

中国资本市场不完全和信息不对称的实证研究

古志辉^{1,2}, 郝项超¹

(1. 天津南开大学 公司治理研究中心, 天津 300071; 2. 天津南开大学 商学院 现代管理研究所, 天津 300071;)

摘要: 论文以不完全市场理论和交易量理论为基础, 通过建立随机最优控制模型和市场数据对中国资本市场的不完全程度和存在的信息不对称问题进行了实证研究。研究结果表明中国资本市场满足不完全市场的基本特征, 且存在信息不对称问题。最后, 论文就不完全市场中政府的作用和金融创新等提出了一些政策建议。

关键词: 不完全市场; 信息不对称; 投资者福利

中图分类号: F **文献标识码:** A

1 引言

伴随着 1986 年中国第一个证券交易柜台——静安证券业务部的开张, 中国大陆从此有了资本市场和股票交易。1990 年 11 月 26 日和 12 月 1 日上海证券交易所和深圳证券交易所分别成立。在上海和深圳证券交易所成立之初, 共计有 14 家上市公司的股票可供投资者交易, 其中上海证券交易所所有 8 家上市公司, 深圳证券交易所所有 6 家上市公司。截止到 2007 年 12 月 31 日, 中国 A 股市场上市公司共计 1507 家, 其中在上海证券交易所上市的共计 850 家, 在深圳证券交易所上市的共计 657 家¹。另一方面, 中国证券监督管理委员会在 2007 年 3 月 30 日发布了《期货公司管理办法》(修订草案)和《期货交易所管理办法》(修订草案), 又在 2007 年 4 月 6 日发布了《期货公司风险监管指标管理暂行办法》(草案)、《证券公司为期货公司提供中间介绍业务管理暂行办法》(草案)和《期货公司金融期货结算业务管理暂行办法》(草案)。这些草案从不同的方面为期货公司从事金融期货业务做出了详细规定, 为我国金融期货的推出提供了必要的制度保障。2008 年 4 月 24 日, 国务院公布了《证券公司监督管理条例》, 明确将融资融券正式列入券商业务之中。这些法律法规的出台, 意味着中国大陆 A 股市场的将为境内外投资者提供更广泛的投资品种, 投资者可以通过相关操作进行套期保值。而股指期货的出台和卖空限制的逐步消除也为金融创新带来了新的契机。

而在一般情况下, 对于不完全的资本市场而言金融创新或者说引入新的投资品质可能提高投资者的福利但也可能使投资者的福利恶化 (Magill 和 Shafer, 1991)。一方面, Carr 等 (2001) 认为如果市场并不完全但可接受, 那么套期保值策略就可以顺利实施。因此中国资本市场即使是不完全市场, 但只要风险资产定价是均衡的, 且不存在套利机会 (包括无风险套利机会和风险套利机会), 那么金融机构就可以实施套期保值策略, 从而实现有效的风险控制。另一方面, 证券市场的信息不对称是构成证券价格操纵的必要条件 (Allen 和 Gale, 1992)。如果市场存在严重的信息不对称, 市场的定价机制就会扭曲, 最终也会导致市场失灵、资产定价泡沫和金融危机。但是, 1990 年到 2007 年中国资本市场是否完全, 是否存在显著的信息不对称问题, 是否存在套利机会等等问题尚不明确。因此, 对这一问题进行分析和讨论, 将有助于监管当局和投资者更好的理解股指期货和融资融券等业务在中国资本市场环境下的运行规律, 更好的利用金融产品创新和采取科学合理的风险防范措施。

鉴于对上述问题的认识, 论文将以中国 A 股市场的收益率数据和交易数据为基础运用计量经济学模型对中国资本市场完全程度和信息不对称问题实证研究。论文的后续内容安排如下, 第二部分是文献综述, 对国内外相关研究进行简要的评述。第三部分是实证研究的方案的设计和数据来源介绍, 在这个部分论文将建立连续时间金融学模型, 通过模型分析我们发现对于具有二次可微凹效用函数的投资者而言均值一方差模型能更好的描述投资者收益率的影响因素。而另一方面, 该模型虽然与新古典经济学中的经典文献保持逻辑一致性, 但是并没有考虑投资者的交易行为, 其局限性在于假设市场上仅仅存在着以获得红利为目的的投资者。现实的证券市场并非如此, 因此在这个部分我们还假设存在着在交易中能够获利的套利型投资者和价格操纵者, 由此丰富了实证研究的内容。论文的第三部分是实证研究获得的结果, 回归结果表明我国 A 股具有明显的不完全市场的特征和信息不对称问题, 市场普遍存在着无风险套利机会, 且沪深两市风险的市场价格并不相同, 也就是说在两个市场之间存在着风险套利机会。最后一部分是论文的研究结论及其政策含义。

2 文献综述

完全市场的定义最早由 Arrow_S(1964) 给出, 在 Arrow 论文中定义了 S 种不确定状态, 每种不确定状态发生的概率为 q_i ($\sum q_i = 1, \forall i, q_i > 0$), 则在 S 种不确定状态可以由 R^S 中的单型精确表达。同样, 在证券市场存在 S 种不同的证券, 其相对价格为 p_i ($\sum p_j = 1, \forall j, p_j > 0$), 也就是说价格向量也位于 R^S 上的单型中。因此, 证券的价格向量可以精确的描述不确定性发生的概论, 也就意味着可以通过在证券市场上的投资分散所有的风险。与此相应的是不完全市场的定义, 即证券市场中存在 J 种证券和 S ($S > J$) 种不确定状态, 在这样的市场中价格向量未必能够揭示所有的不确定因素, 因此在证券市场上的投资并不能分散所有的风险。完全市场和不完全市场的区别主要体现在人性假设、均衡存在、均衡福利特性、厂商行为和资产定价等几个方面, 现简要介绍如下。

首先来看人性假设方面的区别, Arrow (1964) 的论文假设投资者是完全理性的个人, 文中完全理性包括以下几个方面的内容: (1) 拥有对不确定状态相关的全部知识, 因此可以精确的描述不确定状态; (2) 拥有精确且完美的计算能力, 能够区分在不确定状态下的效用水平且做出最优的投资决策; (3) 所有投资者均拥有与不确定性状态相关的信息, 不存在信息不对称问题。而不完全市场的人性假设则以西蒙 (1955, 1957) 提出的有限理性为起点分析问题, 其理论重点强调投资者缺乏与不确定状态相关的知识和不具备完美的计算能力。事实上, 如果投资者不具备所有的知识, 也就难以有效区分不确定状态, 同样难以计算某些不确定状态下的效用水平。从这个角度来看, 不完全市场理论较完全市场理论更具有现实性, 但是在证明均衡存在方面更复杂。Arrow-Debreu (1954) 一般均衡分析框架证明瓦尔拉斯均衡存在的数学工具是布劳维尔不动点定理, 其现实基础是消费者和厂商的备选对象均能满足紧凸集合的要求, 因此在完全市场中均衡总是存在的。但是不完全市场中均衡未必存在 (Hart, 1975), 影响均衡存在的因素主要来自于三个方面 (Magill 和 Shafer, 1991): (1) 系统风险对投资者影响的不对称性, 也就是系统风险对投资者财富水平影响并不相同; (2) 个体风险的不对称性, 也就是不同投资者其财富水平受某些不确定性因素影响并不相同; (3) 投资者对于不确定状态具有不同的信息或者信念, 导致其对不确定性估值并不相同。而且, 由于投资者的备选对象集合在不完全市场中难以满足凸性的要求, 布劳维尔不动点定理在证明均衡存在时并不适用, 因此 Duffie 和 Shafer (1985) 在证明不完全市场均衡存在时引入了新的数学方法 Grassmanian 流型证明均衡存在。与 Arrow 和 Debreu (1954) 以匿名机制为前提证明均衡存在不同的是, 在 Duffie 和 Shafer (1985) 的论文中将市场的消费者分为两种类型, 第一种类型不参与证券市场投资, 仅仅是产品的提供者和消费者; 第二种类型则扮演厂商、投资者和消费者的角色。这样的划分突破匿名交易机制的范畴, 同时将实体经济和金融经济进行了分割²。这样的分析范式将实体经济和金融经济进行划分, 使商品市场和金融市场的均衡状态相独立。从福利分析的角度看, 完全市场的均衡解在给定条件下就是帕

雷托最优解, 但是不完全市场中均衡状态达不到帕雷托最优水平, 因此在不完全市场中总是存在福利改进的余地。一般情况下, 在不完全市场中有两种改进投资者福利的可行途径: 第一种可行途径是金融创新 (Allen 和 Gale, 1988), 也就是增加风险资产的供给或者设计新的投资品种供投资者选择, 但是增加新的风险资产或者投资品种在某些特定情况下会导致投资者福利的恶化 (Hart, 1975); 第二条可行途径是政府的财政政策, 通过财政政策和政府消费引导企业重新设定自己的投资方向, 同时利用转移支付等方法增加消费者的福利, 这样会改变投资者的投资组合以达到改进福利的目的 (Geanakoplos 等, 1990)。

与投资者福利密切相关的另一个问题是市场中的资产定价问题。Dybvig 和 Ingersoll (1982) 研究结果表明资本资产定价模型只有在 Arrow-Debreu (1954) 一般均衡框架下, 且投资者效用函数为二次函数的条件下才会成立。因此, 不完全市场和投资者效用函数不满足要求同样会导致定价模型不适用。而 Geanakoplos 和 Shubik (1990) 的研究则表明在不完全市场中稳定的无风险收益率并不存在, 且依据市场组合计算的贝塔值不能解释投资组合的回报率, 由此导致资本资产定价模型在不完全市场中的解释能力下降。这些研究结论有助于理解我国学者的相关研究成果, 如杨朝军和邢靖 (1998)、陈小悦和孙爱军 (2000)、阮涛和林少宫 (2000)、靳云汇和刘霖 (2001) 等研究研究发现资本资产定价模型在中国资本市场不适用。不过, 我国学者将资本资产定价模型不成立归结为市场中的不对称信息和价格操纵 (阮涛和林少宫 (2000) 与靳云汇和刘霖 (2001))。当然, 这也是与不完全市场有关的问题。从投资者的福利角度看, 如果资本市场中的 Hirshleifer 效应 (Hirshleifer, 1971) 占优于逆向选择效应³, 则不完全市场更能满足投资者福利的要求, 同时在中存在着不对称信息 (Marin 和 Rahin, 2000), 这样处于信息优势的投资者在资本市场上可以通过股价操纵获得额外收益。

综上所述, 即使不完全市场中均衡存在市场出清, 投资者的福利也不可能达到最优水平。在不完全市场中资本资产定价模型并不适用, 而即使资本市场是完全的如果投资者的效用函数并非二次效用函数, 资本资产定价模型仍然难以解释资产的预期收益率, 因此利用资本资产定价模型甄别和检验不完全市场就存在难以克服的障碍。其次, 如果不完全市场中存在信息不对称, 可能为股价操纵提供某种便利条件, 最终导致市场定价机制扭曲和市场失灵, 但是现存的定价模型难以有效的甄别这些问题。这就要求我们建立模型进行简要分析, 在此基础上对中国资本市场是否完全和信息不对称的程度进行实证研究。

3 实证研究模型

3.1 数理模型

首先, 本文假设投资者所处的市场为完全市场, 且在任何一个时刻 t 投资者的效用函数为 $u(c(t))$, 效用函数 $u(\cdot)$ 满足 $u' \geq 0 \geq u''$ 。在连续时间条件下其决策行为可以描述为:

$$\text{Max} E \int_0^{+\infty} e^{-rt} u(c(t)) dt \quad (1)$$

而投资者财富的变化量可以描述为:

$$dW = (\tilde{r}\omega W + r_f(1-\omega)W - c)dt + \omega W \sigma dz \quad (2)$$

其中 \tilde{r} 为风险资产收益率的均值, r_f 为无风险收益率, ω 为投资于风险资产的比率, σ 为风险资产收益率的标准差, c 为投资者的消费, 且我们假设 \tilde{r} 、 r_f 和 σ 为投资者的共同知识。建立 Hamilton-Jacobi-Bellman 方程求解其最优消费可得:

$$rU(W) = \text{Max}_{c, \omega} (u(c) + U'(W)(\tilde{r}\omega W + r_f(1-\omega)W - c) + \frac{1}{2}\omega^2 W^2 \sigma^2 U''(W)) \quad (3)$$

在上述方程 (3) 中由于 $u(\cdot)$ 的形式未知, 因此难以获得方程 $U(W)$ 的解析式, 但是通过对 ω 求导可知:

$$\tilde{r} = r_f + b\sigma^2 \quad (4)$$

其中 $b = -\frac{U''\omega W}{U'}$ 。对于理性的投资者而言 $U' \geq 0 \geq U''$, 因此在 (4) 式中 $b \geq 0$ 。且由 (3) 式可知投资者的效用函数为任意的凹函数, 那么可以获得承受风险与获得的回报正相关的结

论，且在资本市场上风险的市场价格为：

$$b = \frac{r - r_f}{\sigma^2} \quad (5)$$

从（5）式可知，在给定投资者效用函数为凹函数的前提下，在单位时间内风险的市场价格应该为某个恒定的正数 b ，且 b 能够反映投资者风险规避态度的基本信息。因此，如果资本市场是完全的，那么对证券或者投资组合的收益率均值和方差回归的话，在任何时间内应该能够获得稳定的回归系数 r_f 和 b 。如果市场是不完全的，根据 Geanakoplos 和 Shubik (1990) 的研究结果，回归获得截距项和 r_f 之间应该存在显著的差异；同时，考虑到不完全市场的某些特征，如增加风险资产的数量投资者的福利水平或者风险补偿水平可能变大也可能会变小 (Hart, 1975)，那么在不相同的时期获得的回归系数 b 应该存在显著的差异，这样等式（4）和（5）就构成了本文检验中国资本市场是否完全的逻辑基础。

下面我们进一步放松投资者决策行为的假设，获得更一般的实证研究模型。前文中假设 \tilde{r} 、 r_f 和 σ 为投资者的共同知识，也就是说在资本市场中不存在不对称信息，投资者对于上市公司盈利能力具有相同的判断。如果我们进一步假设中国 A 股市场并不完全，且投资者具有不对称信息，根据汪江等 (Jiang Wang, 1994, 2002) 的研究结论，收益率的均值与交易量的方差负相关。由此可知股票收益率均值 \tilde{r}_i 和其交易量 q_i 之间存在某种函数关系：

$$\tilde{r}_i = f_i(t, \tilde{q}_i) \quad (6)$$

若我们定义交易量 q 的随机微分方程为：

$$d\tilde{q} = g(t, \tilde{q}_i)dt + \sigma(t, \tilde{q}_i)dz \quad (7)$$

根据 ITO 引理可知：

$$d\tilde{r}_i = (f_{it} + f_{iq}g(t, q_i) + \frac{1}{2}f_{iqq}\sigma^2(t, q_i))dt + f_{iq}\sigma dz \quad (9)$$

如果定义 $g(t, q_i)$ 为交易量的均值 $E(q_i)$ 的线性函数， $\sigma^2(t, q_i)$ 为交易量的方差 $\sigma^2(q_i)$ ，那么汪江的研究结果意味着 $f_i(t, \tilde{q})$ 为其自变量 \tilde{q} 的凹函数。且在汪江的论文中将 $\frac{1}{2}f_{iqq}$ 定义为表征信息不对称的变量，而在等式（9）中 $\frac{1}{2}f_{iqq}$ 小于零还意味着 $f_i(t, \tilde{q}_i)$ 为凹函数，即某些投资者可以通过操纵交易量来最大化资本利得，因此信息不对称为操纵的存在提供了现实基础。因此，如果资本市场是不完全的，我们可以进一步通过建立回归模型来研究收益率均值和交易量的均值和方差之间的线性关系是否满足等式（9），如果满足等式（9）且交易量方差的回归系数小于 0，那么可以判定市场中存在着不对称信息，且这种不对称信息构成证券价格操纵的事实基础。

3.2 回归模型和假设检验

根据上文中的等式（4），我们可以建立回归模型 1。

$$\text{模型 1: } \tilde{r}_i = A_1 + B_1\sigma_i^2 \quad (10)$$

也就是说对于任意证券而言，对其收益率均值和方程回归的结果满足等式（10）。且对任意风险资产而言，在相同的时间范围内风险的市场价格应该恒等于 B_1 。对于沪深两个证券交易所而言，如果回归结果没有明显差异，且风险的市场价格在相同的时间范围内没有明显差异，那么我们可以说中国 A 股市场在风险资产的定价方面是均衡的，不存在风险套利机会。由此我们有第 1 个假设。

假设 1：沪深两市回归结果相同。

假设 1 是对沪深两市市场间是否存在套利机会的检验，如果沪深两市回归结果相同意味着沪深两市不存在套利机会，两个市场风险定价机制是均衡的。其现实意义在于如果假设 1 成立那么开展融资融券业务就可以有效的规避风险，从而达到提高投资者福利减少其或有损失的目的。

又根据 Merton (1990) 的定义，如果（10）式中 $A_1 = r_f$ 则资本市场不存在无风险套利机会，因此我们提出假设 2。

假设 2: 中国资本市场不存在无风险套利机会。

假设 2 是对资本市场是否存在无风险套利机会的检验, 如果假设 2 成立那么意味着市场中的定价水平可以反映利率水平的相关信息。其现实意义在于如果假设 2 成立, 那么推出股指期货等业务可以有效的规避风险, 从而达到提高投资者福利减少其或有损失的目的。

上述两个假设相对独立的。如果假设 1 和假设 2 同时成立, 则说明中国 A 股市场即使不完全, 也达到了可以接受的完全程度 (Carr 等, 2001)。如果假设 1 不成立但是假设 2 成立, 那么无风险套利机会不存在意味着股指期货推出之后可以获得令人满意的获利水平, 且货币政策对资本市场的影响是及时的。如果假设 1 成立但假设 2 不成立, 那么风险套利机会不存在意味着融资融券业务的推出和卖空限制的取消可以为投资者对冲市场风险提供机会。如果上述两个假设均不成立, 则说明中国 A 股市场从有效性方面讲是无效率的, 因为其难以反应最基本的市场信息——法定利率, 而从市场完全程度上讲达不到可接受完全市场的标准。

现在我们进一步放宽投资者行为特性的假设。我们假设市场上一部分投资者的决策行为可以描述为 (1) 式和 (2) 式的形式, 同时存在着知情者和不知情者两种投资者, 因此投资收益率不仅仅是其方差的函数, 还是交易量的函数。如果我们假设市场中既有按照等式 (1) 进行决策的投资者, 还有利用信息优势进行交易的投资者, 那么可以将等式 (9) 和 (4) 结合起来。这样我们可以获得如下的回归模型。

$$\text{模型 2: } \tilde{r}_i = A_2 + B_2\sigma_i^2 + CE(q_i) + D\sigma^2(q_i) \quad (11)$$

如果回归结果表明系数 C 和 D 显著不为零, 那么交易量在资产定价中具有比较重要的作用 (O' Hara, 2003)。如果系数 C 显著大于 0, 那么中国 A 股市场投资者的交易行为与美国、日本和伦敦交易所投资者的交易行为相似 (Lee 和 Rui, 2002), 同时可以解释从 2001 年到 2005 年四年熊市市场仍然存在交易的原因是通过交易可以获利。而且, 如果回归系数 D 显著小于零, 则说明中国 A 股市场普遍存在不对称信息。同样延续设定假设 1 和 2 的逻辑我们给出假设 3 和 4。

假设 3: 在考虑交易量之后沪深两市回归结果相同。

假设 4: 在考虑交易量之后中国 A 股市场不存在无风险套利机会。

当然, 假设 3 和 4 的逻辑与前述假设 1 和 2 是一致的。如果假设 3 成立, 那么在推出融资融券业务之后投资者可以通过对交易量的观察和分析确定套期保值比率, 且根据交易量的相关信息调整其投资组合。如果假设 4 成立, 同样可以通过观察交易量确定套期保值比率降低风险水平。最后, 由于论文的实证研究选择的数据从 1994 年开始, 到 2007 年止, 时间跨度比较大。我们考虑到从 1990 年到现在中国 A 股市场一直在扩容, 可供选择的资产数量一直在增加, 但是如果投资者的福利或者说资产定价水平如果没有发生显著变化, 那么说明投资福利水平没有改进也没有恶化, 我们就难以获得中国 A 股市场是否完全的细节信息。因此我们需要考虑不同时期回归结果是否相同, 并提出假设 5。

假设 5: 各个年度回归结果相同。

如果假设 5 不成立, 则意味着中国资本市场的扩容也就是风险资产供应量和可供选择投资品种的增加对投资者福利影响是比较显著的。且回归系数随着时间的推移可能变大或者变小, 那么结合前文 Hart (1975) 的研究结果我们有理由相信中国 A 股市场不满足完全市场的特征。

4 实证研究结果

4.1 数据来源和描述性统计

为了使实证研究能够更好的获得中国资本市场建立以来运行的相关规律, 论文实证研究

的样本以 1994 年 1 月 1 日为起点，截止到 2007 年 12 月 31 日。之所以选择以 1994 年为起点，主要是考虑到 1991 年到 1993 年上市公司数量较少，获得的实证结果可能会有较大偏差。而且，中国资本市场成立的时间较短，如果运用月度数据以五年为周期进行实证研究，可能会忽略到一些细节信息。因此论文选择的实证研究的周期为 1 年，以日收益率数据为研究对象。具体来说，数据获取的思路是先从 CCER 金融数据库下载 1994 到 2007 年这 14 年的月度数据，初选出一年 12 个月均交易的公司，这样进行实证研究的数据可以涵盖公司收益率的基本信息。然后再运用初选的股票代码，在 CCER 金融数据库下载考虑红利收益的日收益率和换手率的原始数据（数据处理和计算方法见图 1）。之所以选择换手率作为衡量交易量的指标主要是基于我国上市公司规模不同且差异比较显著，而换手率是交易量的相对指标，与收益率的量纲一致，这样能够避免回归中的一些不必要的偏差。然后编制计算程序计算收益率和换手率的均值和方差。各年度的样本容量、收益率和换手率均值和方差的描述性统计如下表（表 1、表 2 和表 3）所示。从表 1 提供的信息可知，从 1994 年到 2007 年投资者日均收益率为 0.00181335，如果按照中国股票市场每年平均交易天数为 250 天计算，那么投资者在这 14 年中平均的年收益率为 37.1%，由此可见中国 A 股市场确实给广大投资者带来了财富增长的机会。而另一方面，日均换手率为 0.01921526，同样换算的话中国 A 股市场这 14 年中平均的年换手率为 393.9%，由此可见中国 A 股市场确实存在着高流动性的现象。当然，二者之间的关系如何将是本文接下来深入研究的问题之一。同样，从表 2 和表 3 可知，上海和深圳两个交易所年均收益率分别为 19.42% 和 61.15%，而换手率则分别为 412.21% 和 369.19%，收益率和换手率都比较高。分年度来看，沪深两市收益率在 2001 年之前均大于 0，从 2001 到 2005 经历了为期 5 年的“熊市”之后 2006 年到 2007 年有比较高的收益率，换手率均值和收益率均值具有相似的趋势。当然，从表 2 和表 3 也可以看到相似的趋势。

4.2 中国资本市场不完全的检验

本文首先以前文等式（5）为基础对上述样本进行了回归，并选取三个月个人定期存款利率作为无风险利率对样本进行了进一步的回归分析，然后以此为基础用回归残差（RSS）进行假设检验，回归和假设检验结果见表 4、表 5 和表 6。由表 4 可知，从 1994 年到 2007 年所有样本回归的常数项为负值，而斜率在 2 左右，这说明从总体上中国 A 股市场能够有效率的配置风险。不过从分年度的回归结果看，深圳市场回归系数更不平稳。通过对假设 2 关于市场无风险套利机会的检验我们发现，沪深两市样本总体在 1996、1997、2000、2004 和 2005 年度不存在无风险套利机会，上海市场则在 1994、1996、1997 和 2004 年度不存在无风险套利机会，深圳市场则在 1997、1999、2000 和 2004 年度不存在无风险套利机会。这样的假设检验结果说明中国资本市场除去上述年度之外均存在无风险套利机会，这也意味着存在违规资金通过不正常渠道进入股市的可能性。值得关注的是 2006 年和 2007 年的回归结果，如果将回归的截距项看作是资本市场内生的无风险收益率，则由表 4 可知中国 A 股市

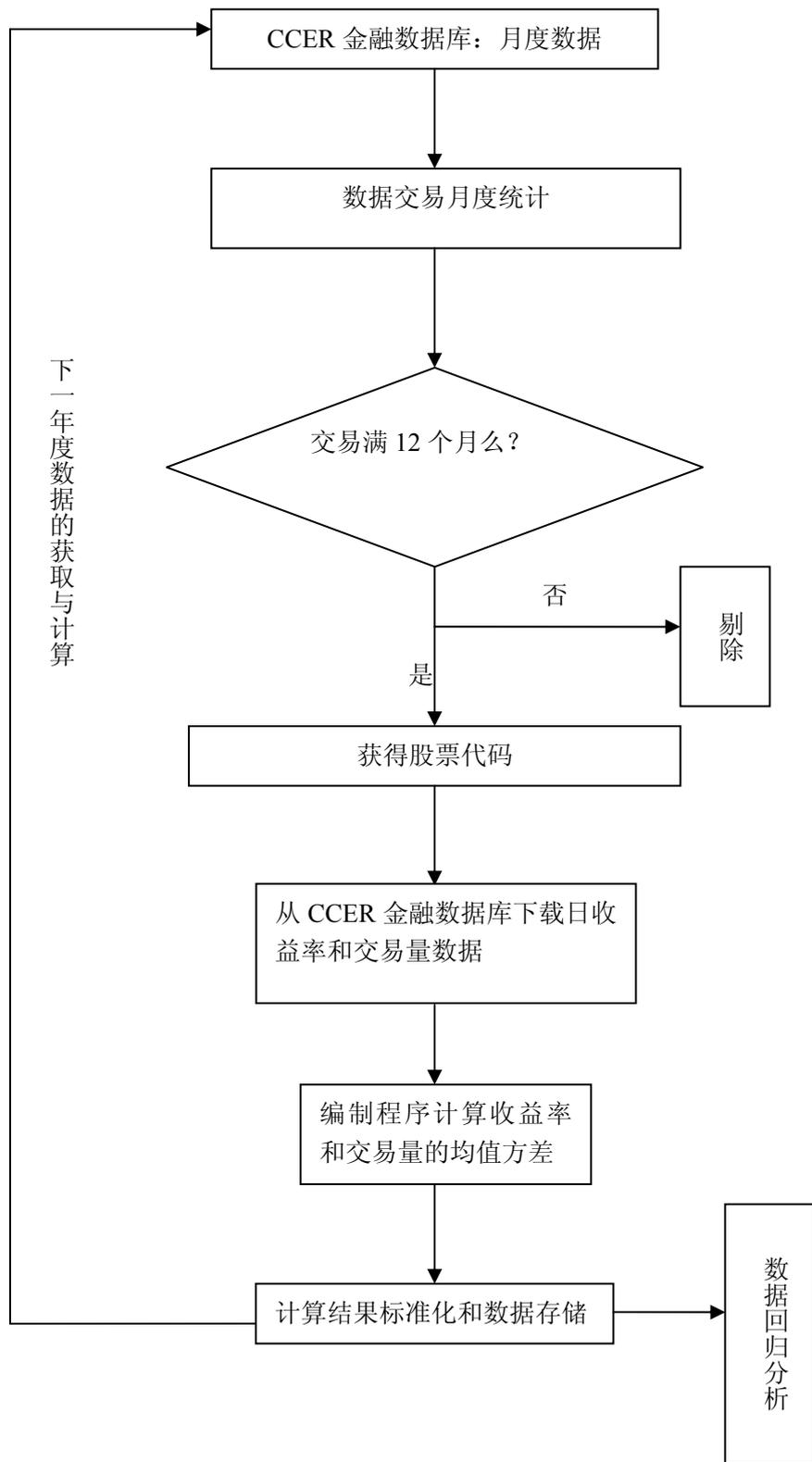


图 1: 数据收集与处理流程图

表 1: 沪深两市样本描述性统计

时间	沪深两市 样本容量	收益率均值描述性统计		收益率方差描述性统计		换手率均值描述性统计		换手率方差描述性统计	
		Mean	Std.Deviation	Mean	Std.Deviation	Mean	Std.Deviation	Mean	Std.Deviation
1994~2007	11802	0.00181335	0.006035109	0.00085449	0.000609714	0.01921526	0.014854050	0.00057964	0.000901579
1994	176	0.000138	0.001578	0.003231	0.001191	0.03464	0.01591	0.003426	0.003286
1995	286	-0.0000648	0.001103	0.00139	0.000511	0.01607	0.008979	0.000915	0.001017
1996	308	0.0031196	0.00207	0.001691	0.000619	0.039385	0.016696	0.002386	0.00178
1997	512	0.001419	0.001524	0.001153	0.000247	0.030203	0.008163	0.001054	0.000567
1998	710	0.0005475	0.001407	0.000712	0.000231	0.01898	0.008132	0.000465	0.000447
1999	820	0.0010495	0.001251	0.000843	0.000214	0.017859	0.006898	0.000578	0.000469
2000	920	0.0024591	0.001316	0.000758	0.000238	0.022128	0.00699	0.000678	0.000583
2001	1037	-0.0009632	0.000912	0.000451	0.000138	0.009152	0.004178	0.000148	0.000231
2002	1096	-0.0008012	0.000826	0.000547	0.000196	0.00845	0.004781	0.000155	0.000241
2003	1167	-0.0005741	0.001277	0.000399	0.000154	0.009172	0.005414	0.000167	0.000341
2004	1227	-0.000622	0.001278	0.000597	0.000244	0.012751	0.006964	0.000241	0.000348
2005	1296	-0.0004428	0.001206	0.000768	0.000268	0.015537	0.009075	0.000292	0.000408
2006	1072	0.0131712	0.014337	0.000841	0.000599	0.01891	0.014823	0.000749	0.000657
2007	1175	0.0050715	0.001773	0.001662	0.000594	0.046387	0.015429	0.001088	0.000818

说明：表 1 中“收益率均值描述性统计”为样本中因变量的描述性统计结果，而“收益率方差描述性统计”、“换手率均值描述性统计”和“换手率方差描述性统计”则为自变量描述性统计结果。其中的“Mean”和“Std.Deviation”数据样本的均值和标准差。

表 2: 上海市场样本描述性统计

时间	上海市场 样本容量	收益率均值描述性统计		收益率方差描述性统计		换手率均值描述性统计		换手率方差描述性统计	
		Mean	Std.Deviation	Mean	Std.Deviation	Mean	Std.Deviation	Mean	Std.Deviation
1994~2007	6782	0.00094746	0.002347688	0.00086118	0.000590963	0.02010794	0.014583162	0.00057148	0.000920390
1994	101	0.0008104	0.001474	0.003504	0.000642	0.040139	0.015441	0.004457	0.003522
1995	168	0.0002164	0.001031	0.001448	0.000446	0.019147	0.009451	0.001206	0.001166
1996	182	0.0019901	0.001579	0.001403	0.000362	0.028758	0.01111	0.001409	0.000864
1997	287	0.0015869	0.001451	0.001071	0.000216	0.02776	0.007274	0.000951	0.000465
1998	367	0.0007588	0.001361	0.000707	0.000244	0.01948	0.008412	0.000499	0.000463
1999	422	0.0011441	0.001237	0.000847	0.000221	0.018435	0.007415	0.000648	0.000542
2000	469	0.0023891	0.001121	0.000745	0.000232	0.022169	0.006916	0.000713	0.000525
2001	545	-0.0008321	0.000813	0.000453	0.000141	0.009568	0.004537	0.000172	0.000259
2002	615	-0.0008343	0.000829	0.000509	0.000169	0.008268	0.004514	0.00015	0.000238
2003	691	-0.0005472	0.001254	0.000396	0.000151	0.009368	0.005399	0.000183	0.000368
2004	751	-0.0006156	0.001238	0.000582	0.000234	0.012798	0.006911	0.000246	0.000351
2005	804	-0.0004077	0.001175	0.000739	0.000258	0.014937	0.008518	0.000275	0.00038
2006	665	0.0031348	0.001798	0.000991	0.000581	0.028621	0.010161	0.000606	0.000735
2007	715	0.0051185	0.001743	0.001665	0.000412	0.046358	0.016059	0.001095	0.000911

表 3: 深圳市场样本描述性统计

时间	深圳市场 样本容量	收益率均值描述性统计		收益率方差描述性统计		换手率均值描述性统计		换手率方差描述性统计	
		Mean	Std.Deviation	Mean	Std.Deviation	Mean	Std.Deviation	Mean	Std.Deviation
1994~2007	5020	0.002982873	0.0087063977	0.000845466	0.0006341095	0.018009544	0.0151303426	0.000590676	0.0008754993
1994	75	-0.0007676	0.001225	0.002863	0.0016	0.027235	0.013402	0.002037	0.002316
1995	118	-0.0004652	0.001081	0.001308	0.000583	0.011689	0.005995	0.000501	0.000533
1996	126	0.0047511	0.001541	0.002108	0.000675	0.054735	0.010195	0.003799	0.001817
1997	225	0.0012048	0.001591	0.001258	0.000245	0.03332	0.008188	0.001184	0.000653
1998	343	0.0003213	0.001422	0.000717	0.000216	0.018445	0.007797	0.000429	0.000428
1999	398	0.0009489	0.001259	0.000839	0.000207	0.017246	0.006253	0.000505	0.000364
2000	451	0.0025317	0.00149	0.000772	0.000243	0.022085	0.007074	0.000642	0.000635
2001	492	-0.0011084	0.000992	0.000448	0.000134	0.008693	0.003691	0.000122	0.000192
2002	481	-0.0007589	0.000821	0.000596	0.000217	0.008682	0.005098	0.000162	0.000245
2003	476	-0.0006132	0.001309	0.000402	0.000157	0.008887	0.005428	0.000144	0.000296
2004	476	-0.000632	0.001339	0.000619	0.000257	0.012677	0.007054	0.000233	0.000343
2005	492	-0.0004999	0.001255	0.000815	0.000276	0.016515	0.009848	0.00032	0.00045
2006	407	0.0295697	0.01012	0.000595	0.000545	0.003043	0.001971	0.000982	0.000407
2007	460	0.0049984	0.001819	0.001658	0.000799	0.046432	0.014411	0.001079	0.00065

场在 2006 年和 2007 年资本市场内生的无日平均风险收益率分别为 0.135% 和 0.256%，折合为年收益率则分别为 33.83% 和 64.06%，大大超过我国同期法定利息率。因此，在 2006 年和 2007 年在我国 A 股市场上有可能存在大量的投机资本，而且有可能存在一些信贷资金违规进入 A 股市场进行套利活动。而且，以回归残差（RSS）为基础，本文对模型 1 回归结果的稳定性进行了检验，检验结果表明回归结果并不稳定，也就是说回归系数具有“时变”特性。从表 4、表 5 和表 6 的回归结果看，2000 年之前中国 A 股市场的扩容并没有过多的降低风险的市场价格，这说明在 2000 年之前引入新的风险资产并没有使投资者福利过度的降低投资者的福利。但是从 2001 年到 2005 年这 5 个年度的回归结果则说明资本市场扩容，风险资产数量增加没有改善投资者的福利，风险资产的市场价格小于零，承受风险并不能获得正的回报，事实上意味着投资者福利的恶化，结合前文 Hart（1975）的研究结果可知，中国 A 股市场具有不完全市场的特性。另一方面，中国证券监督管理委员会于 2001 年 11 月 30 日发布的《亏损上市公司暂停上市和终止上市实施办法》其目的在于在资本市场上消除长期不盈利的企业，也验证了 Radner（1979）关于不完全市场均衡存在条件的论断。从这个角度来看，中国 A 股市场并不是完全市场，因此运用资本资产定价模型对市场数据进行实证研究必然难以获得稳定的研究结论。此后，本文对沪深两市回归结果的一致性进行了假设检验，（检验结果见表 7）。从假设检验的结果来看，沪深两市除 1999、2003 和 2004 年度回归结果差异并不显著，而回归的斜率仅在 2003 年差异不显著。这说明上海和深圳证券交易所风险资产的市场价格并不一致，两个市场之间存在风险套利机会。

从对回归结果的假设检验可知，假设 1 和假设 2 在某些年度成立，而在某些年度不成立。其中在 1999 年、2003 和 2004 年沪深两市的回归结果没有显著差异，这也就意味着如果在该年度投资者可以通过股票期货交易进行套期保值，通过购买在上海证券交易所的股票期货可以对冲其持有的在深圳交易所交易的股票。从总体样本来看，1996、1997、2000、2004 和 2005 年度不存在无风险套利机会，这也就意味着在这些年度中的某一年，如果存在股指期货，投资者可以通过确定适当的套期保值比率对冲风险。当然，2004 年的市场数据既能满足假设 1 也能满足假设 2，这要求我们在今后的数据挖掘过程中对该年度的金融数据进行深入细致的分析，以获得具有稳定性的研究结论。

表 4: 模型 1 沪深两市样本回归结果和假设检验

时间	$r_i=A_1+B_1\sigma_i^2$			$A_1=r_f$		假设检验 F 统计量 (假设 1)	
	A_1	B_1	R^2	B_1	R^2	临界值 (95%)	F 检验值
	1994~2007	-0.0008186*** -25.04	2.018257*** 65.42	0.2662	1.904604*** 36.45	0.1012	3.94
1994	-0.0019789*** -6.73	0.6688101*** 7.82	0.2600	0.0784189** 2.32	0.0300	3.94	54.09
1995	-0.0016224*** -10.39	1.186723*** 11.22	0.3072	0.0385412 0.87	0.0026	3.94	133.94
1996	0.0004865 1.60	1.583799*** 9.37	0.2229	1.767692*** 30.39	0.7505	3.94	1.34
1997	0.0003193 1.01	0.969232*** 3.61	0.0249	1.159904*** 20.61	0.4539	3.94	0.52
1998	-0.0014084*** -9.32	2.774647*** 13.74	0.2105	0.8837042*** 13.28	0.1992	3.94	96.92
1999	-0.003613** -2.14	1.696567*** 8.73	0.0853	1.221931*** 25.44	0.4414	3.94	6.35
2000	0.0002869** 2.38	2.884312*** 19.14	0.2853	3.160181*** 68.02	0.8343	3.94	3.70
2001	-0.0001302 -1.40	-1.796768*** -9.07	0.0737	-2.17282*** -37.41	0.5747	3.94	3.97
2002	-0.000424*** -5.79	-0.6418546*** -5.09	0.0232	-1.406979*** -32.41	0.4896	3.94	41.60
2003	.000511*** 5.15	-2.652658*** -11.39	0.1003	-1.638973*** -19.36	0.2432	3.94	21.79
2004	0.0000546 0.58	-1.081784*** -7.36	0.0423	-1.071568*** -19.23	0.2317	3.94	0.0050
2005	-0.0000353 -0.42	-0.4426799*** -4.49	0.0153	-0.53247*** -13.33	0.1207	3.94	0.99
2006	0.0013532*** 12.93	1.830359*** 19.53	0.2627	2.862931*** 60.96	0.7763	3.94	155.46
2007	0.0025624*** 19.43	1.52231*** 20.36	0.2611	2.854442*** 99.25	0.8935	3.94	358.093
年度回归结果相同的 F 检验		9524					

说明: 回归系数下面为 T 检验值, ***, **和*分别代表 99%、95%和 90%置信度水平, 后表相同, 不做特别说明。

表 5: 模型 1 上海市场样本回归结果和假设检验

时间	$r_i = A_i + B_i \sigma_i^2$						假设检验 F 统计量 (假设 1)	
	$A_i = r_f$			$A_i = r_f$			临界值 (95%)	F 检验值
	A_i	B_i	R^2	B_i	R^2			
1994~2007	-0.000839*** -19.91	2.116488*** 52.70	0.2906	1.379968*** 57.90	0.3310	3.94	550.23	
1994	-0.0013245* -1.71	0.622466*** 2.86	0.0761	0.2051457*** 5.16	0.2103	3.96	3.79	
1995	-0.0019472*** -9.65	1.549176*** 11.60	0.4475	0.2005424*** 3.95	0.0855	3.96	111.60	
1996	-0.0001987 -0.45	1.593311*** 5.21	0.1311	1.370632*** 17.97	0.6409	3.94	0.56	
1997	-0.0003881 -0.94	1.863981*** 4.90	0.0778	1.435234*** 19.09	0.5604	3.94	1.32	
1998	-0.0012327 -6.65	2.845015 11.47	0.2648	1.187078*** 13.74	0.3403	3.94	49.99	
1999	-0.0005989*** -2.71	2.07674*** 8.22	0.1387	1.343574*** 20.89	0.5091	3.94	9.00	
2000	0.0006503*** 4.43	2.355345*** 12.70	0.2566	3.069871*** 51.73	0.8511	3.94	16.46	
2001	-0.0005591*** -4.80	-0.5512519** -2.24	0.0092	-1.786837*** -23.85	0.5111	3.94	27.81	
2002	-0.0002207** -2.14	-1.154636*** -5.99	0.0552	-1.630896*** -26.65	0.5363	3.94	6.77	
2003	0.0004337*** 3.36	-2.397039*** -7.87	0.0825	-1.545772*** -14.10	0.2237	3.94	8.95	
2004	0.000255** 2.18	-1.438431*** -7.72	0.0737	-1.131252*** -16.20	0.2591	3.94	3.16	
2005	-0.0002557** -2.72	-0.1063664 -0.94	0.0011	-0.4316169*** -8.52	0.0830	3.94	10.41	
2006	0.0015403*** 13.26	1.675286*** 16.57	0.2927	2.794683*** 48.85	0.7823	3.94	164.83	
2007	0.0009017*** 4.17	2.546447*** 20.20	0.3639	3.019473*** 98.58	0.9316	3.94	14.94	
年度回归结果相同的 F 检验			5916					

表 6: 模型 1 深圳市场样本回归结果和假设检验

时间	$r_i=A_1+B_1\sigma_i^2$			$A_1=r_f$		假设检验 F 统计量 (假设 1)	
	A_1	B_1	R^2	B_1	R^2	临界值 (95%)	F 检验值
	1994~2007	-0.0008008*** -15.54	1.898681*** 39.59	0.2380	2.596703*** 22.18	0.0893	3.94
1994	-0.0021914*** -10.20	0.5113922*** 7.79	0.4542	-1.1232296** -2.38	0.2103	3.96	122.43
1995	-0.0013608*** -6.16	0.7685994*** 4.96	0.1752	-2.201168** -2.93	0.0682	3.96	48.96
1996	0.0046594*** 10.23	0.0643919 0.31	0.0008	2.012929*** 24.09	0.8227	3.94	98.67
1997	-0.0001431 -0.26	1.08313** 2.54	0.0280	0.9050945*** 11.11	0.3554	3.94	0.18
1998	-0.0016181*** -6.72	2.730559*** 8.49	0.1745	0.5598862*** 5.64	0.0851	3.94	49.70
1999	-0.000495 -0.19	1.217237*** 4.09	0.0405	1.089139*** 15.28	0.3702	3.94	0.197
2000	-0.0001137 -0.59	3.448842*** 14.48	0.3184	3.249902*** 45.45	0.8211	3.94	0.76
2001	0.0004276*** 3.07	-3.378215*** -11.34	0.2077	-2.613985*** -30.39	0.6529	3.94	7.16
2002	-0.0005074*** -4.64	-3.788556** -2.20	0.0100	-1.202514*** -19.86	0.4511	3.94	25.79
2003	0.0006126*** 3.94	-2.991838*** -8.28	0.1264	-1.769866*** -13.29	0.2711	3.94	13.19
2004	-0.0002214 -1.38	-0.618285** -2.59	0.0139	-0.989178*** -10.78	0.1965	3.94	2.82
2005	0.0006843*** 4.06	-1.390215*** -7.08	0.0928	-0.6880678*** -10.69	0.1888	3.94	14.27
2006	0.0007972*** 3.59	2.342331*** 11.19	0.2361	2.993707*** 36.72	0.7686	3.94	11.36
2007	0.0031996*** 18.74	1.096933*** 11.81	0.2336	2.631582*** 49.61	0.8428	3.94	336.66
年度回归结果相同的 F 检验		4315					

表 7: 模型 1 沪深两市回归结果一致性检验

年度	回归结果一致的 F 统计量	回归斜率一致的 F 统计量	年度	回归结果一致的 F 统计量	回归斜率一致的 F 统计量
1994~2007	131.11	196.67	2001	27.88	41.81
1994	14.03	21.05	2002	5.428	8.14
1995	12.26	18.39	2003	0.748 [#]	1.12 [#]
1996	48.15	72.23	2004	2.56 [#]	3.84
1997	7.97	11.95	2005	11.30	16.95
1998	8.62	12.941	2006	3.28	4.92
1999	3.10 [#]	4.65	2007	28.32	42.49
2000	4.72	7.08			

说明: #表示达不到置信度为 95%的样本

4.3 中国资本市场信息不对称的检验

接下来本文对模型二进行了回归,并进行了假设检验,回归和假设检验结果见表 8、表 9 和表 10。由表 8 可知,除 1997 年回归系数 B_2 与前文表 4 中 B_1 符号不一致以外,其余的 B_2 的符合和表 4 中 B_1 的符号一致,表 9 和表 10 也表现出了相似的特性。由此可见,考虑换手率之后并没有完全改变模型 1 的基本特性。但是,表 8、表 9 和表 10 的回归结果还包含着一些新的信息。由下面三个表的回归结果可知,除 2006 年之外,回归系数 C 为正值,且回归结果普遍显著,这说明中国 A 股市场的流动性会影响资产定价,因此中国 A 股市场流动性过高是投资者追逐利益的表现,换句话说频繁的买入和卖出股票可以增加投资收益。其次就是回归系数 D 的值除去 2006 年之外均小于 0,这说明中国 A 股市场上市公司普遍存在着信息不对称问题。根据汪江(1994, 2002)的研究结果,在信息不对称条件下无信息的投资者会增加或者减少头寸,从而造成了交易量的过度波动,而另一方面频繁交易又可以增加投资收益,因此基于交易量的资产定价理论可能更适合研究中国 A 股市场的一些问题。当然,在这里需要指出的是,信息不对称同样给操纵股价提供了某种便利,而回归系数 D 值普遍小于 0 则意味着中国 A 股市场存在股价操纵的现实基础。同时,本文对模型 2 无套利定价的假设检验结果表明,在 1997 年、2003 年和 2005 年样本总体满足、上海市场则在 2000 年、2003 年到 2005 年和深圳市场在 2003 年满足不存在无风险套利的假设,由此可见中国 A 股市场即使考虑流动性问题,仍然存在着无风险套利机会。虽然存在无风险套利机会和流动性之间是否存在某种关系尚不明确,但是无风险套利机会的存在确实是货币当局和监管当局需要面临的重要问题,这是因为存在无风险套利计划会影响货币政策的执行效率,同时市场内生的无风险收益率如果高于名义利率会有一些投机资本涌入股市,造成股市的过度波动。此后,以回归残差(RSS)为基础,本文对模型 2 回归结果的稳定性进行了检验,检验结果表明回归结果并不稳定,也就是说回归系数具有“时变”特性。而且本文对沪深两市回归结果的一致性进行了假设检验(检验结果见表 11)。从假设检验的结果来看,沪深两市除 2003 和 2004 年回归方程的斜率基本一致之外,其余年度回归斜率均不一致,也就是说两个市场的投资者行为并不完全相同。由这些结果可知,假设 3 和 4 在某些年度成立,在某些年度并不成立,同时检验结果还意味着中国资本市场存在着显著的不对称信息问题。结合对模型 1 做的假设检验结果可知,沪深两市回归结果的不同意味着对于两个市场而言,在信息披露和股价操纵方面的监管需要差别对待,这事实上增加了统一监管的成本。

表 8: 模型 2 沪深两市样本回归结果和假设检验

时间	$r_i=A_2+B_2\sigma_i^2+CE(q_i)+D\sigma^2(q_i)$					$A_2=r_f$				假设检验 F 统计量(假设 1)	
	A ₂	B ₂	C	D	R ²	B ₂	C	D	R ²	临界值 (95%)	F 检验值
	1994~2007	0.0011715*** 11.65	1.233018*** 9.59	1.770249*** 20.67	-0.07483*** -13.56	0.0639	1.86116*** 16.16	-0.05263*** -10.12	1.46514*** 17.87	0.1261	3.94
1994	-0.0035197*** -10.12	0.4413406*** 5.76	0.0775496*** 6.09	-0.1326724** -2.11	0.5218	-0.0555782 -0.71	-0.020389* -1.80	0.306358*** 5.03	0.2070	3.94	114.15
1995	-0.0022806*** -13.94	0.7146634*** 7.11	0.0916591*** 7.18	-0.2741236** -2.43	0.5407	-0.2640156** -2.57	-0.0236197* -1.72	0.741503*** 6.10	0.2115	3.94	227.82
1996	-0.0017346*** -5.81	0.7249263*** 3.87	0.1456513*** 13.87	-0.8835682*** -8.64	0.5387	0.046489 0.29	0.1078771*** 11.84	-0.50537*** -5.78	0.8313	3.94	39.30
1997	-0.0002601 -0.80	-0.8118474** -2.30	0.0993076*** 6.90	-0.3646447** -2.02	0.1283	-1.031943*** -3.58	0.094185*** 6.94	-0.2961203* -1.75	0.5042	3.94	1.159
1998	-0.0019446*** -11.82	0.6024183** 2.08	0.1332567*** 12.32	-1.002275*** -5.57	0.3616	-1.571829*** -6.23	0.0852859*** 7.67	0.2206172 1.34	0.3024	3.94	151.45
1999	-0.0007045*** -3.74	0.936987*** 3.66	0.0708155*** 6.25	-0.5200999*** -3.26	0.1332	0.1926417 1.06	0.0549261*** 5.11	-0.2112505 -1.49	0.4543	3.94	16.7425
2000	-0.0005054*** -3.25	2.806249*** 16.84	0.0620147*** 7.44	-0.7896876*** -8.24	0.3338	2.528192*** 17.01	0.0426103*** 6.65	-0.628908*** -7.37	0.8443	3.94	13.032
2001	-0.000551*** -5.94	-3.957891*** -17.50	0.1687363*** 17.12	-1.172549*** -7.23	0.2897	-4.938194*** -28.61	0.1471111*** 15.54	-0.673127*** -4.62	0.6708	3.94	42.66
2002	-0.0005942*** -7.77	-1.08388*** -7.04	0.0564324*** 5.46	-0.5877248*** -3.23	0.0477	-1.875439*** -14.92	0.0304842*** 3.00	-0.103048 -0.58	0.5072	3.94	70.68
2003	0.0001726* 1.77	-4.749294*** -17.29	0.1418703*** 14.78	-0.927787*** -6.88	0.2415	-4.510279*** -22.38	0.1447774*** 15.52	-0.991919*** -7.93	0.3861	3.94	1.63
2004	-0.0003197*** -3.08	-1.621*** -8.20	0.0716893*** 7.24	-1.035756*** -6.02	0.0787	-2.000301*** -12.00	0.058805*** 6.36	-0.76534*** -4.94	0.2699	3.94	12.51
2005	0.0002389** 2.28	-1.753676*** -11.05	0.0516032*** 7.44	-0.4681958*** -3.40	0.0936	-1.549642*** -13.74	0.0544352*** 8.05	-0.560903*** -4.37	0.2202	3.94	3.34
2006	0.0189934*** 40.51	5.043522*** 12.03	-0.8301259*** -49.97	7.526655*** 21.37	0.7352	11.45345*** 18.56	-0.578095*** -23.62	13.40476*** 26.30	0.6357	3.94	1634.35
2007	0.0020284*** 10.96	1.456792*** 18.47	0.0219234*** 4.12	-0.3628402*** -3.73	0.2731	1.807859*** 24.13	0.0604777*** 14.88	-0.842107*** -9.33	0.9112	3.94	112.57
						13382					

表 9: 模型 2 上海市场样本回归结果和假设检验

时间	$r_i=A_2+B_2\sigma_i^2+CE(q_i)+D\sigma^2(q_i)$					$A_2=r_f$				假设检验 F 统计量(假设 1)	
	A ₂	B ₂	C	D	R ²	B ₂	C	D	R ²	临界值(95%)	F 检验值
	1994~2007	-0.00183*** -48.72	0.9427412*** 18.94	0.1246793*** 61.47	-0.946618*** -31.32	0.5509	-0.210422*** -4.05	0.088803*** 40.14	-0.410*** -12.43	0.4596	3.94
1994	-0.002679*** -3.32	0.3048456 1.47	0.0764644*** 4.15	-0.1452934* -1.78	0.3164	-0.3007609** -2.40	0.0431387** 2.58	0.0032099 0.04	0.3465	3.96	12.72
1995	-0.002557*** -11.55	1.057602*** 7.83	0.0838076*** 6.11	-0.3008714** -2.62	0.6308	-0.1345685 -1.02	-0.0211038 -1.41	0.6331208*** 5.27	0.2860	3.96	154.42
1996	-0.00128*** -3.17	0.3659257 1.17	0.13597*** 8.25	-0.819057*** -3.79	0.4260	-0.4424728** -2.03	0.1120084*** 7.25	-0.4792825** -2.41	0.7432	3.94	12.34
1997	-0.0010532** -2.49	0.1898503 0.41	0.099297*** 5.58	-0.3360434 -1.29	0.1927	-0.6160966* -1.73	0.0826611*** 4.90	-0.1041769 -0.42	0.5997	3.94	7.35
1998	-0.00173*** -8.55	1.256851*** 3.22	0.1075528*** 7.38	-0.987099*** -4.35	0.3637	-0.6582272* -1.83	0.0650458*** 4.28	0.0428307 0.20	0.3790	3.94	80.17
1999	-0.000908*** -3.62	1.474805*** 4.19	0.061334*** 3.94	-0.5069057** -2.53	0.1735	0.5177648** 2.03	0.0417521*** 2.79	-0.12667 -0.71	0.5146	3.94	15.09
2000	-0.0002934 -1.53	2.287002*** 10.71	0.0716401*** 7.29	-0.855475*** -6.54	0.3194	2.079573*** 11.50	0.0599175*** 8.07	-0.73835*** -6.47	0.8718	3.94	3.31
2001	-0.000808*** -6.95	-2.839962*** -9.75	0.1461745*** 11.62	-0.789831*** -4.02	0.2408	-4.250411*** -18.36	0.1164867*** 9.31	-0.0953323 -0.53	0.6186	3.94	55.13
2002	-0.00038*** -3.55	-1.605513*** -7.18	0.0501761*** 3.77	-0.3515329 -1.53	0.0786	-2.195046*** -12.88	0.0347277*** 2.70	-0.0978448 -0.44	0.5569	3.94	16.02
2003	0.0000777 0.60	-4.463146*** -12.44	0.1372742*** 11.05	-0.777394*** -4.77	0.2224	-4.406545*** -16.65	0.138048*** 11.54	-0.792488*** -5.29	0.3652	3.94	0.054
2004	-0.001502 -1.20	-2.083541*** -8.86	0.0783144*** 6.92	-1.038582*** -5.26	0.1245	-2.291787*** -11.79	0.0716359*** 6.82	-0.910612*** -5.05	0.3176	3.94	2.47
2005	.0001398 1.02	-1.522598*** -7.37	0.0419119*** 4.39	-1.751063 -0.89	0.0667	-1.426299*** -9.54	0.0438841*** 4.83	-0.2346057 -1.33	0.1881	3.94	0.45
2006	0.0012616*** 6.48	1.869154*** 17.73	0.0129601* 1.76	-0.57625*** -5.63	0.3363	2.07478*** 20.15	0.0502862*** 11.37	-0.844425*** -8.84	0.8221	3.94	38.86
2007	0.0008118*** 3.44	2.677712*** 18.49	0.0022181 0.36	-0.2315132** -2.32	0.376	2.951413*** 25.27	0.0102229** 1.81	-0.338215*** -3.57	0.9328	3.94	10.00
年度回归结果相同的 F 检验			1581								

表 10: 模型 2 深圳市场样本回归结果和假设检验

时间	$r_t = A_2 + B_2\sigma_t^2 + CE(q_t) + D\sigma_t^2(q_t)$					$A_2 = r_t$				假设检验 F 统计量(假设 1)	
	A ₂	B ₂	C	D	R ²	B ₂	C	D	R ²	临界值 (95%)	F 检验值
	1994~2007	0.0041703*** 21.46	1.448523*** 6.05	-0.3170117*** -28.71	5.581929*** 31.06	0.1992	3.769306*** 16.99	-0.24201*** -22.13	4.687071*** 25.67	0.2147	3.94
1994	-0.0033364*** -9.38	0.4229513*** 6.69	0.057253*** 3.47	-0.0988583 -0.97	0.6529	0.0467076 0.60	-0.084759*** -6.80	0.698841*** 7.28	0.4874	3.96	99.493
1995	-0.0021589*** -8.38	0.4926423*** 3.16	0.106522*** 3.74	-0.3910543 -1.24	0.3526	-0.2462387 -1.42	-0.0567569* -1.96	1.133162*** 3.24	0.1815	3.96	83.45
1996	0.003777*** 3.99	0.6400113*** 2.88	0.0297241 1.30	-0.5271078*** -3.88	0.1640	0.9162114*** 4.13	0.1086411*** 10.03	-0.875827*** -8.21	0.9067	3.94	14.95
1997	-0.0012217* -2.17	-0.9779795* -1.82	0.132068* 5.79	-0.6279077* -2.52	0.1736	-1.663429*** -3.68	0.1113673*** 5.25	-0.3915417* -1.70	0.4333	3.94	5.42
1998	-0.0022719*** -8.50	0.3356097 0.78	0.1540244*** 9.74	-1.139888*** -4.01	0.3771	-2.223644*** -6.37	0.0971591*** 6.08	0.3892455 1.57	0.2566	3.94	77.56
1999	-0.0005504* -1.95	0.5310078 1.42	0.0832518*** 5.02	-0.7564565*** -2.68	0.1030	-0.0602893 -0.23	0.0699103*** 4.52	-0.4808512* -1.90	0.3926	3.94	4.77
2000	-0.0006569*** -2.66	3.332059*** 12.78	0.0469144*** 3.39	-0.653319*** -4.53	0.3520	3.032666*** 12.58	0.0212274** 1.98	-0.460323*** -3.57	0.8249	3.94	8.32
2001	-0.0002558* -1.85	-4.85338*** -14.74	0.1794003*** 12.41	-1.970307*** -7.64	0.3929	-5.350873*** -21.84	0.1678704*** 12.37	-1.706807*** -7.40	0.7421	3.94	5.08
2002	-0.0007064*** -6.20	-0.88381*** -3.92	0.073827*** 4.54	-1.031714*** -3.54	0.0477	-1.783602*** -9.49	0.0456226*** 2.79	-0.3855397 -1.34	0.4716	3.94	43.92
2003	0.0002751* 1.83	-5.129624*** -11.99	0.1539025*** 10.12	-1.348461*** -5.55	0.2780	-4.68369*** -15.08	0.158458*** 10.61	-1.476406*** -6.47	0.4221	3.94	2.29
2004	-0.0005646*** -3.10	-0.8625693** -2.38	0.0557199*** 2.93	-1.026524*** -3.14	0.0337	-1.496489*** -4.78	0.0337053* 1.87	-0.4823941* -1.68	0.2136	3.94	11.28
2005	0.0004519** 2.65	-2.139215*** -8.51	0.0630527*** 6.20	-0.7814109*** -4.04	0.1493	-1.701654*** -9.92	0.0660749*** 6.52	-0.906630*** -4.85	0.2773	3.94	5.64
2006	0.0182854*** 21.81	13.31045*** 20.37	-0.1029597 -0.53	3.745229*** 3.74	0.6132	15.48239*** 16.28	0.714428** 2.55	15.87999*** 12.96	0.9118	3.94	474.42
2007	0.0024723*** 7.67	1.056235*** 11.10	0.0262709** 2.43	-0.4122479* -1.74	0.2454	1.269031*** 13.21	0.0903546*** 13.06	-1.384683 -6.60	0.8988	3.94	55.87
年度回归结果相同的 F 检验			1564								

表 11: 模型 2 沪深两市回归结果一致性检验

年度	回归结果一致的 F 统计量	回归斜率一致的 F 统计量	年度	回归结果一致的 F 统计量	回归斜率一致的 F 统计量
1994~2007	741.91	989.22	2001	21.01	28.01
1994	4.75	6.33	2002	5.68	7.57
1995	2.295 [#]	3.06	2003	1.99 [#]	2.65 [#]
1996	14.74	19.65	2004	2.40	3.20 [#]
1997	10.63	14.17	2005	2.96	3.94
1998	6.87	9.16	2006	619.94	826.59
1999	2.56	3.41	2007	21.57	28.76
2000	2.81	3.75			

说明: #表示达不到置信度为 95%的样本

4.4 对回归结果的进一步检验

通过前文中表 4、表 5 和表 6 的回归和假设检验结果可知, 中国 A 股市场存在着无风险套利机会和风险套利机会, 因此按照延续 Carr 等 (2001) 的定义中国 A 股市场尚未达到可接受的完全程度, 但是从总体上看中国 A 股市场是否表现出不完全市场的特性尚需进一步做假设检验。由表 1、表 2 和表 3 可知, 从 1996 年到 2005 年, 中国 A 股市场扩容的速度开始逐步增大, 可供投资者选择的风险资产品质在逐步增加, 因此对这 10 年的回归结果进行假设检验, 研究风险市场价格的变化, 可以间接获得投资者福利变化的信息。回顾前文中 Hart (1975) 的研究结论, 如果风险资产数量增加, 但是风险的市场价格不增反降那么市场就具有不完全市场的特性, 这样通过假设检验并结合回归结果就可以获得中国 A 股市场是否完全的细节信息 (检验结果见表 12)。由表 12 可知, 除上海市场样本 2001 年和 2002 年、2002 年和 2003 年回归结果无明显差异之外, 其他检验结果都表明隔年回归结果并不一致。而表 4、表 5 和表 6 的回归系数表明资本市场的扩容没有提高风险的市场价格, 反而在一些年度如 1997、1999 和 2001 较上年有所下降。根据资产定价一般的规律, 风险的市场价格下降意味着承受风险获得的回报率在下降, 也就是投资者的福利水平在下降。由此可见, 前述假设 5 不成立, 而且中国 A 股市场具有不完全市场的特性。

表 12: 模型 1 隔年回归结果一致性的假设检验

检验区间	F 检验临界值 (95%)	沪深两市样本 F 统计量	上海市场样本 F 统计量	深圳市场样本 F 统计量
1996-1997	3.00	21.18	0.42 [#]	100.46
1997-1998	3.00	19.39	5.69	7.26
1998-1999	3.00	16.71	4.44	16.37
1999-2000	3.00	414.00	192.18	229.17
2000-2001	3.00	1397.35	777.08	708.88
2001-2002	3.00	35.41	2.78 [#]	78.60
2002-2003	3.00	19.52	0.45 [#]	20.28
2003-2004	3.00	14.03	3.25	12.93
2004-2005	3.00	15.64	1.73	5.48

说明: #表示达不到置信度为 95%的样本

5 研究结论与政策建议

通过对中国 A 股市场 1994 年到 2007 年实证研究, 本文获得了以下几个方面的研究结论。首先, 从市场整体水平来看, 中国 A 股市场具有显著的不完全市场的特征, 主要表现在两个方面: (1) 在某些年度法定基准利率与市场内生的无风险收益率之间存在比较显著的差异, 这样的实证研究结果与 Geanakoplos 和 Shubik (1990) 对不完全市场的研究结果相吻合; (2) 可供投资者选择风险资产数量的增加并不能有效提高投资者的福利, 这样的实证结

果与 Hart (1975) 对不完全市场的研究结果相吻合, 因此可以说中国资本市场是典型的不完全市场。其次, 从沪深两市的回归结果看, 在沪深两市之间存在着比较显著的风险套利机会, 或者说两个市场的风险价格并不完全相同, 因此中国资本市场并不满足“受限制”的有效市场结构或可接受的完全程度 (Carr 等, 2001)。再次, 通过对交易量的回归分析本文发现其均值和方差对收益率的影响比较显著, 因此可以初步断定中国资本市场普遍存在着不对称信息, 同时交易量与收益率正相关还意味着投资者可以通过技术分析获利。最后, 资本市场中普遍存在的不对称信息可能构成了价格操纵的事实基础, 其证据是些年度如 2006 年和 2007 年市场内生的无风险收益率远高于法定利率, 这说明大量投机资本涌入市场进行套利活动, 因此实证结果并不排除操纵的存在。

论文研究的政策含义主要包括以下几个方面的内容。首先, 在完全市场和不完全市场中政府的职能并不相同。如果市场是完全的, 那么政府需要保证的是市场竞争的秩序和规则, 并为这种秩序和规则的正常运行提供保障。而在不完全市场中, 政府除上述职能以外还需要对企业的投资决策加以引导, 并通过转移支付为市场中的某些消费者提供福利保障 (Geanakoplos 等, 1990)。其经济意义在于通过对企业投资决策的引导可以提高企业的投资绩效, 而为某些消费者提供福利保障可以使商品市场的均衡满足最优机制设计的必要条件即参与者能够达到保留效用水平 (Maskin, 1999)⁴。同时, 由于商品市场均衡的福利属性发生变化之后会导致资本市场上的投资者自发的调整其投资组合, 从而达到改善投资者福利的目的。当然, 从我国目前的经济情况看, 制造业已经具备了一定的国际竞争能力, 而大规模生产和大规模运输的结合与及时准确信息反馈是提高企业竞争能力的必要条件, 因此政府需要在基础设施建设和通信网络建设方面对企业的投资方向和投资决策施与必要的影响⁵。其次, 由于资本市场具有不完全市场的特点, 而金融创新是提高投资者福利的途径之一, 因此在鼓励和支持金融创新方面需要政府给予适当的支持。不过, 就我国市场的情况来看, 可能金融创新的推出需要选择一个合适的时机和市场估值水平, 估值水平过高或者过低都会影响金融创新的效果。同时还需要关注金融创新的产品选择, 对于证券公司融资业务而言, 需要鼓励其推出相关的认沽权证, 这样的投资组合可以有效的降低证券公司客户的违约概率, 也可以降低证券公司的风险水平; 同样对于证券公司的融券业务而言, 需要鼓励其推出相关的认购权证, 以达到降低违约风险和减少或有损失的目的。最后, 针对中国资本市场存在的信息不完全问题, 建议监管部分对加强对信息披露的监督。而且, 在融资融券业务推出之后有可能出现个股的价格操纵, 因此通过数据挖掘建立起必要的监控体系也是解决该问题的一个可选途径。当然, 结合前述回归结果可知, 沪深两市交易量对收益率的影响存在比较显著的差异, 因此对交易过程和交易行为的监督和控制可能是监管的重点内容。

¹ 数据来源: 上海证券交易所和深圳证券交易所的 2007 年 12 月份统计月报。

² 在他们的论文中定义了市场交易中的两类人, 一类人仅仅在商品市场上进行交易以达到效用最大化, 另一类人在商品市场上交易的同时还在资本市场上买卖证券。两个市场的均衡可以相互独立存在, 但是两个市场上参与者的福利却并不独立, 换言之商品市场的均衡状态会影响资本市场上投资者的福利水平, 反之亦然。

³ 所谓 Hirshleifer 效应是指过多的信息披露会导致投资者不愿意持有过多的风险资产。而逆向选择效应则是当投资者掌握的信息过少时不愿意参与资本市场风险资产的交易。

⁴ 相关内容详见该论文的定理 4。

⁵ 在钱特勒的名著《看得见的手》中就通信行业和交通运输行业对美国制造业和美国工业化的作用进行了详细的讨论, 这些可能都值得借鉴。但这并非本文论述的重点内容, 因此在附注中予以提及。

参考文献

- [1] 陈小悦和孙爱军,《CAPM 在中国股市的有效性检验》,《北京大学学报》(哲学社会科学版), 2000 年第 4 期。

-
- [2] 靳云汇和刘霖,《中国股票市场 CAPM 的实证研究》,《金融研究》,2001 年第 7 期。
- [3] 钱特勒著,重武译,《看得见的手》,商务印书馆,1997 年。
- [4] 阮涛和林少官,《CAPM 模型对上海股票市场的检验》,《数理统计与管理》,2000 年第 2 期。
- [5] 杨朝军和邢靖,《上海证券市场 CAPM 实证检验》,《上海交通大学学报》,1998 年第 3 期。
- [6] MAGILL,M and SHAFER,W, 1991, “Incomplete Market”, in: W. Hildenbrand & H. Sonnenschein (ed.) *Handbook of Mathematical Economics*, , chapter 30, pp 1523-1614.
- [7] P. CARR, H. GEMAN and D B. MADAN, 2001, “Pricing and Hedging in Incomplete Market”, *Journal of Financial Economics*, Vol 62 (1), pp. 131-167.
- [8] F. ALLEN and D.GALE, 1992, “ Stock-Pricing Manipulation”, *Review of Financial Studies*, Vol 5(3), pp. 502-529.
- [9] ARROW, 1964, “The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk-bearing ”, *Review of Economic Studies*, 31: 91-96.
- [10] SIMON, HERBERT A. 1955, "A Behavioral Model of Rational Choice." *Quarterly Journal of Economics* 69(1): 99-118.
- [11] SIMON, H.A. 1956, “Rational Choice and the Structure of the Environment”. *Psychological Review*, 63, 129-138.
- [12] ARROW, K. J. and G. DEBREU, 1954, “Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy”, *Econometrica*, 22, 265-290.
- [13] HART.O, 1975, “On the Optimality of Equilibrium when the Market Structure is Incomplete”, *Journal of Economic Theory*, 11, pp: 418-443.
- [14] D. DUFFIE and W SHAFER, 1985, “Equilibrium in Incomplete Markets: I. A Basic Model of Generic Existence”, *Journal of Mathematical Economics*, vol. 13, pp. 285-300.
- [15] F. ALLEN and D. GALE, 1988, “Optimal Security Design”, *Review of Financial Studies*, Vol.1 (3): pp.229-263.
- [16] J. GEANAKOPOLOS, M. MAGILL, M. QUINZII, and J. DREZE, 1990, “ Generic Inefficiency of Stock Market Equilibrium When Markets Are Incomplete”, *Journal of Mathematical Economics*, 19(1): 113-151.
- [17] J. GEANAKOPOLOS and M. SHUBIK, 1990, “The Capital Asset Pricing Model as General Equilibrium with Incomplete Asset Markets”, *Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, (), 15(1): 55-71.
- [18] HIRSHLEIFER, J., 1971. “The Private and Social Value of Information and the Reward to Inventive Activity”. *American Economic Review* , 61(2),pp. 561-574.
- [19] J M. MARIN and R. RAHI, 2000, “Information Revelation and Market Incompleteness”, *Review of Economic Studies*, 67 (3): 563-579.
- [20] JIANG WANG, 1994, A Model of Competitive Stock Trading Volume, *Journal of Political Economy* 102(1), 127-167 .
- [21] JIANG WANG, G LLORENTE, R. MICHAELY and G SAAR, 2002, “Dynamic Volume-Return Relations of Individual Stocks” , *Review of Financial Studies* 15(4),pp 1005-1047.
- [22] R.RADNER, 1979, “Rational Expectations Equilibrium: Generic Existence and the Information Revealed by Prices," *Econometrica*, Vol. 47, pp. 655-678.
- [23] MASKIN, “Nash Equilibrium and Welfare Optimality”, *Review of Economic Studies*, 1999,

66, 23-38.

- [24] MERTON, ROBERT C. 1990, *Continuous-Time Finance*. Oxford, U.K.: Basil Blackwell.
- [25] BONG-SOO LEE and OLIVER MENG RUI, 2002, "The Dynamic Relationship between Stock Returns and Trading Volume: Domestic and Cross-country Evidence", *Journal of Bank and Finance*, 6(1): pp. 51-78.
- [26] M. O'HARA, 2003, "Liquidity and Price Discovery", *Journal of Finance*, Vol 58(4): pp. 1335 – 1354.

An Empirical Study on Incomplete Market and Asymmetric Information of Chinese Capital Market

GU Zhi-hui^{1, 2} HAO Xiang-chao¹

(1. Center of Studies of Corporate Governance Nankai University, Tianjin 300071, China; 2. Institute of Modern Management Nankai University, Tianjin 300071)

Abstract: Based on the theory of incomplete and trade volume, we research the degree of incomplete and asymmetric information in Chinese capital market by stochastic optimal control model and market data. The conclusion means that Chinese capital market satisfies the basic feature of incomplete and exists problem of asymmetric information. At last, we give some proposal including the role of government in incomplete market and financial innovation.

Key Words: incomplete market; asymmetric information; welfare of investor

收稿日期: 2010-03-19;

基金项目: 本文受到国家自然科学基金重点项目(70532001)和青年项目(70802032和70801043)的资助。

作者简介: 古志辉(1971年-),男,山西人,南开大学公司治理研究中心兼职研究人员,南开大学商学院副教授。主要研究方向为资产定价和数理金融学,中国管理史和思想史;多篇论文已在 *Quantitative Finance*、*Economics Letters*、*管理世界*等国内外期刊上发表。

郝项超(1979-),男,河南商水人,南开大学公司治理研究中心,南开大学商学院在站博士后。研究方向:金融学、公司治理。