PrivCapFlow		0.743 *** (0.227)	0.476 ** (0.253)	0.153 (0.212)
Inflation			0.035 *** (0.006)	0.038 *** (0.008)
e_change				0.048 *** (0.013)
Const.	3.509 *** (0.604)	1.196 ** (0.642)	0.909 ** (0.550)	0.286 * (0.921)
#Obs.	190	107	107	49

注 :* 、* * 、* * * 分别表示在 10%、5%、1% 的置信水平下显著 括号内为标准差 因变量为 sd_GDPg。

(二) 金融与经济衰退

用 0 赋值于非负的经济增长率,而保持负的增长率的原值不变,我们由此构建了一个删失的面板数据集。用金融发展和金融结构对 Downturn 这一因变量的回归基于模型 (17) 和 (18)。表 7A 给出了按照 (17) 式回归的结果。正如 A1 所揭示的,CredPriv 在回归中显著为负,无论控制变量怎样组合,Mcap 都具有正号。这些结果说明,对私人部门的信贷量占 GDP 的比重越大,增长率为负的可能性就越大,发生经济低迷时的严重性也越甚 (对股市市值占 GDP 的比重指标结论恰好相反)。[11] A2 在回归中增加了一个信贷平方项。我们发现,信贷平方项并不总是显著的,并且 CredPriv 和 Mcap 同在信贷平方项未引入时相比,符号保持了先前结论,但 CredPriv 的显著性略微有所降低。

表 7　金融与经济低迷 删失面板数据回归

A1　以金融发展作为解释变量 :无信贷平方项

	(1)	(2)	(3)	(4)
CredPriv	- 0.016 ** (0.008)	- 0.060 *** (0.017)	- 0.065 *** (0.017)	- 0.066 *** (0.022)
Mcap	0.016 ** (0.008)	0.069 *** (0.021)	0.067 *** (0.021)	0.072 *** (0.027)
mv5_GDPg	0.891 *** (0.085)	0.853 *** (0.105)	0.792 *** (0.104)	0.802 *** (0.146)
GovConsump	- 0.047 * (0.035)	- 0.170 *** (0.067)	- 0.196 *** (0.067)	- 0.159 * (0.119)
Trade	0.003 (0.006)	0.009 (0.011)	0.010 (0.011)	0.010 (0.020)
OECD	1.852 *** (0.474)	- 0.878 (0.979)	- 0.757 (0.967)	3.785 * (2.025)
PrivCapFlow		- 0.155 * (0.102)	- 0.148 * (0.101)	- 0.096 (0.139)
Inflation			- 0.012 *** (0.004)	- 0.009 ** (0.005)
e_change				- 0.021 * (0.013)
Const.	2.491 *** (0.666)	5.704 *** (1.103)	6.513 *** (1.151)	5.321 *** (1.965)
χ^2 test	141.64 ***	87.51 ***	94.10 ***	56.06 ***

[11] Tobit 模型的估计参数有两方面含义 :一是自变量变动对因变量取非零值的概率的影响,二是自变量变动对因变量取非零值的大小的影响。这两方面的影响自动地具有相同的符号和方向 (参见 Verbeek, 第七章)。

（续表）

	(1)	(2)	(3)	(4)
Log-likelihood	-975.50	-554.46	-550.60	272.40
国家数	88	56	56	30
观测数	1 064	520	520	224
非删失数据量	239	137	137	73

A2 **以金融发展作为解释变量 引入信贷平方项**

	(1)	(2)	(3)	(4)
CredPriv	-0.028* (0.019)	-0.040 (0.035)	-0.055* (0.035)	-0.085* (0.067)
CredPriv_squa	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.001)
Mcap	0.016** (0.008)	0.071*** (0.021)	0.068*** (0.021)	0.067** (0.032)
mv5_GDPg	0.896*** (0.085)	0.854*** (0.105)	0.793*** (0.104)	0.799*** (0.147)
GovConsump	-0.039 (0.037)	-0.177*** (0.068)	-0.199*** (0.068)	-0.158* (0.119)
Trade	0.002 (0.006)	0.009 (0.011)	0.010 (0.011)	0.009 (0.020)
OECD	1.874*** (0.474)	-0.848 (0.980)	-0.743 (0.968)	3.808** (2.026)
PrivCapFlow		-0.156* (0.102)	-0.149* (0.101)	-0.098 (0.139)
Inflation			-0.012*** (0.004)	-0.009** (0.005)
e_change				-0.021* (0.013)
Const.	2.632*** (0.704)	5.392*** (1.191)	6.347*** (1.253)	5.683*** (2.332)
χ^2 test	142.94***	87.64***	94.06***	56.21***
Log-likelihood	-975.36	-554.25	-550.55	-272.36
国家数	88	56	56	30
观测数	1 064	520	520	224
非删失数据量	239	137	137	73

B **以金融结构作为解释变量**

	(1)	(2)	(3)	(4)
Struc	1.422*** (0.474)	3.222*** (0.894)	3.072*** (0.882)	3.543*** (1.323)
mv5_GDPg	0.869*** (0.084)	0.815*** (0.104)	0.762*** (0.105)	0.763*** (0.147)
GovConsump	-0.060** (0.035)	-0.177*** (0.067)	-0.200*** (0.067)	-0.183* (0.118)
Trade	0.001 (0.006)	0.004 (0.011)	0.005 (0.011)	0.006 (0.019)
OECD	1.573*** (0.429)	-0.569 (0.978)	-0.424 (0.970)	4.267*** (2.050)
PrivCapFlow		-0.213** (0.100)	-0.212** (0.099)	-0.172 (0.140)
Inflation			-0.010*** (0.004)	-0.006 (0.005)
e_change				-0.018* (0.013)
Const.	1.824*** (0.647)	3.945*** (1.016)	4.556*** (1.058)	3.304*** (1.941)
χ^2 test	145.00***	84.34***	88.98***	52.12***
Log-likelihood	-973.55	-555.27	-552.81	274.27
国家数	88	56	56	30
观测数	1 064	520	520	224
非删失数据量	239	137	137	73

注：*、**、*** **分别表示在** 10%、5%、1% **的置信水平下显著 括号内为标准差 因变量为** Downturn。

将表 7A **中的对增长率波动的结果与表** 3A、5A、6A **中的相应结果进行比**

较,可以发现,股票市场的发展对经济波动和对经济低迷都具有减轻效应。但是,信贷市场的发展对经济波动和经济低迷的影响是不同的。信贷规模对增长率波动的非线性影响并没有出现在对经济低迷所进行的回归中 ;相反,我们发现信贷规模对经济低迷有线性放大效应。这个结果在相当大程度上与第二部分中的理论模型结论相一致。

表 7A 中控制变量对经济低迷发生的概率和严重性的影响与表 3A、5A、6A 中控制变量对增长率波动的影响方向大致相同。更大规模的政府消费会加大负增长的可能性和严重程度。由 Trade 所衡量的开放度并不能显著影响经济低迷出现的可能性和严重程度。平均来看,OECD 国家更少发生经济低迷。此外,私人资本的净流入会增加经济低迷发生的可能性和严重程度。最后,通胀率越高,汇率的波动幅度越大,经济低迷出现的可能性和严重性就越高。

表 7B 给出了基于 (18) 式的回归结果。由于 CredPriv 和 Mcap 同时引入回归时的符号分别是一负一正,很显然,用 Struc (Mcap/CredPriv) 对经济低迷作回归时系数是显著为正的 (如表 7B 所示) 。这说明更多的权益融资会降低经济衰退发生的可能性和严重性。其他控制变量具有类似于表 7A 中的效应和解释。

在表 7 的所有回归中,我们都加入了 mv5_GDPg 这一控制变量,它是过去 5 年人均 GDP 增长率的移动平均值。之所以引入这个控制变量,是因为高增长的国家发生低迷的可能性更小——高增长的国家只有在增长率的负向变化更大、负面冲击更猛烈时才会发生衰退。我们发现这一控制变量的系数显著为正,这是一个不足为奇的结果。

五、结　　论

本文基本内容可以归结如下。理论上讲,单个企业的最优资本结构决策和作为单个企业决策加总结果的一国宏观金融结构,是内生于这个国家的基本经济特征的,这些基本经济特征包括破产成本、状态核查成本、无风险利率以及生产率等。因此,各国宏观金融结构上的差异实际上反映出各国在这些基本经济特征上的差异。由于"破产引致的经济低迷放大机制"只与债务融资相联系,因此银行主导的金融结构往往会导致 GDP 增长的更大波动、经济低迷的更高概率和经济低迷的更大程度。实证结果有力地支持了本文的理论模型 :(1) 更大的股票市场规模有利于减少 GDP 增长率的波动 ;而信贷规模并不显著地线性影响增长率波动,信贷规模和增长率波动之间存在着某种非线性关系 :只是信贷在一定规模以下的时候,信贷规模增大才会降低增长率的波动。(2) 更大的信贷规模会增加经济低迷发生的可能性和严重性 (股票市场规模则恰好相反) ;在

解释经济低迷时,信贷规模的非线性影响消失了。(3) 银行主导的金融结构往往具有更不稳定的经济增长率,经济低迷发生的可能性和低迷的严重性也更高。

与现有的关于金融与经济波动关系的理论文献相比,我们的模型描述了一个特别的金融影响经济波动的机制。诚然,理论与实证结果相一致部分地支持了我们的模型,但是实证模型设置和数据方面的限制导致了我们很难把"破产引致的经济低迷放大机制"与本文引言部分提及的其他金融影响经济波动的机制区分开来。这一缺陷在因变量为"经济增长率的标准差"时尤其明显。然而,因变量为"经济低迷"的回归却是对理论模型的一个更为近似和直接的检验。因此实证结果仍然在一定程度上支持了理论模型中所阐述的作用机制。

此前的许多实证研究指出,信贷市场发展对宏观经济波动有减缓效应,然而,这些研究并没有考虑股票市场发展的影响。在本文中,当我们把股票市场规模指标引入到对增长波动的回归后,信贷规模指标的影响变得不再显著了。这说明股票市场在降低经济波动方面发挥着重要作用。两个指标间的高度相关性能将先前的研究和我们的研究一致性地联系起来。然而,我们的研究表明,股票市场的发展具有更显著的影响。更为明显的是,在因变量为 Downturn 时,我们发现,信贷市场规模实际上加大了经济低迷发生的可能性和严重性,这与先前的研究结果相反;而更大规模的股票市场在降低经济低迷发生的可能性和严重性方面发挥着重要作用。

本文的研究结论告诉我们,为稳定经济,减少经济低迷的出现概率和缓解经济低迷的严重程度,应采取相应的政策措施来促进股票市场的绝对和相对规模增长。Levine (2002) 指出,金融结构并不能解释经济的长期增长,在应当促进形成何种金融结构的问题上,他采取了中立立场。其他的学者 (Allen and Gale, 1999; Christensen and Drejre, 1998) 指出,哪种金融结构更有利于经济增长依赖于增长的源泉和类型,比如,对于发展中国家,银行主导的金融结构应该是首选。我们的研究则表明,在降低宏观经济波动和抵御经济低迷方面,金融结构并非起中性作用。我们的结论是:为保持经济稳定,市场主导的金融结构应该是值得推崇的。同 Allen and Gale (1999) 以及 Christensen and Drejre (1998) 的研究结论相联系,本文所得出的这一结论,无疑使发展中国家的政策当局在选择合适的金融结构政策时陷于两难境地。

将金融结构简单地区分为是银行主导还是市场主导并不是那么容易,有时会出现混淆,甚至是出现误导,因为银行或市场主导的金融结构存在多维度含义,可以有多角度的理解。一个维度是关系融资与保持距离融资,这个含义强调了两种融资方式在匿名性以及竞争性等方面的差别。一个拥有竞争性 (尽管

庞大) 银行系统的经济体更接近于保持距离型金融体系而非关系型金融体系(Rajan and Zingales, 2003),因此将这种经济体划归为银行主导型的金融结构是非常肤浅的做法。另一个维度是全能银行与分业金融服务。如今,许多国家放松了将投资与信贷分业监管的传统,一个典型的全能银行体系中的银行可以持有规模可观的股权。纵观全文,我们一直采用的是"银行主导的金融结构"或者"市场主导的金融结构"这两个术语,但是应该强调的是,我们是用信贷市场与股票市场相对规模的差别来区分不同国家的金融体系。根据这个定义,很可能银行主导与市场主导的金融结构同基于信贷与基于股票市场的金融结构的含义并不一致。比如,在一个全能银行体系中,银行持有很多股权。本文提供了又一个理解银行或市场主导金融结构的维度。在本文中,宏观层面上银行主导与市场主导的区别,被定义为微观层面上债权合约与股权合约在经济本质上的差别 :具体包括核查状态的必要性以及合约同破产成本联系的紧密程度。当我们说一个国家具有银行主导的金融结构时,我们的意思是指,信贷市场的规模大于股票市场,这种金融结构的特征往往是更低的状态核查成本和更高的破产成本。在考察金融结构对于经济波动的影响时,我们的理论和实证研究都遵循这一界定。我们相信,金融结构这一概念在这种维度上的定义,对于解释宏观经济波动尤其重要。

附录 A　模型和命题的证明

最优资本结构问题求解

最优化问题:

$$\text{Minimize}\quad \alpha_d\gamma+\alpha_e(1-\gamma)+\beta\frac{\gamma^2(1+r)^2}{2\eta^2}$$

$$\text{subject to}\quad \text{(i)}\ 0\leqslant\gamma\leqslant 1;$$

$$\text{(ii)}\ r-r_0=\frac{\gamma^2(1+r)^3}{6\eta^2}+\alpha_d+\beta\frac{\gamma(1+r)^2}{2\eta^2}$$

拉格朗日方程:

$$L(\gamma,r,m)=\alpha_d\gamma+\alpha_e(1-\gamma)+\beta\frac{\gamma^2(1+r)^2}{2\eta^2}+m\Big[r-r_0-\frac{\gamma^2(1+r)^3}{6\eta^2}-\alpha_d-\beta\frac{\gamma(1+r)^2}{2\eta^2}\Big]-k_1\gamma-k_2(1-\gamma)$$

$$k_1\gamma=0,\quad k_1\geqslant 0,\quad \gamma\geqslant 0$$

$$k_2(1-\gamma)=0,\quad k_2\geqslant 0,\quad 1-\gamma\geqslant 0$$

一阶条件:

$$-(\alpha_e-\alpha_d)+\beta\frac{(1+r)^2\gamma}{\eta^2}-m\beta\frac{(1+r)^2}{2\eta^2}-m\gamma\frac{(1+r)^3}{3\eta^2}-k_1+k_2=0$$

$$\beta\frac{\gamma^2(1+r)}{\eta^2}+m-m\beta\frac{\gamma(1+r)}{\eta^2}-m\gamma^2\frac{(1+r)^2}{2\eta^2}=0$$

$$r-r_0=\frac{\gamma^2(1+r)^3}{6\eta^2}+\alpha_d+\beta\frac{\gamma(1+r)^2}{2\eta^2}$$

若 $k_1>0$，则要求 $\gamma=0$ 由此，$k_2=0$。那么，从简化的一阶条件可得：

$$k_1=(\alpha_d-\alpha_e)-m\beta\frac{(1+r)^2}{2\eta^2}<0$$

这显然是矛盾的，故有 $k_1=0$。

当 $k_1=0$ 时，若 $k_2>0$，则要求 $\gamma=1$。由简化的一阶条件，我们可求得 (k_2,m,γ)。由此，可得到一个角点解 $\gamma^*=1$。

当 $k_1=0$ 且 $k_2=0$，我们求上述问题的内点解。

将 $k_1=0$ 和 $k_2=0$ 代入一阶条件，我们就可以从方程组中求得 γ 和 r。求解得

$$\gamma_{1,2}=\frac{2[\pm((\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2-\beta^2(1+r_0+\alpha_d)^2)\sqrt{2(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2+\beta^2(1+r_0+\alpha_d)^2}+\beta^3(1+r_0+\alpha_d)^3]}{3(\alpha_e-\alpha_d)^3\eta^2(1+r_0+\alpha_d)^2}$$

$$-3\beta^2(1-r_0-\alpha_d)(1+\gamma_0+\alpha_d)^2-2(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2(1+3r_0+3\alpha_d) \tag{19}$$

$$r_{1,2}=\frac{\pm3\beta(1+r_0+\alpha_d)^2\sqrt{2(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2+\beta^2(1+r_0+\alpha_d)^2}}{6\beta^2(1+r_0+\alpha_d)^2-4(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2} \tag{20}$$

下一步，我们尝试解出 γ_1*r_1 以及 γ_2*r_2：

$$\gamma_1*r_1=\frac{2(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^4[6\beta^2r_0(1+r_0+\alpha_d)^2+(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2(1+3r_0+3\alpha_d)^2]}{3\eta^2(1+r_0+\alpha_d)}$$

由于 $\alpha_e>\alpha_d$，故 γ_1*r_1 为正。然而，

$$\gamma_2*r_2=-\frac{3\beta(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2(1+r_0+\alpha_d)^2+2\beta^3(1+r_0+\alpha_d)^3+[(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2(1+3r_0+3\alpha_d)+2\beta^2(1+r_0+\alpha_d)^2]\sqrt{2(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2+\beta^2(1+r_0+\alpha_d)^2}}{3(\alpha_e-\alpha_d)^3\eta^2(1+r_0+\alpha_d)}$$

当 $\alpha_e>\alpha_d$ 时，γ_2*r_2 是负值，这说明 γ_2 和 r_2 符号相反，而这在我们的理论中是不可能的。由此，资本结构最优化问题的唯一解为 $(\gamma^*,r^*)=(\gamma_1,r_1)$，在(19)式和(20)式中都取“+”号。

由一阶条件我们可以得到两个边界解：

1. 若 $\alpha_e=\alpha_d$，则 $\gamma^*=0$。如果权益融资和债务融资的状态证实成本是无差异的，公司就没有必要去借钱，应完全由权益融资。

2. 若 $12\beta^3(1+r_0+\alpha_d)^4=(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2[12\beta^2(1+r_0+\alpha_d)^2-8(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2+9(1+r_0+\alpha_d)^2(\alpha_e-\alpha_d)^2]$，则 $\gamma^*=1$。

下面是 $\gamma^*=1$ 的一个特例：当 $8\eta^2=9(1+r_0+\alpha_d)^2$ 时，$\beta=0$ 是全部采用债务融资为最优解的充分条件。换句话说，当生产率参数和无风险利率存在上述关系时，若破产成本可以忽略不计，公司就无须发行股票，应完全用债务融资。

命题1

证明 容易证得 $\frac{\partial\gamma^*}{\partial\beta}<0$，$\frac{\partial\gamma^*}{\partial(\alpha_e-\alpha_d)}>0$，$\frac{\partial\gamma^*}{\partial\eta}>0$，$\frac{\partial\gamma^*}{\partial r_0}<0$。

$$2\beta(1+r_0+\alpha_d)\left[(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2+\beta^2(1+r_0+\alpha_d)^2\right.$$

例如：$\dfrac{\partial\gamma^*}{\partial\beta}=\dfrac{-\beta(1+r_0+\alpha_d)\sqrt{2(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2+\beta^2(1+r_0+\alpha_d)^2}]}{-(\alpha_e-\alpha_d)^3\eta^2\sqrt{2(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2+\beta^2(1+r_0+\alpha_d)^2}}$。

由于分子方括号中的式子为正，分母为负，所以有$\dfrac{\partial\gamma^*}{\partial\beta}<0$。

命题 2

证明：将(13)式对相应变量求导即可证明。

例如：$\dfrac{\partial\gamma^*(1+\gamma^*)/\eta}{\partial\eta}=\dfrac{\beta(1+r_0+\alpha_d)[\beta(1+r_0+\alpha_d)-\sqrt{2(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2+\beta^2(1+r_0+\alpha_d)^2}]}{-(\alpha_e-\alpha_d)\eta^2\sqrt{2(\alpha_e-\alpha_d)^2\eta^2+\beta^2(1+r_0+\alpha_d)^2}}$。

由于分子方括号中的式子为负，而分母也为负，所以有$\dfrac{\partial\gamma^*(1+\gamma^*)/\eta}{\partial\eta}>0$。

附录 B　变量定义与数据来源

- **因变量（来源：**World Development Indicators **数据库，**2003**）**

sd_GDPg：一定时期内人均 GDP 增长率的标准差（取值期间：1960—2002 年）。

Downturn：构造出的年度数据。若人均 GDP 增长率大于等于零，则赋值为 0；若人均 GDP 增长率小于零，则赋值为人均 GDP 增长率的实际值（取值期间：1960—2002 年）。

- **金融体系发展和结构指标（来源：**Beck，Asli Demirguc-Kunt and Ross Levine，2000**）**

CredPriv：商业银行对私人部门的信贷量占 GDP 的比重（取值期间：1960—1997 年）。

Mcap：股票市值占 GDP 的比率（1960—1997 年）。

PriBonCap：私人债券市值与 GDP 的比率；仅有部分国家 1990—1997 年间的数据。

LongPriDe：长期私人债券发行量与 GDP 的比率；仅有部分国家 1980—1997 年间的数据。

Capital：权益类金融工具与 GDP 的比率，是 Mcap、PriBonCap 和 LongPriDe 三个变量之和。

Struc：构造出的金融结构指标，定义为股票市值与同期商业银行对私人部门信贷量的比值（Mcap/CredPriv）（取值期间：1960—1997 年）。

- **工具变量（来源：**La Porta et al.，1996**）**

Srights：股东权利。是股东权利的加总指数，取值为 0 到 5；其值越大，表明对小股东的保护越好。每满足以下一个条件，指数值就加 1：(1) 允许股东邮寄他们的代理表决权；(2) 不要求股东在股东大会前将股票交存于公司；(3) 允许累积投票；(4) 存在少数股东异议机制；(5) 临时股东大会的召集人所持有的最低股权比率的中位数小于等于 10%。

Crights：债权人权利。是债权人权利的加总指数，取值为 0 到 4；其值越大，表明对债权人的保护越好。每满足以下一个条件，指数值就加 1：(1) 对重组施加诸如债权人同意或者最低红利等限制；(2) 若批准了重组保护（不存在自动冻结），有抵押的债权人仍能获得其债券的抵押物；(3) 债务人不保留财务的管理权来拖延重组的解决；(4) 有抵押的债权人在获得破产公司的处置资产时有最优受偿权。

Law：法治。是由国家风险评级机构 International Country Risk（ICR）提供的国家法律和秩序传统评估指标。由 1982—1985 年从 4 月到 10 月的月度指数求平均值得到，取值范围是 0 到 10，其值越小，表明该国的法律和秩序传统越差［La Porta（1996）把取值范围改成了 0 到 6］。

Account :会计标准。该指标的构建方式是 :该指标由公司 1990 年年报是否包括 90 个项目来计算评级。这些项目分为以下七类 :概况信息、损益表、资产负债表、资金流量表、会计标准、库存数据以及特别事项。每个国家最少研究三个公司。其中,非金融类的公司占 70% ,金融类的公司占 30%。指标值越高表明会计标准越完善。

- 控制变量 (数据来源 :World Development Indicators 数据库,2003)

Gov_consump 政府最终消费 (用其占 GDP 的百分比来表示),为包括政府雇员的酬劳在内的政府用于购买商品和劳务的所有当期消费 (取值期间 :1960—2002 年)。

Inflation :GDP 平减指数的年度增长率。GDP 平减指数表示以当期当地货币价格计算的 GDP 与基期不变的当地货币价格计算的 GDP 的比率。该指标表明经济整体价格水平的变化率 (取值期间 :1960—2002 年)。

Trade :进出口总额占 GDP 的百分比 (取值期间 :1960—2002 年)。

(sd_) PrivCapFlow :净资本流入 (包括债务资本和非债务资本流入) 占 GDP 百分比的标准差。私人净资本流入由私人债务 (商业银行借款、债券以及其他私人信贷) 和非债务流入 (外国直接投资和组合权益投资) 两部分组成。(取值期间 :1960—2002 年)

e_change :实际有效汇率变化的绝对值。实际有效汇率定义为名义有效汇率 (一国货币的价值与几种外币的加权平均值的比值) 与价格平减指数或者生活费指数的比值 (取值期间 :1960—2002 年)。

OECD :哑变量,若该国为 OECD 成员国则取 1。

参 考 文 献

[1] Acemoglu, D., S. Johnson, J. Robinson, and Y. Thaicharoen, 2002, Institutional causes, macroeconomic symptoms: volatility, crises, and growth, NBER Working Paper, 9124.

[2] Allen, F. and D. Gale, 1995, A welfare comparison of intermediaries and financial markets in Germany and the US, European Economic Review 39, 179—209.

[3] Allen, F. and Gale, D., 1999, Diversity of opinion and financing of new technologies, Journal of Financial Intermediation 8, 68—89.

[4] Beck, T., A. Demirguc-Kunt and R. Levine, 2000, A new database on financial development and structure, World Bank Policy Research Working Paper 2146, the World Bank Development Research Group, Finance.

[5] Beck, T., M. Lundberg, and G. Majnoni, 2001, Financial intermediary development and growth volatility: Do intermediaries dampen or magnify shocks, World Bank Working Paper 2707.

[6] Bernanke, B. S. and A. S. Blinder, 1988, Is it money or credit, or both, or neither: Credit, money and aggregate demand, American Economic Review 78 (2), 435—439.

[7] Bernanke, B. and M. Gertler, 1995, Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission, Journal of Economic Perspectives 9, 27—48.

[8] Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist, 1998, The financial accelerator in a quantitative business cycle framework, NBER Working Paper 6455.

[9] Black, S. and M. Moresch, 1998, Financial structure, investment, and economic growth in OECD countries, in Black, S. and M. MOresch (eds.), Competition and Convergence in Financial Markets - the German and Anglo-American Models, Elsevier Science, Amsterdam, 157—174.

[10] Blum, J. and M. Hellwig, 1995, The macroeconomic implications of capital adequacy requirements for banks, European Economic Review 39 (3—4), 739—749.

[11] Christensen, J. and I. Drejre, 1998, Finance and innovation: System or chaos, danish research unit for industrial dynamics, Working Paper, No. 98-24.

[12] Denizer C., M. F. Iyigun, and A. L. Owen, 2000, Finance and macroeconomic volatility, board of governors of the federal reserve system, International Finance Discussion Papers, No. 670.

[13] Easterly, W., R. Islam, and J. Stiglitz, 2000, Shaken and stirred: Explaining growth volatility, ABCDE Conference, WorldBank.

[14] Fischer, S., 1993, The role of macroeconomic factors in growth, Journal of Monetary Economics 32 (3), 485—512.

[15] Hubbard, R. G., 1998, Capital-market imperfections and investment, Journal of Economic Literature 36 (1), 193—225.

[16] Kang, J. and R. Stulz, 1998, Do banking shocks affect borrowing firm performance? An analysis of the Japanese experience, Working Paper, Ohio State University.

[17] Karras, G. and F. Song, 1996, Sources of business-cycle volatility: An exploratory study on a sample of OECD countries, Journal of Macroeconomics 18, 621—637.

[18] Kashyap, A. K., O. Lamont, and J. C. Stein, 1994, Credit conditions and the cyclical behavior of inventories, Quarterly Journal of Economics 108 (3), 717—738.

[19] King, R. and R. Levine, 1993, Finance and growth: Schumpeter might be right, Quarterly Journal of Economics 108, 717—737.

[20] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, R. W. Vishny, 1997, Legal determinants of external finance, Journal of Finance 52 (3), 1131—1150.

[21] La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, R. W. Vishny, 1998, Law and finance, Journal of Political Economy 106 (6), 1113—1155.

[22] Levine, R., 2002, Bank-based or market-based financial systems: Which is better? NBER Working Papers, No. 9138.

[23] Lopez, J. A. and M. M. Spiegel, 2002, Financial structure and macroeconomic performance over the short and long run, Pacific Basin Working Paper Series No. PB02—05.

[24] Modigliani, F. and E. Perotti, 1997, Protection of minority interest and the development of security markets, Managerial and Decision Economics 18, 519—528.

[25] Morck, R. and M. Nakamura, 1999, Banks and corporate control in Japan, Journal of Finance 54, 319—340.

[26] Neusser, K. and M. Kugler, 1998, Manufacturing growth and financial development: Evidence from OECD countries, Review of Economics and Statistics 80, 638—646.

[27] Rajan, R., 1994, Why bank credit policies fluctuate: A theory and some evidence, Quarterly Journal of Economics 109, 399—441.

[28] Rajan, R. G. and L. Zingales, 1998, Financial dependence and growth, American Economic Review 88 (3), 559—586.

[29] Rajan, R. G. and L. Zingales, 2003, Banks and markets: the changing character of european finance, 2nd ECB Central Banking Conference Paper.

[30] Silva, G. F. da, 2002, The impact of financial system development on business cycles volatility: Cross-country evidence, Journal of Macroeconomics 24, 233—253.

[31] Stulz, R., 1999, Financial structure, corporate finance, and economic growth, ABCDE conference, World Bank.

[32] Suarez, J. and O. Sussman, 1997, Endogenous cycles in a stiglize-weiss economy, Journal of Economic Theory 76, 47—71.

[33] Tadesse, S., 2001, Financial architecture and economic performance: International evidence, William Davidson Working Paper, 449.

[34] Verbeek, M., 2002, A Guide to Modern Econometrics, John Wiley and Sons publishing house.

[35] Townsend, R. M., 1979, Optimal contracts and competitive markets with costly state verification, Journal of Economic Theory 21, 1—29.

The Influence of Financial Structure on Macroeconomic Volatility

Dantao Zhu

(Development Research Center of the State Council)

Abstract This paper builds a simple model capturing the differences between debt and equity contracts to find how financial structure can matter for macroeconomic volatility and downturns. While choosing the optimal capital structure, the entrepreneur balances a trade-off. Debt financing is cheaper than equity financing since debtholders need to verify fewer states, but more debt increases the probability of going into costly bankruptcy. At the aggregate level, for given negative shocks, a more bank-based financial structure leads to a higher proportion of firms going into costly bankruptcies, amplifying economic downturns. Therefore the variance of production and the possibility and severity of economic downturns are larger in an economy with relatively large credit markets. Using a broad international series data set, the paper indeed provides evidence that countries relying more on equity either in absolute or in relative measures have lower variance of GDP and lower possibility and less severe economic downturns.

Key Words Financial Structure, Macroeconomic Volatility, Bankruptcy Costs

JEL Classification C24, E32, E44, G33

金融学季刊
2007 年 第 3 卷 第 1 期

Quarterly Journal of Finance
Vol. 3, No. 1, 2007

治理环境、政府干预与上市公司并购绩效

朱 滔 李善民[*1]

摘 要 本文以我国证券市场的 935 起并购事件为样本,考察了外部治理环境差异、政府干预对并购绩效的影响。研究表明:收购公司并购绩效持续下降,上市公司并购整体而言是过度投资的表现;代理动机驱动因素一定程度上可以解释收购公司并购绩效的下降;治理环境的差异对并购绩效影响显著,治理环境越好(市场化进程越快、法治化水平越高),收购公司并购绩效越好;政府干预的作用随考察时间和地区市场化程度的变化而不同,在市场化程度较高的地区需要减少政府干预,而在市场化程度较低的地区,政府干预的净效应则不明朗;此外,研究还发现良好的治理环境可以作为缓解公司内部代理冲突的一种替代机制,提高上市公司并购绩效。

关键词 并购,绩效,治理环境,交互效应

一、引 言

并购作为公司的重要战略行为,既是资本市场配置存量资产的重要方式,也是完善上市公司外部治理的重要机制。进入 20 世纪 90 年代以来,随着我国资本市场的正式设立,并购作为上市公司资本营运的重要方式日渐受到关注。尤其是近几年,随着股权分置改革的全面推进和深化、产权交易障碍的逐步消除,包括兼并收购在内的资本运作方式变得越来越重要。

之前学者的研究致力于从公司内部(自身)的特征来解释收购公司的绩效。从制度层面因素出发,对公司治理、公司行为的研究,近十年才逐渐被国际学术界所重视,La Porta 等(1997,1998,2002)的研究表明,制度环境(包括产权保护、

* 朱滔,暨南大学经济学院金融研究所、金融系讲师、博士;李善民,中山大学管理学院教授、博士生导师。通讯作者及地址:朱滔,广州市暨南大学经济学院金融研究所,510632;E-mail:sczhutao@sohu.com。本研究得到国家自然科学基金项目(项目编号:70572054)和广东省自然科学基金项目(项目编号:05003278)资助。我们衷心感谢两位匿名审稿人对本文提出的修改建议,衷心感谢首届(2006)中国管理学年会与会者的意见和建议,但文责自负。

法治水平等）对企业价值、企业行为（比如股利政策选择、所有权安排等）都具有决定性的影响，这些制度环境要素通过影响契约的签订和执行而影响到公司行为，最终决定企业价值或绩效。

我国渐进式改革的路径，以及从20世纪70年代末开始的分权化改革，促成了两个最重要制度背景的形成：一是地区之间市场化程度（制度环境）差异显著，为我们研究不同制度环境下企业（并购）行为、绩效的差异提供了难得的机会。La Porta等学者跨国比较研究的方法，在我国制度背景下，可以通过跨地区之间的比较进行经验研究。二是财政分权导致地方政府之间竞争的形成，政府干预对当地重点企业，尤其是上市公司具有至关重要的作用。本文主要的贡献在于，着重从外部制度环境差异的角度，比较研究不同治理环境下、不同政府干预程度地区的上市公司并购绩效的差异。

本文的研究表明，整体而言，我国上市公司并购是过度投资的表现，在外部治理环境较差的地区尤其如此。同时，本文还发现，代理冲突与公司所处地区的治理环境之间存在显著的替代关系，也就是说，代理冲突在治理环境较好地区得到了一定的缓解。政府干预的作用则随考察时间和地区市场化程度的变化而不同。一方面，这些发现佐证了市场化进程对改善资源配置、提高上市公司价值的积极作用；另一方面，也必须注意到地区间市场化进程差异可能带来的经济绩效差距进一步加大的马太效应。

二、文献述评

近三十年来，国际学术界对发达国家并购的研究已经取得了非常丰富的研究成果；在国内，由于资本市场的快速发展，近年来国内学者也取得了非常多的研究成果。就研究方法而言，现有的相关研究文献集中在三个方面：一是基于公司股价的短期事件研究法（Jensen and Ruback，1983；李善民等，2002；张新，2003；朱滔，2006）；二是基于公司财务（会计）指标的会计研究法（冯根福、吴林江，2001；李善民等，2004）；三是基于公司股价的长期事件研究法（Agrawal and Jaffe，2000；李增泉等，2005；朱滔，2006）。整体而言，不管是采取何种方法，研究的根本目的都是为了检验并购是否创造价值。

（一）短期事件研究法

Jensen and Ruback（1983）总结了1977—1983年间的13篇研究文献，得出的总结性结论是：目标公司股东在并购事件中获得显著为正的超常收益（15%—30%），而收购方股东则不能获得正的超常收益。Bruner（2002）总结了

1971—2001 年间的 130 篇研究文献的结果,发现并购过程中,目标公司股东收益显著上升,一般有 10% —30% 的超常收益,而收购公司股东却没能获得超常收益,并有超常收益为负的倾向。可见,国外的研究表明整体而言并购并非"零和博弈",而是创造价值的活动。张新 (2003) 研究了中国资本市场上的 1 216 起并购重组事件,发现并购重组为目标公司创造了价值,并购中目标公司股票溢价达到 29. 05%,而对收购公司却产生了负面影响。李善民、陈玉罡 (2002) 研究了 349 起并购事件,发现并购能给收购公司的股东带来显著的财富增加 (大约为 2% —4%),而对目标公司股东财富的影响不显著。他们对此的解释是,我国并购由于政府的介入,使得收购公司的收购成本大大降低,结果收购公司股东获得了正的超常收益。朱滔 (2006) 对 1 415 起并购事件进行了研究,认为收购公司在短期内通常都能够获得显著的累积超常收益 (大约为 4%)。

(二) 会计研究法

冯根福和吴林江 (2001) 研究了 1995—1998 年间发生于我国上市公司之间的 201 起并购事件,选取了四个财务指标来综合评估并购绩效,发现整体上并购绩效有一个先升后降的过程,而且并购绩效因并购类型和考察时间段的不同而存在差异。张新 (2003) 的研究表明,并购事件中目标公司的主业利润率、每股收益和净资产收益率三个指标有所改善,而收购公司的相应指标则有所下降。李善民等 (2004) 研究了 1998—2002 年间发生于上市公司之间的 40 起并购事件,采用 16 个财务指标来综合评价并购绩效,发现收购公司的绩效逐年下降,而目标公司的绩效则有所上升。

(三) 长期事件研究法

Agrawal and Jaffe (2000) 总结了 1974—1998 年间的 22 项收购公司长期绩效的研究文献,这些研究所选取的样本事件年度从 1941 年到 1993 年,长期绩效的研究时段从 11 个月到 70 个月不等,得出的结论是:兼并的长期超常收益为负,而要约收购的长期超常收益非负 (甚至为正);而且,以现金作为支付方式的并购长期超常收益为正,以股票作为支付方式的并购长期超常收益为负。李增泉等 (2005) 以 1998—2001 年间发生的兼并收购公司为研究样本,研究发现,并购后 1 年内和 2 年内收购公司的 CAR 分别达到 0. 48% 和 - 3. 05%,CAR 与并购动机密切相关,其中掏空性并购在 1 年内和 2 年内 CAR 分别达到 - 3. 76% 和 - 6. 09%,支持性并购在并购后 1 年内和 2 年内 CAR 分别达到 13. 58% 和 8. 70%。朱滔 (2006) 研究了收购公司并购后 1 年内和 3 年内的股价表现,发现收购公司股东遭受了显著的财富损失 (分别为 - 6% 和 - 9%),而且,收购公司

长期股价表现并非来自市场对短期反应的调整,而更可能来自公司实际经营绩效的下滑。

综上,国内和国外的研究结论并不一致,也佐证了制度环境差异的重要性。但无论是国内还是国外,在并购研究中居于核心地位的内容都是:并购是否创造价值?或者,什么条件下的并购创造价值?从现有文献来看,基于公司微观层面的研究已经比较丰富,但从制度环境层面的角度,考察不同治理环境、不同法治水平、不同政府干预对上市公司并购绩效的影响(即治理环境的改善是否伴随并购绩效的提高,是否能够更有效地约束收购公司的代理行为)的研究尚未见于国内文献。我国上市公司所处的国家大环境是相同的,但所处地区的市场进程、政府干预程度、法治水平却相去甚远,很不平衡(樊纲和王小鲁,2003),也为我们研究治理环境对公司并购行为、并购绩效的影响提供了可能和机会。

三、理论分析与研究假设

(一)治理环境与并购绩效

公司并购作为公司的重要战略行为,其动机是非常复杂的,需要来自多方面的理论解释。笔者认为这些复杂的动机大体上可以归结为两类:价值创造驱动因素和代理动机驱动因素。价值创造驱动因素强调并购是为了提高公司价值,相关假说包括管理协同、经营协同、替代无效率管理者等。代理动机驱动因素则强调并购是公司管理者的代理行为,会降低公司价值。相关假说包括自由现金流量假说、自大假说、过度投资假说等。但这些因素都是公司微观层面的因素。近十年来,La Porta 等学者一系列的研究表明,一国的法律体系对其公司治理具有重要影响,他们发现公司价值与公司所在国家对投资者保护程度正相关。随后的研究进一步证实了治理环境对企业价值、企业行为的重要影响(La Porta,et al.,1997,1998,2000,2002;Faccio and Lang,2002;夏立军等,2005;孙铮等,2005)。

我们认为,并购作为公司的战略投资行为,必然受到公司所处地区治理环境的影响。首先,治理环境(包括要素市场、产品市场、法治水平等)较好的地区,通常政府干预也较少,在这样的治理环境中,上市公司才能够作为具有独立产权的市场主体,自主进行并购决策,并服务于上市公司自身经济利益最大化的目标,而不是过多地服务于(地方)政府的多重目标。其次,治理环境较好的地区,市场化程度通常也较高,市场发展相对更加完善,产品市场、要素市场竞争也更为激烈,因此,公司管理者必须更多地出于经济利益考虑而采取并购行为,否则,公司将可能面临被逐出市场的困境。最后,治理环境较好的地区,法

治化水平通常也较高,上市公司信息披露更为完善,公司行为也更容易受到来自内部和外部各种监管力量的约束,管理层被更替的可能性也更大,上市公司对中小股东利益侵害的程度也相对更轻,因此,企业并购决策将更为谨慎。综上,本文认为在治理环境好的地区,上市公司并购更多地受价值创造驱动因素的驱使,以追求企业价值最大化为目标。由此,我们提出研究假设 H1:收购公司所处地区的治理环境(市场化程度、法治水平)越好,收购公司的并购绩效越好。

(二)政府干预与并购绩效

一般而言,公司作为市场经济中独立经营、决策的经济主体,以追求经济利益最大化为目标。但在我国制度背景下,财政分权导致地方政府密切关注当地地方经济的发展,地方政府既具有"公共利益"身份,又具有"经济人"身份,从根本上决定了地方政府的目标必定具有多重性特点。上市公司通常是地方经济的重要支柱,并且也主要归当地政府管理,因此,政府可以通过行政干预将自身的多重社会性目标内部化到所控制的上市公司,这就决定了(地方)政府在企业并购中具有重要作用。因此,从一定意义上讲,上市公司的并购决策并非单纯地出于经济动因。但就政府干预对上市公司并购绩效的影响而言,政府干预的净效应却并不清楚。一方面,政府的干预可以降低并购的隐性成本,甚至可能直接体现为税收返还等诸多显性收入,从这一点上讲,政府干预可以起到提高并购绩效的作用,显示出(地方)政府"支持之手"的作用。国内学者也提供了一些与此相一致的经验证据,他们发现,收购公司股东的短期超常收益与国有股比例正相关,对此的解释是政府的干预降低了并购的成本(李善民、陈玉罡,2002;朱滔,2006)。但另一方面,政府也可能出于发展地方经济、稳定社会秩序等方面的考虑,促使一些管理能力强的企业兼并当地一些效益低,甚至濒临破产的企业,试图盘活这些企业,以解决亏损、失业等问题,但往往会给收购公司带来持续经营上的困难(李善民等,2004),显示出(地方)政府"掠夺之手"的作用。我们认为,在政府干预程度较低的地区,政府将会更少地将社会性负债转嫁到其控制的上市公司中,也更可能约束自身的行为,较少地侵占上市公司利润,同时,在上市公司并购出现经营等困难时,也较少使用行政手段实施"父爱主义"的支持,并购决策更符合公司自身的经济利益取向。因此,我们认为,即便政府干预短期内可能存在节减并购成本的作用,但随着并购绩效考察时期的加长,其影响作用将大大弱化,并购绩效主要由公司实际经营绩效所决定。由此,我们提出研究假设 H2:收购公司所处地区的政府干预程度越低(Gov 指数越大),收购公司的并购绩效越好。

（三）代理问题、价值创造与并购绩效

公司并购可能是出于管理者的代理动机。根据 Jensen（1986）的观点，自由现金流量丰富的公司，或者说公司可支配资源丰富的公司策动的并购将更可能是一种代理行为表现。Roll（1986）提出的自大假说则认为，好的管理者更容易受到野心、自大和过分骄傲的影响，从而作出错误的投资（并购）决策。从理论上讲，我国上市公司管理层持股比例普遍都非常低，管理者利益与公司利益一致性较弱，因此受自大和代理动机的驱使而实施并购的可能性较大。代理理论相关的实证证据主要来源于两个方面：一是直接考察收购公司的并购绩效，发现收购公司绩效不断下降（李善民等，2004；曾亚敏等，2006；朱滔，2006）；另一方面，考察并购绩效与能够反映代理冲突的变量之间的经验关系，如曾亚敏等（2005）和李善民、朱滔（2005）都发现并购绩效与收购公司收购前所持有的自由现金流显著负相关，为自由现金流量假说提供了经验证据。

公司并购也存在价值创造的动机，这些因素包括管理协同、经营协同、代理权的争夺等。对基于价值创造因素的并购行为，平均而言，将提高收购公司绩效。但并购的驱动因素通常都是非常复杂的。笔者认为，当价值创造动机和代理动机并存时，并购绩效决定于主导因素，即如果公司并购是价值创造驱动因素主导的，那么平均而言，收购公司绩效将在并购后得到提高；相反，代理驱动因素主导时，收购公司绩效将下降。

本文一方面通过直接考察收购公司绩效在并购前后的变化，判断并购是否改善公司绩效，另一方面通过考察并购前公司的成长率、资源状况与公司并购绩效的经验关系，为代理理论寻找更直接的证据。通常认为，如果公司并购是代理行为的表现，则并购前高成长或者资源丰富的公司，并购后绩效将更差，因为这些公司的并购行为更可能是受管理者的自大和代理动机驱使。

（四）代理问题与治理环境的交互作用

李善民、朱滔（2006）在最近的一份研究多元化并购的文献中指出，（微观层面度量的）政府干预并不孤立地影响并购绩效，而是与公司自身的管理能力等因素存在显著的交互效应。比如，他们发现，政府干预对公司管理能力较好的公司而言，会降低公司并购后的绩效，而且，政府干预的作用在并购绩效下滑的公司中作用更为显著。

本文认为治理环境、政府干预可能与公司层面的因素之间也存在一定的交互作用。首先，从樊纲和王小鲁（2003）市场化进程的研究成果来看，治理环境好的地区，通常政府干预也较少，因此，这些地区上市公司获得了更大程度的经

营决策权，与此同时，这些地区的要素市场和产品市场竞争也更为激烈，因此，上市公司的并购决策更多地是受价值创造因素的驱动，更符合企业自身的经济利益。其次，治理环境好的地区，法治水平也较好，因此，管理层的代理行为将面临更严厉的监管，代理动机相对较弱。因此，本文认为良好的外部治理环境是一种缓解企业内部代理冲突的替代机制，即较好的治理环境下，并购的代理动机较弱，表现出较好的并购绩效；而较差的治理环境下，并购的代理动机较强，表现出较差的并购绩效。综上，本文提出研究假设 H3：代理问题与治理环境之间存在替代关系，好的治理环境将降低公司所面临的代理冲突，表现为收购公司更好的并购绩效。

四、数据来源、样本选择和研究设计

（一）数据来源

并购事件样本来自国泰安信息技术有限公司开发的《中国上市公司兼并收购、资产重组数据库（CMAAR）2004》；公司财务指标数据来自《中国上市公司财务指标数据库（CCFRR）2003》和《中国上市公司财务年报数据库（CSMAR-F）2004》。治理环境指数（市场化程度、法治化水平）和政府干预指数来自樊纲和王小鲁（2003）。

（二）样本选择

本文界定的并购是指公司通过股权收购或资产收购获取目标方的财产权、控制权或直接吸收合并，实现公司快速发展的扩张行为。使用现金或股权作为支付方式获得其他公司股权或资产的公司是收购公司，出让股权或资产的公司是目标公司。具体而言，笔者选取了 CMAAR 提供的 2000 年 1 月—2002 年 12 月间公告的所有上市公司并购事件。根据研究需要，按照以下标准对样本事件进行了筛选：

（1）保留事件公告类型为股权收购或资产收购的并购事件样本；

（2）保留并购公告时间完整，并且并购成功的并购事件样本；[1]

（3）保留收购公司（买方企业）是上市公司的并购事件样本；

（4）剔除收购公司属于金融、保险业的并购事件样本。

最终得到 935 起并购事件为本文的有效样本事件。其中 2000 年 261 起，

〔1〕 样本的时间跨度较大，因此，一家上市公司可能会有多次并购行为，那么这些多次并购的公司在统计检验中会被赋予过多的权重。本文中，如果一家公司多次并购，则以三个月内的首次并购公告日作为事件日。

2001年340起,2002年334起。

(三)研究设计

1. 绩效评估方法

本文采用综合指标评价方法来评估上市公司绩效,以避免价值型指标受市场有效性的约束。评价指标选择和权重的确定依据财政部颁发的《企业效绩评价操作细则》所规定的基本指标,详见表1。

表1 综合绩效评估的指标、指标权重和指标计算方法

指标类别(权重)	指标细分(权重)	计算方法
财务效益(38%)	净资产收益率(25%)	净利润/平均净资产
	总资产报酬率(13%)	息税前利润总额/平均资产总额
资产营运(18%)	总资产周转率(9%)	主营业务收入净额/平均资产总额
	流动资产周转率(9%)	主营业务收入净额/平均流动资产总额
偿债能力(20%)	资产负债率(12%)	负债总额/资产总额
	已获利息倍数(8%)	息税前利润总额/利息支出
发展能力(24%)	销售增长率(12%)	主营业务收入增长额/上年主营业务收入总额
	资本积累率(12%)	所有者权益增长额/年初所有者权益

具体计算中,由于个别公司的个别指数非常大,会导致公司绩效评估得分偏差较大。笔者对原始数据进行了如下处理:首先,剔除指标大于1 000的样本公司。其次,按3倍标准差剔除指标存在异常值的公司样本,再对数据作标准化处理。最后,根据表1的权重计算公司的综合得分,该得分即为收购公司的绩效。

为了消除年度间的差异,绩效均作了年度中位数调整[2],即公司t年的绩效等于公司t年综合指标得分减去t年所有上市公司综合指标得分的中位数。本文分别计算了从并购前1年到并购后3年,共计5年的绩效,调整后的绩效分别记为P_{-1},P_0,P_1,P_2和P_3。由于考察并购绩效的重点是衡量收购公司绩效在并购前后的变化,因此,本文使用并购后的绩效与并购前1年的绩效之差($\Delta P_t = P_t - P_{-1}$)来度量收购公司的并购绩效。

2. 变量选择与设定

樊纲和王小鲁(2003)提供了衡量2000—2002年全国各地区市场化进程的各项详细指数。这些指数涉及五个方面:政府与市场的关系、非国有经济的发

[2] 笔者认为对绩效作年度调整是非常重要的,除了消除年度影响外,更为重要的是,随着市场的发展,通常伴随公司利润率的降低,但不能据此简单地认为公司经营绩效下降,如果仅仅通过利润率降低就断言上市公司绩效下降,可能存在较大偏颇,对绩效作年度调整部分地消除了上述问题。除此之外,在稳健性检验中,笔者还检验了并购公司年度调整的规模在并购前后的变化,发现并购后,收购公司规模也并未得到扩大。

展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度、市场中介组织发育和法律制度环境。他们同时还提供了这五个方面的综合得分，用来综合评价各地区的市场化进程。根据研究需要，笔者将政府与市场的关系指数作为政府干预程度指数（Gov），将市场中介组织发育和法律制度环境指数作为法治水平指数（Legal），将五方面的综合得分作为市场化指数（Mar）。[3] 市场化指数越大代表市场化程度越高，或者市场化进程越快。法治水平指数越大代表法治水平越高。政府干预指数越大则代表政府干预越少。本研究中，治理环境包括市场化指数和法治化指数两项指数，上市公司所属地区的市场化程度和法治化水平越高，则认为上市公司所处的治理环境越好。

公司的成长性（Growth）用并购前一年收购公司的主营业务收入增长率来度量。仿效李善民、朱滔（2006）的方法，用并购前一年每股未分配利润（Udpps）来衡量公司的可自由支配资源。此外，回归分析中引入的控制变量包括：公司规模（LnTA），并购前一年公司总资产的自然对数；公司年龄（Age），到并购当年公司成立年限（单位：年）的自然对数；财务杠杆（Lev），并购前一年公司的负债合计/总资产；行业虚拟变量（IND），制造业细分到次类，其他行业细分到门类，共 21 个行业（不包含金融、保险业）。此外，考虑到并购事件分布在多个年度内，属于独立混合横截面（independently pooled cross section）数据，具有跨时期的特点，在回归分析中引入了年度虚拟变量（YEAR）来消除年度的影响，同时考虑到不同年度发生并购的公司的市场绩效变异可能存在差异，即存在异方差问题，对估计系数显著性检验的 T 值均作了 White 抗异方差修正。

上市公司面临的治理环境按上市公司注册地所属省、自治区或直辖市进行划分，表 2 报告了按地区统计的样本数、市场化指数、法治指数和政府干预指数。

表 2　并购事件的地区分布和地区治理指标均值（2000—2002 年）

地区	N	Mar	Legal	Gov	地区	N	Mar	Legal	Gov
上海	145	7.92	8.76	7.72	黑龙江	18	4.71	5.20	4.20
北京	79	6.91	10.02	6.64	江西	18	5.14	4.11	6.00
广东	76	9.17	9.14	8.03	陕西	18	4.27	2.95	5.41
江苏	53	7.71	5.77	8.56	河南	14	5.35	4.64	5.77
四川	51	5.69	3.89	7.33	广西	13	5.44	4.41	7.90
山东	46	6.79	4.85	7.25	内蒙古	13	4.56	4.13	3.97

[3] Gov、Legal 和 Mar 指标的选择与夏立军等（2005）、孙铮等（2005）相同。《中国市场化指数》（2003）从五个方面对以省、自治区或直辖市为单位的地区市场化进展进行了综合评价，每一个方面的指数反映市场化的一个特定方面。由于我国大部分的上市公司主要归当地政府管理，因此，上市公司所在地的市场化进程、法治化程度等可以大致反映上市公司所面临的外部制度环境。

(续表)

地区	N	Mar	Legal	Gov	地区	N	Mar	Legal	Gov
辽宁	44	6.29	5.41	6.11	天津	13	6.93	6.40	6.16
浙江	42	8.45	6.41	8.37	云南	12	4.98	4.00	6.19
湖北	41	5.24	4.47	5.60	安徽	11	5.86	4.54	7.11
福建	36	8.24	6.53	6.95	甘肃	11	4.00	2.79	5.32
吉林	27	5.00	4.89	5.54	山西	11	4.65	5.45	4.32
重庆	26	6.06	3.56	7.44	贵州	8	3.94	3.24	5.11
湖南	24	5.13	3.46	5.90	宁夏	8	3.60	2.39	3.46
新疆	24	3.88	3.28	3.92	青海	7	3.33	4.36	2.80
海南	22	6.01	5.74	6.56	西藏	5	1.76	4.47	- 1.72
河北	19	6.11	4.91	7.31	合计	935	—	—	—

注:N 是样本公司数;Mar 是对应地区的市场化指数,该指数越大代表市场化程度越高,或者市场化进程越快;Legal 是对应地区的法治水平指数,该指数越大代表地区的法治水平越高;Gov 是对应地区的政府干预程度指数,该指数越大则代表政府干预越少;本研究中,治理环境包括 Mar 和 Legal 两项指数,上市公司所属地区的市场化程度和法治化水平越高,被认为上市公司所处的治理环境越好。

从表 2 中可以看到,大体上治理环境(包括市场化程度(Mar)和法治水平(Legal))越好的地区,并购次数也越多[4],而且,这些地区的经济相对也更加发达。同时表 2 表明,市场化指数较高的地区,一般伴随较低程度的政府干预。

五、实证结果与分析

(一)收购公司并购绩效的描述性统计

笔者首先考察了收购公司从并购前 1 年至并购后 3 年,共计 5 年间收购公司整体的绩效情况,这些绩效都作了年度调整,结果见图 1。图 2 是根据市场化指数(Mar)高低分组统计的收购公司在并购前后 5 年内整体的绩效情况。

图 1 和图 2 为我们提供了并购前后收购公司绩效变化的直观认识。图 1 表明,收购公司绩效的均值和中位数表现出非常一致的趋势,收购公司绩效持续下降,此外,均值比中位数大,表明一些绩效较好的公司参与了并购。图 2 表明,在市场化程度较高与较低的地区,收购公司的绩效存在较明显的差异,在并购前一年,市场化程度低的地区,无论是均值还是中位数,收购公司绩效都更好,平均而言,绩效得分比市场化指数高地区的公司还要高,表明市场化指数低的地区更多绩效好的公司参与了并购,但在并购后 0—3 年内,市场化指数低地区的收购公司绩效下降幅度更大,而市场化程度高的地区的收购公司绩效下降

〔4〕 当然这些地区上市公司数量也更多。

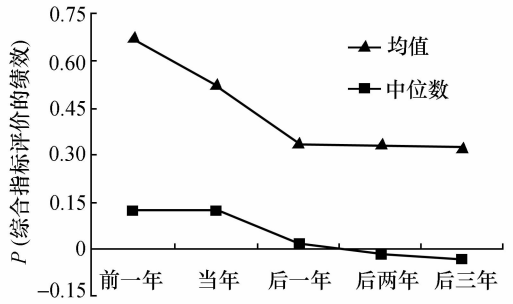


图 1　收购公司绩效的变化

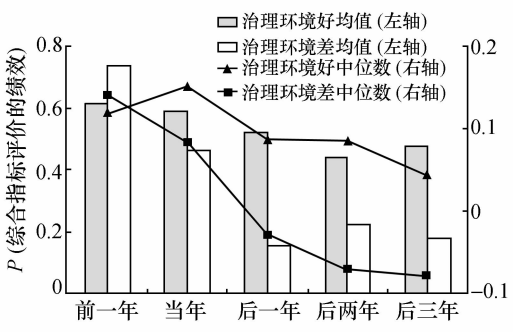


图 2　分组统计的收购公司绩效的变化

幅度则较小。

为了考察治理环境、政府干预对并购绩效的影响在统计意义下的差别，笔者按照地区的市场化指数、法治水平指数和政府干预指数的均值对收购公司进行分组，分别考察了两组公司间并购绩效的差异。统计检验的结果见表 3。

表 3　不同指标分组下，收购公司并购绩效的统计检验结论

分类指标		$\Delta P_1 = P_1 - P_{-1}$		$\Delta P_2 = P_2 - P_{-1}$		$\Delta P_3 = P_3 - P_{-1}$	
		均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数
Mar	低	-0.623	-0.232	-0.549	-0.279	-0.735	-0.307
	高	-0.256	-0.058	-0.231	-0.083	-0.284	-0.078
	(T 或 Z)	(2.64***)	(-3.60***)	(1.95*)	(-3.45***)	(2.01**)	(-2.93***)
Legal	低	-0.485	-0.203	-0.479	-0.264	-0.844	-0.307
	高	-0.378	-0.075	-0.295	-0.110	-0.199	-0.076
	(T 或 Z)	(0.77)	(-2.09**)	(1.13)	(-2.85***)	(2.89***)	(-3.31***)
Gov	低	-0.499	-0.232	-0.393	-0.304	-0.541	-0.342
	高	-0.370	-0.044	-0.376	-0.104	-0.465	-0.078
	(T 或 Z)	(0.93)	(-3.33***)	(0.11)	(-2.89***)	(0.13)	(-2.34**)

注：Mar 是上市公司所在地区的市场化指数；Legal 是上市公司所在地区的法治水平指数；Gov 是上市公司所在地区的政府干预程度指数；P_{-1}，P_1，P_2 和 P_3 分别表示收购公司在并购前一年、并购后一年、并购后两年和并购后三年的绩效，这些绩效均作过年度中位数调整；T (Z) 值是高、低两组收购公司并购绩效均值 (中位数) 差异的检验结果；*，**和***分别表示显著性水平 (双尾) P < 10%，5% 和 1%。

从表3中可以看出，市场化程度无论是高还是低的地区，收购公司绩效在并购后1—3年内都有不同程度的下降，和图1中显示的结果一致。整体而言，收购公司在并购后较长一段时期内（1—3年），公司绩效并没有得到提高，说明并购并未实现协同增效的目的，这与之前国内的一些研究结论是一致的（冯根福、吴林江，2002；李善民等，2004；曾亚敏等，2005；朱滔，2006）。此外，由于并购绩效已经对年度作了调整，上述结论受我国上市公司绩效2001年以来整体下滑的影响较小，是比较可靠的结论。结合之前国内学者的研究，本文得出的基本判断是：整体而言，现阶段我国上市公司并购是过度投资的表现。

考察按市场化指数（Mar）分组检验的结论，在市场化程度较高的地区与较低的地区，收购公司并购绩效差异显著，市场程度越高，收购公司并购绩效也越好，这说明在市场化程度较高的地区，上市公司并购决策更符合上市公司自身的经济利益取向。

考察按地区法治水平指数（Legal）分组检验的结论，与按Mar分组统计检验的结论呈现非常一致的趋势。法治化水平较高的地区收购公司并购后绩效下降的幅度，显著低于法治化水平较低地区收购公司绩效下降的幅度。

考察按政府干预指数（Gov）分组检验的结论，整体而言，政府干预指数越大（政府干预越少），收购公司并购绩效越好。

综上，图1、图2和表3的统计检验的结论都基本支持研究假设H1和H2。

此外，并购绩效分组统计中，中位数基本上都小于均值，两者之间差异比较明显，表明收购公司并购绩效整体上呈现一定的偏态分布特征，因此，在回归分析中尤其需要注意异常值的影响。

（二）治理环境、政府干预与收购公司并购绩效的回归分析

表4报告了治理环境、政府干预对收购公司并购绩效影响的回归分析结果。从表4中可以看到，Mar对收购公司并购绩效有显著的解释力，回归系数均为正，且均在1%的水平下显著。Legal的系数也全为正，和分组统计报告的结论一样，治理环境越好（市场化程度或法治化水平越高）的地区，收购公司并购绩效越好。表4中Gov的回归系数全为正，由于政府干预指数越大，代表政府干预越少，因此表4的回归结果表明政府干预越少，收购公司并购绩效越好。基本支持研究假设H1和H2。

表 4　治理环境、政府干预与收购公司并购绩效的回归分析结果

	$\Delta P_1 = P_1 - P_{-1}$			$\Delta P_2 = P_2 - P_{-1}$			$\Delta P_3 = P_3 - P_{-1}$		
C	-0.814 (-0.58)	-0.702 (-0.49)	-1.269 (-0.91)	-2.489* (-1.67)	-2.129 (-1.42)	-3.132 (-2.09)	-2.504 (-1.34)	-1.595 (-0.84)	-3.096 (-1.63)
Mar	0.085*** (2.58)			0.112*** (3.29)			0.124*** (2.66)		
Legal		0.037 (1.61)			0.060** (2.50)			0.100*** (2.83)	
Gov			0.094*** (2.62)			0.088** (2.44)			0.076 (1.53)
LnTA	-0.014 (-0.21)	-0.006 (-0.09)	0.004 (0.06)	0.002 (0.03)	0.000 (0.00)	0.038 (0.54)	-0.027 (-0.31)	-0.060 (-0.64)	0.016 (0.19)
Lev	1.607** (2.44)	1.532** (2.32)	1.620** (2.46)	2.986*** (7.00)	3.016*** (7.02)	2.952*** (6.86)	4.613*** (7.52)	4.635*** (7.59)	4.515*** (7.42)
Age	-0.011 (-0.11)	0.005 (0.05)	-0.024 (-0.23)	-0.313*** (-2.93)	-0.292*** (-2.77)	-0.314*** (-2.93)	-0.305** (-2.15)	-0.281** (-2.02)	-0.304** (-2.14)
IND	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	602	602	602	604	604	604	359	359	359
Adj. R^2	0.054	0.047	0.054	0.138	0.132	0.131	0.239	0.242	0.229
F	2.373***	2.196***	2.383***	4.864***	4.667***	4.638***	5.678***	5.769***	5.443***

注：Mar 是上市公司所在地区的市场化指数；Legal 是上市公司所在地区的法治水平指数；Gov 是上市公司所在地区的政府干预程度指数；P_{-1}，P_1，P_2 和 P_3 分别表示收购公司在并购前一年、并购后一年、并购后两年和并购后三年的绩效，这些绩效均作过年度中位数调整；LnTA 为公司规模；Lev 为公司财务杠杆；Age 为公司年龄（成立年限）；IND 是行业虚拟变量；YEAR 是年度虚拟变量；样本公司按收购公司并购绩效均值的 3 倍标准差做了剔除异常值处理；回归分析采用了 White 抗异方差修正；*，**和***分别表示显著性水平（双尾）P < 10%，5%和 1%。

此外，考察收购公司并购绩效 ΔP_1、ΔP_2 和 ΔP_3 回归系数值的变化情况，Mar 和 Legal 的回归系数数值均呈增加趋势。其含义是，随着考察期的延长，市场化进程和法治水平对收购公司长期绩效的影响变得越来越显著和重要。换句话说，随着时间的推移，良好的治理环境对并购绩效的影响会变得越来越重要。与此同时，Gov 的回归系数数值却逐渐减小，而且 T 值也持续减小，表明政府干预的影响作用在短期中较显著，而对收购公司较长时期内绩效的影响作用却变得有限。可见，治理环境对并购绩效有根本性的影响，随考察时间的延长会变得越来越重要，而政府干预的作用却会逐渐削弱。

因此，从长期来看，政府应当致力于建立健全治理环境，推动各地区市场化改革的进程，使得上市公司并购决策能够更加符合企业自身经济利益最大化的目标，最终实现并购创造价值的目的。

更进一步，我们认为，我国渐进式改革路径决定了政府干预在市场化进程的不同阶段可能会起到不同的作用，或者说，政府干预对不同市场化进程地区的收购公司的绩效存在不同的影响。为此，笔者按市场化指数（Mar）的高低，将样本公司分成两组（Mar_ID），考察了政府干预的作用在两组公司中的差异，回

归结果见表5。[5]

表5 不同治理环境下,政府干预对并购绩效影响的回归结果

	$\Delta P_1 = P_1 - P_{-1}$	$\Delta P_2 = P_2 - P_{-1}$	$\Delta P_3 = P_3 - P_{-1}$
C	-0.409 (-0.28)	-1.824 (-1.23)	-2.100 (-1.09)
Gov	0.034 (0.74)	-0.004 (-0.08)	-0.003 (-0.04)
Gov * Mar_ID	0.038** (2.15)	0.058*** (2.82)	0.048* (1.73)
LnTA	-0.024 (-0.36)	-0.005 (-0.07)	-0.017 (-0.19)
Lev	1.768*** (2.68)	2.971*** (6.98)	4.566*** (7.50)
Age	-0.007 (-0.07)	-0.292*** (-2.76)	-0.282** (-2.03)
IND	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES
N	602	604	359
Adj. R^2	0.060	0.143	0.235
F	2.483***	4.875***	5.400***

注:Gov是上市公司所在地区的政府干预程度指数,如果地区市场化指数(Mar)大于全样本均值,则Mar_ID=1,否则Mar_ID=0;P_{-1},P_1,P_2和P_3分别表示收购公司在并购前一年、并购后一年、并购后两年和并购后三年的绩效,这些绩效均作过年度中位数调整;LnTA为公司规模;Lev为公司财务杠杆;Age为公司年龄(成立年限);IND是行业虚拟变量;YEAR是年度虚拟变量;样本公司按收购公司并购绩效均值的3倍标准差作了剔除异常值处理;回归分析采用了White抗异方差修正;*,**和***分别表示显著性水平(双尾)P<10%,5%和1%。

表5表明,市场化程度较高(Mar_ID=1)的地区与市场化程度较低的地区(Mar_ID=0)之间,Gov的回归系数存在显著差异。以ΔP_2为例,市场化程度较低的地区,Gov的回归系数值为-0.004,表明政府干预指数较小(政府干预较多),收购公司并购绩效还略好一些。但市场化程度较高的地区,Gov的回归系数值为0.054(=-0.004+0.058),与-0.004差异显著(t=2.82),这些地区政府干预指数越大(政府干预越少),收购公司并购绩效越好。可见,政府干预的作用在不同市场化进程的地区的确存在差异。在市场化程度较高的地区,需要减少政府干预,而在市场化程度较低的地区,政府干预的净效应则不明朗。因此,笔者认为,由于我国地区间经济发展程度差异较大,不能简单、笼统地提

[5] 由于市场化指数(Mar)与政府干预指数(Gov)之间存在显著的相关关系,不适合同时进入回归模型,为此,笔者将样本公司按所属地的市场化指数的大小进行分层,并设定为虚拟变量。

倡减少政府干预。[6]

（三）治理环境、政府干预与代理问题的交互作用研究

本文通过考察成长性、公司资源与并购绩效之间的相关关系来研究并购中的代理问题，主要出于两方面考虑：一是作为“上市公司并购是过度投资表现”基本判断的补充，为其提供更直接的证据（本文之前的基本判断是基于收购公司整体并购绩效而言的）；二是考察成长性、公司资源与治理环境对并购绩效影响的交互作用，可以判断治理环境的改善、政府干预的减少是否与公司内部的代理问题之间存在某种交互关系，或者说外部治理环境的改善是否能够有效地约束管理层的自大或代理行为，从而提高上市公司并购绩效。

表 6 中，模型 1 是公司成长性与治理环境对并购绩效影响的回归模型，模型 2 是成长性、治理环境以及成长性与治理环境交互作用对并购绩效影响的回归模型。模型 3 至模型 6 类似。

表 6　治理环境、政府干预、公司成长与并购绩效（ΔP_2）的回归分析结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
C	- 2.325 (- 1.59)	- 2.189 (- 1.51)	- 1.925 (- 1.30)	- 1.760 (- 1.19)	- 3.023 ** (- 2.05)	- 2.841 * (- 1.92)
Mar	0.121 *** (3.58)	0.082 ** (2.32)				
Legal			0.066 *** (2.75)	0.049 * (1.93)		
Gov					0.091 *** (2.57)	0.059 (1.41)
Growth	- 0.224 *** (- 3.40)	- 1.365 *** (- 3.81)	- 0.220 *** (- 3.19)	- 0.656 *** (- 3.02)	- 0.214 *** (- 3.11)	- 1.095 ** (- 2.00)
Mar * Growth		0.148 *** (3.37)				
Legal * Growth				0.064 ** (2.16)		
Gov * Growth						0.123 (1.57)
LnTA	- 0.006 (- 0.08)	0.003 (0.05)	- 0.009 (- 0.12)	- 0.010 (- 0.14)	0.034 (0.50)	0.036 (0.53)
Lev	3.004 *** (7.09)	3.134 *** (7.33)	3.036 *** (7.11)	3.069 *** (7.20)	2.967 *** (6.94)	3.019 *** (7.01)
Age	- 0.311 *** (- 2.92)	- 0.317 *** (- 3.01)	- 0.287 *** (- 2.76)	- 0.290 *** (- 2.78)	- 0.310 *** (- 2.92)	- 0.317 *** (- 2.98)

[6]　国内一些学者从财政分权的角度，研究认为地方分权对经济增长起到了积极的推动作用（沈坤荣，付文林，2005）。

(续表)

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
IND	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	604	604	604	604	604	604
Adj. R^2	0.158	0.173	0.151	0.155	0.149	0.151
F	5.353***	5.660***	5.130***	5.111***	5.064***	4.976***

注：ΔP_2 表示收购公司在并购后两年与并购前一年绩效的差，绩效均作过年度中位数调整；Mar 是上市公司所在地区的市场化指数；Legal 是上市公司所在地区的法治水平指数；Gov 是上市公司所在地区的政府干预程度指数；Growth 是并购前一年收购公司的主营业务收入增长率；LnTA 为公司规模；Lev 为公司财务杠杆；Age 为公司年龄（成立年限）；IND 是行业虚拟变量；YEAR 是年度虚拟变量。样本公司按收购公司并购绩效均值的3倍标准差作了剔除异常值处理；回归分析采用了 White 抗异方差修正；*，**和***分别表示显著性水平（双尾）P<10%，5%和1%。对并购绩效（ΔP_3）的回归结果类似，限于篇幅未予以报告。

从表6中模型1可以看出，市场化程度较高的地区收购公司并购绩效更好，而并购前高成长的公司并购后绩效显著更差（t = -3.4）。一般而言，高成长的公司管理层选择实施并购决策时，更容易受过度自信的影响，低估并购后整合目标公司的难度。因此，上述结论表明，自大假说对我国上市公司并购绩效还是具有较强的解释力。与之前一些国内学者的研究发现是一致的（张新，2003；李善民、朱滔，2005）。

进一步，模型2表明，就对收购公司并购绩效的影响而言，市场化程度与收购公司并购前成长性之间存在显著的互补关系（Mar 和 Growth 交互项显著为正，t=3.37），而且 Growth 的回归系数从模型1的-0.224下降到模型2的-1.365，表明在市场化程度较高的地区，收购公司并购前高成长所带来的负面影响比市场化程度较低的地区显著更弱，换句话说，良好的治理环境一定程度上约束了管理层的代理行为。

考察法治化水平指数对并购绩效的影响，模型3和模型4表明，收购公司并购前的成长性与地区法治化水平之间也存在显著的互补关系（交互项显著为正，t=2.16）。这表明，上市公司所属地区良好的法治化水平可以显著地缓解代理冲突对公司绩效的损害，或者说，法治化水平的提高一定程度上缓解了公司的代理问题。这一结论支持研究假设 H3。

模型5表明，政府干预越少并购绩效越好（t=2.57）。模型6则表明，政府干预指数与收购公司成长性之间不存在显著的交互作用（t=1.57）。

进一步，我们考察了治理环境、政府干预与公司资源的交互作用，实证结果列于表7，其中模型1是市场化指数、公司资源对收购公司并购绩效影响的回归结果，模型2是市场化指数、公司资源以及两者的交互作用对收购公司并购绩效影响的回归结果。模型3至模型6类似。

表 7　治理环境、政府干预、公司资源对收购绩效（ΔP_2）影响的交互效应回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
C	-3.415**	-3.316**	-3.146**	-3.061**	-4.020***	-4.096***
	(-2.33)	(-2.29)	(-2.12)	(-2.07)	(-2.71)	(-2.74)
Mar	0.101***	0.071**				
	(2.96)	(2.08)				
Legal			0.052**	0.035		
			(2.18)	(1.49)		
Gov					0.076**	0.089**
					(2.07)	(2.15)
Udpps	-0.379***	-1.330***	-0.390***	-0.920***	-0.392***	-0.090
	(-2.68)	(-3.16)	(-2.76)	(-2.66)	(-2.74)	(-0.16)
Mar * Udpps		0.149***				
		(2.58)				
Legal * Udpps				0.096*		
				(1.77)		
Gov * Udpps						-0.046
						(-0.51)
LnTA	0.068	0.073	0.069	0.071	0.103	0.102
	(0.97)	(1.05)	(0.96)	(0.99)	(1.46)	(1.45)
Lev	2.481***	2.447***	2.492***	2.445***	2.434***	2.434***
	(5.63)	(5.53)	(5.61)	(5.45)	(5.50)	(5.51)
Age	-0.312***	-0.297***	-0.293***	-0.275***	-0.311***	-0.315***
	(-2.91)	(-2.80)	(-2.78)	(-2.61)	(-2.91)	(-2.93)
IND	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	604	604	604	604	604	604
Adj. R^2	0.149	0.155	0.143	0.146	0.142	0.141
F	5.049***	5.085***	4.877***	4.819***	4.852***	4.676***

注：ΔP_2 表示收购公司在并购后两年与并购前一年绩效的差，绩效均做过年度中位数调整；Mar 是上市公司所在地区的市场化指数；Legal 是上市公司所在地区的法治水平指数；Gov 是上市公司所在地区的政府干预程度指数；Udpps 是并购前一年收购公司的每股未分配利润；LnTA 为公司规模；Lev 为公司财务杠杆；Age 为公司年龄（成立年限）；IND 是行业虚拟变量；YEAR 是年度虚拟变量；样本公司按收购公司并购绩效均值的 3 倍标准差做了剔除异常值处理；回归分析采用了 White 抗异方差修正；*，**和*** 分别表示显著性水平（双尾）P < 10%，5%和 1%；对并购绩效（ΔP_3）的回归结果类似，限于篇幅未予以报告。

表 7 中模型 1 表明，市场化程度越高的地区，收购公司并购后绩效越好，而并购前内部资源丰富的公司，并购后公司绩效显著更差（t = -2.68），表明代理动机对我国上市公司并购后绩效的整体下降还是具有一定的解释力。这进一步佐证了上市公司并购整体而言是过度投资表现的基本判断。

考察市场化指数与公司资源的交互效应。表 7 中模型 2 表明，市场化指数与公司资源的交互项为正，且在 1% 的水平下显著，说明地区的市场化程度与收购公司内部资源之间存在显著的互补关系。此外，Udpps 的回归系数从模型 1

的 - 0.379 下降到模型 2 的 - 1.33，表明在市场化程度较低的地区，代理问题尤为严重，而良好的治理环境将起到缓解公司内部代理冲突的作用，使收购公司表现出更好的并购绩效。

考察法治化水平与公司资源之间的交互效应。模型 4 表明，法治化水平与公司资源之间也存在显著的互补关系（t = 1.77），即法治化水平的提高有助于降低代理问题对公司价值的损害。

考察政府干预与公司资源之间的交互效应。模型 6 表明，政府干预与公司资源之间不存在显著的交互效应。

综上，Mar、Legal 和成长性、资源之间的交互效应都表明，治理环境的改善将提高上市公司并购绩效，缓解代理冲突对上市公司并购绩效的损害，即治理环境与公司内部代理冲突之间存在显著的替代关系，支持研究假设 H3。而政府干预的作用则并不明显。

上述研究结论表明，上市公司所处地区的治理环境对上市公司并购绩效具有重要影响。从樊纲、王小鲁（2003）的研究成果来看，治理环境较好的地区，通常也是经济比较发达、市场化进程较快的地区。这些地区在发展经济过程中已经积累了一定的竞争优势（人才、资本、基础设施建设等），经济容易获得进一步发展，治理环境也容易得到进一步改善，并购绩效也因此会不断提高。与此相反，欠发达的地区治理环境较差，企业并购的经济绩效也较差，难以积累竞争优势，经济发展困难重重。因此，在推动各地区市场化进程过程中，需要注意地区之间经济绩效差异的不断加剧，尤其需要重视欠发达地区公司外部治理环境的改善。

（四）稳健性检验

笔者将市场化指标做年度调整后再引入回归方程，不改变本文基本结论；用总资产增长率或净资产增长率替代正文中的主营业务收入增长率，不改变本文基本结论；用每股经营现金流量或每股现金代替正文中的每股未分配利润，不改变回归系数的符号，但显著性水平有所下降。

由于经济（行业）的发展通常伴随企业利润率的降低和企业市场规模的扩大，因此，不能简单地依据财务绩效的下降断言并购未能创造价值。为此，笔者检验了收购公司年度调整的规模在并购前后的变化，发现并购并未带来收购公司规模的持续扩大，参见图 3。[7]

样本选择方面，剔除并购后发生违规行为的收购公司样本，不改变公司绩

〔7〕 参见南开大学证券与公司财务研究中心，《上市公司与中国经济的增长》，国务院发展研究中心信息网（http://www.drcnet.com.cn），2002 年 9 月 24 日。

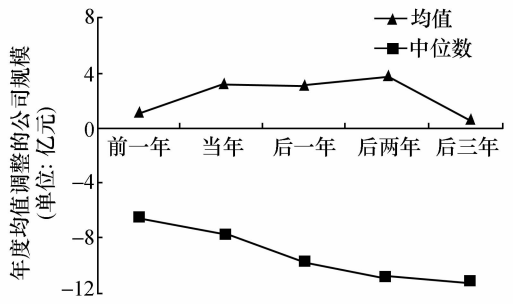


图 3　收购公司并购前后规模的变化

效。仅以首次并购公告的公司为样本，不改变本文的基本结论，但显著性水平有所下降。将收购公司绩效大于（小于）3 倍标准差的样本，用剩余公司绩效的最大值（最小值）代替，以尽量保留更多的公司样本，同样不改变本文基本结论。

六、研究结论

本文从上市公司外部治理环境差异的角度，研究了治理环境、政府干预等对收购公司并购绩效的影响。通过前文的分析可以得到如下一些结论：

1. 收购公司并购绩效持续下降，结合之前国内学者的研究，本文得出的基本判断是：现阶段我国上市公司并购整体而言是过度投资的表现，并购仍在较低层次徘徊。

2. 治理环境的差异对并购绩效影响显著。治理环境越好（市场化程度、法治化水平越高），收购公司并购绩效越好，良好的治理环境有助于降低公司的过度投资，提高收购公司的并购绩效。

3. 整体而言，政府干预的减少在 1—2 年内对收购公司并购绩效有积极的影响，而在更长时间（3 年）内对收购公司并购绩效则没有显著的影响。此外，政府干预在市场化进程不同地区的作用差异显著，在市场化程度较高的地区需要减少政府干预，而在市场化程度较低的地区政府干预的作用则不明朗。

4. 并购前公司的成长性、公司资源与并购绩效之间存在负相关关系，表明自大和代理动机对我国上市公司并购绩效具有一定的解释力。

5. 治理环境与收购公司的成长性、资源之间存在显著的互补关系，表明良好的治理环境一定程度上可以起到约束公司代理行为的作用。换句话说，改善治理环境可以作为缓解公司内部代理冲突的一种替代机制。

本文认为，研究并购创造价值的问题，不能仅从公司层面的因素出发，而需要进一步加强对公司所处治理环境因素的分析，更多地关注决定并购价值创造的根本因素。实践中，需要不断加快各地区市场化发展的进程，加强对中小投

资者的法律保护，逐步改善上市公司的治理环境，使得上市公司能够作为具有独立产权的经济组织参与并购，最终实现并购创造价值的目的。此外，由于并购绩效在不同治理环境地区分化比较明显，本文认为政府尤其需要扶持欠发达地区的经济发展，致力于这些地区治理环境的改善，以防止市场化改革进程中，各地区之间公司经济绩效差距的不断扩大。

参考文献

[1] 樊纲、王小鲁，2003，《中国市场化指数——各地区市场化相对进程报告》，北京 经济科学出版社。

[2] 冯根福、吴林江，2001，我国上市公司并购绩效的实证研究，《经济研究》第1期，第54—61页。

[3] 李善民、陈玉罡，2002，上市公司兼并与收购的财富效益，《经济研究》第11期，第27—35页。

[4] 李善民、朱滔，2005，管理者动机与并购绩效关系研究，《经济管理》第4期，第4—12页。

[5] 李善民、朱滔，2006，多元化并购能给股东创造价值吗？《管理世界》第3期，第129—137页。

[6] 李善民、朱滔等，2004，收购公司和目标公司配对组合绩效的实证分析，《经济研究》第6期，第96—104页。

[7] 李增泉、余谦、王晓坤，2005，掏空、支持与并购重组，《经济研究》第1期，第95—105页。

[8] 沈坤荣、付文林，2005，中国的财政分权制度与地区经济增长，《管理世界》第1期，第31—39页。

[9] 孙铮、刘凤委、李增泉，2005，市场化程度、政府干预与企业债务期限结构，《经济研究》第5期，第52—62页。

[10] 夏立军、方轶强，2005，政府控制、治理环境与公司价值，《经济研究》第5期，第40—51页。

[11] 曾亚敏、张俊生，2005，中国上市公司股权收购动因研究，《世界经济》第2期，第60—68页。

[12] 张新，2003，并购重组是否创造价值？《经济研究》第6期，第20—29页。

[13] 朱滔，2006，上市公司并购的短期和长期股价表现，《当代经济科学》第3期，第31—39页。

[14] Agrawal, A., J. F., Jaffe, 2000, The post-merger performance puzzle, Advances in Mergers and Acquisitions, North Holland: Amsterdam, 7—41.

[15] Bruner R. F., 2002, Does M&A Pay: A survey of evidence for the decision-maker, Journal of Applied Finance 12, 48—68.

[16] Faccio, M., L. H. P. Lang, 2002, The ultimate ownership of western European corporations, Journal of Financial Economics 65, 365—396.

[17] Jensen M. C., R. S. Ruback, 1983, The market for corporate control: the scientific evidence, Journal of Financial Economics 11, 5—50.

[18] Jensen, M. C. 1986, Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers, American Economic Review 76, 323—329.

[19] La Porta, R., F., Lopez-de-Silanes, A., Shleifer, 1997, Legal determinants of external finance, Journal of Finance 52, 1131—1150.

[20] La Porta, R., F., Lopez-de-Silanes, A., Shleifer, 1998, Law and finance, Journal of Political Economy 106, 1113—1155.

[21] La Porta, R., F., Lopez-de-Silanes, A., Shleifer, 2000, Agency problems and dividends policies around the world, Journal of Finance 55, 1—33.

[22] La Porta, R. , F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. W. Vishny, 2002, Investor protection and corporate valuation, Journal of Finance 57, 1147—1170.

[23] Roll, 1986, The hubris hypothesis of corporate takeovers, Journal of Business 59, 197—216.

Institutional Environment, Government Intervention and Acquiring Firms' Performance

Tao Zhu

(Department of Finance, Jinan University)

Shanmin Li

(School of Business, Sun Yet-Sen University)

Abstract　This paper studies 935 M&A events in China. We investigate the performance of the acquiring firms, and how does institutional environment, government intervention affect the firms' M&A performance? Empirical results show that acquiring firms' performance decreased after the event. Institutional environment and government intervention has significant effect on the M&A performance. The better the environment is, the better performance of the acquiring firm is. However, government intervention effect varies across time and province. And we find there are significant substitution relations between institutional environment and agency conflict, in other words, better institutional environment can affiliate the agency conflict.

Key Words　M&A, Performance, Institutional Environment, Interactive Effect

JEL Classification　G32, G34, G35

金融学季刊
2007 年 第 3 卷 第 1 期

Quarterly Journal of Finance
Vol. 3, No. 1, 2007

中国个人投资者行为偏差实证研究

汪昌云　孙　谦*[1]

摘　要　大量金融研究文献表明，在美国和其他发达国家的股票市场中，投资者在进行投资决策时表现出系统性行为偏差（behavioral biases）。本文利用上海证券交易所个股流通股持股月度数据实证研究中国个人投资者行为偏差现象。我们发现中国个人投资者表现出过度自信（over confidence）——投资者倾向于过度投机和持有高风险股票，以及处置效应（disposition effect）——投资者倾向于较早地卖出盈利股票而长期持有亏损股票。行为偏差导致较差的绩效表现。个人投资者买进的股票比他们卖出的股票的年市场调整收益要低 8.4%。对牛市熊市状态下决策行为的进一步分析表明，虽然中国个人投资者在牛市和熊市都表现出显著的处置效应，但他们在牛市中表现出更强烈的过度自信。

关键词　个人投资者，行为偏差，中国股票市场，投资绩效

一、引　　言

行为金融理论认为金融市场上的投资者并不总是理性的。近年来，一些西方金融学者实证分析投资者交易账户数据，所得出的结论支持投资者行为偏差这一重要的行为金融学假设。其中两类经广泛验证的行为偏差是投资者的过度自信和处置效应。Odean (1999) 以及 Barber and Odean (2000, 2001) 分析了美国个人投资者账户数据，发现他们过度自信——表现为他们倾向于持有高风险投资组合并且过度交易。Shefrin and Statman (1986) 和 Odean (1999) 发现投资者趋于较早卖出盈利股票，而长期持有亏损股票，即个人投资者的决策存在处置效应。

分析个人投资账户数据有利于精确揭示投资者的买卖决策，但这并不足以

* 通讯作者：汪昌云，伦敦大学金融经济学博士，中国人民大学财政金融学院金融学教授 联系电话：86-10-82500645；E-mail：Wangchy@ruc.edu.cn。孙谦，亚利桑那大学金融学博士，厦门大学财务与会计研究院金融学教授；E-mail：qsun@xmu.edu.cn。

理解投资者非理性带来的经济影响。行为偏差要造成经济影响需要两个前提：第一，市场上投资者的行为偏差具有系统性。也就是说，所有投资者的行为偏差不会相互对冲而抵消，从而对资产价格产生系统性影响。第二，行为偏差造成较差的投资绩效或亏损。[1] 对这些问题的深入研究需要分析代表市场整体的数据。行为金融学理论如 Daniel et al. (2001)，Gervais and Odean (2001)，和 Hirshleifer (2001) 提供了行为偏差对整体市场的作用机制的相关理论。

鉴于利用投资者账户数据检验行为金融学假设存在一定的局限性，本文通过分析上海证券交易所 (以下简称为"上交所") 个人 (机构) 投资者持股数据来研究中国股票市场上个人投资者的行为偏差。本文的样本数据包括从 2000 年 12 月至 2002 年 6 月上交所的所有公司中个人和机构投资者月度持股总数。分析中国个人投资者的行为偏差对行为金融学研究还在以下两方面有特别的意义：首先，不同于其他由机构投资者主导的股票市场，中国股票市场上个人投资者占上市公司流通股的比例超过 90%，拥有超过 7 000 万个人股票账户。[2] 这种由相对缺乏经验的个人投资者占主导地位的市场结构为实证检验行为金融理论提供了一个很好的试验场。其次，中国上市公司的流通股比例非常低，与发达国家和其他新兴工业国家市场上的 86% 和 78% 相比，2002 年 6 月末在上交所上市公司的流通股比例仅有 36%。[3] Hong et al. (2006) 指出，较低的流通股比例与卖空限制容易引发投资者的过度自信和价格泡沫，而中国股票市场上的低流通股比例与禁止卖空为检验该理论提供了一个良机。

我们通过分析个人投资者持股比例和持股比例变化这两个角度来研究个人投资者的行为偏差。我们发现，个人持股比例较高或有较大幅度增持的股票通常是高风险股票 (小规模，高 β 和高波动率)。这些股票在过去 3 个月和 6 个月中通常收益较低，净市率 (book-to-market ratio，BM) 比较高 (即"价值型股票")，流通股比例较低。我们还发现，个人持股比例较低或有较大幅度减持的股票通常比持股比例较高或出现较大幅度增持的股票在未来的 3—6 个月中具有较高的平均收益。例如，投资者卖出的股票组合比他们买进的股票组合在随后 3 个月和 6 个月中的收益平均分别高出 2.5% 和 4.2% (或年收益率分别高出 10.0% 和 8.4%)。

我们的研究结果与行为金融学理论的预测基本一致，即个人投资者在进行

---

〔1〕 学术界在行为偏差是否一定造成投资者绩效差的问题上存在分歧。一些学者发现，在某些条件下非理性投资者可以获得甚至比理性投资者更高的收益，例如，Hirshleifer and Luo (2001)。

〔2〕 在中国股票市场上，一个公司通常有三种股份：国有股、法人股和流通股。并规定国家股和法人股在股权分置改革完成前不允许在二级市场交易。流通股在一个代表性的上市公司股票总数中大约占 35%。详见第三部分。

〔3〕 "China stock market in a global perspective", Dow Jones Research Report (2002).

投资决策时表现出过度自信，并趋于较早卖出盈利股票而长期持有亏损股票。这些行为偏差导致他们做出不明智的决策，即买入的股票通常较卖出的股票的表现逊色（Odean，1998；Grinblatt and Keloharju，2001；Kim and Nofsinger，2003）。这些发现也支持 Hong et al.（2006）的理论预测，即较低流通股比例会导致投资者更强烈的过度自信。

我们进一步研究了个人投资者在牛市和熊市的行为表现。结果表明，个人投资者在牛市比在熊市更倾向于购买（或将其投资转向于）那些规模小、具有较高净市率和较低流通股比例的股票。而且，在牛市时投资者的强烈过度自信会引致比在熊市时更糟糕的投资绩效。在牛市中，个人持股比例增持最多的股票组合在未来 6 个月中的市场调整收益比同期减持最多的组合平均低 5.7%（年均收益为 11.4%）；而在熊市中，个人持股比例变化不同的投资组合之间的股票收益几乎不存在差别。这些证据支持 Gervais and Odeans（2001）的投资者在牛市表现出更强烈过度自信的结论。[4]

本文的其他部分内容安排如下：第二部分回顾相关研究文献；第三和第四部分讨论我们的样本数据、研究方法和实证结果；第五部分是简要总结。

二、文献回顾

大量文献已经阐明金融市场上交易为什么会发生以及投资者怎样表现。一种较为流行的观点认为投资者交易是为了平衡投资组合（为分担风险亦或为流动性之需）和利用内幕信息进行投机（Kyle，1985；Llorente et al.，2002）。近期发展起来的行为金融理论认为，投资者的不理性，如一时的爱好或情绪、过度自信和处置效应也会促使交易发生（De Long et al.，1990；Odean，1998；Hirshleifer，2001）。

重要的是，不同的交易动机决定了不同的投资绩效。如果投资者是为了套期保值进行交易，那么资产价格必须下降（上升）以吸引投机者买进（卖出）（Merton，1973，1987；Llorente et al.，2002）。如果投资者主要依据内幕信息投机，当他买进（卖出）资产时，就意味着他已知这项资产的有关正面（负面）的消息，该资产的价格就会上涨（下跌）（Wang，1994；Llorente et al.，2002）。如果投资者对新的信息反应不足（过度），他就会倾向于购买前期强势股票，结果就出现价格动能（回归）（Jegadeesh and Titman，1993；Lakonishok et al.，1992；

〔4〕 本文集中讨论散户投资者的行为及其投资绩效，加之缺乏机构投资者类型的细分数据，因此这里没有涉及对机构投资者决策行为的分析。由于在一定时点上某一上市的个人投资者持股比例等于 1 减机构投资者持股比例，因此，机构投资者的投资者决策行为大致与个人投资者的相反。

Hong and Stein，1999）。如果投资者过度自信，他则倾向于过度交易，持有高风险资产，导致资产的市场价格偏离其价值（De Long et al.，1990；Odean，1998）。如果投资者趋于及时认可他们的明智行为，却不愿及时承认错误决策，他们就会较早卖出表现强势的股票，而继续持有股价下跌的潜亏股票，即出现所谓的处置效应（Odean，1998；Hirshleifer，2001）。处置效应理论认为，个人投资者之所以卖出前期的盈利股票是为了锁定利润和满足虚荣心，而继续持有亏损股票是为了逃避实现损失带来的后悔和尴尬心理。Odean（1998）利用美国市场的个人账户数据对处置效应理论提供了实证支持。行为偏差的一个重要后果就是会出现不理智的投资决策和拙劣的投资绩效。另一个可以实证检验的现象就是“行为偏差”对市场总体（如收益可预测性、换手率）的影响。Daniel et al.（2001），Gervais and Odean（2001）和 Hirshleifer（2001）对认知偏差如何影响市场总体都做出了理论预测。

股票流通比例（float ratio）也影响股票价格行为和投资者的交易决策。Hong et al.（2006）提出一个数学模型证明不同信念的投资者在过度自信和卖空限制条件下都愿意支付高出基本面价值的价格购买股票，因为他们认为在未来的时间里还会有（更傻的）投资者愿意出更高的价格接手该股票。这样，就导致了股票价格中泡沫成分的产生。该理论预测，流通股比例越低，投资者就会越表现出过度自信，价格中的泡沫成分就会越大。Hong et al.（2006）还证明了牛市中更易于表现出过度自信。根据这种假设，投资者就会更多地投资于流通股比例较低的股票，而且这种倾向在牛市中比在熊市中更突出。

近年来部分学者开始通过研究个人投资者的行为表现，以为行为金融理论提供实证支持。Odean（1999）分析了美国一家全国性经纪公司的 10 000 个账户的交易记录，发现这些投资者更倾向于卖出盈利股票，过度交易，结果导致投资绩效低下。Statman and Steven（1999）发现较高的股票收益与下一时段大的交易量相联系，而 1987 年的股灾导致了随后几年较低的交易量，这与过度自信理论的预测相符。Barber and Odean（2000，2001）与 Odean（2000）分析了美国 78 000 个个人账户，发现这些投资者都有过于频繁的交易并持有高风险投资组合。上述关于美国个人投资者的研究结果与行为金融学的假设相一致，即投资者表现出过度自信和处置效应。

Feng and Seasholes（2004）通过分析中国的经纪账户数据，发现个人投资者显现出了同样的交易行为，并且他们买卖股票的决策很大程度上取决于他们所在的营业部。Feng and Seasholes（2004）认为他们的分析结果与信息不对称理性预期模型相一致。Chen et al.（2004）也分析了一个中国经纪公司的个人账户数据，发现中国的个人投资者作出的交易决策不够明智，趋于卖掉前期的盈利

股票而持有亏损股票，表现出了过度自信。而且，经验丰富的投资者更趋于表现出行为偏差。

以上的关于个人投资者行为偏差的研究都是基于分析一个或几个经纪公司的个人交易账户数据。本文的研究与以往的不同，我们研究月度个体投资者总体持股数据，以更好地从市场总体剖析投资者的行为偏差及其经济影响。与本文类似的分析市场总体投资者行为的研究包括 Grinblatt and Keloharju (2000，2001) 和 Kim and Nofsinger (2003)。Grinblatt and Keloharju (2000，2001) 发现芬兰的国内投资者倾向于逆向反馈交易，而国外投资者 (有经验的投资者) 遵循正向反馈交易策略。这说明投资者越缺乏经验，就越可能从事于逆向交易策略，但经验会弱化处置效应。Kim and Nofsinger (2003) 分析了日本个人投资者的年度持股数量，发现日本投资者倾向于持有高风险和高净市率股票，且交易频繁，常作出不明智的交易决策，趋于买进历史强势股票，并认为其分析结果与过度自信行为金融模型的预测相一致。

三、数据和样本描述性统计

本文数据包含上交所所有上市公司自 2000 年 2 月至 2002 年 6 月的个人和机构投资者的每月 A 股持股数量。中国的个人或机构投资者可以开设两个账户：上交所账户和深交所账户，分别交易在上交所和深交所上市的股票。这些账户由中央证券登记结算公司 (The Central Securities Depository & Clearing Co. Ltd) 统一管理。个人或机构投资者只能通过一个经纪公司的一个分支机构来下达指令，并且机构投资者不允许利用个人身份开设账户。这样，在理论上股票可以清楚地分为个人持有或机构持有两种。本文的持股数据是每个月 15 日的个人或机构投资者的持股数量。我们中国股票市场与会计研究数据库 (CSMAR) 收集了每个公司在同一时期有关股票收益和相关财务数据。

本文中个人持股比例定义为一个上市公司的个人投资者持有的股份占可流通 A 股总数的百分比。由于个人持股比例在每月的 15 日记录，本文中的一个月是指从上月的 16 日至本月的 15 日之间的这段期间。个人持股比例变化是指该月个人持股比例减去上月个人持股比例。根据中国股票市场的特征，我们用一个公司可流通 A 股的数量与上月月末的 A 股价格的积 (即流通市值) 来衡量公司规模。净市率 (BM) 是指公司上一会计年度末 (12 月 31 日) 的每股账面净值与上一个月月末 A 股价格之比。换手率以本月 A 股成交股数除以上一会计年度末的可流通 A 股总数计算而得。流通股比例定义为一个公司的可流通 A 股数占该公司总股数的百分比。除公司规模外，我们还用 β 值和收益波幅来

衡量风险。β 值在每个月的第一天（即上一个月的 16 日）计算，通过公司前 6 个月的日收益率对同时期的上证综合指数日收益率回归计算而得。收益波幅用前一个月的日收益率的标准差来度量。

样本描述性统计数据如表 1 所示。从表 1 中可以看出，个人投资者明显的在市场中占主导地位，平均持有公司可流通 A 股的 93%。在整个样本期中，个人持股比例基本保持稳定状态，月标准差仅有 0.1%。个人持股比例的最小值和最大值分别是 17.7% 和 100%。该时期每月持股比例的变化平均只有 0.13%，该变化也没有随时间变化而变化的迹象。2002 年 6 月 15 日 A 股的平均流通市值为 13.5 亿人民币，β 值和收益波幅的均值分别为 0.99 和 2.43%，净市率的平均值为 0.79。中国股票市场的换手率很高，月均高达 26%。该时期股票的价值加权平均月收益率为 0.65%。以上分析结果与 Wang and Chin (2004) 的结论总体上保持一致。

表 1　数据及样本描述性统计（2000 年 1 月—2002 年 6 月）

	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值	IQR
个人持股比例 (%)	92.95	96.60	0.09	17.70	100.00	7.29
个人持股比例的变化 (%)	0.13	0.05	0.42	- 1.41	1.75	0.33
公司规模 (百万元)	1 347	1 043	1 070	165	9 514	964
β 值	0.99	1.10	0.21	0.32	1.54	0.22
收益波动率	2.43	2.42	0.32	1.44	6.72	1.11
净市率	0.79	0.63	0.84	- 2.16	7.43	0.50
换手率 (%)	25.83	24.44	9.30	6.63	72.2	10.82
月收益率 (%)	0.65	0.55	5.89	- 12.42	13.43	8.01
流通股比例 (%)	35.92	36.03	15.31	2.40	100.00	16.03

注：样本包含上交所上市的 402 家公司。收益率是指股票的价值加权收益率。公司规模和净市率显示的是 2002 年 6 月 15 日的数据，其他变量取了样本期间时序系列均值。

由于国有股通常占较大比例，中国上市公司通常具有较低的流通股比例。表 1 显示该时期的平均流通股比例大约为 36%，意味着总股份的 64% 由国家或法人持有。平均流通股比例大大低于其他国家的市场流通股比例。根据 Dow Jones Research Report (2002)，发达国家和新兴发展中国家市场的平均流通股比例分别为 86% 和 78%。

四、研究方法与实证结果

1. 个人持股比例

我们首先分析个人持股总体水平与风险参数以及公司特征之间的关系。具体方法如下：从 2000 年 2 月 15 日起，以个人持股比例为基准，在每个月初建

立 5 个投资组合。组合 1 包含了占公司总数 1/5 的个人持股比例最低的股票，组合 5 包含了占样本公司总数 1/5 的个人持股比例最高的股票，等等。这些投资组合的风险和特征见表 2。

表 2 个人持股比例、风险水平与公司特征

	组合 1 (最低)	组合 2	组合 3	组合 4	组合 5 (最高)	组合 1—组合 5 (t 统计量)
个人持股比例 (%)	78.50	92.52	96.51	98.24	99.27	- 20.77 (- 8.36) ***
公司规模 (百万元)	2 010	1 539	1 266	1 095	1 021	989 (40.58) ***
β 值	0.99	1.01	1.07	1.09	1.07	- 0.08 (- 3.33) ***
收益波动率	2.30	2.31	2.36	2.44	2.41	- 0.11 (- 1.92) *
本月收益 (%)	0.31	0.95	0.54	0.81	0.79	- 0.48 (- 1.03)
前 3 个月的收益 (%)	5.25	3.74	2.22	2.96	2.20	3.05 (1.99) **
前 6 个月的收益 (%)	9.69	5.67	3.77	4.70	2.35	7.34 (3.28) **
后 3 个月的收益 (%)	- 0.85	0.27	0.31	0.09	1.35	- 2.20 (- 2.15) **
后 6 个月的收益 (%)	- 3.71	- 3.19	- 1.96	- 2.15	- 0.41	- 3.31 (- 2.20) **
净市率	0.65	0.74	0.96	0.89	0.77	- 0.12 (- 4.85) ***
换手率 (%)	22.62	24.03	25.16	26.26	26.76	- 4.14 (2.21) **
流通股比例 (%)	39.30	37.83	34.70	33.43	32.42	6.82 (36.87) ***

注 括号中的数据是 t 检验统计量，其零假设为，不同个人持股比例投资组合的横断面均值相等。＊＊＊、＊＊和 ＊分别表示统计显著性水平为 1%、5%和 10%。

从表 2 可以看出，组合 1 中的个人持股比例平均为 78.5%，而组合 5 中的高达 99.3%。表 2 的第 2 到第 4 行显示了个人持股比例与投资组合风险水平之间的关系。个人持股比例与公司规模之间存在着一种单调负相关关系。投资组合 1 的公司规模平均为 20.10 亿人民币，而组合 5 的公司规模平均为 10.21 亿人民币。t 检验统计量表明组合 1 与组合 5 之间的公司规模差别显著。这说明公司规模与个人持股比例之间存在负相关关系。而且，个人持股比例越高的组合，其 β 值与收益波幅会越高，并且组合 1 与组合 5 之间的 β 值与收益波幅之间的差别在统计上显著。这说明中国个人投资者愿意持有高风险股票 (小规模、高波动率和高 β)。表 2 还显示组合 1 的 (组合形成) 前 3 个月和 6 个月的

持有期平均收益率分别为 5.25% 和 9.69%，而投资组合 5 在同期间的持有期间平均收益率分别只有 2.20% 和 2.35%。这说明，个人投资者持股比例较高的股票组合比持股比例较低的股票组合的平均收益明显低。我们进而分析（组合形成）后 3 个月和 6 个月个人持股比例与收益之间的关系发现，各组合平均收益明显地低于前 3 个月和 6 个月的相应收益。例如，组合 1 的后 6 个月持有期收益率为 - 3.71%，而组合 5 的同期收益率为 - 0.41%，这都显著低于他们在前 6 个月的分别为 9.69% 和 2.35% 的水平。

表 2 还表明了个人持股比例与净市率、换手率和流通股比例之间的关系。个人持股比例越高的股票，其净市率和换手率一般越高。这意味着，个人投资者偏好价值型股票（value stock）和流动性高的股票。此外，个人投资者表现出偏爱低流通股比例股票的倾向。个人持股比例最低的股票组合的平均流通股比例为 39.3%，而持股比例最高的组合的平均流通股比例为 32.4%，且两个组合之间流通股比例的差别十分显著。

总之，表 2 的结果显示个人投资者偏好高风险（公司规模小、β 值高和波幅高）、高净市率、高换手率和低流通股比例的股票。个人投资者还倾向于持有历史弱势股（即过去股价表现不好的股票）。以上结果与行为金融理论的预测一致，也与 Kim and Nofsinger（2003）关于日本个人投资者的行为表现的研究结论类似。

2. 个人持股比例的变化

为了更好地理解个人投资者的决策行为及其投资绩效，我们进一步分析投资者在该期间月持股比例的变化。与上文的组合研究方法相似，我们根据个人持股比例的变化把样本公司分为 5 个投资组合，其中组合 1 和组合 5 分别表示减持和增持最多的组合。我们考察不同持股比例变化组合的风险参数和公司特征之间的关系。研究结果列示于表 3 中。组合 1 的月个人持股比例变化的均值为 - 2.09%，而组合 5 的均值为 2.24%。与表 2 的结果类似，个人持股比例的变化与公司规模成反比，但与 β 值和收益波动率之间呈正向非单调的关系。组合 1 与组合 5 之间在公司规模、β 值和收益波动上的差别都在统计上显著。个人持股比例的变化还与该月（同期）收益率有较强的负相关关系，表明投资者倾向于卖出当前表现良好的股票，而转向持有股价表现逊色的股票。组合形成前几个月的收益分析结果显示，个人投资者奉行逆向（contrarian）投资策略。投资者减持最多的股票组合的前 3 个月和前 6 个月的平均收益分别为 8% 和 11.1%，而增持最多的股票组合的同期平均收益分别只有 2.62% 和 4.65%。虽然投资者更倾向于卖掉盈利股票，而持股比例变化最小的股票组合（组合 3）的前期收益最低，这意味着中国个人投资者不愿意实现损失，并继续持有亏损股票。

表3 个人持股比例的变化、风险水平与公司特征

	组合1（减持最多）	组合2	组合3	组合4	组合5（增持最多）	组合1－组合5（t统计量）
个人持股比例变化（%）	-2.09	-0.20	-0.01	0.36	2.24	-4.33 (-11.39)***
公司规模（百万元）	1505	1255	1266	1351	1354	149 (3.02)***
β值	1.01	1.05	1.04	1.05	1.06	-0.05 (-1.99)**
收益波动率	2.38	2.37	2.29	2.34	2.41	-0.04 (-1.97)**
该月收益率（%）	1.79	1.01	0.34	0.26	0.10	1.68 (3.53)***
前3个月的收益率（%）	8.00	3.12	1.36	2.46	2.62	5.37 (8.11)***
前6个月的收益率（%）	11.09	5.28	2.93	3.84	4.65	6.44 (6.04)***
后3个月的收益率（%）	1.19	0.84	0.55	-0.45	-1.29	2.48 (3.11)***
后6个月的收益率（%）	-1.35	-1.75	-1.78	-2.80	-5.52	4.17 (3.23)***
净市率	0.78	0.79	0.86	0.81	0.76	0.02 (0.79)
换手率（%）	24.43	24.22	21.01	22.79	26.28	-2.15 (-2.06)**
流通股比例（%）	36.92	35.48	35.61	36.27	35.43	1.49 (1.98)**

注 括号中的数据是t检验统计量，其零假设为，不同个人持股比例投资组合的横断面均值相等。＊＊＊、＊＊和＊分别表示统计显著性水平为1%、5%和10%。

投资者奉行逆向投资策略也可能是因为投资者认为前期盈利和亏损股票的收益将会出现收益反转，所以他们更倾向于卖出前期的盈利股票。与此相反，投资组合1（个人持股减持最多的组合）的平均未来收益明显地要比组合5（个人持股增持最多的组合）高。组合1在接下来的3个月和6个月中的平均收益分别为1.19%和-1.35%，而组合5的同期收益分别为-1.29%和-5.52%。所以，投资者卖出的股票要比他们买入的股票平均表现好很多，这说明个人投资者的投资决策很不明智。Kim and Nosfinger（2003）对日本的个人投资者分析也有类似的发现。

表3最后3行数据显示，各持股比例变化的股票组合的平均净市率并无显著差异，持股比例变化与换手率之间存在正向但非线性关系。投资组合3的月平均换手率最低，而当投资者无论是增持还是减持股票时，换手率均会提高，不过组合5比组合1的换手率（流动性）更高。而且，个人投资者倾向于减持流通股比例高的股票而增持流通股比例低的股票。

表 3 的结果支持行为金融学中关于投资者行为偏差的假设，即投资者表现出过度自信，倾向于持有高风险股票，从事过度交易，以及实施逆向投资策略。表 3 的结果也支持了 Shefrin and Statma (1986) 的处置效应理论，即投资者倾向于卖出盈利的股票而长期持有浮亏股票。Grinblatt and Keloharju (2000) 和 Nofsinger and Sias (1999) 分析了芬兰和日本投资者行为也得出了类似的证据。更为重要的是，这些行为偏差引致了投资者不明智的决策和拙劣的投资绩效。

3. 牛市和熊市中的投资者行为偏差

Daniel et al. (2001) 和 Gervais and Odean (2001) 的过度自信理论指出，由于“归因偏差”(attribution bias)，在获得收益后，投资者的过度自信心理会膨胀，由此，牛市就更容易滋长过度自信。在过度自信的影响下，定价偏差会在牛市中表现得更严重 (Daniel et al. , 2001)。因此，根据行为金融学理论，投资者在不同的市场状态下会有不同的表现，并且这将对收益率和市场流动性等市场总体指标产生不同的影响。我们在这里进一步研究中国个人投资者在牛市和熊市中的行为与绩效表现。我们的样本期间正巧包括了一段牛市和一段熊市。图 1 描绘了自 1999 年 1 月至 2002 年 12 月这四年期间的上海 A 股综合指数。

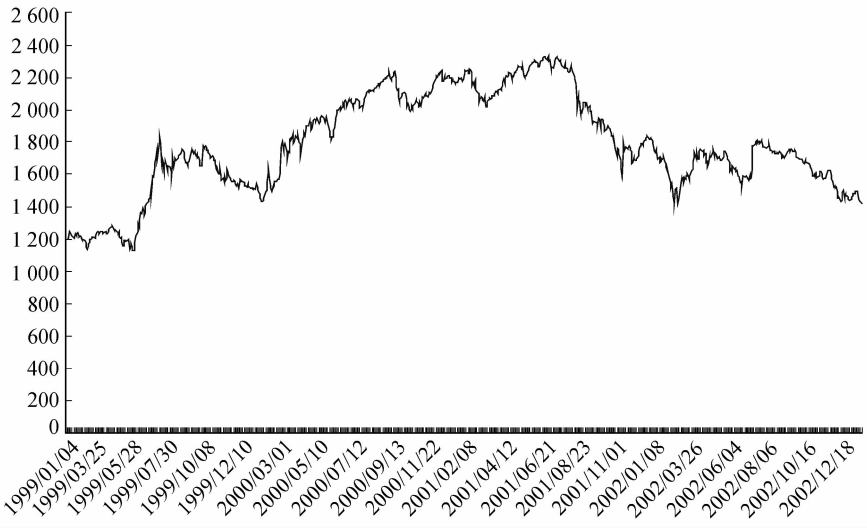


图 1　上海 A 股综合指数 (1999 年 1 月—2002 年 12 月)

图 1 显示从 1999 年 1 月至 2001 年 6 月期间，市场总体上呈上升趋势，然后，市场从最高点开始滑落。自 2000 年 2 月至 2001 年 6 月，总体指数上升了大约 29%，而从 2001 年 6 月至 2002 年 6 月，市场指数从最高点下降了 24%。因此，根据金融文献对市场状态的传统定义 (20% 涨跌幅)，我们将 2000 年 1 月 16 日至 2001 年 6 月 15 日这段时期定义为牛市 (共 17 个月)，2001 年 6 月 16 日至 2002 年 6 月 15 日这段时期定义为熊市 (共 12 个月)。

我们首先分析个人持股比例分别在牛市和熊市中随着收益率和其他公司特征的变化如何变化。与表2的分析方法类似,我们根据个人持股比例水平将股票划分成不同的投资组合,然后分析在这两段时期内不同投资组合的风险参数和公司特征。分析结果如表4所示。

表4 牛市和熊市中的个人持股比例

	组合1(最低)	组合2	组合3	组合4	组合5(最高)	组合1—组合5
A组:个人持股比例(%)						
牛市	77.50	92.62	96.59	98.09	99.13	-21.64(-40.19)***
熊市	80.90	92.51	96.32	98.23	99.18	-18.29(19.78)***
牛市—熊市	-3.40(-2.24)**				-0.05(0.72)	
B组:前6个月的收益率(%)						
牛市	0.098	0.060	0.056	0.063	0.048	0.050(3.01)***
熊市	0.041	0.025	-0.005	0.027	-0.013	0.058(3.44)***
牛市—熊市	0.057(4.38)***				0.061(5.94)***	
C组:公司规模(百万元)						
牛市	2111	1639	1299	1178	1045	1066(38.33)***
熊市	1876	1405	1221	986	1083	753(17.28)***
牛市—熊市	236(2.89)***				-38(-0.86)	
D组:β值						
牛市	0.99	0.98	1.05	1.04	1.06	-0.07(-1.98)**
熊市	0.96	1.05	1.09	1.15	1.14	-0.18(-10.33)***
牛市—熊市	0.03(0.96)				-0.08(-2.07)**	
E组:收益波动率						
牛市	2.19	2.21	2.23	2.32	2.35	-0.14(-1.91)*
熊市	2.30	2.44	2.52	2.54	2.55	-0.15(-1.98)**
牛市—熊市	-0.11(-0.88)				-0.20(-1.89)*	
F组:净市率						
牛市	0.55	0.71	0.96	0.88	0.74	-0.19(-7.27)***
熊市	0.77	0.78	0.95	0.90	0.80	-0.03(0.96)
牛市—熊市	-0.22(3.14)***				-0.14(1.62)	
G组:换手率(%)						
牛市	28.5	30.7	32.5	34.2	32.9	-4.38(-2.29)**
熊市	14.8	15.0	15.4	15.6	13.9	0.89(0.91)
牛市—熊市	13.8(7.68)***				18.89(10.27)***	
H组:流通股比例(%)						
牛市	39.35	37.60	33.71	30.98	32.13	7.22(25.93)***
熊市	38.70	38.11	36.04	36.22	36.84	1.86(1.97)**
牛市—熊市	0.65(0.88)				-4.71(-8.23)***	
I组:后6个月的收益率(%)						
牛市	0.085	0.029	0.011	0.026	-0.006	0.091(8.57)***
熊市	0.031	0.020	-0.004	-0.037	-0.039	0.070(6.33)***
牛市—熊市	0.076(4.39)***				0.033(3.88)***	

注:括号中的数据是t检验统计量,其零假设为,不同个人持股比例投资组合的横断面均值相等。***、**和*分别表示统计显著性水平为1%、5%和10%。

表 4 中的 A 组表明了每种组合在牛市和熊市中的个人持股比例的平均水平。表中的收益是市场调整收益。市场调整收益是将股票月收益减去同期上海 A 股综合指数的收益而得。这种调整的优势在于消除大盘变动对牛市和熊市股票收益产生的不同影响。在牛市中，持股比例的平均水平从组合 1 的 77.5% 增加到组合 5 的 99.13%；而在熊市中，其比例在组合 1 的 80.9% 到组合 5 的 99.18% 之间。B 组表明了各组合在牛市和熊市中的（组合形成）前 6 个月的市场调整收益。[5] 无论是在牛市还是熊市，个人持股比例较低的投资组合的收益要高于个人持股比例较高的组合的收益。在两种市场状态下，组合 1 与组合 5 之间的平均收益之差都在统计上显著。C 组表明，在两种市场状态下，个人投资者都较偏好于小规模公司的股票。但在个人持股比例既定的条件下，组合 1 在两种市场状态下的规模之差在统计上显著，而组合 5 的则不显著，这表明个人投资者在牛市比在熊市更偏好于小规模的公司。D 组和 E 组的数据表明在两种市场状态下，个人持股比例随着 β 值和收益波动率的上升而增加。净市率的结果列示在 F 组。在牛市中，个人持股比例较高的股票的净市率也较高，并且组合 1 与组合 5 之间的净市率之差在统计上显著。而在熊市中，不同投资组合间的净市率之差不显著。

G 组和 H 组表明了不同持股比例组合的平均换手率和流通股比例。在个人持股比例既定的条件下，牛市的平均换手率大约是熊市换手率的两倍。在牛市上个人持股比例高的投资组合的换手率要高于个人持股比例低的投资组合。组合 1 与组合 5 之间在牛市上的平均换手率之差的统计显著性水平为 1%，而在熊市中不显著。与表 2 的结果一致，个人持股比例与流通股比例之间呈负相关关系。在牛市中，组合 1 与组合 5 的平均流通股比例之差为 7.22%，并在统计上显著；而在熊市中，二者之差别只有 1.86%。在最后一组中，我们列明了不同个人持股比例的投资组合的后 6 个月的市场调整收益。与前面的分析结果一致，无论在牛市还是在熊市，个人持股比例较低的股票要比个人持股比例较高的股票的表现好。在两种市场状态下，组合 1 与组合 5 之间的后 6 个月的平均收益之差都在统计上显著。个人持股比例最低的组合的后 6 个月的市场调整收益率在牛市和熊市中要比个人持股比例最高的组合分别高出 9.1 和 7 个百分点。

我们还利用与上述相同的双分类方法分析了不同市场状态下的个人持股比例变化来研究投资者行为偏差。分析结果如表 5 所示。表 5 中的 A 组表明个人持股比例的变化在牛市和在熊市中的差别分别为 5.3% 和 3%。这表明个

〔5〕 我们还计算了前 3 个月和后 3 个月的市场指数调整后的平均收益率。由于此收益率趋势与表 6 中列明的非常相似，为节省空间，在此没有列明。

人投资者总体上在牛市比在熊市中更加积极活跃地交易。B 组表明由于个人投资者在牛市和在熊市上都可能卖掉前期的盈利股票,而继续持有前期的亏损股票,因此在牛市和熊市中都存在处置效应。组合 1 和组合 5 的前 6 个月的市场调整收益在牛市和熊市中的差别都在统计上显著。在牛市中,投资者倾向于既卖掉前期的盈利股票,也买进前期的亏损股票;个人股票增持最多和减持最多的投资组合的前期收益率要比持股比例变化最小的投资组合(投资组合 3)高很多。而在熊市上,这方面的差别并不明显。

C 组、D 组和 E 组表明了个人持股比例变化与风险参数之间的关系。与表 4 的结果类似,个人持股比例变化与公司规模存在负相关关系。在牛市中,投资者倾向于增持规模较小公司的股票而减持大规模公司的股票。投资者增持的股票组合(组合 5)的公司规模要比他们减持的股票组合(组合 1)的平均规模小。但是,个人持股比例变化和 β 值之间的关系在两种市场状态下都不显著。个人增持最多的投资组合的平均 β 值要比减持最大的投资组合高,但在两种市场状态下,组合 1 与组合 5 的 β 值之差都在统计上不显著。此外,与表 4 相一致,投资者在牛市和熊市中都倾向于持有波幅较大的股票。

F 组表明了组合 1 和组合 5 在牛市和在熊市中的净市率之差也不显著。在 G 组和 H 组,我们发现个人投资者比例变化与换手率和流通股比例之间的关系都与表 4 的结论一致。这进一步验证了我们先前关于个人投资者的交易在牛市比在熊市中更加积极活跃的论点,而且他们在牛市比在熊市更倾向于将其持有的股票由高流通股比例的股票转换成低流通股比例的股票。

表 5 的最后一组表明以个人持股比例变化划分的每个投资组合的后 6 个月的市场调整收益。与前面的分析结果类似,投资者卖出的股票(投资组合 1)的平均收益率低于其买进的股票,然而,这种表现只在牛市中显著。在牛市中,组合 1 与组合 5 的后 6 个月的市场调整收益率之差高达 5.7%(年收益为 11.4%),而在熊市中这二者之间的平均收益率几乎没有差异。

表 4 和表 5 的结果表明,中国个体投资者在牛市比在熊市表现出更强烈的过度自信——他们在牛市中拥有或增持高风险(小规模、高 β 和高波动率)股票,以及更过度交易(高换手率)。而且,投资者在牛市中倾向于持有更多低流通股比例的股票。这些行为偏差引致投资者在牛市时买入的股票显著比他们卖出股票的收益表现差。这些结论与 Gervais and Odean (2001) 的牛市中投资者更强烈自信和 Hong et al. (2006) 低流通股比例导致更强烈的过度自信的理论相符。尽管在牛市和熊市中投资者都表现出处置效应,但是我们并没有发现市场状态与处置效应之间存在显著关系的证据。

表 5　牛市和熊市中的个人持股比例变化

	组合 1（减持最大）	组合 2	组合 3	组合 4	组合 5（增持最大）	组合 1－组合 5
A 组：个人持股比例的变化（%）						
牛市	- 2.49	- 0.18	0.09	0.50	2.84	- 5.32（- 11.07）***
熊市	- 1.55	- 0.21	- 0.16	0.18	1.46	- 3.01（- 8.35）***
牛市－熊市	- 0.94（- 1.62）				1.38（2.01）**	
B 组：前 6 个月的收益率（%）						
牛市	0.099	0.056	0.027	0.041	0.059	0.040（3.83）***
熊市	0.052	0.007	0.007	0.006	0.006	0.046（4.05）***
牛市－熊市	0.047（2.71）***				- 0.053（2.39）***	
C 组：公司规模（百万元）						
牛市	1 569	1 279	1 293	1 444	1 386	177（2.13）**
熊市	1 420	1 223	1 230	1 227	1 376	43（0.68）
牛市－熊市	150（1.80）*				310（2.73）***	
D 组：β 值						
牛市	1.01	1.02	1.01	1.02	1.03	- 0.01（- 0.59）
熊市	1.04	1.09	1.10	1.10	1.07	- 0.03（- 1.37）
牛市－熊市	- 0.03（- 1.20）				- 0.04（- 1.36）	
E 组：收益波动率						
牛市	2.25	2.25	2.16	2.23	2.32	- 0.07（2.33）**
熊市	2.45	2.53	2.47	2.50	2.51	- 0.06（- 2.06）**
牛市－熊市	- 0.20（- 2.78）***				- 0.10（- 2.69）***	
F 组：净市率						
牛市	0.74	0.77	0.85	0.80	0.69	0.04（1.40）
熊市	0.84	0.81	0.86	0.83	0.85	- 0.01（- 0.16）
牛市－熊市	- 0.10（1.62）				- 0.16（1.99）**	
G 组：换手率（%）						
牛市	37.18	31.94	27.85	29.48	32.09	5.01（4.12）***
熊市	16.83	13.83	11.91	13.79	18.48	- 1.65（- 1.11）
牛市－熊市	20.35（13.45）***				13.60（4.97）***	
H 组：流通股比例（%）						
牛市	36.31	35.88	34.30	34.98	34.26	- 2.05（- 2.68）***
熊市	36.70	37.52	37.39	38.10	36.62	- 0.08（- 0.26）
牛市－熊市	- 0.49（- 1.99）***				- 2.36（- 4.33）***	
I 组：后 6 个月的收益率（%）						
牛市	0.047	0.044	0.034	0.033	- 0.011	0.057（5.72）***
熊市	0.004	- 0.003	0.001	- 0.012	0.004	- 0.001（- 0.12）
牛市－熊市	0.043（4.05）***				- 0.015（- 1.93）*	

注：括号中的数据是 t 检验统计量，其零假设为不同个人持股比例投资组合的横断面均值相等。＊＊＊、＊＊和＊分别表示统计显著性水平为 1%、5%和 10%。

五、结　　论

在本文中，我们通过个人持股比例和个人持股比例变化来探究中国个人投资者的行为偏差及其经济影响。我们发现，中国个人投资者倾向于持有高风险

(小规模、高β和高收益波动率)、高净市率、高换手率和低流通股比例的股票。而且,个人投资者总体上倾向于卖掉前期表现良好的股票,而长期持有表现不好或潜损的股票。然而,个人持股比例较高或增持较多的股票的随后6个月的表现较持股比例较低或减持较多的股票逊色。我们的分析结果支持了行为金融学关于投资者的过度自信和处置效应的理论。我们还进一步研究了在牛市和熊市中的个人投资者的行为与表现,发现投资者在牛市和熊市中都倾向于卖掉前期的盈利股票而持有前期的亏损股票,然而,在牛市中他们进行投资决策比在熊市中表现出更强烈的过度自信,也就是说,投资者在牛市比在熊市更倾向于持有(买进)高风险、高换手率和低流通股比例的股票。

与其他的相关的研究结论(Odean,1999;Kim and Nofsinger,2003)一致,中国的个人投资者的投资决策显著表现出行为偏差。而且,本文还首次验证了Hong et al.(2006)关于流通股比例影响投资者过度自信的理论。我们的关于具有代表性亚洲文化特色的中国市场的分析结果表明,投资者的行为偏差看来是一个经常的现象。这对资产定价理论的发展具有重要的启示性意义。我们的结论对投资者决策也有一定的实践意义。

参考文献

[1] Bange, M., 2000, Do the portfolios of small investors reflect positive feedback trading, Journal of Financial and Quantitative Analysis 35, 239—255.

[2] Barber, B. M., and T. Odean, 2000, The courage of misguided convictions: The trading behavior of individual investors, Financial Analysts Journal 55, 41—45.

[3] Barber, B. M., and T. Odean, 2001, Boys will be boys: Gender, overconfidence, and common stock investment, Quarterly Journal of Economics 116, 261—292.

[4] Chen, K. M., K. A. Kim, J. R. Nofsinger., and O. M. Rui., 2004, Behavior and performance of emerging market investors: Evidence from China, Hong Kong Polytechnic University Working Paper.

[5] Daniel, K., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, 2001, Overconfidence, arbitrage, and equilibrium asset pricing, Journal of Finance 56, 921—965.

[6] Dhar, R., and A. Kumar, 2002, A non-random walk down the main street: Impact of price trends on the trading of individual investors, Yale University Working Paper.

[7] De Long, J. Bradford, A. Shleifer, L. H. Summers, and R. J. Waldmann, 1990, Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation, Journal of Finance 45, 379—395.

[8] Fama, E., and K. French, 1992, The cross-section of expected stock returns, Journal of Finance 47, 427—465.

[9] Feng, L., and M. S. Seasholes, 2004, Correlated trading and location, Journal of Finance 59, 2117—2144.

[10] Gervais, S., and T. Odean, 2001, Learning to be overconfident, Review of Financial Studies 14, 1—27.

[11] Gompers, P. A. and A. Metrick , 2001, Institutional investors and equity prices, Quarterly Journal of Economics 116, 229—260.

[12] Grinblatt, M. and M. Keloharju, 2000, The investment behavior and performance of various investor types: A study of Finland's unique data set, Journal of Financial Economics 55, 43—67.

[13] Grinblatt, M. , and M. Keloharju, 2001, What makes investors trade? Journal of Finance 56, 589—616.

[14] Hirshleifer, D. , 2001, Investor psychology and asset pricing, Journal of Finance 56, 1533—1597.

[15] Hirshleifer, D. , and G. Y. Luo, 2001, On the survival of overconfident traders in a competitive securities market, Journal of Financial Markets 4, 73—84.

[16] Hong, H. , J. Scheinkman , and W. Xiong, 2006, Asset float and speculative bubbles, Journal of Finance 61, 1073—1117.

[17] Hong, H. , and J. C. Stein, 1999, A unified theory of underreaction, momentum trading, and overreaction in asset markets, Journal of Finance 54, 2143—2184.

[18] Jegadeesh, N. , and S. Titman, 1993, Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, Journal of Finance 48, 65—91.

[19] Kim, K. , and J. Nofsinger, 2003, The behavior and performance of individual investors in Japan, Working Paper, Washington State University.

[20] Kyle, A. S. , 1985, Continuous auctions and insider trading, Econometirca 53, 1315—1335.

[21] Lakonishok, J. , A. Shleifer, and R. W. Vishny, 1992, The impact of institutional trading on stock prices, Journal of Financial Economics 32, 23—43.

[22] Llorente, G. , R. Michaely, G. Saar, and J. Wang, 2002, Dynamic volume-return relation of individual stocks, Review of Financial Studies 15, 1005—1047.

[23] Merton, R. , 1973, An intertemporal capital asset pricing model, Econometrica 41, 867—887.

[24] Merton, R. , 1987, A simple model of capital market equilibrium with incomplete information, Journal of Finance 42, 483—451.

[25] Nofsinger, J. R. and R. W. Sias,1999, Herding and feedback trading by institutional and individual investors, Journal of Finance 54, 2263—2295.

[26] Odean, T. , 1998, Are investors reluctant to realize their losses, Journal of Finance 53, 1775—1798.

[27] Odean, T. , 1999, Do investors trade too much? American Economic Review 89, 1279—1298.

[28] Sias, R. W. , L. T. Starks, and S. Titman, 2000, The price impact of institutional trading, Working paper, University of Texas.

[29] Shefrin, H. , and M. Statman, 1986, The disposition to sell winners too early and ride losers too long: Theory and evidence, Journal of Finance 40, 777—792.

[30] Statman, M. , and S. Thorley, 1999, Overconfidence, disposition and trading Volume, Santa Clara University Working Paper.

[31] Wang, C. , and S. Chin, 2004, Profitability of return and volume based investment strategies in China's stock market, Pacific Basin Finance Journal 12, 541—564.

[32] Wang, J. , 1994, A model of competitive stock trading volume, Journal of Political Economy 102, 127—168.

Behavioral Biases of Individual Investors in China

Changyun Wang
(School of Finance, Renmin University of China)
Qian Sun
(Institute of Financial and Accounting Studies, Xiamen University)

Abstract A large body of literature has documented that investors exhibit behavioral biases in the U. S. and other developed markets. This paper examines behavioral biases of individual investors in the emerging Chinese stock market using categorized monthly ownership data uniquely available from the Shanghai Stock Exchange (SHSE). We find that Chinese individual investors exhibit behavioral biases, namely, they are overconfident (holding high-risk stocks), engaged in feedback trading, and predisposed to sell past outperforming stocks and hold on to past losers (i. e. the disposition effect). We also document that stocks that individual investors buy under-perform those that they sell by 8. 4% per annum on the market-adjusted basis over the subsequent 6 months. Further analyses indicate that Chinese investors appear to be more overconfident in the bull market than in the bear market, although they display the disposition effect under both market states.

Key Words Individual Investor, Behavioral Bias, Chinese Stock Market, Investment Performance

JEL Classification G11, G12, G14

金融学季刊
2007 年 第 3 卷 第 1 期

Quarterly Journal of Finance
Vol. 3, No. 1, 2007

谁在拉低股价？
——中国股市上的隐蔽交易

才静涵　欧阳红兵　柴　俊[*1]

摘　要　本文研究了中国股市上的隐蔽交易假说。通过对上证 180 指数股在 2004 年 6 月到 2005 年 5 月一年间所有交易数据的分析，结果发现，股票价格变化主要是由中等规模的交易推动的。这一证据支持了隐蔽交易假说：内幕信息主要通过中等规模的交易反映到股票价格变化中，股票的价格变化主要是由于内幕交易者的私有信息所引致。隐蔽交易在跌幅大的个股中体现明显；隐蔽性交易更倾向于发生在中等市值的个股之中。

关键词　隐蔽交易假说，内幕交易，私人信息，交易规模

一、前　　言

截至 2005 年底，中国股市在大约 4 年半的时间里经历了一次漫长的熊市，上证综合指数从 2001 年 6 月 14 日的 2 241 点的历史最高位，一路跌至 2005 年 7 月 11 日的 1 011 点。在这段约 50 个月的时间里，市场有 30 个月以下跌收市，而股票流通市值也从 2001 年的14 463亿元下跌至 2005 年的10 631亿元。很多的分析集中于讨论这一次熊市的原因或解决方案，本文试图研究的，是持续下跌过程中的交易行为对股票价格的影响。我们的核心问题是：哪些类型的交易在拉低股价？

* 才静涵，金融学博士，深圳证券交易所博士后工作站；欧阳红兵，金融学博士，华中科技大学经济学院副教授；柴俊，金融学博士，香港城市大学经济与金融系副教授。通讯作者及地址：欧阳红兵，武汉市华中科技大学经济学院，430074；电话：027-87541730；E-mail：ouyanghb@126.com。作者感谢深圳证券交易所曾颖、吴林祥，上海交通大学吴冲锋，韩国成均馆大学 Ahn Hee Joon，香港理工大学姚军，香港城市大学郭方，以及两位匿名审稿人对文章的宝贵意见和建议。本文是国家自然科学基金课题“公司治理与内幕交易行为及监管创新研究”（批准号：70573034）及第四十批中国博士后科学基金“私有信息、交易策略和股票价格波动研究”（批准号：20060400228）的相关研究成果。文章仅为作者个人观点，不代表作者单位意见。如有错误疏漏之处，文责自负。

这样一类问题一般都必然涉及所谓内幕交易[1]的研究。很多研究显示，在所有交易中，由内幕交易者进行的交易要比其他交易包含着更多的信息。一些实证研究，如 French and Roll (1986)，以及 Barclay, Litzenberger, and Warner (1990) 显示，股价波动 (price change, volatility) 主要是由于在交易过程中的私人信息所导致。与之相呼应，Kyle (1985) 的理论分析认为，内幕交易者通过选择交易的时间和分拆委托单来隐藏其交易动机；而 Admati and Pfleiderer (1988) 则提出：内幕交易者总是选择成交量大的时候进行交易，其目的也是要隐蔽身份，二者可谓异曲同工。

Easley and O'Hara (1987) 的模型直接把交易规模引入分析。他们认为，内幕交易者会选择大规模交易。然而，Cornell and Sirri (1992) 通过一个关于内幕交易被起诉的案例分析说明：内幕交易者似乎更倾向于应用中等规模交易 (medium-size trade)。

沿循着这一思路，Barclay and Warner (1993) 认为：私人信息会通过交易泄露出来，且内幕交易者会通过选择中等规模交易来实现其价位目标。他们提出了经典的隐蔽交易假说 (stealth-trading hypothesis)：内幕交易者会选用中等规模交易，而股票价格变化主要是由于交易过程中泄露出的私人信息造成，因此，股票的累计价格变化主要发生在中等规模交易中。

为什么内幕交易者会选择中等规模交易？其原因有二：第一，大规模交易容易引起市场注意，从而泄漏出交易者身份和意图，特别是在一个内幕交易受严格管制的市场上，大规模交易的成本会更高；第二，小规模交易由于几乎不能影响价格变化而只有很低的获利能力，考虑到按笔收取的手续费用，小规模交易的成本也显然很高。所以，中等规模交易才是内幕交易者的首选。Barclay and Warner (1993) 的实证分析证实了他们的假设：中等规模交易的数量占了总交易数量的 38.12%，然而，由于中等规模交易而引致的累计价格变化却达到全部交易的 99.43%。即使考虑成交量和交易数量的影响后，中等规模交易所带来的累计价格变化仍然远远高于其数量比例。

在此之后，Chakravarty (2001) 进一步发展了隐蔽交易假说。通过区分交易者的身份，他发现，累计价格变化的主要来源是机构投资者所使用的中等规模交易，而不是个人投资者。这一结果意味着：机构投资者比个人投资者拥有更多的私人信息，因此其交易行为才会与价格变化相一致。Chakravarty, Gulen and Mayhew (2004) 研究了跨股票和期权市场的内幕交易，他们认为，有相当一部分的价格发现是通过期权市场完成的。这一发现拓展了内幕交易研究的

[1] 在本文中，我们不牵涉到对于法律意义上内幕交易的认定等相关问题。因此，本文所指的"内幕交易"仅指基于私人信息基础之上进行的交易，以与"公开交易"相对应。

范畴。

上述文章使用的都是美国数据。最近，使用其他市场的数据的研究逐步开始。Ascioglu，Forde and McInish（2005）使用日本证券交易所的数据进行了研究，Chakravarty，Kalev and Pham（2005）则使用澳大利亚交易所的数据进行了验证。他们都是使用指令驱动市场数据进行研究，但得出的结论却与 Barclay and Warner（1993）以及 Chakravarty（2001）不尽相同。前者发现，内幕交易者在日本市场倾向于使用更小规模的交易规模；而后者则发现，在牛市中，与成交量相比，不同规模的交易所引致的累计股票价格变化均较小。实质上，这一发现是对隐蔽性交易假说的一种削弱。同时，上述研究的绝大部分应用了牛市（或者选择累计股票价格显著为正的样本区间）的样本。其原因如 Chakravarty（2001）所说，“……内幕交易者在下降的市场中是否同样活跃，目前还不清楚”。Chakravarty，Kalev and Pham（2005）的证据也说明，隐蔽交易在牛市和熊市中的表现是不相同的。

人们通常认为，机构投资者和庄家在中国股市上具有明显的信息优势和主导作用。基于此，本文试图实证检验熊市状态下中国股市的隐蔽交易行为。但不同于 NYSE 的是：第一，中国的证券市场是一个纯限价指令驱动的市场。在 Barclay and Warner（1993）的研究中，隐蔽交易假设是基于报价驱动市场，做市商的缺失是否会让内幕交易者产生不同的表现？已有的实证结果并不一致，因此，引入中国的样本进行研究将会进一步明晰这个问题。第二，在中国证券市场上只存在限价指令，而不存在市场指令，这一市场背景也不同于 NYSE。第三，研究内幕交易者在熊市的交易行为将会补充现有文献的不足。第四，中国还没有衍生品市场，因此，投资者只能在股票市场中交易，内幕信息也只能在股票交易中反映在价格之中，从某种程度上讲，隐蔽交易会更明显；然而，由于中国股市不允许卖空，这又削弱了熊市中隐蔽交易行为，因此，对中国股票市场中的隐蔽交易行为的研究尤其有趣。

我们应用上海证券交易所 180 指数成分股在 2004 年 6 月 1 日至 2005 年 5 月 31 日之间的交易数据，对中国市场上隐蔽交易行为进行了研究。在这一年的时间里，上证 180 指数具备单边持续下跌的熊市特征，除 2004 年 9 月略有上升外，其余 11 个月全部下跌（见图 1）。实证结果表明，中国市场上隐蔽交易行为表现得十分明显，中等规模交易引致的股票价格变动与市场趋势相同且显著。公开信息假设以及成交量假设无法解释这一实证结果。

本文其余部分的安排如下：第二部分描述数据；第三部分介绍研究方法及实证结果；第四部分进行稳定性检验；第五部分进行总结。

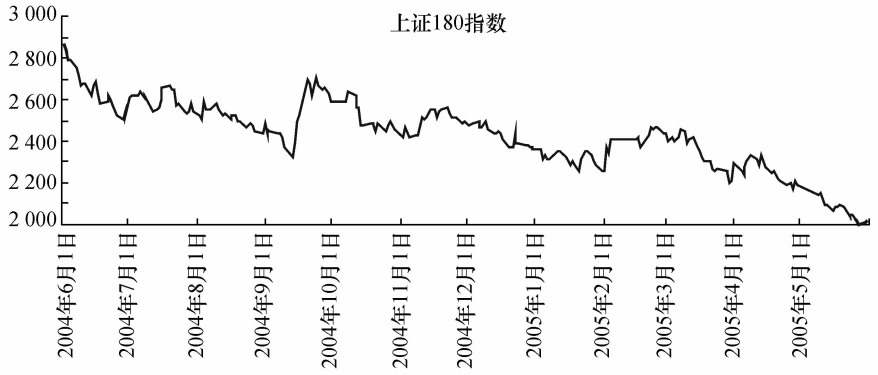


图 1 上证 180 指数在样本期内的表现

数据来源:Bloomberg。

二、数 据

本文应用的是上海证券交易所 180 指数股在 2004 年 6 月 1 日至 2005 年 5 月 31 日之间的逐笔交易数据,数据字段包括股票代码、交易日、交易时间(精确到秒)、成交价格、成交数量、成交金额、买卖标识、买卖价差等。该样本出自 CSMAR 股票交易高频数据库。

我们对数据库进行了整理,凡下列情况的交易记录均在我们的样本数据库中进行了调整:

(1) 由于上海证券交易所的连续竞价交易时间为周一至周五的上午 9:30 到 11:30 和下午的 13:00 到 15:00。在本研究中,我们只保留了所有连续竞价的交易数据。

(2) 每笔交易必然是由买方或卖方中的一方来启动这笔交易的发生,这可以由数据中的买卖方向字段显示出来。但在交易记录中,有一类交易的买卖方向为空。这表明或者只是买卖报单的变化并未发生交易,或者是由于在撮合成交的情况下很难判断买卖双方的主动性;同时,还有一类观测值的成交量为 0,这类记录表示只有买卖报单变化,而没有实际交易。凡属这两类情况的记录均被删除。

(3) 样本同时还删除了所有零股。所谓"零股",是指不足 100 股(最小交易单位)的股票。交易规则规定:在每个交易日的正常交易时间内,投资者可以委托卖出零股,但不能委托买入零股。零股可能由于送股、配股、转配股而产生,也可能由于零股委托卖出而产生。

(4) 和现存的文献相同,我们在样本中只保留了显著下跌的股票。所有在

样本期间内跌幅低于 10% 的股票，我们没有包含在样本中。[2] 这样，最终的样本包含 163 只股票在 2004 年 6 月 1 日至 2005 年 5 月 31 日之间的逐笔交易数据。

(5) 对于在时间 t 发生的交易所带来的价格变化被定义为在 t 时刻交易价格减去前一笔交易，即第 t - 1 时刻交易价格之差。因此，由于 t 时刻的交易所引起的价格变化即为 $p_t - p_{t-1}$。过夜价格变化，即第 N 天的收盘价与第 N + 1 天的开盘价之前的价格变化不算在内。

三、研究方法及实证结果

(一) 描述性统计

我们首先将所有交易按其规模不同分成 19 组，分别为 d100，d200，d300，d400，d500，d600，d1000，d2000，d5000，d1w，d2w，d3w，d4w，d5w，d10w，d20w，d30w，d40w，d50w。其中 d100 组的交易规模最小，d50w (即 50 万) 组的规模最大。各组的具体分类标准详见附录 1。

如前所述，我们感兴趣的是不同交易规模 (或不同组别) 所引致的价格变化是否相同，定义各组的每笔交易平均价格变化为：

$$\text{每笔交易平均价格变化} = \frac{\text{所有交易引致的累计价格变化}}{\text{总交易笔数}}$$

各组的每笔交易平均价格变化表示的是在某一特定组别内平均每笔交易所引致的股票价格变化。在不存在内幕交易的前提下，各个组别中每笔交易平均价格变化应相同，且均与市场趋势一致。而按照隐蔽交易假说，中等交易规模导致的价格变化将远大于其他组别，且会与市场趋势一致。在以下研究中，我们将小规模交易、中等规模交易和大规模交易暂定义为：成交量小于 10 000 股的，称为小规模交易；成交量大于 400 000 股的，称为大规模交易；成交量介于两者之间的，称为中等规模交易。这一分类方法略显武断，因此，我们在后文中也将会通过改变分组方法进行稳定性检验。

表 1 显示了各组交易在整个样本期间内每笔交易平均价格变化、交易数量和成交量。每组的数字均为样本股票的横截面数据 (163 只样本股票的均值)。可见，各组的每笔交易平均价格变化呈现出一个明显的 U 型，先降后升：自 d100 组到 d1000 组的每笔交易平均价格变化都为正；d100 组每笔交易平均价格变化最高，为 0.001067 元；d1000 组每笔交易平均价格变化最低，为 0.000026 元。自 d2000 组到 d40w 组的每笔交易平均价格变化均为负，其数值先是下降，到 d2w 组时达到最低的 - 0.005050 元，然后反弹。交易规模最大的一组，d50w 组的每笔交易平均价格变化再次变为正值。这一 U 型的每笔交易平均价格变化

[2] 在后文中，我们用全样本进行稳健性检验。

表 1 各组交易的描述性统计

组别	每笔交易平均价格变化 (元)	交易笔数	累计成交量 (股)
d100	0.001067	4 106	410 588
d200	0.000462	5 006	983 620
d300	0.000377	5 144	1 527 012
d400	0.000226	3 920	1 552 703
d500	0.000297	10 323	5 146 846
d600	0.000170	25 676	22 600 000
d1000	0.000026	22 621	36 600 000
d2000	- 0.000155	26 350	90 400 000
d5000	- 0.000480	14 125	105 000 000
d1w	- 0.000927	8 442	120 000 000
d2w	- 0.001361	2 939	72 300 000
d3w	- 0.002141	1 357	47 000 000
d4w	- 0.002430	869	39 700 000
d5w	- 0.003298	1 470	101 000 000
d10w	- 0.002927	572	76 800 000
d20w	- 0.005050	172	40 900 000
d30w	- 0.003068	80	27 200 000
d40w	- 0.000474	57	25 700 000
d50w	0.003703	118	77 200 000

表 1 描述了每一组别中关于每笔交易平均价格变化、交易数量和成交量的描性统计。其中,交易数量和成交量均指某组中的累计交易数量和累计成交量。表中的三项指标均为样本股票的横截面数据。d100 到 d50w 各组的分类方法参见附录 1。

及其与市场趋势之间的关系在图 2 中可以更清楚地显示出来。

图 2 中定义了一个新变量:市场相对趋势指标。这一变量是指用某一组别的每笔交易平均价格变化除以所有组别每笔交易平均价格变化之和。其实质是某组的每笔交易平均价格变化占所有组别总变化的百分比。因此,一个正的相对趋势指标表示该组交易所引致的价格变化与市场方向相同。通过表 1 和图 2 可见,考虑到本文的样本期为熊市,即整体价格水平呈下跌趋势,那么只有中等规模交易导致的价格变化是与市场趋势相同的。

表 2 是关于小规模、中等规模和大规模交易的描述性统计。其中的变量累计价格变化均值百分比、每笔交易平均价格变化均值百分比、交易数量均值百分比以及成交量均值百分比的计算方式如下:(1) 累计价格变化均值百分比:对于样本中的每一只股票,首先按照交易规模分组的样本期间内所有股价变化加总,再除以各组的股价变动之和。这个变量表示某一组交易引致的价格变化占全部价格变化的百分比,它反映不同组别因而不同规模交易对价格变化的不同影响。(2) 每笔交易平均价格变化均值百分比 (交易数量均值百分比、成交量均值百分比):首先计算按照交易规模分组的平均每只股票的每笔交易平均

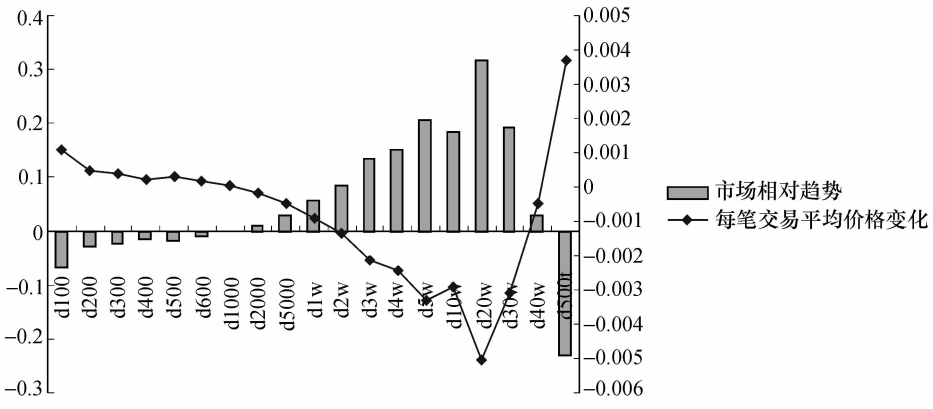


图 2　每笔交易平均价格变化及市场相对趋势

图 2 显示了每笔交易平均价格变化及市场相对趋势指标。每笔交易平均价格变化定义为：每笔交易平均价格变化 = 所有交易引致的累计价格变化/总交易数量。它表示的是（在某一特定组别内）平均每笔交易所引致的股票价格变化。市场相对趋势指标* 是指用某一组别的每笔交易平均价格变化除以所有组别每笔交易平均价格变化之和。本图内上述两个指标均为所有样本股票的横截面数据。

价格变化（交易次数、成交量），再除以各组的每笔交易平均价格变化（交易次数、成交量）之和。同上，每笔交易平均价格变化均值百分比（交易次数均值百分比、成交量均值百分比）反映的是不同组别因而不同规模交易对每笔交易平均价格变化（交易次数、成交量）的不同影响。

表 2　交易规模及股票价格变化

组别		累计股票价格变化百分比（%）		每笔交易平均价格变化百分比（%）		交易数量百分比（%）		成交量百分比（%）	
	d100		- 234.710		- 6.678		3.079		0.046
	d200		- 140.596		- 2.890		3.754		0.110
	d300		- 118.516		- 2.360		3.857		0.171
	d400		- 55.839		- 1.414		2.940		0.174
小规模交易	d500	- 353.578	- 170.374	- 6.659	- 1.860	94.275	7.741	43.073	0.577
	d600		- 247.544		- 1.066		19.255		2.534
	d1000		- 46.520		- 0.165		16.964		4.103
	d2000		166.309		0.972		19.761		10.134
	d5000		249.898		3.004		10.593		11.771
	d1w		244.314		5.798		6.330		13.453
	d2w		124.810		8.516		2.204		8.105
	d3w		79.614		13.398		1.017		5.269
	d4w		59.354		15.204		0.652		4.451
中等规模交易	d5w	451.026	118.155	129.831	20.635	5.637	1.103	48.272	11.323
	d10w		45.919		18.314		0.429		8.610

* 市场相对趋势指标的实质是某组的每笔交易平均价格变化占所有组别总变化的百分比。之所以将其称为“趋势”，是因为，在本文的样本中，由于总价格变化为负值，因此，一个正的相对趋势指标表示该组交易所引致的价格变化与市场方向相同。

（续表）

组别		累计股票价格变化百分比（%）		每笔交易平均价格变化百分比（%）		交易数量百分比（%）		成交量百分比（%）	
	d20w		13.442		31.602		0.129		4.585
	d30w		6.083		19.196		0.060		3.049
	d40w		3.649		2.965		0.043		2.881
大规模交易	d50w	2.552	2.552	-23.172	-23.172	0.088	0.088	8.655	8.655

表2显示了累计股票价格变化百分比、每笔交易平均价格变化百分比、交易数量百分比和成交量百分比。小规模、中等规模和大规模交易所对应的数值用粗体表示。小规模交易指成交量小于10 000股的交易，大规模交易指成交量大于400 000股的交易，成交量介于两者之间的称为中等规模交易。d100到d50w各组的分类方法参见附录1。

表2的数据直观地支持了隐蔽交易假设：中等规模交易的数量仅仅占总数量的5.64%，但其引致的累计股票价格变化和每笔交易平均价格变化却分别达到了451%和130%。

（二）WLS回归分析

在本部分中，我们应用加权最小二乘回归（weighted least squares）检验隐蔽交易假说并对比对应的另外两种假说：公开信息假说和成交量假说。

顾名思义，公开信息假说认为股票价格变化是由于公开信息的透露而引起的。由于公开信息会以相同的可能性分布于各个投资者的不同规模的交易中，某一规模交易所引起的股价的变化将与这组交易的数量成正比，换言之，各组的每笔交易平均价格变化应该相同。而成交量假说认为，交易规模越大，所引起的股票价格变动就越大。按照这一思路，累计股票价格变化（或每笔交易平均价格变化）应该与成交量（或每笔交易平均成交量）成正比。通过下述回归方程，我们可以直接检验隐蔽交易假说与另两个备选假说。

$$\text{tranpc}_{ij} = \alpha_1 \text{DS}_i + \alpha_2 \text{DM}_i + \alpha_3 \text{DL}_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$\text{tranpc}_{ij} = \alpha_1 \text{DS}_i + \alpha_2 \text{DM}_i + \alpha_3 \text{DL}_i + \beta_1 \text{TranVolume}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

其中，tranpc_{ij}是股票i的j类型交易（j=小规模、中等规模或大规模）在样本期间内所引致的每笔交易平均价格变化。该变量经过加权调整，其权数等于股票i的j类型交易在全部样本期间内的累计价格变化的绝对值。[3] DS_i、DM_i和DL_i分别是股票i的小规模交易、中等规模交易和大规模交易虚拟变量，TranVolume_{ij}是股票i的j类型交易未加权的每笔交易平均成交量。[4] 回归方程（1）和

[3] 之所以需要对每笔交易平均价格变化进行加权，是因为每只股票在样本期间内的累计价格变化不同，必然存在跨股票的异方差性，因此平均每次交易引致的股票价格变化要按样本期间内累计价格变化大小调整。

[4] 每笔交易平均成交量=样本期内某组交易引致的累计成交量/样本期内该组对应的交易数量。

(2) 试图证实：

假设 1 (隐蔽交易假设)：内幕交易者会选用中等规模交易，而股票价格变化主要是由于交易过程中泄露出的私人信息造成，因此，股票的累计价格变化主要发生在中等规模交易中。

表 3 的 (1) 部分是回归方程 (1) 的结果。我们发现，在三个虚拟变量中，有且仅有中等规模交易虚拟变量的参数估计在统计上显著。其值为 - 0.0189，在 1% 的水平上显著。由于在本方程中，被解释变量是实际的股票价格变化，因此，中等规模交易虚拟变量的负系数表明：只有中等规模交易所引致的每笔交易平均价格变化与市场趋势 (即熊市) 相一致。同时，Wald 检验也在 1% 的水平上拒绝三个虚拟变量相等的零假设。也就是说，这一结果不支持公开信息假说，因为如果公开信息假说成立，那么在方程 (1) 和方程 (2) 中，三个虚拟变量的系数应该相同。

表 3　加权最小二乘法回归结果

	回归方程	
	(1)	(2)
DS	0.0007 (0.49)	0.0007 (0.49)
DM	- 0.0189 ** (- 13.69)	- 0.0188 ** (- 11.41)
DL	0.0005 (0.30)	0.0020 (0.14)
TranVolume (10^{-7})		- 0.0227 (- 0.11)
调整拟合优度 (%)	30.46	30.30
F-值	62.62	46.85
	Wald 检验	
	p 值	p 值
DS = DM = DL	0.000	0.000

表 3 给出了 WLS 回归结果。样本为上证 180 指数股在样本期间内收益率低于 10% 的股票共计 163 只。回归方程为：

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

其中，$tranpc_{ij}$ 是股票 i 的 j 类型交易 (j = 小规模、中等规模或大规模) 在样本期间内所引致的每笔交易平均价格变化。该变量经过加权调整，其权数等于股票 i 的 j 类型交易在全部样本期间内的累计价格变化的绝对值。DS_i、DM_i 和 DL_i 分别是股票 i 的小规模交易、中等规模交易和大规模交易虚拟变量，$TranVolume_{ij}$ 是股票 i 的 j 类型交易未加权的每笔交易平均成交量，括号中给出了 t-统计量。Wald 检验结果在本表中同样给出。

注：* 表示在 5% 水平上显著；* * 表示在 1% 水平上显著。

表3的(2)部分是回归方程(2)的结果。与方程(1)的结果相同,三个虚拟变量中,有且仅有中等规模交易虚拟变量的系数在1%的水平上显著,其值为-0.0188。Wald检验也在1%的水平上拒绝三个虚拟变量相等的零假设。方程(2)比方程(1)增加一个解释变量——每笔交易平均成交量($TranVolume_{ij}$),但此变量的系数并不显著。这一结果既不支持公开信息假说(理由同上),也不支持成交量假说,因为如果成交量假说成立,那么在方程(2)中,每笔交易平均价格变化将仅与每笔交易平均成交量有关,估计出的每笔交易平均成交量的系数应该是所有系数中唯一一个显著的变量。

由此我们可以得出结论:只有隐蔽交易假说与表3的实证结果完全一致。隐蔽交易假说预测:中等规模交易中含有比小规模交易和大规模交易更多的信息。表3的结果说明:只有中等规模交易所引致的股票价格变化表现出了与市场变化的显著一致性。成交量的大小不能够解释这种显著性。[5]

(三) Barclay and Warner (1993)方法检验

为了与现有的文献相对照,我们又用Barclay and Warner (1993)的方法论检验隐蔽交易假说。这一方法在现存的文献中应用广泛,相关的研究包括:Chakravarty (2001),Chakravarty, Kalev and Pham (2005),等等。

这一方法采用了如下的回归方程:

$$cpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 Volume_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

$$cpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 Tran_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

其中,cpc_{ij}是股票i的j类型交易(小、中、大规模交易)引致的累计股票价格变化占三种交易类型总累计股票价格变化的百分比。这一数值同样经过加权,其权数等于股票i在全部样本期间内的累计价格变化的绝对值。DS_i、DM_i和DL_i分别是股票i的小规模交易、中等规模交易和大规模交易虚拟变量,$Volume_{ij}$是股票i的j类型交易引致的累计成交量占三种交易类型总累计成交量的百分比(未加权)。$Tran_{ij}$是股票i的j类型交易引致的累计交易数量占三种交易类型总累计交易数量的百分比(未加权)。这一回归方程就是Barclay and Warner (1993)的方法。[6]

---

[5] 我们同时还运用了Heteroskedasticity consistent (White,1980)协方差估计方法对方程(2)进行了重新估计以作为稳定性检验。回归结果表明,中等规模交易仍然是唯一在5%水平上显著为负的变量,其系数等于-0.0043,对应的t统计量为-4.91。

[6] 由于成交量百分比和交易数量百分比之间存在高度的相关性,方程(3)和(4)无法完全区分开成交量假设和公开交易假设。而在(二)部分应用的方法中,由于被解释变量直接应用了每次交易引致的价格变化,即控制了成交量和交易次数间的相互作用。这也是我们在(二)部分中引入了新方法的原因。

表 4 中回归方程 (3) 的实证结果与成交量假说不符。所有虚拟变量等于零且 $Volume_{ij}$ 等于 1 的联合假设在 5% 的水平上被拒绝。与表 3 相似，中等规模交易可以解释显著高的累计价格变化[7]：在所有的解释变量中，即使是在控制了每组的成交量之后，也只有中等规模交易虚拟变量的系数在 5% 的水平上显著为正。

表 4　Barclay and Warner (1993) 方法检验

	回归方程	
	(3)	(4)
DS	2.125 (1.13)	19.481 (1.78)
DM	2.750* (2.50)	2.348* (2.91)
DL	0.054 (0.06)	0.004 (0.00)
$Volume_{ij}$	-3.907 (-1.46)	
$Tran_{ij}$		-20.830 (-1.83)
调整拟合优度 (%)	0.87	1.16
F-值	1.93	2.24
	Wald 检验	
	p 值	p 值
DS = DM = DL	0.093	0.085

表 4 给出了 Barclay and Warner (1993) 方法检验结果。样本为上证 180 指数股在样本期间内收益率低于 10% 的股票共计 163 只。回归方程为：

$$cpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 Volume_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

$$cpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 Tran_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

其中，cpc_{ij} 是股票 i 的 j 类型交易 (小、中、大规模交易) 引致的累计股票价格变化占三种交易类型总累计股票价格变化的百分比。这一数值同样经过加权，其权数等于股票 i 在全部样本期间内的累计价格变化的绝对值。DS_i、DM_i 和 DL_i 分别是股票 i 的小规模交易、中等规模交易和大规模交易虚拟变量，$Volume_{ij}$ 是股票 i 的 j 类型交易引致的累计成交量占三种交易类型总累计成交量的百分比 (未加权)。$Tran_{ij}$ 是股票 i 的 j 类型交易引致的累计交易数量占三种交易类型总累计交易数量的百分比 (未加权)。括号中给出了 t-统计量。Wald 检验结果在本表中同样给出。

注：* 表示在 5% 水平上显著；* * 表示在 1% 水平上显著。

表 4 中回归方程 (4) 的实证结果与公开信息假说不符：所有虚拟变量等于零且 $Tran_{ij}$ 等于 1 的联合假设在 5% 的水平上被拒绝。同样，中等规模交易仍可以解释显著高的累计价格变化，即中等规模交易引致的累计价格变化显著超过

[7] 注意 在本方程中，被解释变量是百分比而不是如表 3 中的实际价格变化，因此，正的系数表示该变量引致的价格变化与市场相同。

了中等规模交易数量在所有交易数量中所占的比例。

表4用不同的方法再次证明,中国市场的数据强烈支持隐蔽交易假说,即中等规模交易中含有比小规模交易和大规模交易更多的信息,内幕交易者通过中等规模交易拉动股价的升跌,而公开信息假说和成交量假说不能够解释实证结果。

四、稳定性检验

(一) 改变交易规模的划分范围

前文中我们提到,对小规模、中等规模和大规模交易的划分似有武断之嫌。在这一部分,我们重新划分小规模、中等规模和大规模交易的范围,然后进行重新检验作为稳定性检验。

表5与表3的结构完全相同。其中,被解释变量是股票i的j类型交易(j=大规模、中等规模或小规模)在样本期间内所引致的每笔交易平均价格变化。该变量经过加权调整,其权数等于股票i在全部样本期间内的累计价格变化的绝对值。[8] DS_i、DM_i和DL_i分别是股票i的小规模交易、中等规模交易和大规模交易虚拟变量,$TranVolume_{ij}$是股票i未加权的每笔交易平均成交量。回归方程仍然参见方程(1)和方程(2)。然而,与表3不同的是,在表5中,小规模、中等规模和大规模交易的范围被进行了重新定义,中等规模交易分别被重新划分为:(1) 5 000股到300 000股;(2) 20 000股到300 000股;(3) 30 000股到300 000股;(4) 30 000股到400 000股,相应的小规模和大规模交易分别在中等规模交易的范围以外。我们试图验证:在重新划分中等规模交易之后,是否仍然能得到相似的实证结果。

表5的实证结果符合我们的预期:在所有回归方程中,中等规模交易虚拟变量仍然是唯一一个与市场趋势相一致且显著的变量,且三个虚拟变量系数相等的假设均在1%水平上被拒绝。这一结果与隐蔽交易假说的预测完全一致,却不支持公开信息假说和成交量假说。

(二) 改变样本

到目前为止,我们所用的样本是上证180指数股中样本期间内股票收益率低于-10%的股票共计163只。在本部分中,我们将样本扩大,把180指数股全部纳入样本之中进行检验。由于上证180指数总体上在样本期间内仍为显

[8] 之所以需要对每笔交易平均价格变化进行加权,是因为每只股票在样本期间内的累计价格变化不同,必然存在跨股票的异方差性,因此平均每次交易引致的股票价格变化要经过对样本期间内累计价格变化大小的调整。

表5　稳定性检验Ⅰ:交易规模的重新划分

中等规模交易范围：	(1) 5000 < Vol ≤ 300000		(2) 20000 < Vol ≤ 300000		(3) 30000 < Vol ≤ 300000		(4) 30000 < Vol ≤ 400000	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
DS	0.0016	0.0015	0.0006	0.0007	0.0004	0.0004	0.0004	0.0004
	(1.12)	(1.10)	(0.42)	(0.41)	(0.19)	(0.18)	(0.29)	(0.21)
DM	-0.0193**	-0.0196**	-0.0188**	-0.0190**	-0.0183**	-0.0183**	-0.0185**	-0.0181**
	(-13.81)	(-12.97)	(-11.69)	(-9.89)	(-9.27)	(-6.96)	(-9.95)	(-7.29)
DL	-0.0002	-0.0051	-0.0002	-0.0007	-0.0002	-0.0007	0.0005	0.0045
	(-0.12)	(-0.42)	(-0.10)	(-0.10)	(-0.08)	(-0.04)	(0.23)	(0.25)
Turnover(10^{7})		0.0067		0.0458		0.0088		-0.0538
		(0.41)		(0.18)		(0.03)		(-0.23)
调整拟合优度(%)	30.29	30.15	23.52	23.35	16.03	15.83	18.54	18.36
F值	64.08	47.95	45.60	34.13	28.67	21.46	33.62	24.72
	Wald检验		Wald检验		Wald检验		Wald检验	
	p值	p值	p值	p值	p值	p值	p值	p值
DS = DM = DL	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

表5给出了稳定性检验Ⅰ的结果。样本为上证180指数股在样本期间内收益率低于10%的股票共计163只。小规模、中等规模和大规模交易被重新划分。其中中等规模交易范围在四个子样本中分别划分为：(1) 5000股到300000股；(2) 20000股到300000股；(3) 30000股到300000股；(4) 30000股到400000股。回归方程为：

$$Impact_i = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$Impact_i = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 Turnover_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中，$Impact_i$、DS、DM、DL和Turnover的定义均与前文相同。括号中显示了t统计量，Wald检验结果在本表中同样给出。

注：* 表示在5%水平上显著；* * 表示在1%水平上显著。

著下跌,因此,我们预测:上述隐蔽交易的表现仍然存在,但由于样本股票整体下跌幅度变小,相应地,隐蔽交易的效果会变得不那么明显。

表6与表3的设计完全相同。其区别是:表6的样本被重新划分为:(1)全部上证180指数股(180只股票);(2)所有在样本期间内下跌超过20%的股票(155只股票);(3)所有在样本期间内下跌超过30%的股票(135只股票)。表6的实证结果也与我们预料的完全一致:在3个样本对应的每个回归方程中,中等规模交易虚拟变量是唯一一个系数显著为负的变量。并且,全样本、-20%样本和-30%样本中中等规模交易的系数分别为:-0.0166和-0.0164,-0.0192和-0.0190,-0.0208和-0.0207。相对于表3中的系数-0.0189和-0.0188,我们发现,随着样本股票的跌幅不断扩大,中等规模交易的每笔交易平均价格变化程度也在不断扩大。这说明,对熊市中跌幅较小的股票而言,由中等规模交易所引致的每笔交易平均价格变化相对较小;对熊市中跌幅较大的股票而言,由中等规模交易所引致的每笔交易平均价格变化相对变大。与之相对照,在不同的样本中,小规模交易和大规模交易所对应的每笔交易平均价格变化则没有显示出这一趋势。我们将通过表7进一步验证。

表6 稳定性检验II:样本变化

	全样本		跌幅超过20%的股票		跌幅超过30%的股票	
个股数量	180		155		135	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
DS	0.0009	0.009	0.0007	0.0007	0.0007	0.0008
	(0.63)	(0.64)	(0.47)	(0.48)	(0.46)	(0.47)
DM	-0.0166**	-0.0164**	-0.0192**	-0.0190**	-0.0208**	-0.0207**
	(-12.26)	(-10.32)	(-13.36)	(-11.11)	(-12.95)	(-10.88)
DL	0.0003	0.0033	0.0005	0.0024	0.0001	0.0025
	(0.20)	(0.27)	(0.03)	(0.17)	(0.07)	(0.16)
TranVolume (10^{-7})		-0.0474		-0.0365		-0.0366
		(-0.24)		(-0.16)		(-0.15)
调整拟合优度(%)	23.94	23.79	30.54	30.37	32.04	31.85
F-值	50.22	37.60	59.61	44.61	56.01	41.90
	Wald检验		Wald检验		Wald检验	
	p-值	p-值	p-值	p-值	p-值	p-值
DS = DM = DL	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

表6给出了稳定性检验II的结果。在本表中,样本被重新划分为:(1)全部上证180指数股(180只股票);(2)所有在样本期间内下跌超过20%的股票(155只股票);(3)所有在样本期间内下跌超过30%的股票(135只股票)。小规模、中等规模和大规模交易的划分仍同表3。回归方程为:

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

其中,$tranpc_{ij}$、DS、DM、DL和TranVolume的定义与表3相同。括号中显示了t统计量,Wald检验结果在本表中同样给出。

注:* 表示在5%水平上显著;** 表示在1%水平上显著。

表 7　不同规模的交易在不同跌幅的股票中的表现

	回归方程			
	(5)	(6)	(7)	(8)
DS	0.0060 **	0.0003	0.0013	0.0052 *
	(3.05)	(0.10)	(0.59)	(2.04)
DM	-0.0113 **	-0.0123 **	-0.0036	-0.0143 **
	(-5.32)	(-4.29)	(-1.30)	(-5.30)
DL	0.0083	0.0063	0.0050	0.0034
	(0.67)	(0.46)	(0.41)	(0.24)
dum30	-0.0068 **	-0.0081 **	-0.0006	-0.0054 *
	(-3.57)	(-2.77)	(-0.24)	(-2.11)
dum30 * DS		0.0085		
		(1.82)		
dum30 * DM			-0.0164 **	
			(-4.25)	
dum30 * DL				0.0031
				(0.56)
TranVolume (10^{-7})	-0.0471	0.0152	-0.0666	-0.0140
	(-0.24)	(0.07)	(-0.35)	(-0.06)
调整拟合优度 (%)	25.67	31.23	28.31	30.74
F-值	33.39	32.95	31.87	32.22

表 7 给出了 WLS 回归结果。样本为所有 180 只股票。对应的回归方程为：

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \gamma_1 dum30_i + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \gamma_1 dum30 + \gamma_2 dum30_i * DS_i + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \gamma_1 dum30 + \gamma_2 dum30_i * DM_i + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \gamma_1 dum30 + \gamma_2 dum30_i * DL_i + \varepsilon_{ij} \quad (8)$$

其中，$tranpc_{ij}$，DS，DM，DL 和 TranVolume 的定义与方程 (1) 和 (2) 相同。$dum30_i$ 是一个虚拟变量，当股票 i 在样本期间内的跌幅超过 30% 时，该虚拟变量的值为 1，反之为 0。$dum30_i * DM$ (DS，DL) 是 $dum30_i$ 和 DM (DS，DL) 的交叉项。括号中给出了 t-统计量。

注：* 表示在 5% 水平上显著；* * 表示在 1% 水平上显著。

假设 2　隐蔽交易在跌幅大的个股中体现明显。

表 7 验证了中等规模交易在明显下跌的股票中的表现。在表 7 中，样本为所有 180 只股票。回归方程 (5) — (8) 分别为：

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \gamma_1 dum30_i + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \gamma_1 dum30 + \gamma_2 dum30_i * DS_i + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \gamma_1 dum30 + \gamma_2 dum30_i * DM_i + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \gamma_1 dum30 + \gamma_2 dum30_i * DL_i + \varepsilon_{ij} \quad (8)$$

其中，$tranpc_{ij}$，DS，DM，DL 和 TranVolume 的定义与方程（1）和（2）完全相同。$dum30_i$是一个虚拟变量，当该股票 i 在样本期间内的跌幅超过 30% 时，该虚拟变量的值为 1，反之为 0。$dum30_i * DS$（/DM/ DL）是 $dum30_i$和 DS（/DM/DL）的交叉项。

表 7 的这组回归结果显示：（1）跌幅大的股票所对应的每笔交易平均价格变化更低（这可以很直观地理解）；（2）在所有的交叉项中，只有中等规模交易与 dum30 虚拟变量的交叉项显著为负。即，越是下跌幅度大的股票，中等交易规模所引致的每笔交易平均价格变化越大，说明在跌幅较大的股票中的中等规模交易行为解释了最多的价格变化行为。假设 2 得以验证。

（三）股票市值与隐蔽交易

关于交易规模的划分还有另一种可能的误差：发生在一只小盘股中的 300 000 股的交易可能“规模较大”，而对于一只大盘蓝筹股来说，这笔交易的规模就要“相对地”小一些。

为了消除上述的可能误差，我们将所有 180 只股票按其在 2004 年底的市值分成 4 组以进行稳定性检验。[9] 表 8 显示了按股票市值分组后各组的检验结果。子样本 1—4 分别对应了市值按 0—25%、25%—50%、50%—75%、75%—100% 分位数计算最低到最高的组。每个子样本含 45 只个股。个股市值按照 2004 年末数值计算。小规模、中等规模和大规模交易的划分仍同表 3。回归方程为：

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

其中，$tranpc_{ij}$、DS、DM、DL 和 TranVolume 的定义均与表 3 相同。

表 8 的结果显示，在所有四个子样本中，均只有中等规模交易引致的每笔交易平均价格变化显著为负（与市场相同且显著）。这说明，在考虑到股票市值可能对交易规模的相对大小的影响之后，本文中的实证结果仍然稳定。其结果并非由于将所有市值的个股混合在一起（pooled）进行回归而得出的偶然结论。

---

[9] 之所以进行这一稳定性检验还有其他原因。现存的文献，如 Morck，Yeung and Yu（2000）指出，中国等发展中国家的股票市场体现为明显的同涨同跌现象。因此，将样本股票按照市值分组可以在一定程度上弱化由于个股同涨同跌可能带来的影响。

表 8　稳定性检验Ⅲ：股票市值与隐蔽交易

	子样本 1		子样本 2		子样本 3		子样本 4	
市值分位数	0—25%		25%—50%		50%—75%		75%—100%	
个股数量	45		45		45		45	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
DS	0.0006	0.0007	0.0006	0.0006	0.0014	0.0015	0.0008	0.0008
	(0.32)	(0.33)	(0.32)	(0.33)	(0.35)	(0.35)	(0.35)	(0.33)
DM	-0.0189**	-0.0186**	-0.0140**	-0.0139**	-0.0234**	-0.0228**	-0.0101**	-0.0107**
	(-9.66)	(-8.25)	(-8.18)	(-6.99)	(-5.68)	(-4.93)	(-4.35)	(-3.06)
DL	0.0004	0.0056	-0.0004	0.0015	-0.0001	0.0008	0.0013	-0.0072
	(0.16)	(0.32)	(-0.21)	(0.10)	(-0.03)	(0.29)	(0.47)	(-0.21)
TradVolume		0.0009		-0.0317		-0.1550		0.1360
		(-0.39)		(-0.13)		(-0.39)		(0.25)
调整拟合优度(%)	43.48	43.02	35.97	35.40	20.33	19.68	11.57	10.88
F 值	30.75	22.90	22.35	16.26	10.78	8.04	6.41	4.79
	Wald 检验		Wald 检验		Wald 检验		Wald 检验	
	p 值	p 值	p 值	p 值	p 值	p 值	p 值	p 值
DL = DM = DS	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.004

表 8 显示了按股票市值分组后各组的检验结果。子样本 1—4 分别对应了市值按 0—25%、25%—50%、50%—75%、75%—100% 分位数计算最低到最高的组。每个子样本含 45 只个股。个股市值按照 2004 年末数值计算。小规模、中等规模和大规模交易的划分仍同表 3。回归方程为：

$$Trade_i = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \varepsilon_i \qquad (1)$$

$$Trade_i = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TradVolume_i + \varepsilon_i \qquad (2)$$

其中，$Trade_i$、DS_i、DM_i、DL_i 和 $TradVolume_i$ 的定义均与前文相同。括号中显示了 t 统计量，Wald 检验结果在本表中同样给出。

注：* 表示在 5% 水平上显著；** 表示在 1% 水平上显著。

同时，表 8 还给出了一个有趣的提示：中等规模交易所引致的最明显的价格变化发生在子样本 3（系数为 - 0.00234 和 - 0.00228），说明内幕交易者可能更加集中于中等规模市值的个股而非大盘蓝筹股中。其道理很明显：大盘蓝筹股因为市值大，其价格难以被影响，而小盘股又由于其流通盘过小，内幕交易者的意图容易非常明显地体现在股价变化中从而导致信息泄露。因此，在其他条件相同时，中等规模市值的股票应该是内幕交易者的首选。

假设 3：隐蔽性交易更倾向于发生在中等市值的个股之中。

我们引入回归方程（9）和方程（10）来验证上述假设。

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \gamma_1 MStk_i + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \gamma_1 MStk_i + \gamma_2 MStk_i * DM_i + \varepsilon_{ij} \quad (10)$$

其中，$tranpc_{ij}$、DS、DM、DL 和 TranVolume 的定义均与表 3 相同。$MStk_i$ 是一个虚拟变量，如果股票 i 的市值介于 50% —75% 分位数之间，该虚拟变量的值为 1，反之为 0。MStk * DM 表示中等规模交易与该虚拟变量的交叉项。

表 9 的结果证实了假设 3，交叉项的系数显著为负，证明了中等规模市值的个股中存在着更明显的隐蔽交易。一方面，中等市值规模的个股有助于隐蔽内幕交易者身份；另一方面，中等市值规模的个股不像大盘蓝筹股那样难于操纵。因此，相对于小盘股和大盘蓝筹股，内幕交易者更中意中等规模市值的个股。这一结果对隐蔽交易假设提供了极强的支持。

表 9 中等市值股票与中等规模交易

	回归方程	
	(9)	(10)
DS	0.0017 (1.19)	0.0008 (0.54)
DM	- 0.0156 ** (- 9.38)	- 0.0140 ** (- 7.97)
DL	0.0011 (0.63)	0.0039 (0.32)
MStk	- 0.0034 (- 1.73)	0.0003 (0.11)
MStk * DM		- 0.0094 * (- 2.35)

（续表）

	回归方程	
	(9)	(10)
TranVolume (10^{-7})	- 0.0463 (- 0.24)	- 0.0578 (- 0.30)
调整拟合优度 (%)	24.12	24.85
F-值	30.81	26.85

表 9 是 WLS 回归结果。回归方程为：

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \gamma_1 MStk_i + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

$$tranpc_{ij} = \alpha_1 DS_i + \alpha_2 DM_i + \alpha_3 DL_i + \beta_1 TranVolume_{ij} + \gamma_1 MStk_i + \gamma_2 MStk_i * DM_i + \varepsilon_{ij} \quad (10)$$

其中，$tranpc_{ij}$、DS、DM、DL 和 TranVolume 的定义均与表 3 相同。$MStk_i$ 是一个虚拟变量，如果股票 i 的市值介于 50% —75% 分位数之间，该虚拟变量的值为 1，反之为 0。MStk * DM 表示中等规模交易与该虚拟变量的交叉项。括号中给出了 t-统计量。

注：* 表示在 5% 水平上显著；* * 表示在 1% 水平上显著。

五、结　　论

本文应用上证 180 指数股在 2004 年 6 月 1 日到 2005 年 5 月 31 日间股票收益率低于 - 10% 的股票共计 163 只为样本，通过其分笔交易数据，研究了在中国股票市场中交易信息传递机制与内幕交易者的交易行为选择。研究发现，内幕交易者会通过选择交易规模来进行交易。正如 Barclay and Warner (1993) 所分析的 如果内幕交易者使用大规模交易，容易引起市场注意，从而泄漏出交易者身份和意图，特别是在一个内幕交易受严格管制的市场上，大规模交易的成本会更高 如果使用小规模交易，一是其获利能力过低，二是考虑到按笔收取的手续费用，用小规模交易的成本相对很高。因此内幕交易者的首选会是中等规模交易，在中等规模交易中所包含的信息高于其他种类的交易，从而会引致最大的价格变化。实证结果证实了上述“隐蔽交易假说”在所有的交易中，唯有中等规模交易引致了最大的且在统计上显著的股票价格变化，同时，唯有中等规模交易引致的股票价格变化与市场趋势相同。上述结果不支持公开信息假说与成交量假说。

本文的贡献还在于：

(1) 不同于 NYSE，中国的证券市场是一个纯限价指令驱动的市场。在 Barclay and Warner (1993) 的研究中，隐蔽交易假设是基于报价驱动市场，做市商的缺失是否会让内幕交易者产生不同的表现？已有的实证结果并不一致 此外，在中国证券市场上只存在限价指令，而不存在市场指令，这一市场背景也不

同于 NYSE。而我们得出的结论是，指令驱动市场与混合型市场（NYSE）上的隐蔽交易表现基本相似，这也使本文区别于 Ascioglu，Forde and McInish（2005）及 Chakravarty，Kalev and Pham（2005）对日本市场和澳大利亚市场的研究。

（2）本文的样本期间是一个典型的熊市，而实证结果表明，隐蔽交易假说在熊市同样成立，这也填补了主流文献中对于下跌市场隐蔽交易行为研究的不足。

（3）中国还没有金融衍生品市场，投资者只能在股票市场中交易，内幕信息也只能反映在股票价格之中，从某种程度上讲，隐蔽交易会更明显；然而，由于中国股市不允许卖空，这又削弱了熊市中的隐蔽交易行为。因此，本文对中国股票市场熊市期间隐蔽交易行为的研究得出的结论对于厘清这一问题显然有重要意义。

（4）本文验证了除隐蔽交易假设本身外的另两个假设：① 隐蔽交易在跌幅大的个股中体现明显；② 隐蔽性交易更倾向于发生在中等市值的个股之中。实证结果均证实了这两个假设，从而为隐蔽交易行为提供了更具体的证据，对隐蔽交易假设是很强的支持和补充。

附录 1

不同组别中的股票成交量范围

组别	成交量（单位：股）
d100	成交量 = 100
d200	100 < 成交量 < = 200
d300	200 < 成交量 < = 300
d400	300 < 成交量 < = 400
d500	400 < 成交量 < = 500
d600	500 < 成交量 < = 600
d1000	600 < 成交量 < = 1 000
d2000	1 000 < 成交量 < = 2 000
d5000	2 000 < 成交量 < = 5 000
d1w	5 000 < 成交量 < = 10 000
d2w	10 000 < 成交量 < = 20 000
d3w	20 000 < 成交量 < = 30 000
d4w	30 000 < 成交量 < = 40 000
d5w	40 000 < 成交量 < = 50 000
d10w	50 000 < 成交量 < = 100 000
d20w	100 000 < 成交量 < = 200 000
d30w	200 000 < 成交量 < = 300 000
d40w	300 000 < 成交量 < = 400 000
d50w	400 000 < 成交量

参 考 文 献

[1] Admati, A., and P. Pfleiderer, 1988, A theory of intraday trading patterns: Volume and price variability, Review of Financial Studies 1, 3—40.

[2] Ascioglu, A., C. C. Forde and T. McInish, 2005, Stealth trading: The case of the Tokyo Stock Exchange, working paper.

[3] Barclay, M. J., R. Litzenberger and J. Warner, 1990, Private information, trading volume, and stock-return variance, Review of Financial Studies 3, 233—253.

[4] Barclay, M. J. and J. Warner, 1993, Stealth trading and volatility: which trades move price? Journal of Financial Economics 34, 281—305.

[5] Benveniste, L. M., A. J. Marcus and W. J. Wilhelm, 1992, What is special about the specialist? Journal of Financial Economics 32, 61—86.

[6] Chakravarty, S., 2001, Stealth-trading: Which trader's trades move stock prices? Journal of Financial Economics 61, 289—307.

[7] Chakravarty, S., P. Kalev and L. S. Pham, 2005, Stealth trading in volatile markets, working paper, Monash University, Australia.

[8] Chakravarty, S., H. Gulen and S. Mayhew, 2004, Informed trading in stock and options markets, Journal of Finance 59, 1235—1257.

[9] Chakravarty, S., H. Gulen and S. Mayhew, 2004, Informed trading in stock and options markets, Journal of Finance 59, 1235—1257.

[10] Chiyachanta, J., J. Pankaj, C. Jiang, and R. Wood, 2004, International evidence on institutional trading behavior and price impact, Journal of Finance 59, 869—898.

[11] Cornell, B. and E. R. Sirri, 1992, The reaction of investors and stock prices to insider trading, Journal of Finance 47 (3), 1031—1059.

[12] Easley, D. and M. O'Hara, 1987, Price, trade size, and information in securities markets, Journal of Financial Economics 19, 113—138.

[13] French, K., and R. Roll, 1986, Stock-return variance: the arrival of information and the reaction of traders, Journal of Financial Economics 17, 5—26.

[14] Kyle, A., 1985, Continuous auctions and insider trading, Econometrica 53, 1315—1335.

[15] Morck, R., Yeung, B., and W. Yu, 2000, "The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements?" Journal of Financial Economics 58: 215—260.

Who Is Pushing Down the Stock Price: Stealth Trading in Chinese Stock Market

Jinghan Cai
(Shenzhen Stock Exchange, Post Doctoral Laboratory)
Hongbing Ouyang
(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology)
Jun Chai
(Department of Economics and Finance, City University of Hong Kong)

Abstract This paper tests the stealth trading hypothesis in Chinese stock market. Using the SS180 index stocks transaction data during Jun 2004 to May 2005, we find that the cumulative stock price change is mainly due to the medium-sized trades. This evidence supports the stealth trading hypothesis that informed trades are concentrated in the medium-size category, and that price movements are due mainly to informed traders' private information. Stealth trading plays an even more important role in the stocks with strongly negative return, and informed traders tend to participate in medium-size market capitalized stocks.

Key Words Stealth Trading, Insider Trading, Private Information, Trade Size
JEL Classification G12, G14, D82

2007 年度《金融学季刊》征订

《金融学季刊》是由中国金融学年会主办，北京大学出版社出版的专业学术刊物，主要刊登有关资产定价、公司财务与治理、金融市场与金融机构、金融工程、货币银行、国际金融等领域的高水平学术性论文。

《金融学季刊》将秉承学术中立、公正的原则，以弘扬金融学术研究为最高宗旨，坚持严谨、深入、细致、求实的学术风范。《金融学季刊》按照国际规范学术期刊的管理和编辑工作方式运作，实行严格的双匿名审稿制。《金融学季刊》的创刊目标是成为代表中国金融学研究最高水平的权威刊物，成为中国金融理论与实践研究和教学所必备的文献资源。

我们诚挚邀请海内外学者共襄盛举，踊跃投稿和订阅，为中国金融学的发展共同努力。

（为了保证创刊初期本刊的学术质量，《金融学季刊》拟于 2007 年度只出版 2 期，敬请广大读者谅解和支持。）

《金融学季刊》征订单（可复制）

联系电话：010 - 62752015　传真：010 - 62753573　联系人：迟频　邢丽华

电子邮箱：bdsd@pku. edu. cn

每期订价	人民币 35 元（含邮费）				
订户名称				联系人	
详细地址				邮　编	
电子邮箱		传真		电　话	
订阅年度	□ 2007 年度（共 2 期）			份　数	每期　份
合计金额	人民币（大写）　　元			汇款日期	
注：订刊款汇出后请立即将此订单邮寄、传真或 E-mail 到北京大学出版社北大书店，作为发行凭证。					

汇款方法：

1. 邮政汇款：北京大学 871 - 150 信箱　邮编：100871　收款人：迟频
（请在附言栏注明“《金融学季刊》2007 年度”及您的联系电话）
2. 银行电汇：户名：北京大学出版社发行部
开户行：工商银行北京海淀西区支行
账号：0200 0045 0906 6138 007　（请在汇款单的附言栏注明“北大书店”）
3. 银行汇款：户名：迟频　开户行：中国工商银行　卡号：9558 8002 0014 8872 514

注意事项：

1. 汇款时请务必将汇款人单位（地址）、姓名及邮编写清楚，以免影响邮寄。请勿在信中夹寄钱物。
2. 银行电汇及汇款后，请将汇款凭证及汇款人地址、邮编、电话、姓名传真给我们，以便掌握您的回邮地址。