

可转债的信号发送功能： 中国市场的例子

杨如彦 孟 辉 徐 峰*

摘 要 本文运用中国市场数据，研究了可转债作为内部人信号发送工具的潜在机理，部分解释了发行转债的信息对股价短期变动的影响方向，同时解释了成熟市场和中國等新兴市场的外部投资人在处理转债发行信息方面所具有的差异。

关键词 信号发送机制，可转换债券，国别比较

可转债的特别之处，在于转债品种的持有人可能在未来成为公司新增股东。因为股本未来可能会增加，所以发行可转债时公司已有的股东对发行行为的看法，往往影响发行公告期间股价的走势。这是传统文献注重发行可转债的信息对上市公司股价影响的主要原因。Dann and Mikkelson (1984) 研究了美国市场 1970 年至 1979 年间发行可转债的公司，发现发行可转债的信息公告之后，这些公司的股价通常都会有明显的负的超额收益；与之相反，同一时期宣布发行普通债券的公司，其股价变化则不明显。Abhyankar and Dunning (1999) 对英国市场 1986 年至 1996 年三种不同类型的可转换证券（可转换债券、可转换优先股、可转换资本证券（convertible capital bonds））发行的市场效果进行了分析¹，结果表明，三种可转换证券的发行信息，都对股价有明显的负影响。但是可转换债券和可转换优先股的平均影响水平是前述研究美国公司时所得结果的一半左右；可转换资本债券的发行信息则对股东价值的负面影响最大。

Mikkelson and Partch (1986) 对美国市场可转债发行导致股价下跌的主要原因进行了分析，他们认为这是由于经理人员和外部股东信息不对称，内部人员拥有更多的信息，投资人敏感地意识到，只有在公司股价被高估的情况下，经理人员才有动机进行股权融资。同样的结论也出现在 Myers and Majluf (1984) 的研究中。另一个证明由 Fields and Mais (1991) 提出，在对美

* 杨如彦，中国科学院研究生院；孟辉，中国人民银行金融稳定局；徐峰，中国再保险资产管理有限公司。
通讯作者及地址：杨如彦，北京海淀区中关村东路 80 号中国科学院研究生院管理学院，100102；电话：13501147191；E-mail: yangruyan@gscas.ac.cn。本研究受到国家自然科学基金项目(70473085)资助。

¹ 可转换资本债券是集团公司下属的子公司发行的证券，可以转换为母公司的普通股股票。与可转换债券不同的是，它强迫投资者将债券转换为股票，之前并没有任何的赎回和转换行为。

国可转换证券私募发行的研究,他们发现股票价格平均有 1.8% 的正的收益,他们因而认为,这一结果的出现,可能是因为私募发行时信息不对称的问题较少的缘故。

如果信息不对称的确导致了可转债的发行引起标的股价下跌,则我们可以预料,那些内部人控制严重的国家,其可转债发行可以引起更大幅度的标的股价下跌。但在一些涉及较小市场、内部控制严重的公司研究中,得出的结论却正好相反。Greiner, Kalay and Kato (2000) 对 1982 年至 1992 年间的 1357 种日本的可转换债券进行了研究,发现在宣布发行可转债之后,公司股价会有不显著的的正的反应,有时甚至会有显著的的正的反应。在荷兰市场,Moerland (1995) 选择了 1976 年至 1996 年的 47 家发行可转换债券的样本公司,发现宣布发行可转换债券后,股价会有正的、但不显著的反应,平均异常收益率为 0.23%。这个结果与日本市场相符,与美国市场相反。可见,信息在内部人和外部人之间的分配状态,并不能完全解释可转债发行信息发布后的市场效果。

尽管存在这个矛盾,利用信息分布状态解释转债发行对市场价格影响的思路抓住了一个实质,就是外部股权人会吧可转债的发行看做内部人向市场传递的一个可信信号:给定投资人具有“如果发行可转债,说明内部人认为当前股价存在高估”的信念,发行可转债的信息公告后,股价下跌可以看做是外部人利用这一信号对当前股价的一个修正。但在内部人控制较为严重的国家,控制人可以通过暴露公司基本面信息,向外部股权人传递一个信号,说明公司未来收益变动会有一个更大的方差,更大的方差,对投资人来讲意味着更大的贴水,这会引导外部股权人中那些偏好风险的投资者对股价持有乐观预期。本文的任务就是用实证技术,检验中国可转债市场存在的上述信号发送机制。

在接下来的内容中,第一部分研究中国可转债发行信息公告后的市场效果,检验传统理论研究的结论;第二部分借鉴已有的可转债股性指标,检验中国市场可转债发行信息与股价反应之间的相关关系。第三部分就本文研究的结论提出在中国市场运用的建议。

一、中国市场可转债发行信息公告后的 市场效果:事件研究

为了研究可转债发行这一信息与标的股票价格反应之间的关系,我们采用事件研究方法,选取截至 2004 年底已发行上市的 31 家可转债公司作为研

究样本，以该公司发布可转债发行公告的当天为临界点²，向前向后各 15 天为研究股价异常变化的窗口，即 31 家公司均以 $(-15, 15)$ 为共同的时间窗口，同样我们还研究了 $(-7, 7)$ ， $(-5, 5)$ ， $(-1, 1)$ 这三个时间窗口，希望通过观察四个时间窗口标的股票的异常收益率和累积异常收益率，来判断市场对于发行可转债这一信息的反映。

估计期：为期 250 天，取事件日前 280 至前 31 个交易日，我们根据这 250 天的交易数据来估计 31 个公司正常的期望收益率。

事件期：共 31 个交易日，由事件日前后各 15 个交易日组成，以此鉴定发布转债公告事件对股价的影响。

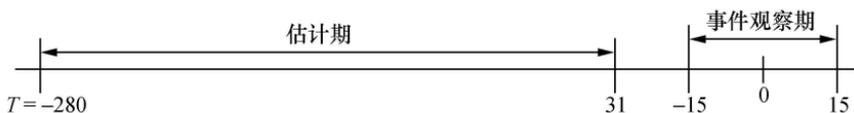


图 1 本次事件研究的时期划分

相对天数：以公告日为第 0 日，以 $-T$ 代表公告日前第 T 个交易日，以 T 代表公告日后第 T 个交易日。

事件窗口：本研究的事件窗口以 $(-15, 15)$ ， $(-7, 7)$ ， $(-5, 5)$ ， $(-1, 1)$ 四个窗口为研究范围。

首先对样本公司可转债发行方案公告前 1 年的股票收益率数据与市场组合（上证综合指数）的收益率数据进行回归分析。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{mt} + \varepsilon_{it},$$

其中： R_{it} 和 R_{mt} 分别是证券 i 和市场证券投资组合在 t 期的收益， ε_{it} 是零均值的扰动项， α_i ， β_i 和 $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ 都是市场模型的参数， R_{it} ， R_{mt} 可用下面的公式来计算：

$$R_{it} = \ln(P_{it}/P_{i(t-1)}),$$

² 此处未采用股东大会通过的发行预案公告作为临界日，是我们考虑国情特色的结果。核准制过强的审批特性对投资者来讲，意味着管制部门的实际批准才是重要的、有效的信息，公司的预案（股东大会的决议）只是一个意向；另一方面，国内一股独大的问题也使得股东大会修改议案的成本很低，股东大会发行可转债的议案经常性地被修改。这样两个现象是市场的共同知识，合并起来，对于投资者来讲，重要的是管制部门实际批准后的核准/审批发行信息，而不是股东大会的发行预案信息。由于我们设计的逻辑是，信息影响投资者预期，预期反映在股价上；这个逻辑要求我们选择的临界点，必须是实际对投资者发生作用的信息。

实践中，国内上市公司发布可转债发行预案（股东大会决议），其后未经核准，因而预案流产的比例很高。比如，2002 年在股市低迷开端，公告可转债发行预案的公司达到 43 家，实际仅发行 5 家；2003 年全年公告可转债发行预案的公司达到 91 家，实际发行 16 家；2004 年公告发行转债的上市公司 31 家，实际发行 12 家；到了 2005 年，公告发行预案的有 6 家，只有招商地产和韶钢松山获准，因股改未实施。由此可见，公告预案的信息价值十分有限。更重要的是，这一点是国内市场的共识，也是影响预期的那个有效信息。

与之对应，传统文献对美国市场的观察，是建立在注册制的基础上，预案公告日和发行日之间距离较小，但实际被执行的注册制意味着公告预案流产的可能较小，因而这个信息可以有效影响市场预期。这一点与国内的情形有显著不同。

$$R_{mt} = \ln(P_{mt}/P_{m(t-1)}),$$

其中: P_{it} , $P_{i(t-1)}$ 分别是该上市公司第 t 日和第 $(t-1)$ 日的股票收盘价, P_{mt} , $P_{m(t-1)}$ 分别是上证指数第 t 日和第 $(t-1)$ 日的指数收盘价。

根据估计出的样本公司 β_i 值, 我们计算在公告前后事件窗口内, 样本公司每天在未发生事件情况下的“正常收益” $\hat{R}_{it} = \alpha_i + \beta_i \cdot R_{mt}$, 并由此计算事件窗口内的样本公司股票的异常收益率 AR_{it} :

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{R}_{it}.$$

对时间窗口内的每个交易日样本公司的异常收益的累加, 可以得到市场累积异常收益率 CAR。

$$CAR_t = \sum_{i=1}^t AR_{it}.$$

以 $(-15, 15)$ 的时间窗口为例, 计算中国已经发行的 31 只可转债品种每一天的异常收益率 AR 与累积异常收益率 CAR 及它们对应的 T 值, 统计结果如表 1 所示³:

表 1 中国市场 31 只转债的 CAR(15,15)值

天数	AR	T 值	P 值	CAR	T 值	P 值
-15	-0.05%	-0.225	0.82	-0.05%	-0.225	0.82
-14	0.22%	1.063	0.30	0.17%	0.543	0.59
-13	0.16%	0.536	0.60	0.33%	0.649	0.52
-12	-0.03%	-0.195	0.85	0.30%	0.572	0.57
-11	0.14%	0.608	0.55	0.44%	0.826	0.42
-10	0.40%	1.390	0.17	0.85%	1.258	0.22
-9	-0.39%	-1.514	0.14	0.46%	0.673	0.51
-8	-0.08%	-0.460	0.65	0.37%	0.598	0.55
-7	0.07%	0.243	0.81	0.44%	0.624	0.54
-6	-0.22%	-0.819	0.42	0.21%	0.279	0.780
-5	-0.02%	-0.084	0.93	0.20%	0.231	0.82
-4	0.31%	1.248	0.22	0.50%	0.535	0.60

³ 总体样本在某个时点上的“平均异常收益”, 表示为: $AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it}$, N 为样本公司的数目。总体

样本在窗口期的“平均累积异常收益”, 表示为: $CAAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_{it}$, N 为样本公司的数目。

对于平均异常收益(AAR_t)的统计检验为

$$H_0: AAR_t = 0; H_1: AAR_t \neq 0, T(AAR) = \frac{AAR_t}{S/\sqrt{N}}, S \text{ 为样本的标准差。对于平均累积异常收益}$$

($CAAR_t$)的统计检验为

$$H_0: CAAR_t = 0; H_1: CAAR_t \neq 0, T(CAAR) = \frac{CAAR_t}{S/\sqrt{N}}, S \text{ 为样本的标准差。}$$

通过上述 T 检验, 判断 AAR 和 $CAAR$ 是否显著不为零。

(续表)

天数	AR	T 值	P 值	CAR	T 值	P 值
-3	0.27%	1.111	0.28	0.77%	0.750	0.46
-2	-0.21%	-1.232	0.23	0.55%	0.532	0.60
-1	-0.19%	-0.849	0.40	0.37%	0.368	0.72
0	-0.74%	-1.352	0.19	-0.38%	-0.378	0.71
1	0.43%	2.226	0.03	0.05%	0.053	0.96
2	0.18%	0.715	0.48	0.23%	0.210	0.84
3	-0.33%	-0.954	0.35	-0.10%	-0.104	0.92
4	-0.25%	-0.882	0.38	-0.35%	-0.337	0.74
5	0.49%	1.215	0.23	0.14%	0.156	0.88
6	-0.27%	-1.116	0.27	-0.12%	-0.127	0.90
7	0.29%	1.133	0.27	0.17%	0.163	0.87
8	0.19%	0.634	0.53	0.36%	0.313	0.76
9	0.21%	0.554	0.58	0.57%	0.451	0.66
10	-0.38%	-2.018	0.05	0.19%	0.157	0.88
11	-0.14%	-0.693	0.49	0.06%	0.045	0.96
12	-0.19%	-0.931	0.36	-0.13%	-0.108	0.91
13	0.52%	1.524	0.14	0.39%	0.318	0.75
14	-0.04%	-0.197	0.85	0.35%	0.280	0.78
15	0.38%	1.346	0.19	0.73%	0.552	0.58

同理可得各个时间窗口的 CAR 值，如表 2 所示。

表 2 各个不同时间窗口的 CAR 值

时间窗口	CAR	T 值	P 值
(-15,15)	0.73%	0.55	0.58
(-7,7)	-0.19%	-0.20	0.84
(-5,5)	0.08%	0.10	0.92
(-1,1)	-0.50%	-0.80	0.43

表 2 中四个时间窗口内的累积超额收益率均无法通过显著性检验。这存在两种可能，一个可能是发行可转债的信息对市场影响不大，所以市场累积异常收益率统计意义上为零；另外一个可能，是尽管发行可转债的信息对市场有影响，影响的方向正好相反，有些为正向反应，有些为负向反应，导致信息对股价的净影响并不明显。如果后者为真，则说明国内可转债品种并没有对外部股权人形成一个稳定的影响，特定品种的具体表现会以个案方式影响超额异常收益。

二、可转债的类型区分：CAR 与可转债类型指标的相关关系

为了辨别被市场整体反应所掩盖的可转债发行信息，需要按照对可转债

品种作出类型区分,观察不同类型的可转债,其发行公告信息是否对CAR具有稳定的影响。我们定义,那些更能激发转债持有人转股积极性的转债品种为“股性”转债;反之就是“债性”转债。注意到可转债持有人既可能由于公司基本面状况来积极转股,也可以由于转债条款的设计,被促使转股,因而这种类型划分包含了作为内部人的控制权人发送何种信号的有关信息。

理论上,一个特定的可转债品种只有在没有附加期权,且其标的股票不存在股利支付可能情形下,才可以被分解为普通意义上的债券(债性部分)和购买股票的权证(股性部分)两部分。如果可转债具有赎回和回售条款,则不能用这种标准化工具进行分解(Ingersoll, 1977; Casson, 1998)。由于把特定可转债品种分解为股权证和标准债权的做法存在很多困难,因而在实证研究中,研究人员更多地采用“转换概率”(probability of conversion)指标,对可转债的股性特征和债性特征进行定性分类,即通过观察转换概率指标,研究人员可以大致描述一种转债品种更像是一个股权品种,还是更像是一个债券品种。已有文献中,表征转换概率的指标主要有三个,见表3的总结。

表3 文献中用于表征可转债股权特征的指标

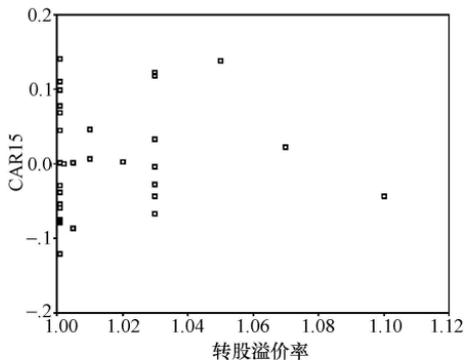
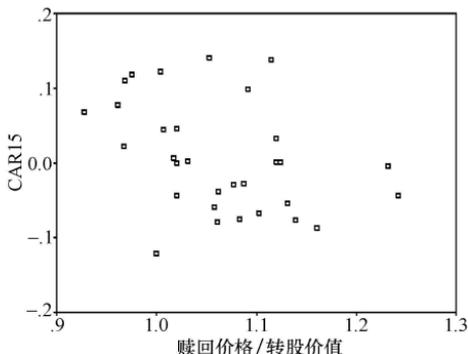
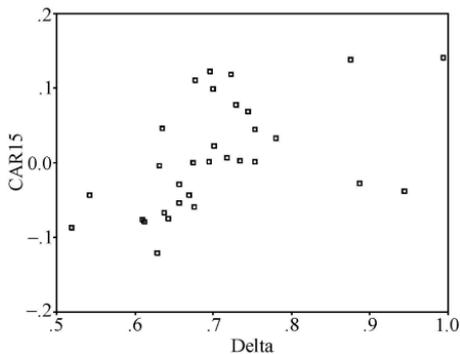
作者	表征转换概率的指标	说明
Beatty and Johnson(1985)	赎回价格/转换价值	度量对于可赎回债券被强制转换的可能,指标越低,强制转换的可能性越大,股性越强
Kuhlman and Radeliffe(1992)	转换价格/股票价格	度量公司管理层在发行后推动债券持有人转股的可能性,指标越低,转换的可能性越大,股性越强
Burlacu(2000)	$\Delta = e^{-\delta T} N \left\{ \frac{\ln(P/CP) + (r - \delta + \sigma^2/2)T}{\sigma T^{1/2}} \right\}$	P 是股价, CP 是转换价格, r 是无风险利率, δ 为连续复合股利率, σ 是股票收益率的标准差, T 是到期期限, $N(\cdot)$ 为标准正态分布的累积概率分布函数

资料来源:作者根据相关资料整理。

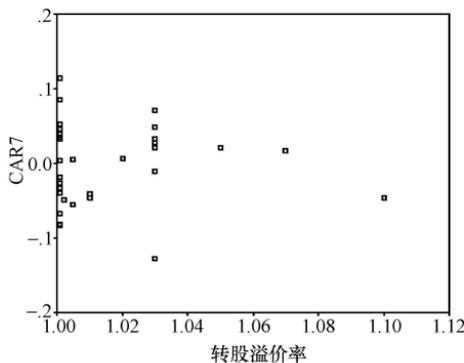
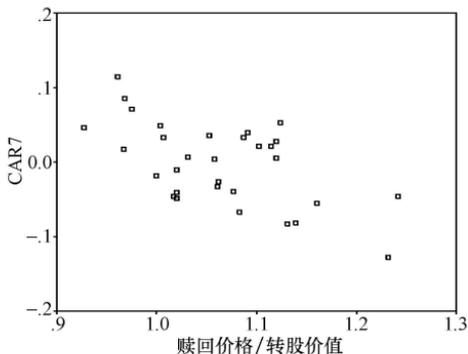
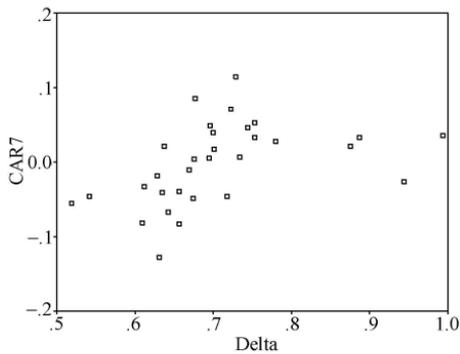
用Delta(Δ)指标度量可转债股性的方法由Burlacu(2000)提出,他认为可转债可以看做是一个标准的债券加上一个欧式期权性质的认股权证,可转债的Delta(Δ)等于其隐含的认股权证的Delta(Δ),这样,在Black-Scholes假设下,该指标就代表了可转债价值对其标的普通股价格的敏感性,这个值越大,意味着可转债对标的股票的敏感度越高,股性也就越强。

(一) 可转债类型区分后的市场效果

为了辨别被市场整体反应所掩盖的可转债发行的某些信息,我们按照传统文献的做法,以上述三种股性指标为标准,研究市场累积超额收益率与股性指标的潜在关系。图2列出了(-15, 15), (-7, 7)两个时间窗口内二者的散点图,从中可以直观地获得三个股性指标与CAR之间的关系。



CAR15与备选股性指标散点图



CAR7与备选股性指标散点图

图 2 备选股性指标与 CAR 之间关系的散点图

简单地观察，CAR15、CAR7 与 Delta 指标存在某种正向关系，而与赎回

价格/转股价值存在某种负向关系,两个关系都表明股性指标越强,CAR越高;初始溢价率指标与CAR之间的关系则无法判断。

我们选取了Spearman等级相关系数(该方法比Pearson直接相关系数更能反映两变量之间的非线性趋势)进一步对两个股性指标与CAR值的相关关系进行数量检验,结果如表4所示。

表4 CAR15、CAR7与Delta、赎回价格/转股价值指标之间的相关关系

		CAR15	CAR7	Delta	赎回价格/转股价值
CAR15	相关系数	1.000	0.695	0.695	-0.667
	P值	—	0.000	0.000	0.000
CAR7	相关系数	0.695	1.000	0.648	-0.538
	P值	0.000	—	0.000	0.002
Delta	相关系数	0.667	0.648	1.000	-0.463
	P值	0.000	0.000	—	0.009
赎回价格/转股价值	相关系数	-0.695	-0.538	-0.463	1.000
	P值	0.000	0.002	0.009	—

表4显示出两个指标与CAR15、CAR7具有明显的相关关系。进一步的问题是,赎回价格/转股价值这一指标和Delta指标分别承载了公司的哪些信息?给定转股价值、赎回价格由发行人确定,这一股性指标应该更多地表现了发行人引导外部投资人预期的意向;另一方面,Delta指标中包含的内容不仅有条款信息,还有可转债标的股价 P ,以及公司股价长期的波动率等反映公司历史综合信息的内容,信息的内容更加广泛。从上图直观地观察,该指标在 $(-15, 15)$ 和 $(-7, 7)$ 的时间周期内,相关系数更高,所以我们选取Delta指标作为可转债的股性指标,并借助这个指标来解释样本公司在时间窗口内CAR值整体为零的现象。

(二) 股性组和债性组内CAR的变化趋势

由于Delta值介于0和1之间,我们参考Burlacu(2000)提出的三等分法,选择 $\text{Delta}=0.667$ 来划分中国市场31只可转债样本的股性组和债性组,凡是Delta指标大于0.667的,都归入股性组,反之则归入债性组。样本分别情况如下表,其中股性组有20个样本,债性组有11个样本。

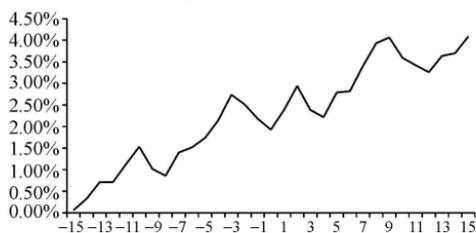
股性组	债性组
丝绸股份、华电能源、铜都铜业、国电电力、丰原生化、创业环保、首钢股份、万科2、邯郸钢铁、晨鸣纸业、民生银行、山东海化、歌华有线、金牛能源、南京水运、招商银行、雅戈尔、南山实业、江苏阳光、江淮汽车	华侨城、燕京啤酒、华菱管线、华西村、云天化、西宁特钢、复星实业、桂冠电力、营口港、山鹰纸业、钢联股份

按照上述分组,在每个组内部,分别计算不同时间窗口的CAR值,并检验该收益率与其Delta之间关系的显著性,以 $(-15, 15)$ 为例,CAR15的变化情况如下面的表5和图3所示。

表 5 CAR15 的变化趋势及其与 Delta 之间的相关关系

天数	股性组			债性组		
	AR	CAR15	P 值	AR	CAR15	P 值
-15	0.06%	0.06%	0.83	-0.24%	-0.24%	0.50
-14	0.27%	0.33%	0.39	0.13%	-0.11%	0.86
-13	0.39%	0.71%	0.27	-0.25%	-0.36%	0.68
-12	0.00%	0.71%	0.27	-0.09%	-0.45%	0.65
-11	0.42%	1.13%	0.11	-0.36%	-0.81%	0.33
-10	0.40%	1.53%	0.05	0.41%	-0.40%	0.76
-9	-0.52%	1.02%	0.14	-0.16%	-0.56%	0.71
-8	-0.16%	0.86%	0.19	0.05%	-0.51%	0.71
-7	0.54%	1.40%	0.09	-0.79%	-1.31%	0.32
-6	0.12%	1.52%	0.13	-0.85%	-2.15%	0.06
-5	0.22%	1.74%	0.10	-0.46%	-2.61%	0.05
-4	0.41%	2.14%	0.07	0.13%	-2.48%	0.09
-3	0.59%	2.74%	0.03	-0.33%	-2.82%	0.07
-2	-0.22%	2.52%	0.05	-0.20%	-3.01%	0.06
-1	-0.34%	2.18%	0.07	0.08%	-2.93%	0.08
0	-0.25%	1.93%	0.13	-1.63%	-4.56%	0.00
1	0.46%	2.38%	0.08	0.38%	-4.18%	0.00
2	0.56%	2.94%	0.03	-0.52%	-4.70%	0.00
3	-0.56%	2.39%	0.05	0.07%	-4.63%	0.00
4	-0.17%	2.22%	0.07	-0.38%	-5.01%	0.00
5	0.57%	2.79%	0.01	0.35%	-4.67%	0.00
6	0.03%	2.82%	0.01	-0.80%	-5.47%	0.00
7	0.59%	3.40%	0.00	-0.24%	-5.71%	0.00
8	0.53%	3.93%	0.00	-0.43%	-6.14%	0.00
9	0.13%	4.06%	0.01	0.36%	-5.78%	0.00
10	-0.47%	3.59%	0.01	-0.21%	-5.99%	0.00
11	-0.17%	3.42%	0.02	-0.07%	-6.06%	0.00
12	-0.16%	3.26%	0.02	-0.24%	-6.30%	0.00
13	0.38%	3.64%	0.01	0.78%	-5.52%	0.00
14	0.06%	3.70%	0.01	-0.22%	-5.75%	0.00
15	0.39%	4.09%	0.01	0.37%	-5.37%	0.00

股性组累积异常收益趋势图



债性组累积异常收益趋势图

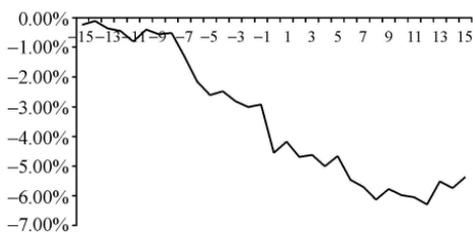


图 3 股性组和债性组超额收益率变化趋势

在 CAR15 的变动趋势中, 信息公告前 15 日之后, 股性组的 CAR 持续上升, 债性组的 CAR 持续下降, 说明可转债的发行信息, 股性组和债性组分别给投资人带来了稳定的、方向相反的影响。各个时间窗口的最终结果如表 6 所示。

表 6 各个时间窗口的累积超额收益率及其与 Delta 指标之间的相关性

时间窗口	股性组		债性组	
	CAR	P 值	CAR	P 值
(-15, 15)	4.09%	0.01	-5.37%	0.00
(-7, 7)	2.55%	0.01	-5.19%	0.00
(-5, 5)	1.20%	0.01	-2.51%	0.04
(-1, 1)	-0.13%	0.85	-1.17%	0.36

经过分组之后, 股性组在 (-15, 15) 的 CAR 为 4.09%, (-7, 7) 的 CAR 为 2.55%, (-5, 5) 的 CAR 为 1.20%。这些统计结果均可以通过 1% 的显著性检验; 而债性组在 (-15, 15) 的 CAR 为 -5.37%, (-7, 7) 的 CAR 为 -5.19%, (-5, 5) 的 CAR 为 -2.51%。这些统计结果也均可以通过 1% 的显著性检验。这个结果一方面进一步验证了本文前面提出的国内可转债发行公告信息对市场的影响正反互见, 导致了该信息对 CAR 值净影响为零的假设; 另一方面, 说明从上述多个时间窗来观察, 股性组和债性组转债的发行都对市场产生稳定的、方向相反的影响。

实证结论与同类研究在日本、德国等具有集中持股特征的国家比较接近。即以 Delta 为标准, 显示出更强股性的可转债, 外部股东越是看好标的股权, 市场对这类股票价格的反应反而越积极。但同时要注意到, 以 Delta 指标为标准划分出的股性组, 既可能是由于条款上设置的转股价值过低, 使得投资享受的转股溢价较高导致股性较高, 也有可能是由于给定公司已有的实际赢利能力高, 现有股价是市场对其股权价值的一个低估所导致的股性较高。为了识别出 Delta 指标在多大程度上反映了公司基本面, 在多大程度上反映了公司发行人的信号发送意向, 需要作进一步的处理。

三、Delta 指标中的基本面信息和条款信息: 信号发送机制

以 Delta 为标准划分出的股性组和债性组的可转债, 其发行对股价的影响具有稳定的效果, 但由于 Delta 指标本身是一个综合指标, 所以接下来的任务, 是发掘不同组别中条款因素和基本面因素各自对 CAR 贡献的大小。

为了分析的方便，我们首先需要对条款指标和基本面指标做出一些规范的设定，如表 7 所示。

表 7 条款因素和基本面因素的分类识别

指标类别	细化指标类别	具体指标	假设及说明
可转债条款指标		赎回价格/转股价值	以条款设定为准
		初始溢价率	以条款设定为准
		发行当日溢价率	以条款确定的转股价与发行前一天的股价为基准计算
		票面利息	以公司发行公告为准，对于利率递增的，取平均值
		股权稀释因子(流通股)	假设可转债全部转股后股份数占公司现有流通股数的比例
发行可转债公司基本面指标	成长性指标	主营业务收入增长率(%)	以公司发行前三年平均值计算
		净资产增长率(%)	
		EBIT 增长率(%)	
	资产营运指标	应收账款周转率	以公司发行前三年平均值计算，资产运营效率越高，市场反应积极
		存货周转率	
		总资产周转率	
	收益率指标	每股收益	以公司发行前三年平均值计算
		净资产收益率	
		资产收益率	
		主营利润率	
	偿债能力指标	利息支付倍数	以公司发行前一年为准
		短期借款变化	
		长期借款变化	
		资产负债率	
		经营性现金流/流动性负债(%)	以公司发行前一年为准，度量公司的短期偿债能力
现金流指标	经营性现金流/主营业务收入	以公司发行前一年为准，度量公司的经营情况	
	投资性现金流/主营业务收入	以公司发行前一年为准	
	每股经营性现金流	以公司发行前一年为准，度量公司的收益性	

接着在以 Delta 为标准划分的股性组和债性组内部，分别统计各组相关指标的具体数值，如表 8 所示。

表8 条款因素和基本面因素的统计结果

具体指标	平均值		中值		最小值		最大值	
	股性组	债性组	股性组	债性组	股性组	债性组	股性组	债性组
Delta 指标*	0.756	0.615	0.726	0.631	0.669	0.519	0.994	0.656
赎回价格/转股价值*	1.036	1.114	1.025	1.103	0.927	1	1.123	1.242
初始溢价率	1.0158	1.016455	1.0035	1.001	1.001	1.001	1.07	1.1
发行当日溢价率**	-0.00145	0.083869	0.002299	0.070657	-0.1105	0.001629	0.077301	0.217241
票面利率	0.01782	0.018987	0.0181	0.019	0.009	0.012	0.022975	0.0228
股权稀释因子**	0.573815	0.637279	0.564967	0.573502	0.179453	0.353099	0.992063	1.113173
主营业务收入增长率(%)	26.55817	27.48545	19.11333	26.41	-25.52	0.646667	83.22333	58.15
净资产增长率(%)***	47.01933	30.14485	23.81167	21.77	1.353333	-5.78667	199.8533	92.49333
EBIT 增长率(%)***	0.268394	0.189048	0.182369	0.146961	-0.04038	-0.08552	0.769462	0.665701
应收账款周转率	50.173	28.03273	11.32	16.52	0	3.02	683.23	106.25
存货周转率	12.33	16.26909	8.28	7.06	0	1.34	56.37	68.2
总资产周转率	0.628	0.609091	0.545	0.48	0	0.18	2.52	1.19
每股收益***	0.4055	0.379818	0.358	0.386	0.169	0.157	0.9	0.604
净资产收益率***	11.3675	11.14273	11.475	10.44	6.56	5.42	18.54	22.74
资产收益率	5.413	6.16	5.44	6.32	0.36	3.02	10.04	11.59
主营业务利润率	25.9615	27.20364	23.67	26.36	10.39	11.91	74.01	55.81
利息支付倍数***	-33.4985	38.64727	8.785	8.64	-1036.8	3.57	123.17	243.38
短期借款变化***	4.02E+08	1.09E+08	56495000	91780000	-9.2E+07	-2.7E+08	3.83E+09	5.7E+08
长期借款变化***	1.28E+08	74030473	0	10297138	-6.8E+08	-5.5E+08	3.03E+09	1.23E+09
资产负债率	46.306	40.53545	48.025	44.54	8.79	12.7	97.56	58.99
经营性现金流/流动性负债***	0.45772	0.353926	0.295027	0.343369	-0.20929	0.071064	1.732863	0.727868
经营性现金流/主营业务收入**	0.560175	0.221796	0.301826	0.150036	-0.23172	0.048041	5.046644	0.632124
投资性现金流/主营业务收入	-0.32489	-0.38543	-0.21609	-0.16197	-1.24883	-1.45824	0.024757	-0.12712
每股经营性现金流***	1.57173	0.674936	0.825935	0.473313	-0.65023	0.199194	14.07375	2.461662

注:*, **, *** 分别代表 1%, 5% 和 10% 的显著水平。

从表 8 可以看出,在不同组别中,条款信息和基本面信息所包含的因素,其统计指标的确存在一定差异,表明 Delta 指标划分出的组别之间,蕴含着不同的市场可以识别的信息。

一般而言,基本面指标由于强制性信息披露的原因,在可转债发行公告中能够得到强化。表 8 中,成长性指标方面,两个组别之间净资产增长率指标和 EBIT 增长率指标差异显著,而且股性组的成长性指标普遍大于债性组;收益性指标方面,每股收益、净资产收益率指标组别间差别显著,且股性组的平均指标大于债性组。整体而言,股性组的历史收益高于债性组,这能够证明发行公司具有足够的管理技能,确保外部股东拥有收益机会。同时,当市场对该公司具有较好预期时,发行公司外部股东会把可转债看做公司内部人让潜在转债持有人暂缓分享成长性收益的一个过渡工具,这进一步说明,内部人认为当前股价被低估,从而促成了市场对其正向的反应。

一个不容易解释的现象是，为何高财务风险的上市公司发行可转债，反而促成了市场对该信息的正向反应？表 14 中的偿债能力指标方面，股性组相关指标普遍弱于债性组，无论是利息偿付倍数还是负债率，债性组公司都强于股性组公司，特别是短期借款变化和长期借款变化指标反映出该组别公司整体面临的财务风险。进一步分析，可以看到股性组的经营性现金流/流动负债指标显著地高于债性组的指标，这意味着公司的偿债能力弱并不是因为经营能力存在问题，而是由于财务结构问题所导致的。通过发行股性强的可转债，可以降低公司的财务风险。现金流指标从另一方面反映了公司的基本经营情况，经营性现金流/主营业务收入指标度量了每 1 元主营业务收入可以带来的回流净现金流，从指标表现看，股性组显著地高于债性组，同时从每股经营性现金流指标来看，股权组的指标也高于债性组，这说明，尽管可能存在财务结构问题，但股性组公司经营状况是稳定的。

另外，在股性组中的上市公司指标中，短期借款和长期借款稳定增加，这反映出银行作为另一个掌握公司内部信息的主体，对上市公司素质的认可；从而向投资人传递了一个债权可以得到保障的好的信号。

从条款因素指标来看，股性组在赎回价格/转股价值，发行当日溢价率以及股权稀释因子上存在显著差异，结合上面的分析，股性转债更受市场欢迎的结果表明内部人设置的条款的确对投资人产生了稳定的影响。

（一）影响 CAR 诸信息含量的剥离分析

为了进一步说明哪些基本面因素和条款因素对可转债的“股性”（从而对 CAR）做出了突出贡献，我们利用主成分分析和因子分析的方法将众多公司基本面指标“浓缩”成几个主成分因子，然后检验这些主成分因子和条款因子与标的股票超额收益率之间的相关关系。步骤如下：

步骤一 对上市公司基本面指标进行主成分分析

首先我们对这 18 个基本面指标采用 Bartlett 球度检验，以判断样本数据是否符合因子分析的前提条件。它的零假设为：相关系数矩阵是一个单位阵。我们通过计算该检验的统计量发现该值较大，且其对应的相伴概率值小于显著性水平，从而拒绝原假设。检验结果告诉我们这 18 个基本指标比较适合作因子分析。

由于各类指标包含了较多的细化指标，为了对这些指标包含的信息进行提炼和归纳，我们对上述 18 个反映公司基本面的财务指标作主成分分析，得出的结果如表 9 所示。

表9 基本面因素的主成分分析

主成分因子	特征根	方差贡献率(%)	累积方差贡献率(%)
1	4.633	25.737	25.737
2	3.390	18.835	44.572
3	2.444	13.576	58.148
4	2.250	12.502	70.651
5	1.371	7.618	78.268
6	1.143	6.352	84.621
7	0.641	3.560	88.180
8	0.514	2.858	91.038
9	0.410	2.278	93.316
10	0.370	2.054	95.370
11	0.272	1.512	96.882
12	0.187	1.037	97.919
13	0.106	0.586	98.505
14	0.095	0.526	99.031
15	0.082	0.458	99.488
16	0.053	0.297	99.785
17	0.033	0.186	99.971
18	0.005	0.029	100.000

表9中,前六个因素能够解释总体方差的84.621%,基本能够将原有信息保留下来,所以我们选取前六个因子作为整个信息含量的代表。然后利用因子分析的方差最大化正交旋转(Varimax)矩阵法,得到表10,用于对每个因子的含义进行界定。

表10 旋转后因子载荷矩阵

	因子1	因子2	因子3	因子4	因子5	因子6
发行前主营业务收入增长率(%)	0.484	0.574	-0.255	0.389	-0.082	0.100
净资产增长率(%)	0.276	0.752	-0.103	0.166	0.010	0.919
EBIT 预期增长率	0.386	0.426	-0.140	0.645	-0.261	0.063
应收账款周转率(次)	-0.012	0.036	0.054	0.154	0.063	0.395
存货周转率(次)	-0.181	0.029	0.767	0.143	0.363	-0.095
总资产周转率(次)	-0.389	-0.056	-0.617	0.472	0.145	-0.133
主营利润率(%)	-0.106	-0.039	0.905	0.099	0.063	0.165
净资产收益率(%)	0.154	-0.037	0.325	0.859	-0.132	-0.034
资产报酬率	-0.458	-0.223	0.338	0.465	0.495	0.267
每股收益(发行前一年)	-0.023	0.052	-0.063	0.806	0.268	0.269
短期借款增加	-0.121	0.889	0.098	0.012	-0.295	-0.091
长期借款增加	-0.067	0.905	0.116	-0.078	0.046	-0.085
利息支付倍数(倍)	0.170	0.010	0.043	0.033	0.844	-0.163
负债率	0.589	0.186	-0.165	0.133	-0.586	-0.274
每股经营性现金流(%)	0.962	-0.011	-0.064	0.107	0.020	-0.001
经营性现金流/流动性负债(发行前一年)	-0.134	-0.164	0.246	0.007	0.694	0.350
经营性现金流/主营业务收入	0.968	-0.010	0.104	0.021	0.026	0.029
投资性现金流/主营业务收入	-0.409	-0.469	-0.623	-0.012	-0.196	0.211
因子定义	现金流 因子	债务变化 因子	经营效益 因子	股东收益 因子	偿债能力 因子	成长性 因子

分析上表可以发现，因子 F_1 中，CFPS 和经营性现金流/主营业务收入的因子载荷量分别为 0.962 和 0.968，所以我们定义 F_1 因子为现金流因子，同理，我们分别选取各因子中载荷量大于 0.8 的变量，分别定义相应的因子为财务风险因子、经营效益因子、股东收益因子、偿债能力因子和成长性因子。

步骤二 基于因子分析的系数矩阵计算发行公司六因子样本数据

定义了相关的主成分因子，并不能直接用于判断市场累积异常收益率与这些因子的具体关系，所以我们根据因子分析的系数矩阵，按照下面的公式，重新计算六因子的具体样本值。⁴

$$F_i = (F_i \text{ 因子各细分指标}) \times (F_i \text{ 因子分析系数列}).$$

表 11 因子分析系数矩阵

	现金流 因子	债务变化 因子	经营效益 因子	股东收益 因子	偿债能力 因子	成长性 因子
发行前主营业务收入增长率(%)	0.1	0.158	-0.119	0.1	0.059	0.042
净资产增长率(%)	0.043	0.256	-0.079	-0.047	0.062	0.667
EBIT 预期增长率	0.048	0.069	-0.028	0.246	-0.098	-0.001
应收账款周转率(次)	0.024	-0.004	0.01	-0.066	-0.097	0.275
存货周转率(次)	-0.05	0.022	0.273	0.076	0.076	-0.149
总资产周转率(次)	-0.145	0.021	-0.283	0.24	0.148	-0.2
主营利润率(%)	-0.031	-0.048	0.386	0.037	-0.158	0.097
净资产收益率(%)	-0.001	-0.11	0.175	0.398	-0.167	-0.126
资产报酬率	-0.116	-0.048	0.078	0.188	0.116	0.057
每股收益(发行前一年)	-0.022	-0.005	-0.067	0.308	0.095	0.052
短期借款增加	-0.14	0.318	0.056	-0.017	-0.099	-0.05
长期借款增加	-0.091	0.36	0.003	-0.081	0.11	-0.075
利息支付倍数(倍)	0.117	0.075	-0.127	-0.015	0.526	-0.232
负债率	0.125	-0.033	0.021	0.086	-0.224	-0.131
每股经营性现金流(%)	0.329	-0.083	-0.033	-0.002	0.093	0.018
经营性现金流/流动性负债(发行前一年)	0.034	0.003	-0.006	-0.063	0.295	0.171
经营性现金流/主营业务收入	0.337	-0.084	0.037	-0.044	0.069	0.052
投资性现金流/主营业务收入	-0.109	-0.143	-0.217	0.019	-0.116	0.181

有了因子得分之后，下面的分析就可以不必再针对原有变量，而是简化为对各因子得分变量的研究，以达到降维的目的。根据以上的公式，将 31 个样本公司对应的 18 个财务指标代入，我们可以得到 31 个发行公司的六因子样本数据，如表 12 所示。

⁴ $F_1 = \text{主营业务收入增长率} \times 0.1 + \text{净资产增长率} \times 0.043 + \text{EBIT 增长率} \times 0.048 + \text{应收账款周转率} \times 0.024 - \text{存货周转率} \times 0.05 - \text{总资产周转率} \times 0.145 - \text{主营利润率} \times 0.031 - \text{净资产收益率} \times 0.001 - \text{资产报酬率} \times 0.116 - \text{每股收益} \times 0.022 - \text{短期借款增加} \times 0.14 - \text{长期借款增加} \times 0.091 + \text{利息支付倍数} \times 0.117 + \text{资产负债率} \times 0.125 + \text{每股经营性现金流} \times 0.329 + \text{经营性现金流/流动性负债} \times 0.034 + \text{经营性现金流/主营业务收入} \times 0.337 - \text{投资性现金流/主营业务收入} \times 0.109$ ，同理可得其他几个因子的值。

表 12 经调整后的六因子样本数据

	现金流因子	债务变化因子	经营效益因子	股东收益因子	偿债能力因子	成长率因子
华侨城	-0.093	-0.194	1.674	2.604	-0.451	-0.548
丝绸	-0.263	-0.061	-0.841	-0.774	0.413	-0.059
铜都铜业	-0.036	-0.222	-0.895	-1.017	0.291	0.023
燕京啤酒	-0.512	-0.211	-0.543	-0.896	0.630	0.187
丰原生化	0.116	0.435	-0.415	-0.350	-0.300	-0.210
华菱管线	-0.529	0.686	-0.551	0.492	0.453	-0.530
华西村	-0.358	-0.158	-0.964	0.267	0.501	-0.306
首钢股份	-0.600	-0.947	-0.580	0.273	-0.002	-0.851
邯郸钢铁	-0.475	-0.173	-0.858	-0.816	0.361	-0.207
民生银行	4.849	-0.056	0.019	0.179	-0.122	-0.274
歌华有线	0.142	0.306	0.616	0.374	0.245	4.975
南京水运	-0.331	-0.577	0.696	0.537	1.558	0.283
云天化	-0.121	-0.535	0.515	-0.257	-0.018	-0.193
西宁特钢	-0.186	-0.560	-0.284	-0.875	-0.700	-0.546
雅戈尔	-0.039	-0.139	0.571	1.634	-0.528	-0.215
复星实业	-0.131	-0.120	-0.057	-0.137	-0.569	-0.060
江苏阳光	-0.445	-0.320	-0.142	-0.367	1.272	0.334
桂冠电力	0.036	0.170	2.605	-0.595	1.410	-1.051
营口港	-0.124	0.133	0.078	-0.968	0.079	0.483
江淮汽车	-0.574	0.504	-1.809	3.121	0.769	-0.211
山鹰纸业	0.214	0.394	-0.691	-0.881	-0.134	-0.286
华电能源	-0.205	-0.301	0.251	-1.001	0.847	0.251
国电电力	-0.166	4.977	0.456	-0.260	-0.026	-0.362
创业环保	-0.505	-0.725	3.017	-0.245	-0.151	-0.488
万科2	-1.173	-0.132	0.248	-0.282	-4.123	0.531
晨鸣纸业	0.008	-0.228	-0.170	0.849	-1.024	-0.507
山东海化	-0.014	0.105	-0.557	-0.698	-0.450	-0.688
金牛能源	-0.085	-0.504	0.139	-0.142	0.355	-0.069
钢联股份	0.177	-0.697	-0.906	0.976	0.352	0.361
招商银行	1.605	-0.253	-0.384	-0.279	-1.166	0.085
南山实业	-0.181	-0.597	-0.240	-0.465	0.229	0.151

步骤三 确定市场累计异常收益率与各因素的相关关系

我们将可转债发行公司的相关信息归纳为条款信息 (M_i) 和基本面信息 (主成分因子 F_i), 如表 13 所示。

表 13 浓缩后的基本面信息和条款信息

市场因素指标	基本面信息指标
M_1 : Delta 指标	F_1 : 现金流因子
M_2 : 赎回价格/转股价值	F_2 : 债务变化因子
M_3 : 初始溢价率	F_3 : 经营效益因子
M_4 : 发行当日溢价率	F_4 : 股东收益因子
M_5 : 票面利率	F_5 : 偿债能力因子
M_6 : 稀释因子(流通股)	F_6 : 成长性因子

通过建立这些信息指标与市场累积异常收益率的回归关系，可以确定超额累积收益率与可转债发行信息之间存在的数量关系，表示为：

$$CAR_{15} = \alpha + \sum_{i=1}^6 \beta_i F_i + \sum_{i=1}^6 \lambda_i M_i,$$

其中： α ， β_i ， λ_i 分别表示该回归方程的系数。

在代入相关数据前，为了保证各因子之间在量纲和量级方面的可比性，我们首先对各数据进行标准化处理，处理的方法为各样本数据减去该因子 31 个样本数据的均值后除以该样本的标准差。

将经过标准化处理的全部变量的样本数据进行多元线性回归，通过检查各变量的显著程度，采取逐步剔除变量的方法，寻找与市场累积异常收益率回归最显著的变量和方程。我们得出了如下的回归方程：

$$CAR_{15} = -0.55603M_4 + 0.300918M_3 \\ + 0.306982M_1 + 0.218876F_2 + 0.327597F_6,$$

其中： M_1 为 Delta 指标， M_3 为初始溢价率， M_4 为发行当日股价溢价率， F_6 为成长性因子， F_2 为债务变化因子，根据上面剔除因素的办法，我们可以获知，这五个指标对超额累积收益率具有稳定的显著的影响。

上述回归方程的相关指标如表 14 所示。

表 14 回归方程的相关指标

	系数	T 值	P 值
常数项	-4.9E-05	-0.00044	0.999656
Delta 指标	0.306982	2.424583	0.022887
债务变化因子	0.218876	1.84819	0.076439
成长性因子	0.327597	2.8493	0.008646
初始溢价率	0.300918	2.383211	0.025077
发行当日转股溢价率	-0.55603	-3.97783	0.000524
	$R^2 = 0.674131$	调整后的 $R^2 = 0.608957$	
	F 值 = 10.34358	P 值 = 1.83E-05 < 1%	

从上面的回归方程中我们可以看到，发行当日转股溢价率、初始溢价率等条款因素对市场累积异常收益率具有较大影响；基本面因素方面，债务变化因子、成长性因子对累积超额收益率贡献最大。

（二）基于信息含量分析的国别比较：信号发送机制的进一步描述

从 Delta (Δ) 值的计算公式中很容易看出，发行日转股溢价率越低，Delta 值越大，转债股性越强。但 Burlacu (2000) 提出的 Delta (Δ) 指标被用于解释法国市场发行的可转债股性特征时发现，Delta (Δ) 值越大，股性越强，市场的负向反应越强；而在中国市场上，前面的实证结果已经证明，

可转债的股性越强, 股价的正向反应越强。实际情况也的确如此, 表 14 表明, 国内市场上, 发行日转股溢价率越低 [从而 Δ 值越大], 转债发行对 CAR 所具有的正的贡献应该越大, 与美国市场的情形不一致。

发行日转股溢价透过 Δ 值对 CAR 的贡献方向与美国市场不一致, 其中包含的机制与中国目前的发行体制有关, 可转债发行条款中的溢价率在可转债核准前就已确定, 实际发行时间则取决于交易所的安排, 这就极可能导致发行时实际转股溢价率与条款设定的预期转股溢价率存在较大差距, 市场会对条款设置的溢价率进行相应调整, 实际转股溢价率越低, 可转债的股性越强, 市场的正向反应越明显。

这个机制还可以从表 14 中体现的初始转股溢价率对 CAR 具有正向贡献来得到说明。在这里, 初始转股溢价率被外部投资人理解为内部人向市场传递的信号 (signal), 外部股东可能认为, 初始转股溢价率越大, 说明可转债发行公司认为目前公司股价被低估的程度越大, 发行公司不愿意以较低的转股价发行可转债稀释股权, 所以外部人愿意推动股价上涨, 从而间接导致该指标与 CAR 呈正向关系。

发行人以初始溢价率调动外部股东推动股价上涨的积极性, 应该有一个较强的保证, 以便使较高的初始溢价率被投资人理解成内部人珍视股权, 这一点可以从公司良好的成长性上得以实现。在表 14 中, 成长性指标同超额收益率之间的确具有较强的正相关关系。说明成长性越好, 外部股东的确对公司的经营能力越有信心。另外, 对于成长性公司而言, 可转债融资较之于单纯的股票融资对投资者防止股权稀释的保护作用也相对较强, 所以市场对发行可转债的高成长性上市公司给予正面的反应。

另一个验证公司素质良好的因素来自债务变化因子, 表 14 说明该因素也与超额累积收益率具有正相关关系。鉴于公司债务的变化在国内主要由银行贷款变化导致, 发行公司债务的增加, 意味着银行作为专业信息识别机构对公司基本素质的认可, 外部投资人于是将这一因素理解为一个公司基本素质良好的又一信号, 促成了该因子与公司股价的同向变化。

四、研究结论

传统研究表明, 由于公司内部人与外部人关于公司未来成长性方面存在信息不对称, 发行可转债的信息经常会导致股价下跌, 但这一解释在日本等信息透明度较低的市场中遭遇了反面证据: 这些国家的市场信息不对称较美英等国家更加严重, 但可转债发行的信息, 却促使这些国家股价上涨。为了解释这一现象, 我们试图采用国内数据证明, 存在内部人控制的市场中, 可转债经常被外部股东看做内部人发送信号所使用的一个手段。

本文的实证结果表明, 与美国、英国等成熟市场不同, 股性越强的转债

发行信息，对股价能够产生更强的正向影响，反之，股性越弱的可转债发行信息，对股价产生更强的负向影响。在因子分析中，我们进一步发现，实际转股溢价率对股价的影响方向为负，这一点与美国市场相反，在中国，实际转股溢价率是在初始转股溢价率的基础上修正而来，当初始溢价率越高的时候，外部投资人认为公司内部人对股权的珍视程度越高，随着发行时间的到来，股价被逐步推高，导致实际转股溢价率下降，股价进一步上涨的时候，我们就看到了实际转股溢价率与超额收益率负相关的结果。

内部人正是利用初始转股溢价率来管理外部投资人的期望收益水平，为了使得市场对初始溢价率的理解不至于同内部人的理解出现矛盾，成长性指标和负债变化指标都被作为验证公司管理技能和资产素质良好的证据加以使用。二者的匹配，导致历史成长性越高、初始转股溢价率越低，超额收益率越大的现象出现。

本文的创新之处在于，运用实证技术描述转债这一融资工具的信号发送功能，同时对国外传统文献的研究结论进行了必要的修正。当然，尽管本文的分析对理解中国等具有网络股权特征的新兴市场，其可转债发行对股价的实际影响具有一定帮助，并且也能部分解释中国市场与其他国家市场的一些本质差异，但由于中国可转债规模有限，导致样本较小，是一个较大的缺陷；但由于我们拉长了研究的时间窗，希望能对这一缺憾有所补偿。

参考文献

- [1] Abhyankar, Abhay and Alison Dunning, "Wealth Effects of Convertible Bond and Convertible Preference Share Issues: An Empirical Analysis of the UK Market", *Journal of Banking and Finance*, 1999, 23(7), 1043—1065.
- [2] Beatty, R. and Johnson, B., "A Market Based Method of Classifying Convertible Securities", *Journal of Accounting Auditing Finance*, 1985, 8, 112—124.
- [3] Casson, Peter, "A Re-examination of the Case for Accounting Separately for the Debt and Equity Features of Convertible Debt", *Journal of Business Finance and Accounting*, 1998, 25(5/6), 595—612.
- [4] Spiess, D. Katherine and John Affleck-Graves, "The Long-run Performance of Stock Returns following Debt Offerings", *Journal of Financial Economics*, 1999, 54(1), 45—73.
- [5] Dann, Larry Y. and Wayne H. Mikkelson, "Convertible Debt Issuance, Capital Structure Change and Financing-related Information: Some New Evidence", *Journal of Financial Economics*, 1984, 13(2), 157—186.
- [6] Greiner, Daniel, Avner Kalay and Hideaki Kiyoshi Kato, "The Market for Callable-convertible Bonds: Evidence from Japan", *Pacific-Basin Finance Journal*, 2002, 10(1), 1—27.
- [7] Fields, L. Paige and Eric L. Mais, "The Valuation Effect of Private Placements of Convertible Debt", *Journal of Finance*, 1991, 46(5), 327—349.
- [8] Lee, Hei-Wai and James A. Gentry, "An Empirical Study of the Corporate Choice among Common Stock, Convertible Bonds and Straight Debt: A Cash Flow Interpretation", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 1995, 35(4), 397—419.
- [9] Lee, Inmoo and Tim Loughran, "Performance Following Convertible Bond Issuance", *Journal of Corporate Finance*, 1998, 4(2), 185—207.

- [10] Ingersoll, Jonathan Jr., "A Contingent Claims Valuation of Convertible Securities", *Journal of Financial Economics*, 1977, 4(3), 289—322.
- [11] Kuhlman, R. B. and Radcliffe, C. R., "Factors Affecting the Equity Price Impacts of Convertible Bonds", *Journal of Applied Business Research*, 1992, 8, 79—86.
- [12] Myers, Stewart C. and Nicholas S. Majluf, "Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors do not Have", *Journal of Financial Economics*, 1984, 13 (2), 187—221.
- [13] Mikkelsen, Wayne H. and M. Megan Partch, "Valuation Effects of Security Offerings and the Issuance Process", *Journal of Financial Economics*, 1986, 15(1), 31—60.
- [14] Myers, Stewart C., "Determinants of Corporate Borrowing", *Journal of Financial Economics*, 1977, 5(2), 147—175.
- [15] Moerland, Pieter W., "Alternative Disciplinary Mechanisms in Different Corporate Systems", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1995, 26(1), 17—34.
- [16] 孟辉、刘孝红, "可转换债券: 股性与债性", 《资本市场》, 2002年第7期, 第52—57页。
- [17] Radu, Burlacu, "New Evidence on the Pecking Order Hypothesis: the Case of French Convertible Bonds", *Journal of Multinational Financial Management*, 2000, 10(3), 439—459.
- [18] Stein, Jeremy, "Convertible Bonds as Backdoor Equity Financing", *Journal of Financial Economics*, 1992, 32(1), 3—21.
- [19] 魏刚、刘孝红, "可转换债券的定价研究", 深交所会员单位2002年优秀论文二等奖。
- [20] Kim, Yong-Cheol and Rene M. Stulz, "Is There a Global Market for Convertible Bonds?", *Journal of Business*, 1992, 65(1), 75—91.
- [21] 杨如彦、魏刚、刘孝红、孟辉, 《可转换债券及其绩效评价》, 北京: 中国人民大学出版社, 2002年。
- [22] 郑振龙、林海, "可转换债券发行公司的最优决策", 厦门大学金融研究所2003年工作论文。

The Signaling Function of Convertible Bonds: The Chinese Experiences

RUYAN YANG

(Chinese Academy of Sciences)

HUI MENG

(People's Bank of China)

FENG XU

(China Re-Insurance Co., Ltd.)

Abstract This paper studies market reactions around and after the announcement of the issuance of convertible bonds in the Chinese market. We focus on the signalling function of convertible bonds and find that insiders use convertible bonds as a tool to induce outsiders to over-valuate their companies. By doing so, we also provide explanations to the difference between market performances in efficient markets such as that in the US and those in emerging markets such as that in China. We conclude the paper by discussing the rationality of issuing companies.

JEL Classification G14, G15, G32