

理性恐慌, 流动性黑洞和国有股减持之谜

陈灯塔 周颖刚*

摘要 一个具有吸收态的状态转化模型表明国有股减持政策诱使股市状态转向所谓的“流动性黑洞”;同时,在股市行情大跌时追逐流动性的假说没有足够证据支持,因而股市大跌是整个市场的宏观现象。在这些实证结果的基础上,我们构建一个微观市场结构的理论模型来解释“国有股减持之谜”:它并非是一场简单的由消息所引发的股市行情大跌,其根源在于中国股市的功能缺陷,这进一步支持了我们先前关于“中国股票市场达不到弱式有效”的结论。

关键词 国有股, 流动性, 价格发现

一、简介

股票市场行情大跌现象长期困扰着股票市场的参与者和研究者。中国的股票市场较之成熟的股票市场,暴跌的情况更是频繁发生。我们通常将所研究的股市暴跌定义为股价急速下跌,并且日收益率低于某一限度,比如说是 -5% 。在该定义之下,我们将中国股票市场和美国股票市场中出现暴跌现象进行对比。图1描述的是1997年至2003年¹上证A股指数和SP500综合指数的日收益率。期间SP500有三次日收益率低于 -5% ,它们分别与1997年亚洲金融危机,1998年LTCM危机和2000年互联网泡沫破灭有关。相比之下,中国股市有更多的暴跌现象,而它们中很多是直接以政府政策为诱因的²,其中的国有股问题是悬在中国股市之上的达摩克利斯之剑。尽管2001至2002年的宏观经济条件良好,中国政府旨在削减国有企业所持有的国有股(国家股和国有法人股)的政策引发了中国股市行情大幅下跌。虽然政策是针对有国有股的上市公司,但是那些没有国有股(或者国有股不占主导地位)的公司也同样受到冲击——股价下跌,波动率剧增,与其他股票的相关性增加。

* 陈灯塔,厦门大学王亚南经济研究院和厦门大学金融系;周颖刚,美国康奈尔大学经济系和厦门大学王亚南经济研究院。通讯作者及地址:周颖刚, Cornell University, Ithaca, NY 14853, U. S. A.; 电话: 01+607-280-4438; E-mail: YZ66@cornell.edu。作者感谢在丹佛举办的国际西部经济学会第78届年会(WEAI 78th),在韩国汉城 Yonsei 大学举办的2004年远东计量经济学大会(FEMES 2004),在中国上海举行的中国金融学2004年国际年会(CICF 2004)以及在厦门大学、中山大学和复旦大学讨论会的与会者。洪永森、吴国盛、Warren Bailey、Dong Ming、Maureen O'Hara 及一位匿名审稿人对本文提出了非常有建设性的意见,在此深表感激。我们感谢胡韡辛苦的翻译工作。

¹ 自1996年12月16日起,中国股市开始对价格实行涨跌幅度限制,日收益率限制在 -10% 和 10% 之间。在此之前,有更多的股市暴跌现象发生。

² 见张亦春、周颖刚和许文彬(2004)。

更令人费解的是,政策调整直至终止之后,股市仍然长期低迷,持续至今。我们称之为“国有股减持之谜”。

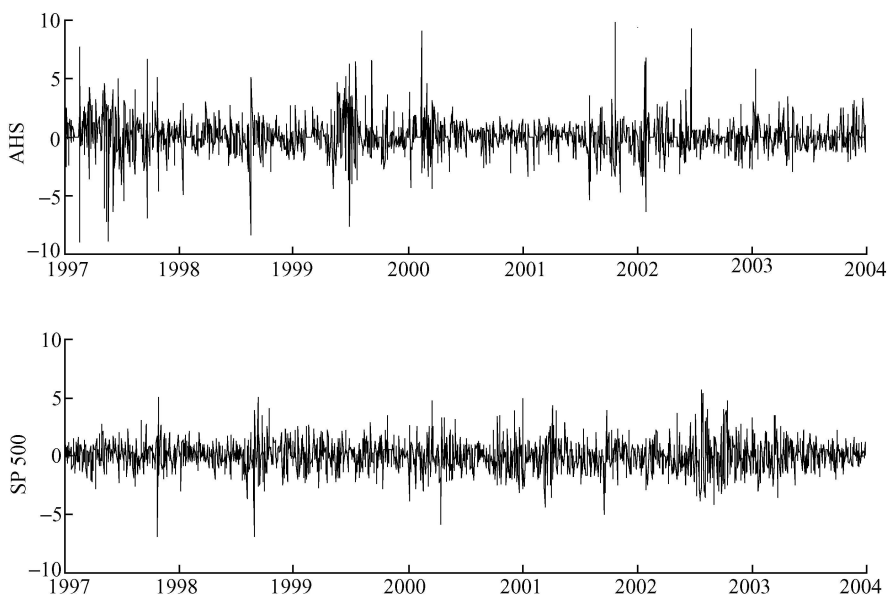


图1 中国和美国股市的日收益率比较

注: 1. 样本期: 1997年1月1日至2003年12月31日;

2. 上证A股指数和S and P 500分别代表中国和美国的股票市场。中国股市的暴跌现象(日交易价格跌破-5%)比美国多(中国13次,美国3次)。

股市暴跌通常被描述成“流动性空洞”,甚至“流动性黑洞”,其特征是价格在没有重要新闻事件的情况下狂跌,而且在接下来的相当时段内陷入持续低迷的状态,没有复苏回弹的表现。理论上,最近的研究将这一现象解释为多重均衡的交替实现。这类文献认为由于信息不对称,异质投资者之间误解导致需求曲线反向弯曲,进而造成无信息的价格变化和离散的价格跳跃。Genotte and Leland (1990)论证了相对少数的组合投资保险者在价格下跌时机械地卖出股票,价格上升则买入,其超额需求曲线是反向弯曲的。Barlevy and Veronesi (2003)证实不知情投资者所起的作用与组合投资保险者相似,其需求曲线也是反向弯曲的,从而导致总需求曲线出现弯曲,呈倒S状。因此,均衡价格必然在某点不连续变化,并且在相当长一段时间保持较低的水平。其他相关文献,诸如 Xiong (2001), Kyle and Xiong (2001), Calvo (1999), Gromb and Vayanos (2002)以及 Yuan (2003, 2004),进一步引入了依赖价格的交易约束,用以解释危机和危机的蔓延。

特别应该指出是, Barlevy and Veronesi (2003)使用“理性恐慌”一词来描述不知情投资者的行为:价格稍有下调,就会导致不知情投资者不再视持有股票如先前有利,并削减对其需求,从而导致总需求曲线在某段区

间向上倾斜。不知情投资者的理性恐慌源自信息不对称。在过去 20 年中，美国和其他地区资产价格经历了大起大落，由此引发关于理性繁荣和非理性繁荣的争论。Greenspan 在他著名的 1996 年的演讲中提出，股票市场存在“非理性繁荣”的可能性。Shiller (2000) 适时地出版了《非理性繁荣》一书。而 LeRoy (2004) 则对理性繁荣的研究进行了综述。一般而言，理性投资者模型被界定为不存在噪音交易者。我们遵循这一界定原则，对“理性恐慌”进行如下定义：特定的理性投资者感到恐慌，并且他们的恐慌是完全有根据的。

国有股减持之谜也具有显著的股价离散变动和持续低迷的特征。但它是由政府发布的新闻事件所引发的，不太可能导致不对称信息。那么，是否有可能在没有不对称信息的条件下产生一条倒 S 状的需求曲线？我们认为是有可能的，因为倒 S 需求曲线的本质是有状态依赖的需求变量，不对称信息仅是产生不规则需求的一种可能原因。在对称信息环境下，有状态依赖的需求可能直接来自状态依赖偏好。最近有关宏观经济和金融的文献都把注意力集中在状态依赖效用，以解释个体消费者或者投资者令人费解的行为以及金融变量莫名其妙的变动³。在其他领域，Basu, Genicot and Stiglitz (2003) 也说明劳动供给曲线可能因为状态依赖而呈现出复杂的形态。这类理论模型可以更好地解释国有股减持之谜，因为事实上政策及其调整转换了股市状态以及人们对市场状态的认知。

本文的剩余部分是按照如下顺序组织的：第二部分讨论制度背景并介绍国有股减持之谜。第三部分的实证结果表明，股市暴跌和持续低迷等显著特征大体上可以用具有吸收态的状态转换模型加以刻画；与此同时，横截面实证结果不支持“追逐流动性”的假说，因而建模时应针对整个股票市场。第四部分构建一个微观市场结构的理论模型，阐明如果存在一个具有代表性的长期投资者，为中国股市提供流动性，其需求依赖于国有股减持的预期程度，将导致需求曲线呈倒 S 形状。第五部分寻求解答，阐释了短期投资者的动态供给产生了多重均衡，进而引发股市大幅下跌并持续低迷的内在机理。第六部分是结论。

二、制度背景

股票市场有两个重要的功能——创造流动性和价格发现 (O' Hara, 2003)。中国股票市场的兴起和发展是中国经济转轨和改革的产物，其功能必

³ 例如有关习惯形成 (Constantinides, 1990; Abel, 1990; Campbell and Cochrane, 1999), 损失规避 (Benzartzi and Thaler, 1995; Barberis, Huang and Santo, 2001), 长期风险规避 (Veronesi, 2000; Bansal and Yaron, 2003), 危机规避 (Bates, 2001)。

然集中反映经济转轨和改革的整体特征。

中国股票市场是以其筹集资金的功能,在20世纪80年代计划经济体制下和意识形态的敌意中萌芽、立足和发展的。而它之所以能在20世纪90年代得到政府的承认、提升并被委以重任,也应归功于其直接、简单而实用的筹集资金的功能,特别是为国有企业和国有经济筹集资金的功能。1999年《中共中央关于国有企业改革和发展若干重大问题的决定》明确提出发展证券市场和推进国企改革的政策导向,带有扶持国有企业和国有经济的强烈倾向。在时间上与国有企业日益陷入资金短缺、负债沉重的困境相衔接;在国有银行金融支持难以为继的局面下,通过发行股票来筹集无须还本付息的长期资金无疑是“扶贫”、“脱困”的蹊径。这说明股票市场已经成为延续中国经济改革的主战场。既然股市扩容和股指上升可以促进国企脱困目标的实现,政府就有使二级市场火暴来逆向拉动一级市场扩容的内在要求和利益动机。“为融资而维系繁荣、为繁荣而支撑交易”,这就要求政府及其支持的机构为股市提供流动性支持。

为了保证国家对国有企业的控制,国有企业改制时一般是先将经营性资产按评估后的净值转换成国有股和发起人股,然后向社会公开高溢价发行股票。国有股不能上市流通,但其每一单位具有与社会公众股相同的投票权,从而以较小的价值持有多数股权来把持股东大会及董事会。这种不触动上市公司控制权的筹集资金方式,自然是一种好处,一种租金。然而,这种特殊的股权结构使国有股的流通成为悬在中国股市之上的达摩克利斯之剑,并对价格发现功能产生实质的影响。下文将对此做进一步分析。

1999年12月2日,国有股配售试点正式启动,中国证监会确定10家单位为国有股配售预选单位。中国嘉陵、黔轮胎1999年进行试点,其余8家将优先作为2000年国有股配售的预选单位。实践中1999年的试点不算成功,2000年基本处于停顿状态。同时,申能股份采用回购国有法人股的方式降低非流通股的比重。2000年4月起,中国证监会逐步安排转配股的上市流通,拉开了非流通股上市的序幕。

2001年6月6日,证监会宣布上市国有企业在首次公开发行股票以及增资扩股时应削减(更准确地说是回购)其所持国有股,减持比例占筹资额的10%。“国有股减持”事实上也是为了“圈钱”——为社会保障体系筹集资金。但是,以市场价格强行回购较低价值的国有股,稀释了公众持有的股票的价值,其结果是股市价格急剧下跌。但是,股价下跌并非在六月份政策宣布后立刻发生,而是在一个月之后的7月才开始,并持续到10月。2001年10月22日,上海和深圳证券交易所的收盘指数分别下跌32%和37%(参见图2)。

2001年10月23日,证监会宣布暂停减持国有股的措施。当天大盘涨停,所有公司股价全线飙升。但关于如何减持国有股的讨论仍在继续,股价

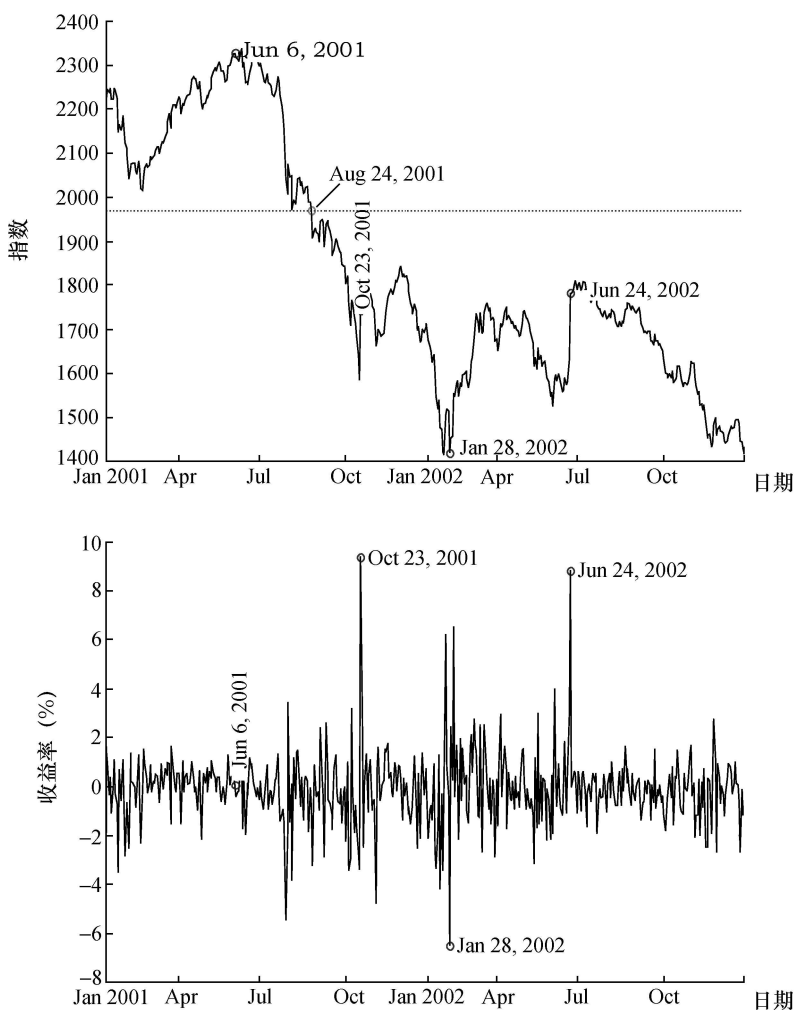


图 2 上证 A 股指数的收盘价和收益率

注：1. 样本期：2001 年 1 月至 2002 年 12 月；

2. 政策的时间点：2001 年 6 月 6 日出台，2001 年 10 月 23 日暂时中止，2002 年 1 月 26 日恢复执行，并于 2002 年 6 月 24 日，宣布永久性终止执行该政策。

上升的动力很快就衰竭了。这说明暂时中止政策并不足以带来一个持久的反转。2002 年 1 月 26 日（星期六），当政府试图恢复政策时，上海和深圳市场指数在接下来的营业日（1 月 28 日），分别下降 6.3% 和 6.7%。那一天，沪市 95% 和深市 98% 的上市公司的股价下跌。

2002 年 6 月 24 日，中国政府决定终止国有股减持政策。这使得深沪两市均以 10% 的涨幅收盘，几乎所有公司的股价都上冲。然而，股市又很快返回到低迷水平，并持续至今。

股市行情大跌不应归咎于宏观经济条件，因为中国经济 2001 年至 2002

年前后并没有衰退。此外,其他可能导致影响的事件也不足以构成股灾——股价暴涨暴跌以及持续低迷。正因为如此,我们称之为“国有股减持之谜”。为了破解这一谜团,我们将进一步研究中国股市的内在机制。

三、实证研究

我们将从时间序列和横截面两个角度进行实证研究。个股价格数据以及市场指数价格水平均来自于中国证券交易市场及会计研究数据库(CSMAR)。股权结构的数据来自于中国南方基金⁴管理公司。

(一) 时间序列分析

图2描述上海证券交易所A股指数的收盘价从2001年1月2日到2002年12月31日的波动情况,并标出了有关国有股减持政策公告当天的股指水平。整个样本分为三组子样本:第一组从2001年1月2日到2001年6月5日,第二组从2001年6月6日到2002年6月21日,第三组从2002年6月24日到2002年12月31日。这三个子样本分别对应政策实施之前、期间和之后。

从图2中,我们可以看到沪市波动的几个显著特征:

(1) 国有股减持政策宣布后,股指处于一个低水平的状态(低于图中的水平虚线)。

(2) 股指骤然变动是由有关国有股减持政策公告导致的。

(3) 股指不连续地向下跳跃,但并不是在刚刚发布国有股减持政策时立即发生。

(4) 政策调整时,股指变动是非对称的:向上跳跃要比向下跳跃显著。

(5) 即便政策终止,市场仍锁定于低迷的状态。

图2还给出上海股市对数日收益率的波动情况(大多数的研究都以具有平稳性的收益率为研究对象),可以看出存在强烈的波动群集现象和一些尖峰点。经过非参数核估计平滑方法的处理,我们发现收益率的密度函数是带有尖峰的。表1列出总体样本中收益率的基本统计量:负的均值、高偏度和高峰度。

⁴ 我们感谢黄后川和屈文洲在数据收集方面提供的帮助。

表 1 上证 A 股指数的统计概要

	均值	标准差	偏度	峰度
整个样本				
2001-01-02 到 2002-12-31	-0.0911846	1.45812	0.903045	11.5865
子样本 1				
2001-01-02 到 2001-06-05	0.062151	0.91516	-1.3587	5.8218
子样本 2				
2001-06-06 到 2002-06-21	-0.14218	1.7239	0.6704	8.2056
子样本 3				
2002-06-24 到 2002-12-31	-0.106236	1.20743	2.89931	24.6976
Timmermann(2000) 模型				
2001-01-02 到 2002-12-31	-0.0911824	1.45468	72.9481	7.12026

注：样本为 2001 年 1 月 2 日至 2002 年 12 月 31 日的上海股票交易所的 A 股指数。有三个子样本：第一个是从 2001 年 1 月 2 日到 2001 年 6 月 5 日；第二个是从 2001 年 6 月 6 日到 2002 年 6 月 21 日；第三个是从 2002 年 6 月 24 日到 2002 年 12 月 31 日。即政策实施之前、期间和之后，共三个观测区间。

为了把握更具体的信息，我们对子样本的统计特性。子样本 1 的收益率均值为正，但子样本 2 的收益率均值为负。这表明政策诱导市场指数下跌。伴随着市场指数下跌，收益率的偏度从负值变成了正值。这与 Cao, Coval and Hirshleifer (2002) 描述的条件偏度效应相一致。同时，子样本 2 的方差和峰度都高于子样本 1，这表明波动率上升和极端波动情况增加。子样本 3 取自政策结束之后，其收益率均值为负，说明市场继续经历着价格下跌；方差（波动性）比子样本 2 小，但仍比样本 1 要高；偏度为正并且比子样本 2 更大，其中的含义是虽然政策终止，市场仍被锁定在下跌的趋势中。

基于政策公布后市场处于不同的状态这一事实，我们选择如下的两个状态的状态转换模型来拟合收益率数据：

$$y_t = \mu_{s_t} + \sigma_{s_t} \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim \text{NID}(0,1), \quad s_t = 1,2,$$

y_t 是上海证券交易所 A 股指数收盘价的对数收益率， s_t 代表 t 时刻的状态， μ_{s_t} 是状态为 s_t 时的均值收益率。 σ_{s_t} 是 s_t 状态下收益率的标准差。 ϵ_t 是误差项，我们假设 ϵ_t 相互独立，服从均值为 0，方差为 1 的正态分布。 p_{ij} 是在两状态之间发生转换的概率，即状态 i 转换到状态 j 的概率。

表 2 列出估计值， $p_{11} = 2.029e-012$ 显著接近于 0，而 $p_{22} = 0.991$ 显著接近于 1。因此 $s_t = 2$ 可以被认为是一个吸收状态。还要注意到 $\mu_2 = -0.158$ ，这表明 $s_t = 2$ 这一状态下，股价指数处于下降的趋势。不管政策如何调整，股价一定会回到低水平上。因此，我们说市场被锁定在持续低迷的吸收状态中。

表2 状态转换模型的参数估计结果

参数	估计值	t 值
μ_1	7.654326	8.74391
μ_2	-0.1581807	-2.69627
σ_1^2	2.245226	2.641159
σ_2^2	1.59717	10.07264
p_{11}	2.029226e-012	1.412738e-011
p_{22}	0.99135	229.3713

注:用如下的状态转化模型拟合上证 A 股指数从 2001 年 1 月 2 日至 2002 年 12 月 31 日的收益率

$$y_t = \mu_{s_t} + \sigma_{s_t} \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0,1), \quad s_t = 1,2,$$

其中, y_t 是沪市 A 股指数收盘价的对数收益率, s_t 代表市场的状态。模型中只有两种状态: μ_{s_t} 是 s_t 状态下的期望收益率; σ_{s_t} 是 s_t 状态下收益率的标准差。 ε_t 是误差项, 假设为相互独立, 服从均值为 0, 方差为 1 的正态分布。状态转换概率为 p_{ij} 表示状态 i 之后发生状态 j 的概率。

我们注意到, $\mu_1 = 7.654$ 而 $\mu_2 = -0.158$, 这表明在不同的状态下, 股指的运动是不对称的。上升状态下的股价正向运动的“平均速度”要比下降状态下的股价负向运动快得多。另外, $\sigma_1^2 = 2.245$ 而 $\sigma_2^2 = 1.597$, 这表明在上升状态下收益波动率更大。

正如图 2 所描绘的, 除了几次由于政策调整所引发的激烈反弹, 中国股市一直被锁定在不断跌落的状态中。更为精确地, 上述模型预期股市低迷的持续期为:

$$\frac{1}{p_{21}} = 116 \text{ 个交易日} \approx 5 \text{ 个月.}$$

这与政策调整的期限的平均值相一致。另一方面, 股市短暂反弹的预期持续时间为

$$\frac{1}{p_{12}} = 1 \text{ 天.}$$

这表明政策调整只在当天产生积极效果。

总之, 带有吸收态的状态转换模型通过均值、方差、转移概率的不对称性能够很好地解释为什么股市长期低迷。吸收态给我们一个启发, 国有股减持之谜可能是因为流动性黑洞而造成的。

有必要指出的是, 该模型并不能解释所有现象。基于 Timmermann (2000) 的方法, 我们推导状态转换模型的矩, 并将其与总体样本数据的矩相比较。根据表 1, 源自模型与源自总体样本的均值方差几乎相同。但是模型无法拟合更高阶矩, 尤其是偏度。而且, 为什么市场在政策宣布时, 价格没有立即下跌, 该模型也难以解释。

（二）截面数据研究

因为政策旨在削减国有股，从横截面来看，上市国有企业的股权结构变动应是影响股价变动的重要因素。本小节我们试图检验的假设是：（1）股价下跌是否是所有股票的普遍现象，也就是说行情大跌期间和之后的相关系数是否增加；（2）那些国有股占较大比重的股票及其组合是否跌得更为厉害。前者也被称为传染假设，而后者则被称为追逐流动性假设。

我们的样本的起始时间是 2001 年 1 月 2 日，结束时间是 2002 年 12 月 31 日，这期间上海证券交易所的上市股票从 562 只增加到 707 只。国有股在这些股票中所占的比例大多处于 30%—80% 之间。横截面研究时，三个子样本的划分与前面进行时间序列分析时的划分一致。

我们采用不同的方法构建十一个等权的证券组合，以确保结果的稳定性。前两种方法是动态的。它们都是在每个交易日，将样本股票根据国有股比例进行排序，然后将不包含国有股的股票划为第一个组合。所不同的是，第一种方法除去第一个组合中所包含的股票后，再根据排序结果平均分成十个等权组合⁵。用这种方法构建的动态组合，随着时间的推移，股票会因其自身的或其他股票的股权结构发生变化而被划分到不同的组合中去。相比之下，第二种方法是根据 2002 年 12 月 31 日国有股比重的十分位数⁶ 将其划分为十个区间。这些固定的区间被应用到每个交易日，对于用第二种方法构建的动态组合，股票只可能因其自身的股权结构发生的变化而被调换到其他组合中去。第三种方法被用于构建静态的股票组合。具体而言，2001 年前上市的样本股票按照政策宣布当天，即 2001 年 6 月 6 日的国有股的比率排序，先将不包含国有股的 102 只股票划为第一个组合，接下来的十个组合各包含 46 只股票。每个组合的股票在整个样本期内，永远处在一开始归属的组合中。

首先，我们检验所谓的传染效应，零假设如下：

$$H_0: \text{corr}(R_i, R_j \mid \text{行情大跌期间 / 之后}) > \text{corr}(R_i, R_j \mid \text{行情大跌之前}).$$

corr 代表相关系数， R_i 按国有股和法人股比重构造的第 i 个证券组合的收益率。

接下来，计算每个组合的平均收益率与平均国有股比率。表 3、表 4 给出了基于第一种方法的证券组合的平均国有股比率与平均收益率的基本统计量。从表 4，我们可以得出与表 1 大致相同的信息。虽然没有列出，通过其他两种方法构建的组的统计结果也基本类似。进一步地，我们通过计算每个子样本中十一个组合的两两相关系数的等权平均值得到相关系数的均值和标

⁵ 如果剩余的股票不能被平均地分摊到 10 组中，最后一个证券组合会比其他 9 个组合拥有更多的股票。

⁶ 国有股比率十个区间的分割点为 0.180, 0.31, 0.39, 0.49, 0.53, 0.63, 0.67, 以及 0.71。

准差。表5列出了基于第一种方法构建的动态组合的相关系数均值和标准差。可以看出,子样本2和子样本3,各组合的两两相关系数的均值较子样本1是增加的。表5所示的Friedman及ANOVA检验都显示三个子样本的相关系数的均值各不相同。进一步用多组比较法进行检验,结果表明子样本组2与子样本组3的相关系数的均值在统计上无差异。但是它们与子样本组1的相关系数的均值有着显著的差异。这说明行情大跌期间和之后,股票之间的相关性增加,从而支持传染假设。

表3 组合的国有股平均比例

	子样本 1		子样本 2		子样本 3	
	2001-01-02 到 2001-06-05		2001-06-06 到 2002-06-21		2002-06-24 到 2002-12-31	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
2	0.10753	0.00086243	0.11272	0.0040841	0.11254	0.0036279
3	0.25598	0.0038937	0.26423	0.004701	0.2665	0.0046176
4	0.34508	0.0019839	0.35083	0.0049143	0.35699	0.0019303
5	0.42098	0.0019407	0.42692	0.0052255	0.43451	0.0025941
6	0.48677	0.0021355	0.49276	0.0042254	0.50065	0.0032658
7	0.5453	0.0023535	0.55057	0.0031685	0.55587	0.0027186
8	0.5938	0.0020984	0.59918	0.0033418	0.60305	0.0020962
9	0.64319	0.0018526	0.64605	0.0022289	0.64402	0.0023037
10	0.69524	0.0024485	0.69422	0.0020443	0.69095	0.0025022
11	0.75536	0.00314	0.75282	0.0024434	0.7524	0.0028697

注:每个交易日,将样本股票根据国有股比例进行排序,组成十一个动态的投资组合。第一个证券组合的股票没有国有股。剩下十个证券组合中的每一组,除去第一组中的股票,大致都包含了相同数量的股票。如果剩余的股票不能被平均地分摊到10组中,最后一个证券组合会比其他9个组合拥有更多的股票。对于基于其他方法的动态或静态组合,结果也类似。

表4 组合收益的统计

	均值	标准差	偏度	峰度
子样本 1: 2001-01-02 到 2001-06-05				
1	0.073747	0.89638	-1.4124	5.8154
2	0.043726	0.97417	-1.1954	4.7965
3	0.10297	0.96717	-1.3521	5.9677
4	0.0488	1.0419	-1.3524	5.6763
5	0.078939	0.95678	-1.3965	5.7557
6	0.058096	1.0591	-1.3878	5.8005
7	0.10914	1.0079	-1.3407	5.7891
8	0.079736	0.99333	-1.3671	6.2035
9	0.084302	0.90563	-1.1104	4.8081
10	0.12883	0.92121	-1.3143	5.3752
11	0.045522	0.90411	-1.3095	5.5157

(续表)

	均值	标准差	偏度	峰度
子样本 2:2001-06-06 到 2002-06-21				
1	-0.14716	1.8418	0.5314	7.2553
2	-0.15988	1.9259	0.43707	6.4032
3	-0.18085	1.9991	0.39553	6.5923
4	-0.16199	2.1095	0.30561	5.9928
5	-0.15921	2.044	0.32496	6.2533
6	-0.14311	1.9657	0.44542	6.3431
7	-0.1487	1.982	0.44802	6.4491
8	-0.13233	1.9296	0.50467	6.9151
9	-0.15126	1.8965	0.51661	7.104
10	-0.13281	1.9072	0.44046	7.2799
11	-0.12332	1.847	0.56188	7.1445
子样本 3:2002-06-24 到 2002-12-31				
1	-0.149747	1.31839	2.13764	19.0422
2	-0.184648	1.35889	1.97516	17.4059
3	-0.178495	1.39609	1.99374	17.7974
4	-0.153245	1.37893	2.14776	18.3714
5	-0.160133	1.38561	2.05425	18.062
6	-0.178074	1.37201	2.03476	18.0267
7	-0.162234	1.30982	2.25906	19.0769
8	-0.146354	1.32625	2.47183	21.1682
9	-0.159126	1.33744	2.42315	20.9533
10	-0.14228	1.26697	2.41833	21.0261
11	-0.134746	1.25259	2.93584	25.5817

注：每个交易日，将样本股票根据国有股比例进行排序，组成十一组动态的证券组合。第一个证券组合不包含国有股，剩下十个证券组合中的每一组由相同数量的股票构成。如果剩余的股票不能被平均地分摊到 10 组中，最后一个证券组合会比其他 9 个组合拥有更多的股票。对于其他方法构建的动态或静态证券组合，收益率的特征和本表类似。

表 5 组合的相关系数

	子样本 1	子样本 2	子样本 3
均值	0.94673	0.98522	0.98379
标准差	0.0095077	0.002754	0.0042923

注：对每个子样本中的十一个证券组合计算 55 对两两相关系数。相关系数的均值计算如下：

$$\bar{\rho} = \frac{1}{55} \sum_{i=1}^{10} \sum_{j=i+1}^{11} \rho_{ij},$$

即，每一子样本的相关系数的均值是十一个证券组合两两相关系数的平均值。

第二步, 检验是否存在追逐流动性的现象, 我们考虑了控制和不控制个股的贝塔系数的情况, 分别做两个截面数据的回归分析。即:

$$y_{it} = c_{0t} + c_{1t} \cdot r_{it} + c_{2t} \beta_{it} + e_{it},$$

$$H_0: c_{1t} < 0,$$

其中 y_{it} 是股票 i 在交易日 t 的收益率, r_{it} 是国有股在交易日 t 占股票 i 总股数的比率, β_{it} 是股票 i 在交易日 t 的贝塔系数。类似的分析也被应用到证券组合中。

表 6 给出了估计的结果。在 A 栏和 B 栏中, 个股的国有股比率的回归系数在统计上为零, 表明个股的收益率与其国有股比率不相关。因此, 没有证据表明国有股权重较高的个股其价格跌得更多。

表 6 个股的横截面分析

	A 栏		B 栏			
	系数均值	FM t-统计量	系数均值	FM t-统计量	系数均值	FM t-统计量
c_0	-0.0011596	-0.071695	-0.11439	-0.070965	0.021241	0.023221
c_1	0.00024898	0.00024898	0.024072	0.076846	0.022143	0.072675
c_2					-0.12337	-0.09338
调整的 R^2	0.001082		0.0008684		0.044254	

注: 1. A 栏: 在每一个交易日, 将有交易的股票(2002 年 12 月 31 日的 707 只上市股票)的收益率对国有股的比率进行回归

$$y_{it} = c_{0t} + c_{1t} \cdot r_{it} + e_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n_t, \quad t = 1, 2, \dots, 477,$$

其中, y_{it} 是股票 i 在交易日 t 的收益率, r_{it} 是股票 i 国有股在交易日 t 占总股数的比率。 n_t 表示交易日 t 股票的数量, 在样本期内, 股票的数量范围在 553 股到 698 股之间。从 2001 年 1 月 2 日到 2002 年 12 月 31 日, 共有 447 个交易日。

2. B 栏: 仅以 2001 年以前上市的股票(562 股)为研究对象, 加入贝塔系数, 进行如下的回归:

$$y_{it} = c_{0t} + c_{1t} \cdot r_{it} + c_{2t} \cdot \beta_{it} + e_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n_t, \quad t = 1, 2, \dots, 477.$$

贝塔系数的计算采用 Scholes and Williams (1977) 的方法, 对三个子样本, 我们为每只股票估计出三个相应的贝塔系数, 并假设贝塔系数在每个子样本内不发生变化。

为了确保结果的稳定性, 我们对组合数据也进行横截面回归分析。对于用第一种方法构建的动态组合, 我们将各组合平均收益在子样本 1 和子样本 2 之间的差值作为被解释变量, 对各组合在子样本 1 的国有股比率的平均值做回归。如表 7 中 A 栏所示, 估计的结果表明国有股的平均比率的回归系数不显著, 和 0 无差异。对于用第三种方法构建的静态组合, 被解释变量同样是各组合平均收益在子样本 1 和子样本 2 之间的差值, 解释变量是各组合在子样本 1 的国有股比率的平均值、各组合在子样本 1 和子样本 2 之间国有股比

率的变化量以及各组合在子样本 1 和子样本 2 贝塔系数的变化。如表 7 的 B 栏所示, 估计结果是国有股比率均值的回归系数、国有股比率的变化量的回归系数, 在 5% 的显著水平上均为 0。这些结果再一次说明, 具有较高国有股比重的组合并没有跌得更厉害。因此, 追逐流动性的假设没有充分的证据。

表 7 组合的横截面分析

	c_0	c_1	c_2	c_3	调整的 R^2
A 栏: $y_p^{(1)} - y_p^{(2)} = c_0 + c_1 r_p^{(1)} + e_p$					
系数估计值	0.23176	-0.011333			-0.10324
p-值	2.56119e-006	0.805603			
B 栏: $y_p^{(1)} - y_p^{(2)} = c_0 + c_1 \cdot r_p^{(1)} + c_2 \cdot (r_p^{(1)} - r_p^{(2)}) + c_3 \cdot (\beta_p^{(1)} - \beta_p^{(2)}) + e_p$					
系数估计值	-0.13037	-0.29644	-0.31738	-0.43509	0.23677
p-值	0.026878	0.07601	0.12205	0.21743	

注: 1. A 栏: 用于回归的股票, 在每一个交易日, 根据它们的国有股比率进行排序。第一个组合没有国有股。余下的股票平均分成十个组合。

2. B 栏: 2001 年之前上市的股票根据其在 2002 年 6 月 6 日的国有股比重排序, 被划分为十一组静态的证券组合。第一个组合共有 102 只股票, 剩下的十个组合, 每组均含有 46 只股票。每个组合的股票在整个样本期内都不发生改变。 $y_p^{(i)}$ 和 $r_p^{(i)}$ 分别是组合 p , 在第 i 个子样本期内, 收益率均值和国有股比率的均值。 $\beta_p^{(i)}$ 是第 i 个子样本期的组合的贝塔系数, 是采用 Scholes and Williams (1977) 的方法估计的。

总而言之, 我们发现在股市行情大跌的过程中, 所有股票的价格都下跌、波动更加激烈、股票间的相关性增加, 但没有找到证据来支持追逐流动性的假设, 不同股票和组合所受影响大致相同。因此, 建模时应考虑将股市行情大跌看作是整个市场的宏观现象。

四、倒 S 需求曲线

本部分将在制度背景和实证研究的基础上进一步探求理论解释。我们所构建的是有一个风险资产和两类交易者的微观结构市场模型。首先, 存在一类同质的风险中性的交易者。每一个交易者持有一单位的资产, 并且根据设定的动态交易过程做出反应, 最优化地调整其头寸, 类似于 Morris and Shin (2003) 所述的短线交易者。其次, 存在风险规避的长期投资者, 为短期交易者提供剩余需求, 他们为中国股市提供长期流动性以支持国有企业的改革。

更为重要的是, 中国股市的价格发现功能与微观结构文献中描述的标准机制是不同的。短期和长期投资者相互影响, 使得期望需求与期望供给互相依赖, 最后导致倒 S 状的实际需求曲线, 这是我们模型的创新之处, 也是推导主要结论的关键。下面先对倒 S 曲线给出直观描述, 然后再基于状态依赖偏好进行理论推导。

(一) 直观描述

典型的需求曲线是向下倾斜的。资产需求曲线向下倾斜的观点是由 Grossman and Stiglitz (1980) 提出的。我们知道, 需求曲线的推导过程是投资者作为价格接受者最大化其效用求解得到的。然而, 投资者是价格接受者这个假设并不总是成立。

假设一个国有企业即将改制成一个股份公司。企业的原始资本被折成一百万股国有股, 国家以账面价值购得国有股——比如说, 一元钱一股。然后, 溢价发行一百万股公众流通股, 其价格要比账面价格高出很多——比如每股五元。如果根据当时的国有股减持政策, 上市公司必须从发行公众流通股所筹集的资金中抽出 10% (即五百万元中的五十万) 按照市场价格买回国有股 (一百万股, 每股五元钱), 并上交社会保障基金。因此, 国有企业仅实现 90% 的融资目标, 本例子中即为 450 万元。

假设投资者是理性的, 他们能够接受公众流通股的价格是 4.5 元。如果将国有股减持因素考虑在内, 投资者就会削减他们的需求。通过回购削减的国有股越多, 对公众流通股价值的稀释作用就越强, 投资者的预期价格就越低。这在一定程度上体现了理性恐慌的思想。

理性恐慌进一步反映在二级市场上的价格发现过程中。假设每一个短线投资者从初级市场买一单位股票, 并在二级市场上持有, 那么在他平仓其多头的时候, 他就作为股票的供给者。长期投资者则提供对股票的剩余需求, 定义其预期需求函数为 $D^e(p^e, r)$, 其中 D^e 是剩余的期望需求, p^e 被定义为长期投资者的预期价格, r 是预期削减的国有股比例。假设逆函数 $p^e(D^e, r)$ 对于 r 连续可微, 则 $\frac{\partial p^e}{\partial r} < 0$, 注意对于每一个 $r \in [0, 1]$, 可以画一条需求曲线 $D^e = D^e(p^e, r)$ 。我们称该曲线为“准需求曲线”或者“ r -需求曲线”。图 3 给出了一族 r -需求曲线, 它们如通常假定的情况, 是向下倾斜的。教科书中的需求曲线是这族 r -需求曲线中特殊的一条, 即 $D^e(p^e, 0)$ 。如图 3 所示, 这一族需求曲线刻画长期投资者的恐慌情形: 随着 r 的增加, 预期需求曲线向左平移, 换言之, 对于一个固定需求数量 \hat{D} , 预期价格下降了, 即当 $r' > r > 0$ 时, $p^e(\hat{D}, r') < p^e(\hat{D}, r) < p^e(\hat{D}, 0)$ 。

这种恐慌是完全有根据的, 所以被称作理性恐慌。为了说明这一点, 我们通过 r -需求曲线来构建“实际总需求曲线”。假设股票的预期总供给是以报出价格 p 为自变量的普通的向上倾斜的函数, 记为 $S^e(p)$ 。如图 3 所示, 供给曲线与每一条 r -需求曲线相交。一旦预期国有股被减持, 对于相同数量的需求和供给, 长期投资者的预期价格就会低于短线投资者给出的价格。定义两价格之比为 r 的严格递减函数

$$\frac{p^e}{p} = f(r), \quad \frac{\partial f}{\partial r} < 0,$$

并且

$$\frac{p^e}{p} < 1, \quad \text{当 } r > 0.$$

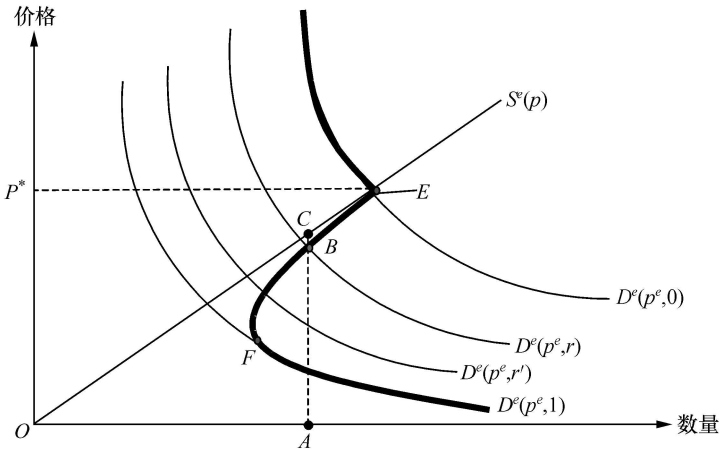


图 3 倒 S 形的实际需求曲线

注：1. 细线是一组向下倾斜的预期需求曲线，即 r -需求曲线或准需求曲线。 p^e 是长期投资者的预期价格， $r \in [0, 1]$ ，是国有股的预期削减比率。当 $r=0$ 时，就是教科书中常见的需求曲线。当 r 增加的时候， r -需求曲线向左平移，表明长期投资者减少了流动性创造。

2. 粗线为实际需求曲线，其发生弯曲成倒 S 状。它与 0-需求曲线 E 点以上的部分（即不包含国有股减持的 r -需求曲线）和 1-需求曲线 F 点以下的部分（即所有国有股都已经减持的 r -需求曲线）相重合。在 E 点和 F 点之间，实际需求曲线是向上倾斜的。对于股票数量 OA ， AB/AC ，即长期和短期投资者的预期价格比，与削减国有股所占比例 r 的预期相一致。从这个意义上说，在 E, F 之间任何点上满足理性恐慌，即所有国有股都已经减持的 r -需求曲线。

给定 r -需求曲线上的任意一点，不难算出 p^e/p ：例如在 B 点，供给量和需求量为 OA 。那么长期投资者的预期价格为 AB ，短线的报出价格为 AC 。因此，两价格之比为 AB/AC 。值得注意的是 B 是 r -需求曲线上的点。如果 AB/AC 不等于 p^e/p ，实际的需求不会在 B 点，而在其他点。假设 r -需求曲线上的 B 点满足该条件，那么 B 点是实际需求曲线上的一点，是满足理性恐慌假设的点。如果在每一条 r -需求曲线上选一点使其满足理性恐慌，然后把每一点连起来，就推导出股票的实际总需求曲线。图中粗线代表该曲线。

应该指出的是，实际总需求曲线与 0-需求曲线 E 点以上的部分（即不减持国有股的 r -需求曲线， $r=0$ 时）和 1-需求曲线 F 点以下的部分（即所有国有股都已经减持的 r -需求曲线， $r \rightarrow 1$ 时）重叠。在 E 点和 F 点之间，实际需求曲线是向上倾斜的，因为国有股减持越多，需求就越少。因而，实际的需

求曲线自身弯曲,成倒S状。

(二) 理论推导

本小节我们将构建一个理论模型,其特征是绝对风险规避系数不变的(CARA)投资者对国有股减持的不确定性具有不完全信息。假设长期投资者是同质的,即存在一个代表性的投资者。该投资者具有前瞻性,以及CARA效用函数 $u(W) = -\exp(-\lambda W)$, 其中 λ 是绝对风险规避系数。假设只有一只股票,在时期1进行交易,在时期2被清偿并用于消费。从事前的角度来看,其清偿价格在时期0由两个独立随机变量组成:

$$v + \epsilon,$$

其中, v 在第一期交易中实现, ϵ 在第二期交易中实现。

我们无须对 v 的分布强加正态性假设,因为它在第一期实现。第一期的不确定因素只有 ϵ , 我们假设它服从 $N(0, \sigma^2)$ 分布。将第一期 v 的实现值记为 μ 。在这些假定下的一个重要性质是资产在时期1的清偿价值服从均值为 μ 、方差为 σ^2 的正态分布。

与上述传统的CARA-正态假设的一个不同点,在于投资者不确定国有股是否会被削减以及削减的程度。在这种情况下,投资者对状态给出一个概率分布,偏好变成“状态依赖的”。假设贯穿整个时期投资者具有如下形式的国有股风险规避的效用函数

$$U(W, \gamma) = -e^{-\gamma W} u(W) = -e^{-(\lambda+\gamma)W},$$

其中, $\gamma \in [0, \bar{\gamma}]$ 刻画的是在投资者对国有股减持风险规避的程度,其上界 $\bar{\gamma} < 1$, $\lambda + \gamma$ 被看作是有效风险规避系数,由于 $\gamma \in [0, \bar{\gamma}]$, $\lambda + \gamma$ 不再是常数。 γ 和先前定义的——预期国有股减持比例 r 之间的关系为

$$r \in [0, 1] \rightarrow \gamma \in [0, \bar{\gamma}],$$

是一单调映射,预期国有股减持比例越大, γ 值越高。

命题1 投资者在时期1的预期需求是

$$D^e(p^e, \gamma) = \frac{\mu - p^e}{(\lambda + \gamma)\sigma^2},$$

其中, D^e 表示预期需求, p^e 表示时期1的预期价格。

证明,请参见附录。

推论2 因为 $\gamma \in [0, \bar{\gamma}]$, 存在一族预期需求曲线。

推论3 这一族预期需求曲线是向下倾斜的,斜率为 $\frac{-1}{(\lambda + \gamma)\sigma^2}$ 。

只要预期价格 p^e 跌破参照值 μ ，长期投资者总会为市场提供流动性。 γ 越大意味着预期需求越小（即预期需求曲线向左平移），因此长期投资者减少流动性的创造。当 γ 达到上界 $\bar{\gamma}$ ，市场就接近所谓的流动性黑洞。下文会提到，由长期投资者创造的流动性在行情大跌中为短线投资者提供了一个退出的机会。

预期价格，被定义为预期需求的逆函数

$$p^e = p^e(D^e, \gamma, \mu, \lambda, \sigma^2).$$

方便起见，设预期供给曲线为如下形式

$$S^e = a + bp,$$

其中， $b > 0$ 描绘的是向上倾斜的预期供给曲线， p 是短线投资者报出的价格，可由如下的逆函数给出

$$p = p(S^e, a, b),$$

设长期投资者的 γ 的期望为 γ^e 。这个期望是理性的，当且仅当

$$\min \left\{ 1, \frac{p^e}{p} \Big|_{Q^d = Q^s} \right\} = 1 - \gamma^e.$$

对于相同数量的需求和供给，我们比较两价格的比率与 1 的大小，并让较小的值等于对剩余财富价值的条件估计值（以国有股减持为给定条件）。这是对 4.1 节中的直观描述进行的形式化处理。如果长期投资者预期 $\gamma^e > 0$ ，那么他会低估短线投资者的报价，即 $p^e < p$ 。而该低估如果是合理的，当且仅当 p ， p^e 和 γ^e 满足以上条件⁷。

让 $D(p, p^e, \gamma^e)$ 表示如下的对应关系：对于所有的 $\gamma^e \in D(p, p^e, \gamma^e)$ ， γ^e 满足上述方程，则 $D(p, p^e, \gamma^e)$ 是“实际需求曲线”。如果选择以下合理的参数值（在合理的参数值范围内，用计算机进行搜索而得），可以验证 $D(p, p^e, \gamma^e)$ 将呈现倒 S 的形状。

$$\mu = 6.30, \quad \lambda = 1.15, \quad \sigma = 0.426, \quad \bar{\gamma} = 0.3, \quad a = 5.50, \quad b = 19.7.$$

图 4 是用数值例子描述的倒 S 需求曲线。与图 3 相比较，这一数值例子在预期供给需求的简化形式下，呈分段线性函数。

⁷ 类似的关于理性预期条件的公式的文献可以参考 Basu, Gencot and Stiglitz (2003)。

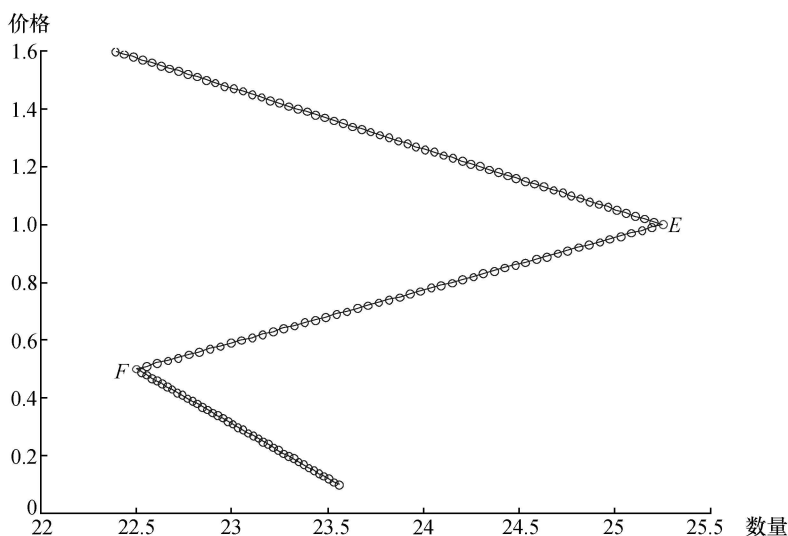


图4 倒S形状的实际需求曲线的数值例证

注：假设预期需求与预期供给是线性的，理性预期下采用如下的参数

$$(m, l, s, \bar{g}, a, b) = (6.30, 1.15, 0.426, 0.3, 5.50, 19.7),$$

我们可以得到实际需求曲线的分段函数。该数值曲线的形状表明倒S需求曲线存在。需要提醒的是，为了图上的美观起见，价格在实际需求曲线左侧的转折点，E点，被单位化为1。

五、解释和推论

假设不存在不确定性，图3中的预期供给 $S^e(p)$ 与股票的实际总供给曲线相一致，E代表唯一的均衡点，E点的均衡价格为 p^* 。然而，政府政策引发的冲击将使实际的总供给曲线发生移动。

图5表明，如果政府出台减持国有股的政策，不会改变长期投资者的总需求，但是供给变化了，因为短线投资者总是不断地做出最优化的决策。由于模型的重点在于产生潜在流动性黑洞的倒S需求曲线上，我们不再对供给变化建模，而是直接假设供给曲线向右平移且变得更有弹性。其含义是政策冲击不仅使供给增加，而且相同数量的变化可以对价格产生更大的影响。在图5(a)中，共有三个价格水平需求曲线与供给曲线相交：H、I和G，由此产生多重均衡。在这些均衡点中，H和G是稳定均衡点，I是不稳定的均衡点。假设2001年6月6日政策公布后，行情大跌之前，均衡处于H点的高位水平。

在图5(b)中，实际总供给曲线进一步向右平移，越过了倒S状的需求曲线的临界点E。事实上，政府政策颁布后约一个月，股价并没有急剧下跌。

运用这个模型，这个现象可以解释为供给曲线不断接近，但是还没有达到那个临界点 E 。2001 年 7 月，一旦越过了该点，市场就开始暴跌，并在一个新的低价位 L 建立稳定的均衡。

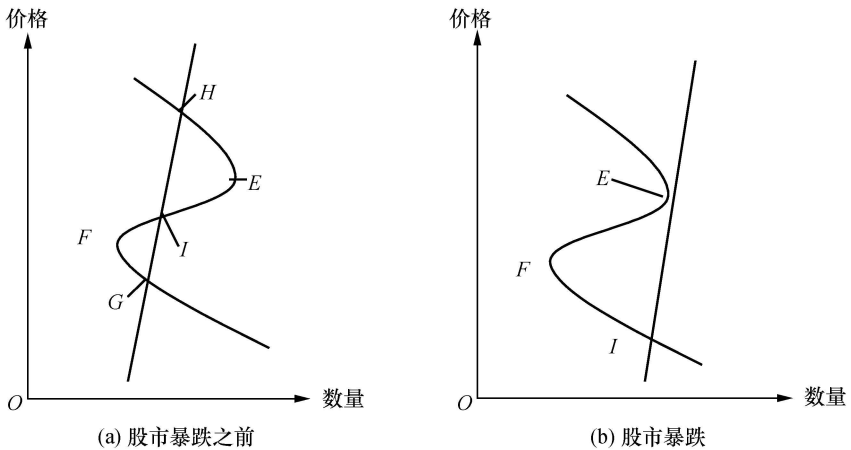


图 5 国有股减持之谜

注：1. 股市暴跌之前。2001 年 6 月 6 日政策宣布之后，供给曲线向右平移，并且弹性变大。需求曲线与供给曲线有三个交点： H 、 I 和 G ，由此产生多重均衡。股市暴跌前实际的需求在高位的 H 点。

2. 股市暴跌。当实际总供给曲线继续向右平移，在 2001 年 7 月通过临界点 E 点，股市发生暴跌。在 L 点建立了新的低价位均衡。

政府尝试了三种可能的解决方案：（1）暂时中止政策的实施。（2）部分国有股折价。（3）永久性取消该政策。如图 6（a）所示，这些解决方案中没有一个是成功的。政策的暂时中止以及国有股折价使供给曲线向左稍作平移，这将导致均衡价格的小幅升高。永久性取消该政策可能会导致供给曲线与需求曲线的上半部分交叉。但是这不能使供给曲线反弹至原始水平，因为当国有股票被实际卖出时，其对短线投资者行为的影响不是短期的。事实上，政策的调整无法改变倒 S 曲线，因而多重均衡的可能性（ M 、 K 和 N ）仍然存在。在这些点中， M 和 N 是稳定均衡点， K 是不稳定点。然而，因为行情大跌已经将需求曲线向下移动到一个更低的稳定均衡价格 N ，可以预期该价格会持续。最终，政府的努力不足以诱使价格逃离流动性黑洞。市场因此停留在多重均衡状态中的最低稳定均衡点。由于较低的价格水平也是一个稳定均衡点，这就是即便政府已经意识到其政策是失败的，价格仍然被持续锁定在较低的水平中的原因。

由于低水平的均衡是稳定均衡，市场的复苏就很难实现。不过从理论

上看,还是有可能的。如图6(b)所示,导致价格向上跳跃的一种方法是通过将需求曲线做大幅度平移,使供给曲线穿越右边另一个临界点 F 。这种解决方法也许可以通过大量输入政府基金降低参数 γ 来实现。这当然是不可行的,因为减持国有股原本用意就是要为社会保障基金筹资。而且解决的办法如果不够慎重,可能进一步扩大流动性黑洞。

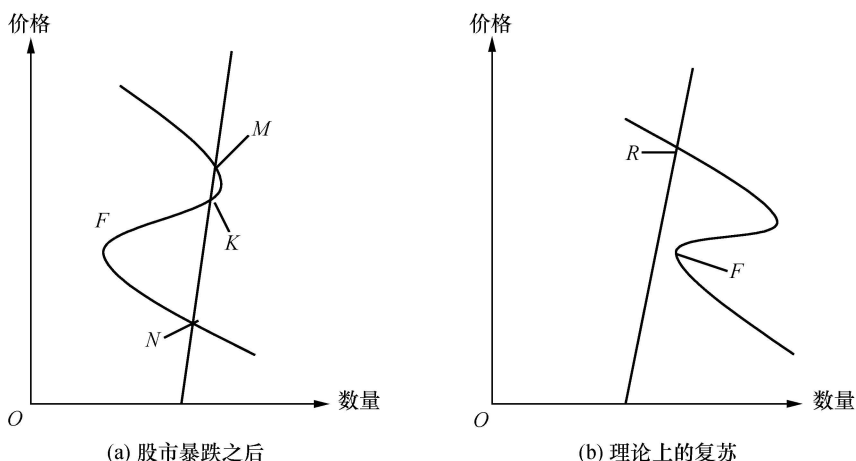


图6 破解国有股减持之谜

注:1. 股市暴跌之后。由于存在多重均衡(M 、 K 、和 N),股市大跌导致需求水平下降到一个低位均衡 N ,政府的努力不足以促使价格跳出这一流动性黑洞。这解释了为什么2002年6月24日政策取消之后,股票价格仍长期低迷的状况。

2. 理论上的复苏。实现价格上涨的一条途径,是通过将需求曲线大幅度向右平移,使另一个临界点 F 移至供给曲线的右侧。但这个方案不可行,因为大量注入资金救市与政府的初衷相悖。

根本的解决方法该是烫直不规则的需求曲线,因为这条不规则的曲线是从价格的双轨体系中推导出来的。尽管中国的渐进变革取得巨大成就,但其成本和弊端也不断累积,由国有股减持引发的反思应该提升到这一战略高度。从策略的角度来看,更明智的解决方法是将所有的国有股转变为优先股,并将这些股票直接交给国家社会保障基金。这是合法合情的:(1) 国有股归国家所有,等同于社会资本,因此作为国家社会保障基金是正当的;(2) 优先股能为国家社会保障基金带来诸如红利的未来现金流;(3) 国家社会保障基金具有监管上市国有企业的动机和能力,有助于提高公司的治理效率和管理水平。进一步,用法律的形式规定该优先股永远不可以在股票市场自由买卖,这将消除减持国有股的不确定性并烫直不规则的需求曲线⁸。

⁸ 我们感谢郑振龙的评论。

六、结 论

本文阐述了中国股市两个重要的功能——创造流动性和价格发现具有特殊的转轨特征，并利用基于投资者理性恐慌的倒 S 状的需求曲线及其潜在的流动性黑洞，来解释国有股减持之谜。应该指出的是，国有股减持之谜几乎与有效市场的所有观念相悖。张亦春和周颖刚（2001）、陈灯塔和洪永淼（2003）都认为中国股票市场不是弱式有效的。本文所研究的问题进一步揭示中国股市无效率的本质所在。

自 2001 年来，中国股市股价已经下跌了一半，几乎透支了所有的人气和行情。随着中国股市的国际接轨的渐行渐近，股改的必要性和紧迫性毋庸置疑。几年间，经过 4000 多个方案的全流通大讨论和各方的利益博弈，2005 年 5 月，国有股减持以“股权分置改革”的形式粉墨登场，其复杂性和艰巨性值得进一步关注和研究。

附 录

命题 1 的证明：极大化问题为

$$\begin{aligned} \max \quad & E(-\exp(-(\lambda + \gamma)W)), \\ W = & W_0 + D(v + \varepsilon - p^e), \end{aligned}$$

其中， λ 是绝对风险规避系数， γ 是国有股风险规避系数， W 是时期 1 的财富。 W_0 是时期 0 的初始禀赋。 v 和 ε 分别是在时期 1 和时期 2 实现的清偿价值。 p^e 是预期价格。 D 是预期需求，模型中的控制变量。

将预算约束代入目标方程得到

$$\max \quad E(-\exp(-(\lambda + \gamma)(W_0 + D(v + \varepsilon - p^e)))) ,$$

因为 v 在时期 1 交易后实现，时期 1 时的不确定部分仅为 ε 。因为假设 ε 服从 $N(0, \sigma^2)$ 分布，则 $v + \varepsilon$ 服从给定 μ 的条件分布 $N(\mu, \sigma^2)$ ，其中 μ 是 v 的实现值。那么，问题变成最小化

$$\begin{aligned} & \int_{-\infty}^{\infty} \exp(-(\lambda + \gamma)(W_0 + D(x - p^e))) \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx \\ & = A \exp((\lambda + \gamma)Dp^e) \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-(\lambda + \gamma)Dx - \frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx \\ & = A \zeta \exp\left((\lambda + \gamma)(p^e - \mu)D + \frac{(\lambda + \gamma)^2 \sigma^2}{2} D^2\right), \end{aligned}$$

其中 $A = \exp(-(\lambda + \gamma)W_0)$ 并且

$$\zeta = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x - (\mu - (\lambda + \gamma)D\sigma^2))^2}{2\sigma^2}\right) dx = 1,$$

因为它是正态密度函数在整个支撑域上的积分。

对 D 求一阶导数, 我们可以得到最优化的预期需求 D^e , 它满足

$$(\lambda + \gamma)(p^e - \mu) + (\lambda + \gamma)^2 \sigma^2 D^e = 0,$$

因此

$$D^e = \frac{\mu - p^e}{(\lambda + \gamma)\sigma^2}.$$

参考文献

- [1] 陈灯塔、洪永淼,“中国股市是弱式有效的吗——基于一种新方法的实证研究”,《经济学(季刊)》,2003年第3卷第1期,第97—124页。
- [2] 张亦春、周颖刚,“中国股市弱势有效吗?”《金融研究》,2001年第3期,第36—42页。
- [3] 张亦春、周颖刚和许文彬,《中国股市效率损失研究》。北京:人民出版社,2004。
- [4] Amihud, Y., H. Mendelson, R. Wood, “Liquidity and the 1987 Stock Market Crash”, *Journal of Portfolio Management*, 1990, 16, 65—69.
- [5] Amihud, Y., “Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time-Series Effects”, *Journal of Financial Markets*, 2002, 5, 31—56.
- [6] Barlevy, Gadi and Veronesi, Pietro. “Rational Panics and Stock Market Crashes”, *Journal of Economic Theory*, 2003, 110(2), 234—263.
- [7] Basu, Kaushik, Garance Genicot, and Joseph Stiglitz, “Unemployment and Wage Rigidity When Labor Supply is a Household Decision”, in Basu, K., Nayak, P. and Ray, R. (eds.), *Markets and Governments*. New Delhi: Oxford University Press, 2003.
- [8] Bates, David., “The Market for Crash Risk”, Working Paper, University of Iowa, 2001.
- [9] John Y. Campbell and John H. Cochrane, “By Force of Habit: A Consumption-based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior”, *Journal of Political Economy*, 1999, 107(2), 205—251.
- [10] Cao, H., Coval, J., and D. Hirshleifer, “Sideline Investors, Trading-Generated News, and Security Returns”, *Review of Financial Studies*, 2002, 15(2), 615—648.
- [11] Fama, Eugene F., and James D. MacBeth, “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests”, *The Journal of Political Economy*, 1973, 81(3), 607—636.
- [12] Gennotte, Gerard. and Leland, Hayne., “Market Liquidity, Hedging and Crashes”, *The American Economic Review*, 1990, 80(5), 999—1021.
- [13] Grossman, S. J. and J. E. Stiglitz, “On the Impossibility of Informationally Efficient Markets”, *American Economic Review*, 1980, 70, 393—408.
- [14] Hamilton, James, “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle”, *Econometrica*, 1989, 57(2), 357—384.

- [15] LeRoy, Stephen. , “Rational Exuberance”, *Journal of Economic Literature*, 2004, XLII, 783—804.
- [16] Kyle, Albert and Xiong, Wei. , “Contagions as a Wealth Effect”, *Journal of Finance*, 2001, 57 (4), 1401—1439.
- [17] Morris, Stephen and Shin, Hyun Song, “Liquidity Black Holes”, Working paper, Yale University, 2003.
- [18] O’Hara, Maureen. , *Market Microstructure Theory*. Malden; Blackwell Publishers Ltd, 1995.
- [19] O’Hara, Maureen. , “Presidential Address: Liquidity and Price Discovery”, *Journal of Finance*, 2003, 58(4), 1335—1354.
- [20] Shiller, Robert. “*Irrational Exuberance*”. Princeton: Princeton University Press, 2000.
- [21] Scholes, Myron. and Joseph William, “Estimating Betas from Non-synchronous Data”, *Journal of Financial Economics*, 1977, 5, 309—327.
- [22] Timmermann, Allan. , “Moments of Markov Switching Models”, *Journal of Econometrics*, 2000, 96(1), 75—111.
- [23] Vayanos, Dimitri. , “Flight to Quality, Flight to Liquidity and the Pricing of Risk”, Working Paper, MIT, 2004.
- [24] Veronesi, Pietro. , “Belief-dependent Utilities, Aversion to State-Uncertainty and Asset Prices”, Working Paper, University of Chicago, 2001.
- [25] Xiong, Wei. , “Convergence Trading with Wealth Effects”, *Journal of Financial Economics*, 2000, 62(2), 247—292.
- [26] Yuan, Kathy. , “Securities Trading Under Asymmetric Information and Trading Constraints”, Working Paper, University of Michigan, 2003.
- [27] Yuan, Kathy. , “Asymmetric Price Movements and Borrowing Constraints: A Rational Expectations Equilibrium Model of Crises, Contagion, and Confusion”, *Journal of Finance*, 2005, 60 (1), 379—411.

Rational Panics, Liquidity Black Holes and the State-Share Paradox

DENGTA CHEN
(Xiamen University)

YINGGANG ZHOU
(Cornell University and WISE, XMU)

Abstract The empirical study on the “state-share paradox” finds evidence in two dimensions. First, a regime-switching model with an absorbing state suggests that government policy switches the regime to liquidity black holes. Second, there is no evidence of flight-to-liquidity during the crash, suggesting that the crash be modeled as an aggregate phenomenon of the whole market. A theoretical model is set up within the framework of market microstruc-

ture, which finds that the paradox is not a simple instance of news-driven crash but the consequence of irregularities of liquidity production and price discovery in the Chinese stock market.

JEL Classification G18, E65, O16