

非理性市场、政府干预与股改对价博弈

肖正根

摘要：股改对价的渊源在于非流通股的历史超额溢价，溢价程度与各公司的具体状况相关。因此，除了系统性因素的影响外，股改对价应该表现公司差异。多元回归结果表明，对价主要受系统性因素的影响，对价水平显现出相当程度的趋同与平均现状，在剔除了系统因素的实证模型中，其他因素对于股改对价差异的解释力度较小，我们没有发现显著的公司差异。基于比较严格假设的股改对价讨价还价模型表明，非理性市场和政府干预的双重博弈环境是造成上述现象的基本原因。短期投资行为占主导的市场博弈均衡结果是非理性的，而政府的不当介入则在一定程度上加剧了均衡解的非理性程度，股改对价有失公平。模型还表明，在信息不完全的情况下，未来有可能出现比较集中的投票难以通过的情况，而股改对价则可能出现收敛趋势。加速发展合格的境外机构投资者制度并给予博弈双方较多的博弈时间，让博弈双方有充分的时间学习总结以矫正非理性行为是当前应考虑的政策要点。

关键词：股权分置改革 博弈 非理性市场 政府干预 讨价还价

中国股票市场的股权分置问题源于最初的股票市场制度设计，而后者又源于股份制改革中的路径依赖。以支付对价方式进行的股权制度改革之所以被各方所接受，主要原因在于非流通股股权的最初获取成本低廉。而为国有企业融资服务的股市功能定位和卖方占优的金融市场背景是高溢价发行制度（中国股市风险积累的原因之一）得以运转，并导致流通股股权和非流通股股权最初获取成本差异巨大的根本原因。支付对价方式的股权制度改革，一方面，体现了对历史的一种矫正，另一方面，在进行股权制度改革的同时，也一次性大副降低了中国股票市场的系统性风险，因而是一场积极的制度变革。

毫无疑问，对价支付问题是当前正在进行的股改的核心命题。在改革进行到一半左右的时候，做一些梳理和总结是有必要的。本文拟对已完成股改的上市公司进行实证分析，以期找出决定股改对价比例的主要因素，并试图发展一个理论模型对其进行解释，最终形成一些启发性的观点。

一、基本问题

当前正在进行的股权分置改革，采取的是一种所谓分类表决的方式，有两个关键点：第一，方案自决：上市公司股东自主决定改革方案（一般由非流通股股东提出）；第二，投票表决制：须经参加表决的流

通股股东所持表决权的 $2/3$ 以上通过。

从具体执行情况来看，由于中央各部委的直接参与和大力推动，股改进展迅速。据深圳证券信息有限公司统计数据，截至 2006 年 3 月 10 日，已完成股改公司数量达 445 家，市值大约占两市总市值的 $1/3$ ；而随着第 22 批股改公司名单的确定，完成股改和进入股改程序的上市公司总数已达 628 家，占两市总市值的比例已超过 50%。从改革的方案来看，直接或间接的对价支付以补偿流通股股东成为股改的基本方式。而各公司对价支付数额确定的依据（所谓对价支付公式）差异较大，有所谓市盈率法、市净率法、超额市盈率法、企业价值不变法、追溯复权法等。本文 94 家样本公司的对价支付情况如图 1 所示（横轴为每股流通股所获对价数，纵轴为公司家数），对价均值为 0.326，标准差为 0.05，最小值 0.2，最大值 0.48。

分类表决制的基本出发点，在于各公司差异较大，无法采取单一的对价补偿与股改方案。而图 1 却很难把对价支付与分类表决的基本含义联系在一起，各公司对价的差异并不大，大都落在 0.30~0.35 之间。因此，尽管各公司的股改方案是自主决定的，尽管各公司对价支付的依据各异，各公司对价额的差异却没有公司差异及对价支付依据的差异大。那么，影响对价支付的因素到底是什么呢？我们先从

理论层面进行分析,然后进行实证考察。

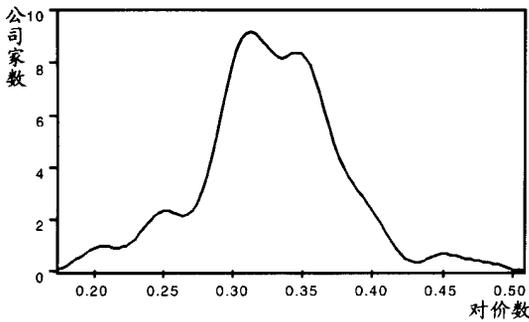


图1 对价数的分布图

二、股改对价的渊源

股权分置改革的基本出发点,在于矫正同股不同权的股权制度设计。而同股同权是一种公理式的命题,就犹如“人生而平等”,让非流通股流通过是把本应属于其的权利还给它而已。从这个意义上讲,股权分置改革本身并不能成为对价支付的依据。

从逻辑上讲,一方给予另外一方以补偿,要么因为一方在此以后可以获得超额收益,要么因为一方曾经对另一方不公。在排除了对价支付的上述原因之后,对价支付的可能理由就剩下后者了。既然股权分置改革本身不能使非流通股获取超额收益——流通权利是本来就属于非流通股的,流通与减持也无直接关系,那么,只有非流通股股权和流通股股权的历史获取成本不公允,前者才有向后者支付补偿的理由。

有必要从股权分置的制度安排运行的基本环境中去探寻股改对价支付的真正原因。中国股票市场的运行有两个基本的制度背景:为国有企业改革服务的股市功能定位和卖方金融市场。前者加上国有企业的资金渴求使中国股票市场最初的高溢价发行制度成为政府的一种必然诉求,而后者即金融投资工具相对于民间投资需求的匮乏(约2/3的股票不可流通在一定程度上加剧了这种状态),加上股票所具有的流动性和投机特征,则使高溢价发行制度成为可能。这样,在公司发行上市的最初,非流通股和流通股同样一股股票的获取成本就有了巨大的差异——通常,非流通的股权获取仅按面值,而流通股的股权获取则采取的是一种所谓市盈率发行的方法,流通股的获取成本系统性的数倍于非流通股股东,以至于达到了某种程度的不公平范畴。

既如此,对价支付就转化为对最初发行上市时非流通股超常溢价的一种矫正。从理论上而言,如果存在一种可以接受的补偿标准,股权分置改革完全可以采用集中计划的方式去完成。然而,各公司千差万别,矫正历史是困难的,本文也不想对此展开

讨论。但我们必须弄清的是,什么样的补偿标准才更接近于股权分置改革对价补偿的上述原意?

中国证券市场股票发行制度曾几经变迁,在各个阶段内,则标准趋同,比如常见的一刀切的市盈率发行定价法。但总体而言,相对于成熟市场的公允发行价格,这些发行制度下的流通股获取成本系统性的偏高。因而,比较公允的对价支付标准就在于对这些发行制度的一种矫正:补偿的程度应与当初上市时的发行价格高估的程度相关。而发行价格是否高估,以及其高估的程度,除了受上述发行制度的系统性影响外,还与各个公司的具体状况相关——对于业绩好、有发展前景的公司,市场给予较高的发行溢价是一种合理的行为;反之,对于一般的企业,当初的发行上市制度则意味着相当大程度的不公平溢价。

这样,对价补偿就可以分为两个组成部分,一是对当初股票发行上市制度的系统性纠正——总体而言,当初流通股股权的获取成本过高;另一部分则是与公司具体状况相关的差异补偿——在一刀切的发行制度下,“好公司”由于溢价程度低,支付的补偿理应低;而“劣公司”由于溢价程度高,支付的补偿理应高,对价补偿程度与公司业绩、公司绩效相关。这是本文下一步分析的基本理论假设。

此外,也存在一些可能影响对价支付额的技术层面因素:(1)政府政策。此次股权制度改革,是在中央政府的推动下进行的,因而中央政府的政策、各级地方政府对中央政策的态度和执行力度必然会影响对价补偿的数额。(2)预期。试点及先行股改公司的对价补偿比例理所当然成为后股改公司对价补偿标准的一个参考指标。(3)投票操纵。任何投票制下都有一定程度的合法或非法的操纵或舞弊行为,既然股改采取的是投票制,那么,可能影响投票结果的因素——比如各公司游说的力度、流通股的势力(流通股人数及大流通股股东持股数)等——就会在一定程度上影响对价额。(4)非流通股占总股本比例。支付对价补偿会直接降低非流通股在总股本中的权重,非流通股股东不大可能接受因支付对价而失去对公司的控制权,因而非流通股占总股本的比例实际上限制了对价补偿的可能边界。(5)股票价格。从理论上讲,二级市场价格与对价补偿并无直接因果关系,但就当前而言,对价补偿额确定的一个不成文标准是,对价支付后尽量使二级市场投资者不亏损,因而当前价格与对价数额就可能呈现一种负的相关关系——当前价格低,则股价倾向于上涨或少跌,从而能接受的对价补偿可能就较低。

那么,在已经完成股改的公司对价支付中,起支配作用的因素是什么?是否符合我们理论的预期?

接下来对此进行实证的考察,并试图从理论上解释实证的结果。

三、实证检验

(一) 样本数据的选择

本文原始数据选自 CCER、CSMAR、全景网络中国股权分置改革专区及深圳证券信息有限公司数据库。我们从已完成股改所有程序的 400 余家企业中(即所谓的 G 股,截至 2006 年 3 月 3 日),随机抽取约 1/4 共 98 家公司作为样本。为使计算结果有意义,剔除了有关数据不完备或对价比例难以准确计算的公司 4 家。

(二) 研究变量的确定及计算

1. 被解释变量的确定与计算

(1) 对价数 (Expi, expiation)

我们直接用每股所获对价数计量对价,对于现金等其他可以折算成股票的对价补偿方式,全部折算成股票。

(2) Y 变量

系统因素显然成为解释股改对价的基本要素。虽然对系统性因素的准确计算超出了我们的计算量,但由前文的描述统计,对价补偿分布相当均匀,我们可以把系统因素当作一个常数 constant,并可假定它是对价均值 0.326 而不至于影响检验结果。对此均值的另一个理解角度则是预期,我们将之统称系统或预期因素。

要寻找其他可能解释股改对价的因素,就必须首先剔除系统或预期因素的影响。我们可以定义一个被解释变量 $Y = \text{expi} - \text{constant}$ 或 $Y = \text{expi} - \text{expectation}$,并把 constant 或 expectation 直接取为 0.326,以剔除系统性因素或预期因素的影响,表示除系统或预期因素影响之外的需要被解释的股改对价数,或称为股改对价的差异值。

2. 解释变量的确定与计算

(1) 公司业绩及绩效的度量:ROE、Tobin's Q

如何用简洁的指标以评价公司的好坏,以评价公司的业绩及其管理绩效,是一个有争议的问题。本文采用两个较为通行的指标:净资产收益率(ROE)和 Tobin's Q,分别用以代表公司价值与公司成长能力,并分别进行回归。

对于 ROE 的计算,我们取样本公司 2002 - 2004 年净资产收益率的平均数。Tobin's Q 是公司市场价值与其账面总资产价值之比,本文用公式“Tobin's Q = (年末市值 + 年末公司负债) / 年末公司总资产”以估算之;股权分置问题一定程度上使得市值难以准确计量,我们用 CCER 数据库中“年末考虑非流通因素的总市值”对其进行估算,Q 值取 2002 - 2004

年间 Q 值的简单平均。

(2) 其他解释变量

市盈率 (PE) 与市净率 (PB)

股票价格是影响股改对价数的可能短期因素,因此取值应与股改期较近,且数据之间应有较好的可比性。本文取 2004 年底的相对价格指标:市盈率和市净率,一则因为时间相隔较近,二则从 2001 年开始的股改讨论,使 2004 年底的股票价格大致已包含了股改预期。

投票操纵与筹码集中度 (CONR, Concentration Ratio)

由于股改须经参加表决的流通股股东所持表决权的 2/3 以上通过,流通股的势力在一定程度上将影响对价数——既可能体现于股改方案的提案过程中,也可能体现在投票上。从理论上而言,由于流通股股东才有权参与投票,因而总是可能使对价数逼近于非流通股股东愿意支付对价数的上界。然而,基于集体行动的逻辑,集团人数越多,搭便车激励将使集团利益越易于受到侵害,因而使对价数逼近于上界的能力与流通股的势力即流通股的人数或者说筹码集中度相关。本文选取前十大流通股持股占流通股比例来度量流通股股东的势力。

非流通股比例 (RANNS, ratio of non-negotiable stock)

非流通股占总股本的比例一定程度上限制了对价补偿的可能边界。非流通股比例数据取自 2004 年底。

(三) 模型选择

影响股改的其他诸因素作用于股改对价数的程式,并无现成文献可以参考,为达到对股改对价影响因素尽可能多的了解,我们从多个角度分别对 ROE 和 Q 值进行了回归,模型如下:

1. 普通线性模型:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \text{ROE} + \beta_2 \text{PE} + \beta_3 \text{PB} + \beta_4 \text{CONR} + \beta_5 \text{RANNS} + u$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \text{Q} + \beta_2 \text{PE} + \beta_3 \text{PB} + \beta_4 \text{CONR} + \beta_5 \text{RANNS} + u$$

2. 对数线性模型:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \ln(100 \times \text{ROE}) + \beta_2 \ln \text{PE} + \beta_3 \ln \text{PB} + \beta_4 \ln(100 \times \text{CONR}) + \beta_5 \ln(100 \times \text{RANNS}) + u$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{Q} + \beta_2 \ln \text{PE} + \beta_3 \ln \text{PB} + \beta_4 \ln(100 \times \text{CONR}) + \beta_5 \ln(100 \times \text{RANNS}) + u$$

运用对数模型的理由在于,虽然我们可以预期 Y 与 ROE 的负相关关系、以及 Y 与 PE、PB、CONR、RANNS 的正向相关关系,但这种相关关系不应是无穷大的——对于业绩很差的公司、股价很高的公司、或者流通股势力很强的公司,等等,不能指望其非流通股全部用于支付对价,即变量间的关联应是比较

柔和的。这样,就有必要对变量做一些细节上的处理,修正后的模型解释变量采取对数形式(样本数据中 ROE、CONR 和 RANNS 是小数,在取对数前统一

乘上 100)。

(四) 检验结果及分析

表 1 比较了两个模型的 GAUSS(5.0) 输出结果。

表 1 剔除系统(预期)因素的多元回归结果

	预计符号	基本线性模型				对数线性模型	
		基本回归		对 ROE	对 Q	对 Ln(ROE)	对 Ln(Q)
		ROE	Q				
常数		- 0.0004295 (- 0.082177)	- 0.0091757 (- 0.19179)	- 0.12216 * (- 2.9637)	- 0.15180 * (- 2.7921)	- 0.53515 * (- 3.2437)	- 0.55292 * (- 3.4266)
ROE	-	0.011124 (1.6628)		0.009617 * * (1.6562)		0.00058565 (0.12945)	
Q	+		0.0082850 (0.19524)		0.027233 (0.83873)		0.038716 (0.94775)
PE	+			- 0.0000133 (- 0.2777)	- 0.0000239 (- 0.5789)	0.00000864 (0.00113)	- 0.0014942 (- 0.213)
PB	+			- 0.0023456 (- 0.8239)	- 0.0034584 (- 0.9495)	- 0.012704 (- 0.9954)	- 0.020417 (- 1.5058)
CONR	+			- 0.13318 * * (- 1.8265)	- 0.13117 * * (- 1.8298)	- 0.0075513 (- 1.4575)	- 0.0075332 (- 1.4398)
RANNS	+			0.21345 * (3.5039)	0.21722 * (3.7029)	0.13358 * (3.4498)	0.13965 * (3.7595)
R ²		0.0049807	0.0012527	0.19711	0.20309	0.18716	0.19711
R ²				0.15149	0.15781	0.14097	0.15150
DW				1.9698	1.9726	2.0339	2.0224

注:括号内为 t 值; * 表示在 5 % 的水平下显著, ** 表示在 10 % 的水平下显著。

由图 1 可知,在没有考虑政府因素的情况下^①,我们分析的其他几个可能影响股改对价的因素对于各公司之间股改对价差异的解释力不大,调整可决系数仅为 0.15 左右,各公司股改对价的差异表现出相当程度的随机特征。

对公司差异的检验结果相当令人困惑:与理论预期不同,公司差异并不导致股改对价的差异,反映公司价值的指标 ROE、Tobin's Q 都没有通过检验。ROE 的系数符号与预期相反,但 t 值较小,参考意义不大;Q 值虽然符号方向与理论一致,同样由于 t 值过小而没有价值。对价的这种无公司差异特征说明了中国股票市场的低效性,流通股股东对对价的实际含金量关注不够,而只关注每股所获对价的股数。

影响股改对价的其他指标中,PE 和 PB 无法通过检验,说明价格因素与股改对价无关。在基本线性模型中,筹码集中度 CONR 在较低的水平上可以通过检验,但符号不符合理论的预期,其中原因有待于进一步研究。非流通股比例 RANNS 在两个模型中都相当显著,符号方向也符合理论的预期,说明非流通股比例越高的公司,的确倾向于支付较高的对价补偿。

总体而言,系统性因素或称为预期的因素是决定股改对价支付的核心变量,对价补偿数基本与公司无关,各公司对价差异表现出相当程度的随机性,对价补偿遵照的是预期(系统)标准、先例标准或平均标准,这从侧面反映了中国证券市场的非理性行

为。

四、一个理论解释与预测模型

(一) 基本模型

股改以来各批股改公司的平均对价补偿(已实施或拟实施)趋势如图 2 所示(截至 2006 年 3 月 13 日,包括试点 2 批,共 26 批;横轴为股改公司批次,纵轴为每批的平均对价)。可以发现,一方面,如前所述,对价数主要受预期或系统因素的影响,围绕均值小幅震荡,分布相当均匀;另一方面,从对价的演变趋势来看,近期公布尚未表决通过的拟实施平均对价补偿数有降低的趋势。

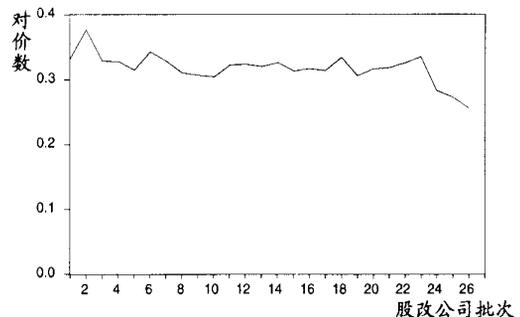


图 2 对价数的趋势图

在本节,我们试图发展一个博弈论的解释与预测模型,以期解释和评价股改对价的现状,并对其未来的演变趋势做一些尝试性的预测。对于建模需要用到的一些假设,尽量符合实际。

我们从最基本的轮流讨价还价模型开始。^⑭在这个模型中,两人按轮流出价的方式分一块蛋糕 1, x 是参与人 A 的份额, $1-x$ 是参与人 B 的份额, 两人的贴现因子分别是 δ_1, δ_2 。^⑮在有限博弈的情况下,^⑯如果 $0 < \delta_i < 1 (i=1, 2)$, 精练的均衡结果取决于贴现因子的相对比率、博弈时期长度 T 和谁在最后阶段出价; 在无限期的情况下, Rubinstein (1982) 证明, 存在唯一的子博弈精练纳什均衡:

$$x^* = \frac{1 - \delta_2}{1 - \delta_1 \delta_2} \text{ (如果 } \delta_1 = \delta_2 = \delta, \text{ 则 } x^* = \frac{1}{1 + \delta} \text{)}$$

可见, 子博弈精练均衡结果是贴现因子 (耐心程度) 的函数, 有绝对耐心 (贴现因子为 1) 的人总可以通过拖延时间使自己独吞蛋糕; 当 $\delta_1 = \delta_2 = \delta < 1$ 时, 博弈具有先动优势: $x^* = \frac{1}{1 + \delta} > \frac{1}{2}$, 参与人 A 的份额总多于参与人 B; 当 $\delta_1 = \delta_2 = 1$, 即双方均有无限耐心时, 博弈有无穷多个均衡, $x^* = 1/2$ 即均分蛋糕可能是一个聚点均衡。

分类表决的股权分置改革是一个典型的讨价还价过程。在这个博弈中, 博弈主体是非流通股股东和流通股股东。由于股改对价的渊源在于非流通股历史上的超额溢价, 我们可以把博弈的蛋糕笼统的称为“非流通股股东超额所得” (设为 1) 而不至于影响分析的结果。双方讨价还价以分割这块蛋糕, 过程是: 非流通股股东先出价 x ; 流通股股东如接受, 则博弈结束, 流通股股东获补偿 $(1-x)$ ——基于股本结构比例可根据一定系数关系转化为流通股每股所获对价数, 非流通股股东获 x (可理解获得流通股的好处)。如不接受, 则流通股股东出价 (还价); 非流通股股东如接受, 博弈结束, 蛋糕按流通股股东的方案分配; 如果非流通股股东拒绝, 则非流通股股东再出价; 如此一直下去, 直到一方方案被另一方接受为止。^⑰

根据 Rubinstein 的模型, 直观上看, x 的大小, 取决于非流通股股东和流通股股东贴现因子的大小, 即耐心程度。在当前中央政府大力推动股改的情况下, 各级地方政府及拟股改公司 (国有企业为主) 拖延股改的成本较大, 耐心有限, 其贴现因子较小, 因而只要流通股股东有足够的耐心, 总是有可能使 x 趋近于零而所获补偿接近于 1。

(二) 拓展与延伸

Rubinstein 模型的关键在于贴现因子, 为得到更清晰的有价值的观点, 我们需要对上述模型进行一些细化。在进一步分析之前, 我们提出如下假设:

1. 博弈主体假设

两类拟股改公司 —— 绩优公司 (VC) 和垃圾公司 (CC)。两类公司的规模及股本结构相同, 绩优公司的非流通股股东历史超额所得较小, “蛋糕” 为 1;

垃圾公司的非流通股股东历史超额溢价所得较大, 其“蛋糕” 为 $\phi, \phi > 1$ —— 有必要提醒的是, x_{VC} 及 x_{CC} 是蛋糕分割中股改公司所占的相对比例, 两类公司所得蛋糕的绝对数额分别为 x_{VC} 和 ϕx_{CC} , 相应地, 其流通股股东所获对价补偿的绝对额 —— 相当于对价数 —— 则分别为 $1 - x_{VC}$ 和 $\phi(1 - x_{CC})$ 。

两类流通股股东 —— 长期 (价值) 投资者 VI 和短期投机者 SI。^⑱VI 对股票采取长期持股策略, 因而在股改博弈中的支付是所获补偿的绝对额即对价数 $1 - x_{VC}$ 或 $\phi(1 - x_{CC})$; SI 在股改博弈中的支付则是获得了对价之后的短期账面收益, 这与市场短期价格走势相关。

2. 强制性制度变迁

两类公司都知道, 股改不能无限期拖延。

3. 市场背景假设

短期内, 股票市场齐涨共跌 (汪建坤, 刘威浩, 2004); 长期内, 随着市场效率的提高, 在国际化的定价机制预期下, 股价与业绩高度相关。

4. 对价支付的股价效应假设

对价支付后, 短期内股价具有填权效应 (源于投资者的便宜心理), 但并不完全 —— 即股改对价支付后, 投资者帐面有盈利, 但盈利并没有对价数那么大; 两类公司的填权幅度分别为 $(1 - x_{VC})$ 和 $[\phi(1 - x_{CC})]$ (δ 和 δ' 是折扣系数, 与预期有关, 是时间 t 的函数) —— 对应于股票市场齐涨共跌假设, 短期内两类公司填权幅度相同, 即 $1 - x_{VC} = \phi(1 - x_{CC}) > 0$; 长期内, 绩优公司填权效应大于垃圾公司, 即 $d / dt > 0, d' / dt < 0$ 。

5. 完全信息假设

非流通股股东和流通股股东沟通良好, 讨价还价充分, 因而可忽略投票环节。

这样, 由假设 1, 有 $s_I < v_I, s_I > 0$; 由假设 2, 两类公司都不是无限耐心的, 即 $v_C < 1, v_{CC} < 1$; 由假设 3, 垃圾公司相对于绩优公司而言, 目前股价高估, 流通权的尽快获得能为其带来较好的市场机会 (比如减持), 而绩优公司并不如此, 因而垃圾公司贴现因子就小于绩优公司, 即 $v_{CC} < v_C < 1$ 。

对应于两类公司和两类投资者, 我们来分析如下四对无限博弈的精炼均衡结果: 绩优公司 - 长期投资者; 绩优公司 - 短期投资者; 垃圾公司 - 长期投资者; 垃圾公司 - 短期投资者。

对于绩优公司与长期投资者的博弈, 蛋糕是 1, 达成均衡后双方的支付分别是 x 和 $1 - x$; 对于垃圾公司和长期投资者的博弈, 总蛋糕是 ϕ , 达成均衡后双方的支付分别是 ϕx 和 $\phi(1 - x)$, 这和 Rubinstein 的无限模型并无任何差异, 因而唯一的均衡解是:

$$\text{博弈} \quad : x_{VC}^* - v_I = \frac{1 - v_I}{1 - v_C v_I}, \text{流通股股东 VI 所得}$$

蛋糕的绝对额即对价数为 $(1 - x_{VC}^* - v)$;

博弈 : $x_{CC}^* - v_I = \frac{1 - v_I}{1 - \alpha_{CC} v_I}$, 流通股股东 v_I 所得

蛋糕的绝对额即对价数为 $\phi(1 - x_{CC}^* - v_I)$ 。

我们需要求解的是两类公司和短期投资者 SI 的博弈, 即博弈 和 博弈。由于 $s_I \geq 0$, 短期投资者 SI 关注的是股改公司支付对价即 $(1 - x_{VC}^* - s_I)$ 或 $(1 - x_{CC}^* - s_I)$ 后的短期预期收益 E , 而不是对价本身, 因而精炼的子博弈均衡不能再直接引用 Rubinstein 模型的结果。我们将看到, 求解过程更简单了, 但此时的均衡结果不再是唯一的, 它随时间而变化。

既然短期投资者 SI 关注的是股改公司支付了 $(1 - x_{VC}^* - s_I)$ 或 $\phi(1 - x_{CC}^* - s_I)$ 的对价后的短期预期收益 E , 即 $s_I \geq 0$, 那么只要 E 为正, ①短期投资者 SI 就会同意 $x_{VC}^* - s_I$ 或 $x_{CC}^* - s_I$ 方案, 否则予以拒绝。而 E 的大小取决于 $(1 - x_{VC}^* - s_I)$ 或 $[\phi(1 - x_{CC}^* - s_I)]$, 即:

$$E_{VC-SI} = E(t)(1 - x_{VC}^* - s_I(t)), \text{ 或}$$

$$E_{CC-SI} = E(t)[\phi(1 - x_{CC}^* - s_I(t))]$$

其中 $\partial E / \partial > 0, d / dt > 0; \partial E / \partial > 0, d / dt < 0; \phi > 1$, 是常数。

假设只要预期收益不小于市场平均收益 E_0 (一正的常数), 短期投资者 SI 就同意方案 $x_{VC}^* - s_I$ 或 $x_{CC}^* - s_I$, 则两类公司没有理由支付让 SI 的收益高于 E_0 的对价, 因而博弈 和 均衡条件为:

$$E_{VC-SI} = E_{CC-SI} = E_0, \text{ 即 } E(t)(1 - x_{VC}^* - s_I(t)) = E(t)[\phi(1 - x_{CC}^* - s_I(t))] = E_0$$

因此, 均衡解为:

博弈 : $x_{VC}^* - s_I(t) = 1 - E_0 / E(t)$, SI 所得蛋糕的绝对额即对价数为 $(1 - x_{VC}^* - s_I) = E_0 / E(t)$;

博弈 : $x_{CC}^* - s_I(t) = 1 - E_0 / (\phi E(t))$, SI 所得蛋糕的绝对额即对价数为 $\phi(1 - x_{CC}^* - s_I) = E_0 / E(t)$ 。

可见, $x_{VC}^* - s_I$ 和 $x_{CC}^* - s_I$ 是时间 t 的函数, 且与两类公司蛋糕的相对大小 ϕ 相关联。

如果再假定 与 是可以控制的, 遵循一定的方程式, 并把所有的拟股改公司作为一个整体(比如政府), 其目标是最大化各博弈阶段所得蛋糕绝对额的现值之和, 在对 $x_{VC}^* - s_I(t)$ 、 $x_{CC}^* - s_I(t)$ 赋予一初始值后, 我们还可以建立一个最优对价支付的动态系统:

$$\begin{aligned} \text{Max} V[\cdot, \cdot] &= \int_0^T F(x_{VC}^* - s_I(t), x_{CC}^* - s_I(t); (t), (t); t) e^{-rt} dt \\ &= \int_0^T \{ [1 - E_0 / E(t)] + (1 - \cdot) \phi [1 - E_0 / (\phi E(t))] \} e^{-rt} dt \end{aligned}$$

满足 $dx_{VC}^* - s_I / dt = (1 / \cdot^2) d / dt, dx_{CC}^* - s_I / dt =$

$[1 / (\phi^2)] d / dt, x_{VC}^* - s_I(0) = A_0, x_{CC}^* - s_I(0) = B_0$

其中, $V[\cdot, \cdot]$ 是控制变量 与 的泛函, 其目标是最大化股改公司各阶段所得蛋糕绝对额的现值之和, A_0, B_0 是赋予的初始值, 是两类公司中绩优公司的权重。

基于哈密尔顿条件, 可求得控制变量 的最优路径 $\cdot^*(t)$ 、 $\cdot^*(t)$, 以及相应的状态变量路径 $x_{VC}^* - s_I(t)$ 、 $x_{CC}^* - s_I(t)$ 。

至此, 我们建立了一个比较完整的股改对价解释模型, 比较显然的结论是:

第一, 对于两类公司, 如果其流通股股东仅为长期投资者, 由于 $v_C > \alpha_{CC}$, 根据博弈 和 $x_{VC}^* - v_I > x_{CC}^* - v_I$, 则 $(1 - x_{VC}^* - v_I) < (1 - x_{CC}^* - v_I)$, 即垃圾公司被分割的蛋糕比例应大于绩优公司, 又 $\phi > 1$, 则 $(1 - x_{VC}^* - v_I) \ll \phi(1 - x_{CC}^* - v_I)$, 垃圾公司支付的对价应显著地大于绩优公司。

而如果其流通股股东仅为短期投资者, 由于短期内 $=$, 根据博弈 和 $(1 - x_{VC}^* - s_I) = [\phi(1 - x_{CC}^* - s_I)]$, 即两类公司支付的对价相同; 由于 $\phi > 1$, 则 $(1 - x_{VC}^* - s_I) > (1 - x_{CC}^* - s_I)$, 绩优公司被分割的蛋糕比例多于垃圾公司。

正常情况是, 在一个公司中, 两类投资者都存在, 那么蛋糕的实际分割取决于两类投资者的比重。

第二, 随着博弈时间的延长, 会出现一些新的变化。

由博弈 和 \cdot , 由于 $d / dt > 0, d / dt < 0$, 因而 $d(1 - x_{VC}^* - s_I) / dt = - (E_0 / E^2) (d / dt) < 0, d(1 - x_{CC}^* - s_I) / dt = - [E_0 / (\phi^2)] d / dt > 0$, 即绩优公司的蛋糕分割比例有降低的趋势, 而垃圾公司的蛋糕分割比例有增加的趋势, 市场行为趋于理性。

至于对价数, 绩优公司的对价 $(1 - x_{VC}^* - s_I) = E_0 / E(t)$ 趋于下降, 而垃圾公司的对价 $\phi(1 - x_{CC}^* - s_I) = E_0 / E(t)$ 趋于上升, 两类公司的对价不再相等。

(三) 进一步的讨论

上述模型说明, 如果一个市场不大理性, 短期投资者居多, 博弈的均衡结果会使绩优公司相对于垃圾公司而言受损。如果博弈的时间够长, 随着时间的演进, 这种非理性和非公平会逐渐被矫正。然而, 政策变量的添加使得均衡可能出现一些戏剧性的结果:

第一, 如果承认中国证券市场投资行为普遍的短期特征, 即贴现因子较小, 那么, 即使不能否定长期持股行为的存在, 由于股改采取的是多数通过制 (2/3), 博弈 和 成为股改对价博弈均衡的主要决定力量。这大致可以解释中国股改对价趋同的现状; 但应该注意, 虽然对价趋同, 但两类公司蛋糕的

分割比例是不同的,垃圾公司所得较大。

第二,如果承认绩优公司中长期投资者比重较大,那么,在绩优公司的股改对价博弈中,博弈和也是对价的重要决定力量,这样,绩优公司支付的对价应该显著地小于垃圾公司;然而,如果政府因素介入,比如在相当短的时期内的限期股改,或是强令绩优公司支付高对价以创造良好的示范效应,则会使两类公司的贴现因子减小且趋同,甚至出现绩优公司的贴现因子小于垃圾公司的情况,这样,政府干预扭曲了博弈和的理性均衡结果,使得对价进一步趋同。

第三,由于股改公司分布在全国各地,各地政府对于中央政府股改政策的贯彻程度可能会有差异,从而使得不同地方的同类公司的贴现因子出现差异,这就为解释股改对价的差异提供了一个可能的视角。

第四,如果假定行政干预的股改试点导致了试点公司的一个较高的股改对价,高于短期投资者所要求的最低预期收益 E_0 相对应的对价水平,那么,随着博弈时间的延长,市场博弈将使对价回到其均衡水平: $E_{VC-SI} = E_{GC-SI} = E_0$,从而对价有降低的趋势。

第五,如果考虑到不完全信息问题,不但可以理解当前股改对价的下降现状,还可以看到一种可能——股改投票出现一个比较密集的投票难以通过阶段,而股改对价则显现收敛趋势。已经股改公司的投票情况给将要股改的公司提供了一种投资者对股改对价水平接受空间的信息——如果已经股改公司的方案通过率很高,则后续股改的公司就有可能降低对价水平,则这种降低如果超过了投资者可以接受的程度,则投票不能通过;这种大面积的投票难以通过,又给后续的股改公司生产了投资者对股改对价水平接受空间的信息,使得股改对价可能出现收敛的趋势。

五、结论与启示

本文首先分析了股改对价的渊源——非流通股的历史超额溢价,由于各个公司的具体状况不同,因而其非流通股的超额溢价程度也不同,一个公允的股改对价补偿标准应该体现公司差异。在分析了其他可能影响股改的因素的基础上,我们对当前的股改进行了实证分析。结果表明,对价主要受系统性因素的影响,对价水平显现出相当程度的趋同与平均现状,在剔除了系统因素的实证模型中,其他因素对于股改对价差异的解释力度较小,我们没有发现显著的公司差异。

对此困惑的现象,我们在最基本的讨价还价模

型的基础上,基于比较严格的假设,发展了一个股改对价的讨价还价模型。结果表明,中国当前股改对价的博弈的两个最基本特征是,非理性市场和政府干预。短期投资行为占主导的市场自身博弈均衡结果是非理性的,而政府的不当介入则在一定程度上加剧了均衡解的非理性程度。模型还表明,在信息不完全的情况下,未来有可能出现比较集中的投票难以通过的情况,而股改对价则可能出现收敛趋势。

基于此,我们有如下启示:

第一,非理性市场下的博弈均衡使得绩优公司相对于垃圾公司而言是不公平的,由于垃圾公司的非流通股历史超额溢价较大,对价趋同的背后是垃圾公司支付补偿的比例低于绩优公司。

第二,政府在一定程度上,有矫正上述非理性均衡的可能。根据博弈模型和,折扣系数是影响股改对价的重要参数,而折扣系数受对外开放度的影响。这样,政府就有可能通过控制对外开放的速度从而影响折扣系数的变迁速度。如果不考虑合格的境外机构投资者制度(QFII)的其他可能负面影响,我们倾向于加速发展QFII——它会使得折扣系数趋于理性,从而有利于市场长期理性均衡解的实现。

第三,时间是股改博弈中的关键变量,政府作用于股改对价博弈的方式应该慎重选择。当前的股改,一方面,是一个不成熟市场的市场化决策机制,均衡解很不理性;另一方面,各地政府限期股改、命令股改的强力干预,使得短期均衡解可能偏离理性解越来越远。给予博弈双方较多的博弈时间,让博弈双方有充分的时间学习总结以矫正非理性行为,而不是急于求成,是当前股改需要考虑的一个问题。

注释:

肖正根:《制度变迁、预期与国有股问题研究》,载《山西财经大学学报》,2005(2)。

张明若:《公允计量对价修正计算模型》,载《中国证券报》,2005-09-12。

有人可能会说,以前,在股权分置的情况下,大股东经常侵犯小股东的利益,所以要给予对价补偿。笔者认为,这是另外一个层次的问题,与股权分置并不直接相关:在全流通的情况下,如果信息披露不充分,如果监管不严,一样有大股东损害小股东利益的可能。股权分置改革与有争议的“一股独大”问题是两个问题,前者的解决并不必然意味着后者的解决。

对于国有企业上市时非流通股股东获取股权的超常溢价方式,有诸多分析,本文不赘述。

由于中小板股改较快,在全部G股中权重较大,为使样本更具代表性,在随机选择时对中小板给予了较小的权重。

向朝进、谢明:《我国上市公司绩效与公司治理结构关系的实证分析》,载《管理世界》,2003(5)。

由于数据所限,极少数公司仅计算两年均值或采取估计值。

在数据计算时,对于少数几家亏损公司的市盈率取缺省值。

曼瑟尔·奥尔森:《集体行动的逻辑》,中文版,上海,上海三联书店、上海人民出版社,1996。

在运用对数模型时,对于几家平均 ROE 为负的公司, PE 和 ROE 取估计值。

⑪此次股改是在政府主导下进行的,中央政府政策及各级地方政府的贯彻程度可能是影响股改对价的一个重要因素,由于各地股改进展差异较大,部分省市数据较少,本文没有对此进行量化研究。我们将在下一部分对此进行理论上的分析。

⑫张维迎:《博弈论与信息经济学》,200~207页,上海,上海三联书店、上海人民出版社,1996。

⑬对贴现因子的简要理解是,博弈如在第 t 期结束,且 t 是参与人 1 的出价阶段,则参与人 1 和参与人 2 的支付现值分别是: $v_1 = \frac{1}{1+r}x_1$, $v_2 = \frac{1}{1+r}(1-x_1)$ 。

⑭Stalh, I., 1972. Bargaining Theory. Stockholm School of Economics.

⑮我们没有提及股改中的投票环节。但请注意,在当前进行的股改中,如果信息是完全的,即非流通股股东和流通股股东沟通充分,知道至少是大部分流通股股东对方案接受与否的话,则股改的最后一个环节即投票只是对讨价还价结果的一个确认程序而已。当前股改的现状也说明了这个问题:除了极少数个例,股改只要走到最后一个程序即投票环节,基本都是通过的。因此,投票本身并不重要,重要的是投

票之前的讨价还价,以及信息。

⑯这类称呼仅是为对投资者行为的理性程度做出假设而已,也可以换成其他称呼。

⑰为正而不能为零,因为没有哪个投资者愿意追求零收益。

参考文献:

1. 肖正根:《制度变迁、预期与国有股问题研究》,载《山西财经大学学报》,2005(2)。
2. 张明若:《公允计量对价修正计算模型》,载《中国证券报》,2005-09-12。
3. 向朝进、谢明:《我国上市公司绩效与公司治理结构关系的实证分析》,载《管理世界》,2003(5)。
4. 曼瑟尔·奥尔森:《集体行动的逻辑》,中文版,上海,上海三联书店、上海人民出版社,1996。
5. 张维迎:《博弈论与信息经济学》,上海,上海三联书店、上海人民出版社,1996。
6. Stalh, I., 1972. Bargaining Theory. Stockholm School of Economics.
7. Rubinstein, A., 1982. "Perfect Equilibrium in a Bargaining Model." *Econometrica*, 50, pp. 97 - 109.
8. 汪建坤、刘威浩:《机构投资者博弈及其盈利模式的演变》,载《经济理论与经济管理》,2004(8)。

(作者单位:厦门大学宏观经济研究中心 厦门 361005)
(责任编辑:Q)

(上接第 75 页)

9. Egert, Balazs; Drine, Imed; Lommatzsch, Kirsten and Rault, Christophe, 2003. "The Balassa - Samuelson effect in Central and Eastern Europe: Myth or reality?" *Journal of Comparative Economics*, 31(3), pp. 552 - 572.

10. Faria, J. Ricardo and Leon - Ledesma, Miguel, 2003. "Testing the Balassa - Samuelson Effect: Implications for Growth and PPP." *Journal of Macroeconomics*, 25(2), pp. 241 - 53.

11. Froot, Kenneth A. and Rogoff, Kenneth, 1999. "The EMS, the EMU, and the Transition to a Common Currency", in S. Fisher and O. Blanchard, eds., *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual*. MIT Press, pp. 269 - 327.

12. Froot, Kenneth A. and Rogoff, Kenneth, 1995. "Perspectives on PPP and the Long - run Real Exchange Rate", in G. Grossman and K. Rogoff, eds., *Handbook of International Economics*. Amsterdam: North Holland Press, Vol. 3.

13. Hsieh, David A., 1982. "The Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach." *Journal of International Economics*, 12(3 - 4), pp. 355 - 62.

14. Ito, Takatoshi; Isard, Peter and Symansky, Steven, 1997. "Economic Growth and Real Exchange Rate: An Overview of the Balassa - Samuelson Hypothesis in Asia." NBER Working Paper, No. 5979.

15. Kravis, I.; Heston, A. and Summers, R., 1982. *World Product and Income: International Comparisons of Real Gross Product*. Baltimore: Johns Hopkins.

16. Kubota, Tsuyoshi, 1997. "Real Exchange Rate and the Productivity Growth Rates Using Panel Data", <http://www.kitanet.ne.jp/~tkubota/study/pdf/bstheory.pdf>.

17. Lewis, Vivien, 2005. "Productivity and the Euro - Dollar Exchange Rate", <https://www.econ.kuleuven.ac.be/ew/academic/intecon/Lewis/Research/BSeuroJan05.pdf>.

18. Marston, Richard C., 1987. "Real Exchange Rates and Productivity Growth in the United States and Japan", in S. Arndt and J. D. Richardson eds., *Real Financial Linkages among Open Economies*. Cambridge: MIT Press, pp. 71 - 96.

19. Samuelson, Paul A., 1964. "Theoretical Notes on Trade Problems." *Review of Economics and Statistics*, 46(2), pp. 145 - 154.

20. Summers, Robert and Heston, Alan, 1991. "The Penn World Table: An Expanded Set of International Comparisons, 1950 - 88." *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), pp. 327 - 68.

21. Wood, Adrian, 1991. "Global Trends in Real Exchange Rates, 1960 - 1984." *World Development*, 19(4), pp. 317 - 32.

22. 高海红:《实际汇率与经济增长:运用边界检验方法检验巴拉萨 - 萨缪尔森假说》,载《世界经济》,2003(7)。

23. 杨长江:《人民币实际汇率长期调整趋势研究》,上海,上海财经大学出版社,2002。

(作者单位:中国人民大学财政金融学院 北京 100872)
(责任编辑:W)