

# 企业债券与公司债券信息 有效性实证研究

高 强 邹恒甫

(武汉大学经济与管理学院,湖北武汉市 430074;  
中央财经大学中国经济与管理研究院,北京市 100081)

**摘 要:**在企业债券步入暮年、公司债券方兴未艾之际,本文研究和比较了它们在历史价格、无风险利率、宏观经济、公司基本面和利息支付等方面的信息有效性。我们发现:整体来看,企业债券和公司债券信息有效性还比较低,具体而言,历史价格、无风险利率、利息支付等方面的有效性很低,公司基本面方面的有效性较高,宏观经济方面的有效性不能判断;分别来看,公司债券的信息有效性则全面地高于企业债券。本文的研究表明,我国在公司债券方面开展的金融体制改革是成功的,同时,我国企业债券市场仍存在许多套利机会值得投资者关注。

**关键词:**公司债券;企业债券;信息有效性;套利

**JEL 分类号:**G12, G14 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-7246(2010)07-0099-19

## 一、引 言

信息有效性是指现实中的资本市场接近于理论中的有效资本市场的程度。在市场有效性领域的实证文献中,越来越多的前沿研究已经不再像早期那样通过统计检验来简单地做是非判断,而是通过寻找金融资产回报率的预测因素来揭示市场有效的程度,即研究信息有效性。本文所研究的正是我国资本市场中企业债券与公司债券信息有效性。具体而言,我们将探讨历史价格、无风险利率、宏观经济、公司基本面和利息支付等方面的因素,如何能够预测债券未来的回报率。

这个问题的研究对于现阶段的我国政府、金融监管部门、机构投资者和散户投资者都具有重要的现实意义。从政府和金融监管部门的角度来看,信息有效性的高低代表着资

收稿日期:2010-5-10

作者简介:高 强,男,武汉大学经济与管理学院博士研究生。

邹恒甫,中央财经大学中国经济与管理研究院,教授,博导。

本市场的信息流速、交易透明度和规范程度,是资本市场成熟与否的重要标志,本文的研究将有助于政府部门了解实际情况,更好地制定规则和政策。从投资者(尤其是机构投资者)的角度来看,寻找到回报率的预测因素,意味着市场上存在套利机会,本文的研究将有助于投资者优化投资决策,从而也有助于我国债券市场信息有效性水平的提升。

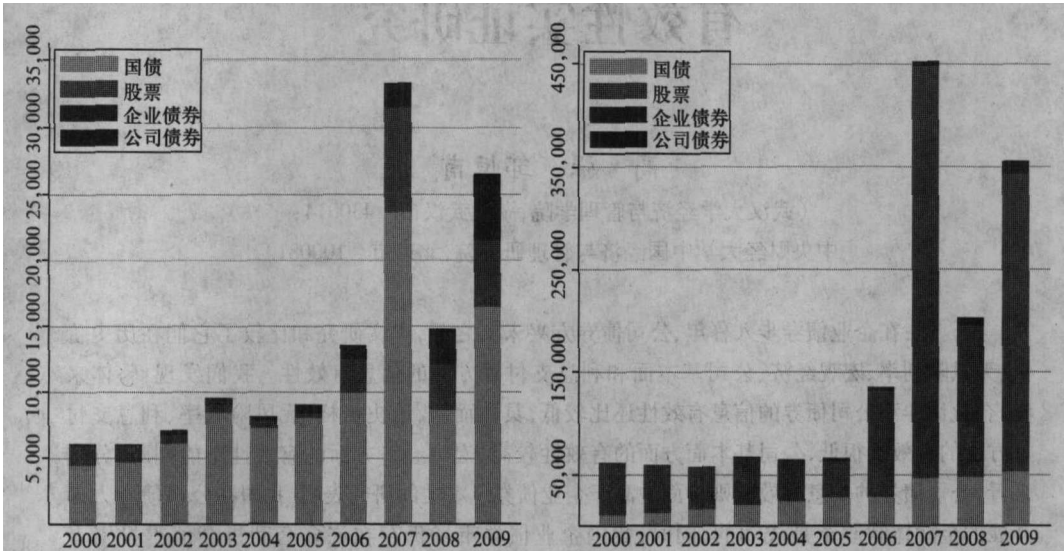


图 1 我国三大基础性证券  
2000 ~ 2009 历年发行额(亿元)

图 2 我国三大基础性证券  
2000 ~ 2009 历年实际余额(亿元)

数据来源:Wind 资讯。

相比于国债和股票,我国企业(公司)债券市场长期以来未能得到充分发展,规模还非常小。如图 1 和图 2 所示,无论从历年发行额还是从历年实际余额来看,企业债券和公司债券的总和所占的比例在近 10 年内都非常小。然而,在发达国家的资本市场上,公司债券每年的发行量和存量都远高于国债和股票,是资本市场的主体,是最重要的基础性证券。造成这种反差的重要原因,在于我国历史上顶替公司债券位置而出现的**企业债券**。

1987 年 3 月 27 日国务院颁布并实施的《企业债券管理暂行条例》标志着我国企业债券的诞生。由于发债主体基本都是规模巨大的国有企业,当时国企还没有进行股份制改造,因此这种债券没有被称为**公司债券**。企业债券的发债申请需要经由行政部门国家计委(发改委前身)审批,筹集资金几乎全部用于政府部门指导的投资项目,不仅通过国有商业银行或政策性银行承担的不可撤销的连带担保责任实现了政府信用,而且债券获批发行之后,发债企业不再受到任何信息披露与市场行为的监管。企业债券带有浓重的“计划性”特点,以至于王国刚(2007)认为“我国企业债券并非真正意义上的**公司债券**,实质上是政府债券”。

“保留企业债券制度,但同时实行**公司债券**制度与企业债券制度相分立”,在王国刚(2007)的倡导下,已经成为现实。2007 年 8 月 14 日中国证监会颁布并实施了《**公司债券**发行试点办法》,标志着我国开始发行“真正意义上的**公司债券**”。与仍被保留并继续

发展的企业债券不同,公司债券的发行申请由证券市场监管部门中国证监会核准<sup>①</sup>,任何符合《公司法》要求的股份有限公司或有限责任公司都有资格申请发行公司债,筹集资金的用途由发债公司自主决定,债券可以以发债公司自身的信用作为担保,债券发行以后,发债主体的信息披露和市场行为仍要受到证监会的监管。这些“市场化”的安排使我国的公司债券与发达国家的公司债券在制度上看齐,可以预见,我国的公司债券在未来几年将会取得长足发展。

企业债券步入暮年,公司债券方兴未艾,在这个历史性的转折时刻,对这两个债券市场的信息有效性问题进行整体研究和区分比较就显得尤为必要。具体而言,本文提出并回答了以下两个问题:

问题1:整体来看,目前我国企业债券市场和公司债券市场的信息有效性程度如何?

为了回答这一问题,我们将从债券回报率的可预测性入手来加以研究。我们考察了历史价格、无风险利率、宏观经济、公司基本面和利息支付等因素如何能够预测未来的债券回报率。我们得到的研究结论是,大多数因素在过去一周内的变化情况对债券回报率具有显著的预测力,这说明我国企业债券和公司债券市场总体来看,信息有效性程度不高。

问题2:分别来看,企业债券市场和公司债券市场的信息有效性是否存在显著差异?

我们通过比较企业债券和公司债券之间各个预测因素滞后效应的大小以及滞后时间的长短来考察这一问题。得到的研究结论是,在公司债券市场上,相比于企业债券市场,各个预测因素在预测回报率时的滞后效应普遍较小,滞后的时间普遍较短。这充分说明,我国金融改革过程中推出的“市场化”的公司债券在信息有效性方面显著地优于旧有的“计划性”的企业债券。

本文余下部分安排如下:第二节回顾和梳理国内外的相关文献,在前人的研究基础上提出研究思路;第三节构建用于实证研究的计量模型;第四节介绍所采用的参数估计方法;第五节描述研究所采用的数据;第六节汇报实证研究的结果并进行讨论;第七节是结论和建议。

## 二、文献回顾

自 Fama (1970) 提出有效资本市场假说以来,国外学者围绕股票市场的信息有效性进行了大量的实证研究。在公司债券市场,国外学者进行的实证研究同样广泛而深入。Martin (1974) 最早研究了 1960 ~ 1971 年间美国公司债券市场的信息有效性问题,发现历史价格对债券的到期收益率变化量不具有预测力,由此推断美国的公司债券市场已经具备最初级的信息有效性。Katz (1974) 则最早研究了信用评级改变对公司债券价格的

<sup>①</sup> 核准制与审批制最重要的不同之处在于,只要申请材料属实并且发债申请符合法律规定的各项条件,证监会就应该依法允许公司债券发行。

影响,发现评级改变之前债券的价格没有表现出任何预期,而评级改变之后需经过 6~10 周价格才会调整到新的合理水平,由此推断当时美国公司债券市场的信息有效性还不够高。Lindvall (1977) 研究了公司特征相似、发行时间却先后有别的公司债券之间的价格联动性,发现“新”债券(newly issued bonds)的回报率对“老”债券(seasoned bonds)的回报率具有预测力,可见“老”债券的信息有效性不如“新”债券。Schneeweis and Woolridge (1979)、Smirlock (1985) 和 Chang and Pinegar (1986) 在研究美国公司债券市场的日历效应时,都发现了“一月效应”,即每年一月份的债券市场回报率通常都高于其他月份。Jordan and Jordan (1991) 则发现了比“一月效应”更显著的“年末效应”和“月内周效应”,即公司债券市场在年底到下一年初之间的回报率经常比其他月底到下月初的回报率高(年末效应),每个月内前两周的回报率也经常比后两周的回报率高(月内周效应)。这些研究说明美国公司债券市场的信息有效性水平并不高。可以看出,以上比较早期的文献主要从历史价格、信用评级、相似债券价格,甚至日历效应等因素来研究债券回报率的可预测性。

20 世纪 90 年代以来,许多国外文献开始考察公司债券与相关金融资产的价格联动性,并借此研究公司债券的信息有效性问题。Cornell and Green (1991) 与 Blume et al. (1991) 首次研究了美国的低信用等级公司债券<sup>①</sup>,发现其回报率既和国债的回报率正相关,又和股市的回报率正相关。Kwan (1996) 首次从单只债券的层面研究了公司债券与关联股票<sup>②</sup>的价格联动性,发现虽然公司债券的价格变动与股票的价格变动方向相同,但后者明显可以预测前者,说明公司债券的信息有效性不如股票高。Alexander et al. (2000) 以高收益债券<sup>③</sup>为样本进行的相似研究同样发现了关联股票可以预测债券回报率的现象。而 Hotchkiss and Ronen (2002) 则发现,关联股票的价格变化虽然领先于公司债券,但前者并不是后者的格兰杰原因,因此认为没有证据表明股票的信息有效性高于公司债券。Blanco et al. (2005)、Norden and Webber (2009) 研究了公司债券与信用违约互换<sup>④</sup>之间的价格联动性,发现后者也可以预测前者。在最近的研究中,Downing et al. (2009) 发现高信用等级公司债券与关联股票之间没有联动关系,而低信用等级公司债券和可转债与关联股票之间具有联动关系,而且股价变化是关联债券价格变化的格兰杰原因,说明美国低信用等级公司债券的信息有效性不如关联股票高。

纵观国外学者对公司债券信息有效性问题的实证研究,可以发现三个趋势:第一,学者们的注意力已经从孤立研究债券市场转向了考察跨市场(债券、股票、衍生品)的价格联动性,并借此研究公司债券在无风险利率(国债)、宏观经济(股市指数)、公司基本面

① 现在这种债券正式的名称为“高收益债券”,俗称“垃圾债券”。我国的企业债券和公司债券都不属于高收益债券。

② “关联”是指该公司债券和股票是由同一家上市公司所发行。相关联的股票和债券代表了对相同公司资产的不同顺序的索取权。

③ 这种债券以前被称为低信用等级公司债券(low-grade bond),俗称“垃圾债券”(junk bond)。

④ 我国目前还不存在这样的衍生品市场。

(关联股票)等方面的信息有效性;第二,最近的文献开始同时考虑多个预测因素,以确保在研究某个因素的预测力时,能够控制“其他因素不变”;第三,研究的样本正在从宏观层面(指数、资产组合、基金)向微观层面(单只债券和关联证券)推进。

国内研究资本市场有效性的学术文献绝大多数都集中在股票市场上。俞乔(1994)、宋颂兴和金伟根(1995)、吴世农(1996)、陈小悦等(1997)、张亦春和周颖刚(2001)、张兵和李晓明(2003)、陈灯塔和洪永森(2003)等一系列文献相继探讨了我国股市的弱式有效性问题,基本结论为我国股市并没有完全达到弱式有效。沈艺峰和吴世农(1999)、王永宏和赵学军(2001)、周琳杰(2002)、吴世农和吴超鹏(2003)、鲁臻和邹恒甫(2007)等文献考察了股市的惯性与反转效应,结果都表明我国股市的信息有效性不高。

也有为数不多的国内文献研究过国债市场的信息有效性。陈军泽和杨柳勇(2000)运用事件研究方法考察了国债市场对央行降息事件的反应,发现降息公告发布之前国债的价格就会上涨,而公告发布之后反而没有显著的异常回报率,说明我国国债市场的信息有效性很高。李贤平等(2000)同样采用事件研究方法考察了上海国债市场对四次降息事件的反应,发现国债调整到预期价格所需的时间一次比一次短,说明我国国债市场的信息有效性是不断提高的。汤亮(2005)也采用事件研究方法考察了国债价格对CPI变化的反应,发现仅在交易所市场流通的国债,其反应速度要快于既在交易所市场流通又在银行间市场流通的跨市场国债,说明前者的信息有效性高于后者。

国内对企业债券和公司债券市场的有效性方面的研究还处于空白。涉及到企业债券的国内文献,如李丽(2006)、杨晔(2006)、冯宗宪等(2009),研究的内容集中于强制担保、品种创新和信用利差(credit spread)等方面。这些问题对于企业债券市场而言虽然也非常重要,但并不能取代对信息有效性问题的专门研究。

最后,值得注意的是,近来国内已经有一些文献开始关注股市和债市的联动性问题,如曾志坚和江洲(2007)、袁超等(2008)、王璐和庞皓(2008)等。但这些文献研究的都是国债或债券指数,既非企业债券或公司债券,又尚停留在宏观层面。吴谦(2007)首次从微观层面研究了14只可转债与关联股票之间的联动关系,但可转债的性质更接近于股票,而非固定收益证券,因此也不能取代对企业债券和公司债券的专门研究。

### 三、模型构建

要考察债券回报率的可预测性,并以此研究债券的信息有效性问题,就需要确定债券回报率的数据生成过程<sup>①</sup>(DGP, data generating process)。在下文中,我们将参考国外最近几年的实证研究来构建债券回报率的DGP。

相对早期的文献中,Cornell and Green(1991)构建的DGP为

<sup>①</sup> 国外文献中有时也称之为回报率生成过程(return generating process)。

$$\text{Bond return} = \beta_0 + \beta_1^* \text{TB}(1) + \beta_2^* \text{TB}(0) + \beta_3^* \text{TB}(-1) + \beta_4^* \text{SP500}(1) \\ + \beta_5^* \text{SP500}(0) + \beta_6^* \text{SP500}(-1),$$

其中 Bond return 是公司债券的回报率, TB 是国债指数的回报率, SP500 是股市指数的回报率。这一 DGP 首次把国债指数回报率与股市指数回报率作为解释变量,而且首次加入了解释变量的超前一滞后值。

随后的文献中, Kwan (1996) 构建的微观层面的 DGP

$$\Delta Y_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \Delta T_{jt} + \beta_2 R_{j,t+1} + \beta_3 R_{jt} + \beta_4 R_{j,t-1} + \varepsilon_{jt},$$

其中  $\Delta Y_{jt}$  为公司债券  $j$  的到期收益率的变化量,  $\Delta T_{jt}$  为与公司债券  $j$  的到期日相匹配的插值国债的到期收益率变化量,  $R_{jt}$  为与公司债券  $j$  相关联的股票的回报率。Kwan (1996) 仍然采用了超前一滞后模型,其计算插值国债用于精确匹配的思想非常值得借鉴。

Hotchkiss and Ronen (2002) 构建的 DGP 为

$$RB_t = \alpha_t + \sum_{i=1}^{nb} \beta_i^B RB_{t-i} + \sum_{i=0}^{ni} \beta_i^D RD_{t-i} + \sum_{i=0}^{nm} \beta_i^M RM_{t-i} + \sum_{i=0}^{ns} \beta_i^S RS_{t-i} + \varepsilon_t,$$

其中  $RB_t$  是公司债券组合的回报率,  $RD$  是国债指数的回报率,  $RM_{t-i}$  是股市指数的回报率,  $RS_t$  是关联股票组合的回报率。这一 DGP 首次将债券回报率的滞后值用作解释变量,而且仅考虑多期分布滞后模型,不再考虑超前模型。

最近的文献中, Norden and Webber (2009) 构建的 DGP 为

$$\Delta BSS_t = \alpha + \sum_{p=1}^P \beta_p R_{t-p} + \sum_{p=1}^P \gamma_p \Delta CDS_{t-p} + \sum_{p=1}^P \delta_p \Delta BSS_{t-p} + \varepsilon_t,$$

其中  $\Delta BSS_t$  是公司债券组合的信用利差的变化量,  $R_{t-i}$  是股市的收益率,  $\Delta CDS_{t-i}$  是信用违约互换组合的信用利差变化量。这一 DGP 实际上是一个 VAR 模型,以利差变量为主,首次将信用违约互换因素作为预测变量。但是,我们认为,使用利差变量的前提是无风险利率方面的信息有效性已经很高,而这一前提在我国的企业(公司)债券市场上并不一定具备。此外,我国还不存在信用违约互换这样的衍生品市场。因此,研究我国问题,并不适合采用如此超前的模型。

此外, Downing, Underwood and Xing (2009) 构建的 DGP 是

$$R_{B,t} = c + \sum_{i=1}^L b_i R_{B,t-i} + \sum_{i=1}^L s_i R_{S,t-i} + \varepsilon_t,$$

其中  $R_{B,t}$  是公司债券回报率,  $R_{S,t}$  是关联股票回报率。这一 DGP 也是一个 VAR 模型,仅使用两因素来预测公司债券的回报率:一是历史价格信息,二是公司基本面信息。构建这样的模型主要是为了考察相关联的公司债券和公司股票之间的格兰杰因果关系。我们认为,研究我国问题,也不适合采用这样超前的模型,因为我国公司债券处于发展初期,相比于关联股票,国债和股指等因素可能更具有预测力。

在上述国外文献所采用的计量模型的基础上,结合我国的实际情况,我们构建出如下 4 个计量模型:

$$B_{jt} = \alpha + \sum_{i=1}^{nb} \beta_i^B B_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{ni} \beta_i^T T_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{nm} \beta_i^M M_{t-i} + v_j + \varepsilon_{jt}, \quad (\text{模型 1})$$

其中  $B_{jt}$  为企业(公司)债券  $j$  在第  $t$  期的回报率,  $B_{j,t-i}$  代表了历史价格方面的信息;  $T_{jt}$  为

与企业(公司)债券  $j$  相匹配的插值国债在第  $t$  期的回报率<sup>①</sup>,  $T_{j,t-i}$  代表了无风险利率方面的信息;  $M_t$  为股市指数在第  $t$  期的回报率,  $M_{t-i}$  代表了宏观经济方面的信息;  $v_j$  囊括了企业(公司)债券的异质性,我们允许  $v_j$  与解释变量相关;  $\varepsilon_{jt}$  是时变扰动项,我们假设  $\varepsilon_{jt}$  是独立同分布的。模型 1 使用历史价格、无风险利率和宏观经济等方面的信息来预测债券未来的回报率。

$$B_{jt} = \alpha + \sum_{i=1}^{nb} \beta_i^B B_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{ns} \beta_i^T T_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{nm} \beta_i^M M_{t-i} + \sum_{i=0}^{ns} \beta_i^S S_{j,t-i} + v_j + \varepsilon_{jt}, \quad (\text{模型 2})$$

其中  $S_{jt}$  为与企业(公司)债券  $j$  相关联的股票在第  $t$  期的回报率,  $S_{j,t-i}$  代表了公司基本面方面的信息;其他变量符号与前文一致。模型 2 使用历史价格、无风险利率、宏观经济和公司基本面等方面的信息来预测债券未来的回报率。

我国债券市场的实际情况与国外有一个重要的不同之处在于,我国交易所企业(公司)债券市场在 2008 年年末 2009 年年初之间经历了报价方式变革的过程。最初,沪深两市场企业债券与公司债券的报价均采用全价报价的方式,而自 2008 年 10 月 27 日起,上交所开始实行净价报价全价结算的制度,深交所于 2009 年 3 月 30 日也进行了同样的改革。改革的目的是为了便于交易者更方便地观察到债券价格的真实涨跌,但改革过程也许会为不知情的投资者带来困扰。因此,我们将债券的利息支付行为纳入 DGP,构建了模型 3 和模型 4:

$$B_{jt} = \alpha + \sum_{i=1}^{nb} \beta_i^B B_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{ns} \beta_i^T T_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{nm} \beta_i^M M_{t-i} + \sum_{i=0}^{nid} \beta_i^{\Delta ID} \Delta ID_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{nic} \beta_i^{\Delta IC} \Delta IC_{j,t-i} + v_j + \varepsilon_{jt}, \quad (\text{模型 3})$$

$$B_{jt} = \alpha + \sum_{i=1}^{nb} \beta_i^B B_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{ns} \beta_i^T T_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{nm} \beta_i^M M_{t-i} + \sum_{i=0}^{ns} \beta_i^S S_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{nid} \beta_i^{\Delta ID} \Delta ID_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{nic} \beta_i^{\Delta IC} \Delta IC_{j,t-i} + v_j + \varepsilon_{jt}, \quad (\text{模型 4})$$

其中  $\Delta ID_{j,t}$  是企业(公司)债券  $j$  在第  $t$  期的相对于第  $t-1$  期的应计利息的变化量,仅在全价报价时期取非零值,在净价报价时期该变量取零;  $\Delta IC_{j,t}$  采取同样的定义,但在净价报价时期取非零值,在全价报价时期取零,恰与  $\Delta ID_{j,t}$  相反。模型 3 和模型 4 分别在模型 1 和模型 2 的基础上添加了利息支付方面的信息,应该更适合于我国国情。

#### 四、估计方法

对模型 1-4 的估计需要使用动态面板模型估计方法。考虑一个一般的动态面板模型

① 在第五节的第 3 小节中我们将说明这一变量如何计算。

$$y_{jt} = \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{j,t-i} + x_{jt} \beta_i + v_j + \varepsilon_{jt},$$

其中  $x_{jt}$  是由外生变量构成的向量, 可以包含滞后值;  $v_j$  是面板的固定效应, 可以与  $x_{jt}$  相关;  $\varepsilon_{jt}$  是独立同分布的, 方差为  $\sigma_\varepsilon^2$ 。

令  $X_{jt}^L = (y_{j,t-1}, y_{j,t-2}, \dots, y_{j,t-p}, x_{jt})$  为  $1 \times K$  的向量, 包含个体  $j$  在时刻  $t$  的全部解释变量, 其中  $K = p + k$ ,  $k$  是向量  $x_{jt}$  的维度, 亦即外生变量的数目。上标  $L$  的含义是水平值 (level)。这样, 对于每个个体  $j$ , 我们可以写出  $T_j$  个方程 ( $T_j$  是个体  $j$  所具有的观测数), 用矩阵表示是

$$y_j^L = X_j^L \delta + v_j \iota_j + \varepsilon_j^L,$$

其中  $y_j^L$ 、 $\iota_j$  和  $\varepsilon_j^L$  是  $T_j \times 1$  的向量;  $X_j^L$  是  $T_j \times K$  的矩阵, 由  $T_j$  个行向量  $X_{jt}^L$  组成。为了去掉模型中不可观测的固定效应  $v_j$ , 我们进行一阶差分变换 (first difference transformation), 使变量由水平值变换为一阶差分值, 并用上标  $*$  来代替上标  $L$ 。这样, 上述方程变为

$$y_j^* = X_j^* \delta + \varepsilon_j^*,$$

其中  $y_j^*$  和  $\varepsilon_j^*$  是  $(T_j - 1) \times 1$  的向量,  $X_j^*$  是  $(T_j - 1) \times K$  的矩阵。

由于模型中包含被解释变量的滞后值, 所以  $E[\varepsilon_j^* | X_j^*] \neq 0$ , 因此我们需要构造工具变量矩阵来获得模型参数的一致估计量。工具变量矩阵的构造参照 Arellano and Bond (1991) 提出的方法, 由 GMM 类型工具变量和标准工具变量构成。具体而言, 对于个体  $j$ , 工具变量矩阵

$$Z_j = (Z_{dj}, D_j),$$

其中  $Z_{dj}$  是 GMM 类型工具变量矩阵,  $D_j$  是标准工具变量矩阵。  $D_j$  的构成很简单, 每一列都是  $x_{jt}$  中的一个外生变量的一阶差分值, 在我们的研究中,  $D_j$  就是  $X_j^*$ 。而  $Z_{dj}$  的构成则比较复杂。举例来说, 假设模型中  $p = 2$  且没有外生变量, 亦即模型为

$$y_{jt} = \alpha_1 y_{j,t-1} + \alpha_2 y_{j,t-2} + v_j + \varepsilon_{jt},$$

那么一阶差分变换后的模型为

$$\Delta y_{jt} = \alpha_1 \Delta y_{j,t-1} + \alpha_2 \Delta y_{j,t-2} + \Delta \varepsilon_{jt}.$$

假设数据是平衡面板且没有缺失值, 由于滞后 2 阶和 1 阶差分, 最靠前的 3 个观测被丢弃, 而对于  $t = 4$  的观测,  $y_{j,1}$  和  $y_{j,2}$  是有效的工具变量, 对于  $t = 5$  的观测, 有效工具变量为  $y_{j,1}$ 、 $y_{j,2}$  和  $y_{j,3}$ , 以此类推。这样,  $Z_{dj}$  就可以设定为

$$Z_{dj} = \begin{pmatrix} y_{j1} & y_{j2} & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & y_{j1} & y_{j2} & y_{j3} & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & y_{j1} & \cdots & y_{j,t-2} \end{pmatrix}.$$

在我们的研究中, 我们让作为工具变量的滞后被解释变量最多滞后 3 期, 这样既能保证有足够多的工具变量, 又能避免工具变量矩阵过大。

模型参数的一致估计量  $\delta$  的计算公式为  $\delta = W^{-1} Q_{xx} A_1 Q_y'$ , 其中  $W = Q_{xx} A_1 Q_y'$ ,  $Q_{xx} =$



$\sum_j X_j^* ' Z_j', Q_{xx} = \sum_j Z_j' \gamma_j, A_1 = (\sum_j Z_j' H_{dj} Z_j)^{-1}, H_{dj}$  被定义为

$$H_{dj} = \begin{pmatrix} 1 & -.5 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ -.5 & 1 & -.5 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 & -.5 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -.5 & 1 \end{pmatrix}.$$

残差向量为  $\hat{\varepsilon}_j^* = y_j^* - X_j^* \hat{\delta}$ , 令

$$A_2 = (\sum_j Z_j' \hat{\varepsilon}_j^* \hat{\varepsilon}_j^* Z_j)^{-1},$$

则异方差稳健协方差矩阵(robust VCE)的计算公式为

$$\hat{V}_{\text{robust}}[\hat{\delta}] = W^{-1} Q_{xx} A_1 A_2^{-1} A_1 Q'_{xx} W^{-1}.$$

我们将使用对异方差稳健的协方差矩阵对估计出的模型参数进行统计推断。

## 五、样本选择和数据描述

### (一) 样本债券的选择

区别企业债券和公司债券可以依据其证券代码<sup>①</sup>。在上交所,企业债券以“120”或“129”开头,公司债券以“122”开头;在深交所,企业债券以“111”开头,公司债券以“112”开头。代码为“122998”的“2004年中国长航油运企业债券”是唯一的例外,以“122”开头,实际上是企业债券<sup>②</sup>。

我们选择于2009年1月1日之前上市流通、于2010年12月31日之后到期、发行额不少于10亿元的企业债券和公司债券作为初选样本,并从《中国债券市场研究数据库》中收集了这些债券在2007年1月1日至2009年12月31日之间共732个交易日的交易数据。选择2009年1月1日之前上市流通的债券,是为了确保每只债券至少在2009年内具有交易数据。选择2010年12月31日之后到期的债券,是为了过滤掉已经到期和即将到期的债券。选择发行额不少于10亿元的债券,是为了避免流通量太小而导致的交易极度不活跃,从而保证我们所采用的价格序列稳定可靠。符合以上条件的初选样本由80只企业债券和24只公司债券组成。

从三年的交易数据来看,初选的104只债券中有33只债券交易不够活跃——要么交易天数总计不满200天,要么平均每日成交金额不足5万元。为了避免零星交易中的错

① 企业债券和公司债券的名称偶尔会发生混淆:发债方为央企的公司债券偶尔会被称为企业债券,发债方为上市央企的企业债券偶尔也会被称为公司债券。因此,最好的区分依据是证券代码,而不是名称。

② 深交所“115”开头、上交所“126”开头的认股权和债券分离交易的可转换公司债券,由于其权证部分被分离,所以性质与公司债券无异。但是,我们不研究这些债券,因为它们本身不是普通债券(straight bond),也不能归入在本文引言部分所介绍的企业债券或公司债券中的任何一类。

误定价对研究结论造成误导,我们将这些债券剔除,最终得到 53 只企业债券和 18 只公司债券作为研究样本。

## (二) 样本债券的描述

表 1 从债券期限、发行金额和票面利率等方面对我们选择的样本债券进行了描述。面板 1 中描述的是全部债券样本,面板 2 中则仅描述了具有关联股票的债券样本。在两个面板中,我们都对样本进行了分类:从债券类别划分,样本被分为企业债券和公司债券两类;从信用级别划分,样本被分为 AAA 到 AA - 四类。为了考察这些子样本之间在期限、发行金额和票面利率等方面是否存在显著差异,我们进行了  $t$  检验和  $F$  检验,其检验统计量分别展示在对应细分描述的上方。

71 只债券样本中,企业债券的数量多于公司债券的数量,这是因为企业债券在我国有较长的历史,而公司债券则于 2007 年下半年才开始发行。我们样本中的企业债券相比于公司债券,期限明显更长,利率明显更低,这符合企业债券和公司债券自身的特征;样本中的企业债券相比于公司债券,平均的发行金额略多,但差异并不显著。

表 1 债券样本描述统计

	债券数量	债券期限(年)			发行金额(亿元)			票面利率(%)		
		最小	均值	最大	最小	均值	最大	最小	均值	最大
面板 1: 全部债券样本										
全部	71	3.00	10.68	30.00	10.00	20.47	50.00	3.65	5.18	9.00
债券类别		$t = 4.6049^a$			$t = 0.4755$			$t = -7.6180^a$		
企业债券	53	5.00	12.02	30.00	10.00	20.84	50.00	3.65	4.73	7.05
公司债券	18	3.00	6.72	10.00	10.00	19.39	43.00	5.35	6.50	9.00
信用级别 <sup>1</sup>		$F = 6.71^a$			$F = 1.42$			$F = 38.45^a$		
AAA	49 + 8	3.00	11.81	30.00	10.00	21.04	50.00	3.65	4.76	6.91
AA +	1 + 4	5.00	5.80	7.00	13.00	25.40	43.00	6.30	6.83	7.05
AA	3 + 4	5.00	6.14	10.00	10.00	14.71	20.00	5.40	6.45	8.20
AA -	0 + 2	5.00	6.50	8.00	10.00	12.00	14.00	8.20	8.60	9.00
面板 2: 具有关联股票的债券样本										
全部	17	3.00	7.47	10.00	10.00	20.71	43.00	4.11	6.24	9.00
债券类别		$t = 2.7018^b$			$t = 0.3537$			$t = -2.8011^b$		
企业债券	4	10.00	10.00	10.00	10.00	22.50	35.00	4.11	4.84	6.14
公司债券	13	3.00	6.69	10.00	10.00	20.15	43.00	5.35	6.67	9.00
信用级别 <sup>1</sup>		$F = 1.70$			$F = 1.06$			$F = 18.48^a$		
AAA	4 + 5	3.00	8.44	10.00	10.00	21.67	40.00	4.11	5.21	6.14
AA +	0 + 3	5.00	5.00	5.00	13.00	28.33	43.00	6.80	6.93	7.00
AA	0 + 3	5.00	7.67	10.00	11.00	16.00	20.00	6.50	7.08	8.20
AA -	0 + 2	5.00	6.50	8.00	10.00	12.00	14.00	8.20	8.60	9.00

<sup>1</sup> 按信用级别分类的子样本的债券数量表示方法是:企业债券数量 + 公司债券数量。

<sup>a</sup> 在 0.01 显著性水平下显著; <sup>b</sup> 在 0.05 显著性水平下显著。

在面板2中,企业债券仅有4只,这是由于我国目前为止发行过企业债券的上市公司仅有5家,其A股分别是中国石油、中国石化、中国国航、长航油运和中关村。中关村于2007年发行的3年期企业债券,发行额仅有8亿元,而且将于2010年12月25日到期,因此未被我们收入研究样本,除此之外,其余4只由上市公司发行的企业债券全部包括在我们的样本中。

### (三)研究变量的计算

研究需要用到的债券回报率 $B_i$ 、应计利息变化量 $\Delta ID_i$ 和 $\Delta IC_i$ 以及匹配国债回报率 $T_i$ 等变量,均没有现成数据,需要从国泰安《中国债券市场研究数据库》中取得基础数据,并进行相应的计算。

首先,我们说明如何计算债券的收盘净价。上交所于2008年10月27日开始实行净价报价制度,因此,我们将在这之前的日收盘价数据减去应计利息,在这之后的收盘价数据不作处理,从而得到债券的每日收盘净价。深交所于2009年3月30日开始也实行了净价报价制度,我们按前述方法对深交所的债券作类似处理。国债方面,两交易所早在2002年就实行了净价报价制度,因此在我们研究的时间区间内,国债的收盘价就是净价,不需要处理。

其次,关于债券(包括企业债、公司债、国债)的回报率的计算,有三点需要说明。第一,回报率的计算是基于净价。第二,计算中我们考虑了利息回报。可以用 $P$ 表示收盘净价, $cur$ 表示当前交易日, $pre$ 表示上个交易日,如果不考虑利息回报,那么回报率为 $(P_{cur} - P_{pre})/P_{pre} \times 100\%$ ,而在考虑利息回报的情况下,用 $C$ 表示年利率,那么回报率的计算公式为 $[P_{cur} - P_{pre} + C \times (cur - pre)/365]/P_{pre} \times 100\%$ 。第三,若前一个交易日债券不交易或无交易,则当前交易日的债券回报率计为缺失值,而不是追溯到上一个有交易的交易日来计算回报率。这样做会使我们丢失相当一部分回报率数据,但对于研究信息有效性问题则是必须的。如若不然,交易的不同步,如股票交易时债券不交易,就会被误判为债券对信息的反应滞后于股票。

再次,我们说明如何构造插值国债。Kwan(1996)在研究中以到期日为标准,选择与公司债券最接近的前后两只国债,并通过加权平均计算出插值。用这个方法构造出的插值国债,其到期日恰好与公司债券相同。冯宗宪等(2009)在研究我国企业债券的信用利差时,也采用了这样的方法来构造插值国债。但是,Kwan(1996)也指出,到期日匹配并不意味着现金流匹配,更精确的匹配应该以久期为标准而非到期日。有鉴于此,我们使用与上述类似的方法构造插值国债,不同之处在于,我们插值所依据的标准是久期。

最后,我们介绍用于插值的备选国债。我们选择备选国债主要基于以下几个原则:第一,只选择上交所国债;第二,只选择于2007年1月1日之前上市的国债;第三,选择交易天数尽可能多的国债;第四,尽可能确保国债久期多样化。基于以上原则,我们选择出11只国债作为用于匹配插值的备选国债,代码依次为“010404”、“010110”、“010112”、“010203”、“010308”、“010501”、“010213”、“010512”、“010107”、“010303”、“010504”,按久期从小到大排列。

研究涉及的股市指数回报率  $M_i$  和关联股票回报率  $S_i$  数据,可以直接从国泰安《CSMAR中国股票市场交易数据库》获得<sup>①</sup>,不需要计算。

#### (四) 研究变量的描述

我们得到的数据是面板数据,按债券划分成组,组内为同一只债券的时间序列数据。我们在表 2 中汇报各个变量的均值和标准差,此外,还汇报组内标准差<sup>②</sup>和组间标准差<sup>③</sup>。表 2 中的  $\bar{i}$  是组内平均观测数,  $n$  是组数。面板 1 展示了对全部债券样本各个研究变量的描述统计,面板 2 展示了几个子样本的债券回报率  $B$  的描述统计。

表 2 研究变量描述统计

研究变量	单位	均值	整体标准差	组间标准差	组内标准差	$\bar{i}$	$n$
面板 1: 对全部研究变量的描述统计							
$B$	%	0.0548	1.0615	0.0785	1.0598	312.61	71
$\Delta ID$	元	0.0015	0.1998	0.0108	0.1996	346.80	71
$\Delta IC$	元	-0.0062	0.2763	0.0099	0.2762	356.72	71
$T$	%	0.0204	0.3653	0.0153	0.3650	301.37	71
$M$	%	0.0557	2.3774	0	2.3774	732	71
$S$	%	0.1386	3.7956	0.1000	3.7945	678.71	17
面板 2: 对债券回报率 $B$ 的细分描述统计							
按债券类别分类							
企业债券	%	0.0596	1.1942	0.0881	1.1922	313.68	53
公司债券	%	0.0406	0.4835	0.0296	0.4829	309.44	18
按信用级别分类							
AAA	%	0.0582	1.1652	0.0862	1.1633	314.83	57
AA+	%	0.0376	0.3803	0.0204	0.3799	286.4	5
AA	%	0.0401	0.3716	0.0149	0.3714	303.29	7
AA-	%	0.0470	0.4582	0.0074	0.4582	347.5	2

## 六、实证结果

### (一) 企业债券和公司债券整体回归的结果

为了考察我国企业债券市场和公司债券市场整体上的信息有效性,我们把两者的样

① 股指回报率数据采用“不考虑现金红利的日市场回报率(流通市值加权平均法)”;关联股票回报率数据采用“不考虑现金红利的日个股回报率”。

② 组内标准差:变量减去组内均值之后得到的新变量的标准差。刻画了变量在时间维度上的波动性。

③ 组间标准差:由变量的组内均值形成的新变量的标准差。刻画了变量在个体维度上的差异性。

本汇总起来进行研究,表3汇报了研究结果。模型1和模型3所使用的数据是全部71只债券样本,包括53只企业债券(占样本75%)和18只公司债券(占样本25%);由于含有关联股票回报率 $S$ ,模型2和模型4所使用的数据只能是具有关联股票的17只债券样本,包括4只企业债券(占样本24%)和13只公司债券(占样本76%)。

首先,我们看债券回报率 $B$ 的系数所代表的历史价格方面的信息有效性。可以看出,4个模型中,回归系数全部显著为负,这充分说明企业(公司)债券的价格自身是反向调整的,在其他因素不变的情况下,今天上涨意味着明天将会下跌,今天下跌意味着明天将会上涨。此外,滞后越久的项,其系数的绝对值会越小,这说明价格反向调整的效应是随时间不断减弱的。债券的历史价格对其未来价格具有显著的预测力,这充分说明我国企业债券和公司债券在历史价格方面的信息有效性不高。

其次,我们看国债回报率 $T$ 的系数所反映的无风险利率方面的信息有效性。 $T$ 的滞后项系数在各个模型中几乎全部显著为正,这充分说明债券价格未来的涨跌可以通过过去所发生的国债价格的变动进行预测。在其他因素不变的情况下,今天国债下跌(无风险利率上升)意味着明天债券价格将会下跌,今天国债上涨(无风险利率降低)意味着明天债券价格将会上涨。同样可以看到的是, $T$ 的滞后项系数逐渐减小,这说明滞后越久,国债的预测力越弱。过去的国债回报率对未来的债券价格具有显著的预测力,这充分说明我国企业债券和公司债券在无风险利率方面的信息有效性也不高。

再次,我们看股指回报率 $M$ 的系数所代表的宏观经济方面的信息有效性。国外的研究都发现, $M$ 的系数是正值,即股市指数上升意味着宏观经济看好,那么公司债券的违约风险降低,因此公司债券的价格也会上涨。然而,我们的研究显示,国内的情形与国外相反, $M$ 的系数是显著的负值,其他因素(尤其是国债)不变时,股市涨,债券会跌;股市跌,债券会涨。国内一些资深投资者和投资机构已经意识到我国国债与股市之间的负相关关系,并把该现象形象地称为“跷跷板”。对这种现象的一种解释是,我国股市缺乏做空机制<sup>①</sup>,国债被投资者用作安全资产。而我们的发现是:即使将国债的因素排除,股市与企业(公司)债券仍然呈负相关,这说明“跷跷板”现象不仅出现在国债市场,也会出现在企业债券和公司债券市场,而且效果更加明显<sup>②</sup>。不过,“跷跷板”现象的滞后效应并不显著,因此总体来看股指对债券价格的预测力并不强。这说明我国股指不能代表宏观经济方面的信息,我们无从判断企业债券和公司债券在宏观经济方面的信息有效性,但我们发现股指对债券价格略微具有预测力。

关联股票回报率 $S$ 的系数反映了公司基本面信息对债券价格的影响。虽然 $S$ 的系数全部不显著,但其当期系数和滞后1期系数的 $z$ 统计量都不算太小,接近于显著。回归系数为正意味着当其他因素(尤其是股指)不变时,债券价格和关联股票的价格呈正相关关

① 我国资本市场的做空机制正在改善;2010年3月31日融资融券交易试点正式启动;2010年4月16日沪深300股指期货正式上市交易。

② 效果之所以更加明显,是因为 $M$ 不仅直接与 $B$ 负相关,而且通过 $T$ 间接地与 $B$ 负相关。

表 3 企业债券和公司债券整体回归的结果<sup>1</sup>

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
样本	全部样本债券	关联股票的样本债券	全部样本债券	关联股票的样本债券
截距	0.1062 <sup>a</sup> (6.32)	0.0400 <sup>b</sup> (2.44)	0.1079 <sup>a</sup> (6.02)	0.0600 <sup>a</sup> (2.98)
<b>B</b>				
L1.	-0.8512 <sup>a</sup> (-18.12)	-0.4561 <sup>a</sup> (-4.18)	-0.8235 <sup>a</sup> (-15.86)	-0.4539 <sup>a</sup> (-4.20)
L2.	-0.6216 <sup>a</sup> (-16.01)	-0.2816 <sup>a</sup> (-3.35)	-0.5734 <sup>a</sup> (-14.85)	-0.2802 <sup>a</sup> (-3.39)
L3.	-0.6007 <sup>a</sup> (-13.65)	-0.3158 <sup>a</sup> (-4.22)	-0.5646 <sup>a</sup> (-12.83)	-0.3130 <sup>a</sup> (-4.20)
L4.	-0.4391 <sup>a</sup> (-13.17)	-0.1637 <sup>a</sup> (-2.93)	-0.4154 <sup>a</sup> (-13.36)	-0.1557 <sup>a</sup> (-2.71)
L5.	-0.2408 <sup>a</sup> (-5.86)	-0.1262 <sup>b</sup> (-2.39)	-0.2388 <sup>a</sup> (-5.97)	-0.1400 <sup>a</sup> (-2.60)
<b>T</b>				
—	0.4978 <sup>a</sup> (3.69)	0.5497 <sup>a</sup> (4.11)	0.5314 <sup>a</sup> (4.28)	0.5482 <sup>a</sup> (4.04)
L1.	0.4583 <sup>a</sup> (7.26)	0.4221 <sup>a</sup> (5.32)	0.4794 <sup>a</sup> (8.83)	0.4459 <sup>a</sup> (5.49)
L2.	0.4065 <sup>a</sup> (8.60)	0.2559 <sup>a</sup> (3.61)	0.4009 <sup>a</sup> (8.99)	0.2416 <sup>a</sup> (3.58)
L3.	0.3561 <sup>a</sup> (6.30)	0.2469 <sup>a</sup> (3.10)	0.3547 <sup>a</sup> (6.74)	0.2462 <sup>a</sup> (3.17)
L4.	0.2700 <sup>a</sup> (5.74)	0.1616 <sup>b</sup> (2.42)	0.2572 <sup>a</sup> (5.75)	0.1639 <sup>b</sup> (2.31)
L5.	0.1561 <sup>a</sup> (4.50)	0.1191 (1.58)	0.1554 <sup>a</sup> (4.88)	0.1194 (1.63)
<b>M</b>				
—	-0.0159 <sup>a</sup> (-4.18)	-0.0172 <sup>c</sup> (-1.72)	-0.0166 <sup>a</sup> (-4.49)	-0.0172 <sup>c</sup> (-1.73)
L1.	-0.0085 <sup>c</sup> (-1.73)	-0.0054 (-0.40)	-0.0098 <sup>c</sup> (-1.95)	-0.0037 (-0.27)
L2.	-0.0077 <sup>c</sup> (-1.65)	-0.0082 (-0.83)	-0.0072 (-1.53)	-0.0049 (-0.51)
L3.	-0.0084 (-1.55)	0.0052 (0.68)	-0.0082 (-1.64)	0.0062 (0.78)
L4.	-0.0041 (-0.76)	0.0082 (0.87)	-0.0048 (-0.98)	0.0070 (0.74)
L5.	-0.0002 (-0.05)	0.0061 (0.78)	-0.0008 (-0.20)	0.0091 (1.17)
<b>S</b>				
—	—	0.0100 (1.40)	—	0.0102 (1.44)
L1.	—	0.0073 (0.94)	—	0.0069 (0.89)
L2.	—	0.0034 (0.62)	—	0.0019 (0.35)
L3.	—	-0.0013 (-0.23)	—	-0.0013 (-0.24)
L4.	—	-0.0042 (-0.64)	—	-0.0046 (-0.70)
L5.	—	-0.0023 (-0.49)	—	-0.0034 (-0.74)
<b><math>\Delta ID</math></b>				
—	—	—	-0.6667 <sup>a</sup> (-5.99)	-3.0805 <sup>a</sup> (-2.91)
L1.	—	—	-0.6363 <sup>a</sup> (-6.62)	0.6319 (1.24)
L2.	—	—	-0.2767 <sup>a</sup> (-4.07)	0.7146 (1.42)
L3.	—	—	-0.3179 <sup>a</sup> (-4.65)	-0.0156 (-0.25)
L4.	—	—	-0.2362 <sup>a</sup> (-3.30)	0.1536 <sup>c</sup> (1.84)
L5.	—	—	-0.3107 <sup>a</sup> (-4.82)	-0.0984 <sup>a</sup> (-3.22)
<b><math>\Delta IC</math></b>				
—	—	—	0.0747 <sup>c</sup> (1.78)	0.0142 (0.41)
L1.	—	—	0.0848 <sup>c</sup> (1.94)	-0.0026 (-0.10)
L2.	—	—	0.0641 <sup>b</sup> (2.06)	0.0240 (0.88)
L3.	—	—	0.0715 <sup>a</sup> (2.91)	0.0316 (1.10)
L4.	—	—	0.0762 <sup>a</sup> (2.76)	0.0316 (0.81)
L5.	—	—	0.0530 <sup>c</sup> (1.88)	0.0150 (0.40)
$\bar{i} \times n$	135.6 × 71	134.9 × 17	135.3 × 71	134.1 × 17

<sup>a</sup> 在 0.01 显著性水平下显著; <sup>b</sup> 在 0.05 显著性水平下显著; <sup>c</sup> 在 0.1 显著性水平下显著。

<sup>1</sup> 括号中汇报的是异方差稳健  $z$  统计量。

系,尽管这一关系从统计上来看并不显著。这在一定程度上说明,我国的公司基本面信息以影响公司资产的均值为主<sup>①</sup>,而且这方面的信息有效性比较高。

最后,我们看应计利息变化量  $\Delta ID$  和  $\Delta IC$  的系数所反映的利息支付因素对债券价格产生的影响。模型 3 使用的是全部债券样本(企业债券居多),  $\Delta ID$  的系数全部显著为负,说明在全价报价时期,利息支付( $\Delta ID$  为负)之后几天伴随的将是持续的正的异常回报率。我们的解释是,全价报价时期,有相当多的投资者并不了解全价报价机制,在债券付息之后,仍然会参考付息前较高的全价买卖债券,这是债券市场非效率的表现。模型 3 中,  $\Delta IC$  的系数全部显著为正,说明在净价报价时期,利息支付(即  $\Delta IC$  为负)后将伴随负的异常回报率。我们的解释是,净价报价时期,有一些投资者对变革并不知情,仍然在按全价模式进行交易,错误地以“除息”后的低价买卖债券。不过,我们也注意到,  $\Delta IC$  的系数比  $\Delta ID$  的系数几乎小一个数量级,这说明债券市场的非效率在报价模式变革之后得到了极大改善。模型 4 的结果与模型 3 相似,不同的是,全价报价时期,非效率的负相关主要集中在付息日当天,净价报价时期,非效率的正相关全部不显著,这说明,在这部分样本(公司债券居多)中,利息支付方面的信息有效性高很多。

## (二)企业债券和公司债券分别回归的结果

在这一部分,我们将对企业债券和公司债券的信息有效性进行比较。考虑到整体回归(表 3)中变量  $S$  的系数均不显著,而且加入  $S$  后将大大减少可用样本,我们在这里将只使用模型 1 和模型 3,将这两个模型分别应用于企业债券样本和公司债券样本。回归结果见表 4。

首先,我们对比  $B$  的系数。可以看到,无论用模型 1 还是模型 3,企业债券样本的系数的绝对值普遍比公司债券样本的大。此外,企业债券样本的显著系数的滞后期至少持续 5 天,而公司债券样本则只有 4 天。从滞后效应的大小和滞后时间的长短两方面来看,我们都可以确定,公司债券在历史价格方面的信息有效性要明显好于企业债券。

其次,我们对比  $T$  的系数。与前述结果类似,企业债券样本的系数比公司债券样本的系数略大,而且公司债券样本的滞后项系数的衰减速度明显快于企业债券样本,前者只持续 4 天,后者则至少持续 5 天。这充分说明,公司债券在无风险利率方面的信息有效性同样好于企业债券。

对比  $M$  的系数可以看出,虽然“跷跷板”现象在企业债券和公司债券中都存在,但企业债券略微存在滞后效应,公司债券则几乎不存在滞后。这虽然不能说明宏观经济方面的信息有效性孰优孰劣,但至少可以说明,企业债券的价格在一定程度上能够通过股指的涨跌进行预测,而公司债券则不能,说明公司债券的信息有效性更高。

最后,对比  $\Delta ID$  和  $\Delta IC$  的系数,我们同样做出与前文类似的判断:在全价报价时期,公司债券在利息支付方面的信息有效性略高于企业债券;在净价报价时期,公司债券利息支付方面的信息有效性显著高于企业债券。

<sup>①</sup> “影响公司资产的均值为主”的含义,可参考 Kwan(1996)和 Alexander, Edwards and Ferri(2000)。

表 4 企业债券和公司债券分别回归的结果<sup>1</sup>

样本	模型 1		模型 3	
	企业债券	公司债券	企业债券	公司债券
截距	0.1120 <sup>a</sup> (4.78)	0.0480 <sup>a</sup> (5.27)	0.1145 <sup>a</sup> (4.37)	0.0549 <sup>a</sup> (6.42)
<b>B</b>				
L1.	-0.8732 <sup>a</sup> (-19.12)	-0.2293 <sup>a</sup> (-3.02)	-0.8490 <sup>a</sup> (-16.70)	-0.2046 <sup>a</sup> (-2.75)
L2.	-0.6289 <sup>a</sup> (-15.91)	-0.2322 <sup>a</sup> (-4.79)	-0.5811 <sup>a</sup> (-14.45)	-0.2261 <sup>a</sup> (-4.81)
L3.	-0.5901 <sup>a</sup> (-12.73)	-0.2103 <sup>a</sup> (-5.46)	-0.5555 <sup>a</sup> (-11.88)	-0.1864 <sup>a</sup> (-5.51)
L4.	-0.4173 <sup>a</sup> (-11.72)	-0.1927 <sup>a</sup> (-6.46)	-0.3969 <sup>a</sup> (-11.62)	-0.1865 <sup>a</sup> (-6.25)
L5.	-0.2269 <sup>a</sup> (-5.56)	-0.0312 (-0.58)	-0.2265 <sup>a</sup> (-5.67)	-0.0290 (-0.54)
<b>T</b>				
—	0.4992 <sup>a</sup> (3.07)	0.4095 <sup>a</sup> (3.99)	0.5353 <sup>a</sup> (3.52)	0.4277 <sup>a</sup> (6.50)
L1.	0.4691 <sup>a</sup> (5.94)	0.2453 <sup>a</sup> (7.11)	0.4931 <sup>a</sup> (7.05)	0.2389 <sup>a</sup> (6.42)
L2.	0.4228 <sup>a</sup> (7.88)	0.1471 <sup>a</sup> (3.27)	0.4194 <sup>a</sup> (8.10)	0.1360 <sup>a</sup> (3.14)
L3.	0.3782 <sup>a</sup> (5.94)	0.1173 <sup>b</sup> (2.29)	0.3785 <sup>a</sup> (6.25)	0.1170 <sup>b</sup> (2.33)
L4.	0.2853 <sup>a</sup> (5.12)	0.0829 <sup>c</sup> (1.70)	0.2685 <sup>a</sup> (4.99)	0.0890 <sup>b</sup> (2.30)
L5.	0.1690 <sup>a</sup> (4.51)	0.0650 (1.38)	0.1621 <sup>a</sup> (4.56)	0.0551 (1.40)
<b>M</b>				
—	-0.0179 <sup>a</sup> (-3.31)	-0.0115 <sup>a</sup> (-3.43)	-0.0193 <sup>a</sup> (-3.68)	-0.0122 <sup>a</sup> (-3.68)
L1.	-0.0109 <sup>c</sup> (-1.66)	0.0005 (0.10)	-0.0141 <sup>b</sup> (-2.10)	0.0015 (0.35)
L2.	-0.0096 (-1.60)	-0.0049 (-1.18)	-0.0095 (-1.52)	-0.0061 <sup>c</sup> (-1.90)
L3.	-0.0114 (-1.55)	-0.0006 (-0.22)	-0.0101 (-1.46)	-0.0024 (-1.11)
L4.	-0.0061 (-0.84)	-0.0001 (-0.03)	-0.0059 (-0.87)	-0.0015 (-0.51)
L5.	-0.0019 (-0.35)	0.0003 (0.17)	-0.0021 (-0.37)	0.0005 (0.31)
<b>ΔID</b>				
—	—	—	-0.6247 <sup>a</sup> (-5.06)	-0.7915 <sup>a</sup> (-7.80)
L1.	—	—	-0.6488 <sup>a</sup> (-6.06)	-0.0334 (-0.46)
L2.	—	—	-0.2763 <sup>a</sup> (-3.72)	-0.1574 <sup>a</sup> (-4.15)
L3.	—	—	-0.3205 <sup>a</sup> (-4.21)	-0.0864 <sup>b</sup> (-2.04)
L4.	—	—	-0.2254 <sup>a</sup> (-2.91)	-0.2786 <sup>a</sup> (-3.83)
L5.	—	—	-0.3141 <sup>a</sup> (-4.64)	-0.1098 (-1.16)
<b>ΔIC</b>				
—	—	—	0.1772 <sup>a</sup> (2.99)	-0.0099 (-0.26)
L1.	—	—	0.2057 <sup>a</sup> (3.50)	-0.0161 (-0.73)
L2.	—	—	0.1347 <sup>a</sup> (2.91)	0.0206 (1.25)
L3.	—	—	0.1199 <sup>a</sup> (2.82)	0.0212 (1.24)
L4.	—	—	0.1399 <sup>a</sup> (3.24)	0.0130 (0.58)
L5.	—	—	0.1214 <sup>a</sup> (2.93)	-0.0181 (-0.68)
$\bar{i} \times n$	115.64 × 53	194.5 × 18	115.23 × 53	194.5 × 18

<sup>a</sup> 在 0.01 显著性水平下显著; <sup>b</sup> 在 0.05 显著性水平下显著; <sup>c</sup> 在 0.1 显著性水平下显著。

<sup>1</sup> 括号中汇报的是异方差稳健 z 统计量。

## 七、结 论

本文使用 53 只企业债券和 18 只公司债券在 2007 年 1 月 1 日至 2009 年 12 月 31 日



之间的交易数据,借助4个动态面板模型,考察了历史价格、无风险利率、宏观经济、公司基本面和利息支付等方面的信息有效性。

整体来看,我国企业债券和公司债券在历史价格和无风险利率方面的信息有效性很低,在宏观经济方面的信息有效性不能判断,在公司基本面方面的信息有效性则较高。此外,我国有两点明显区别于国外:第一,股指与债券价格呈负相关;第二,债券付息之后会出现持续的错误定价。总的来看,我国企业债券和公司债券的信息有效性还不高。

分别来看,我国企业债券和公司债券的信息有效性有显著不同。无论在历史价格、无风险利率、股指预测力还是利息支付方面,公司债券的信息有效性都要好于企业债券,具体表现为:预测因素的滞后效应普遍更小,滞后的时间普遍更短。

本文的研究表明,我国金融改革进程中新推出的“市场化”的公司债券,不仅在制度上,更在市场表现上,优于旧有的“计划性”的企业债券。此外,我们的研究也能够部分地证实,我国2008年年末2009年年初进行的净价报价全价结算的交易制度改革成功地提高了企业债券和公司债券的信息有效性。

本文对投资者的意义更加重大,因为本文揭示了不承担任何风险从而获取超额回报的一种途径。简单来说,股市下跌、国债上涨、企业债券价格下跌时是较好的买进时机,但最好避免在付息日即将到来时买进;股市上涨、国债下跌、企业债券价格上涨时是较好的卖出时机,但也最好赶在付息日到来之前卖出。类似的套利手段也可用于公司债券,但公司债券的套利机会比企业债券少。当越来越多的投资者都按照这种方法进行套利时,套利机会将会消失,市场将会达到有效。

## 参 考 文 献

- [1] 陈灯塔、洪永森,2003:《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)》第4期,第97~124页。
- [2] 陈军泽、杨柳勇,2000:《国债市场的降息效应分析》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》第3期,第77~81页。
- [3] 陈小悦、陈晓、顾斌,1997:《中国股市弱型效率的实证研究》,《会计研究》第9期,第13~17页。
- [4] 冯宗宪、郭建伟、孙克,2009:《企业债的信用价差及其动态过程研究》,《金融研究》第3期,第54~71页。
- [5] 李丽,2006:《公司债券市场的强制担保要求和投资者定位》,《金融研究》第3期,第一页。
- [6] 李贤平、江明波、刘七生,2000:《国债市场有效性的初步探讨》,《统计研究》第7期,第一页。
- [7] 鲁臻、邹恒甫,2007:《中国股市的惯性与反转效应研究》,《经济研究》第9期,第一页。
- [8] 沈艺峰、吴世农,1999:《我国证券市场过度反应了吗?》,《经济研究》第2期,第一页。
- [9] 宋颂兴、金伟根,1995:《上海股市市场有效实证研究》,《经济学家》第4期,第一页。
- [10] 汤亮,2005:《公开信息与国债市场价格的发现过程——基于中国的经验实证分析》,《南开经济研究》第5期,第一页。
- [11] 王国刚,2007:《论“公司债券”与“企业债券”的分立》,《中国工业经济》第2期,第一页。
- [12] 王璐、庞皓,2008:《中国股市和债市波动的溢出效应——基于交易所和银行间市场的实证研究》,《金融论坛》第4期,第一页。
- [13] 王永宏、赵学军,2001:《中国股市“惯性策略”和“反转策略”的实证分析》,《经济研究》第6期,第一页。
- [14] 吴谦,2007:《可转债价格与股票价格动态传导关系实证研究——基于多变量协整方法和非对称误差修正模型的

- 检验分析》,《财经研究》第 5 期,第一页。
- [15] 吴世农,1996:《我国证券市场效率的分析》,《经济研究》第 4 期,第一页。
- [16] 吴世农、吴超鹏,2003:《我国股票市场“价格惯性策略”和“盈余惯性策略”的实证研究》,《经济科学》第 4 期,第一页。
- [17] 杨晔,2006:《企业债券品种创新驱动因素实证分析》,《金融研究》第 12 期,第一页。
- [18] 俞乔,1994:《市场有效、周期异常与股价波动——对上海、深圳股票市场的实证分析》,《经济研究》第 9 期,第一页。
- [19] 袁超、张兵、汪慧建,2008:《债券市场与股票市场的动态相关性研究》,《金融研究》第 1 期,第一页。
- [20] 曾志坚、江洲,2007:《关于我国股票市场与债券市场收益率联动性的实证研究》,《当代财经》第 9 期,第一页。
- [21] 张兵、李晓明,2003:《中国股票市场的渐进有效性研究》,《经济研究》第 1 期,第一页。
- [22] 张亦春、周颖刚,2001:《中国股市弱式有效吗?》,《金融研究》第 3 期,第一页。
- [23] 周琳杰,2002:《中国股票市场动量策略赢利性研究》,《世界经济》第 8 期,第一页。
- [24] Alexander, G. J., A. K. Edwards, and M. G. Ferri, 2000, “What does Nasdaq’s high – yield bond market reveal about bondholder – stockholder conflicts?”, *Financial Management* 29: 23 ~ 39.
- [25] Arellano, M., and S. Bond, 1991, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *The Review of Economic Studies* 58: 277 ~ 297.
- [26] Blanco, R., B. Simon, and I. W. Marsh, 2005, “An Empirical Analysis of the Dynamic Relation between Investment – Grade Bonds and Credit Default Swaps”, *The Journal of Finance* 60: 2255 ~ 2281.
- [27] Blume, M. E., D. B. Keim, and S. A. Patel, 1991, “Returns and Volatility of Low – Grade Bonds 1977 ~ 1989”, *The Journal of Finance* 46: 49 ~ 74.
- [28] Chang, E. C., and J. M. Pinegar, 1986, “Return seasonality and tax – loss selling in the market for long – term government and corporate bonds”, *Journal of Financial Economics* 17: 391 ~ 415.
- [29] Cornell, B., and K. Green, 1991, “The Investment Performance of Low – Grade Bond Funds”, *The Journal of Finance* 46: 29 ~ 48.
- [30] Downing, C., S. Underwood, and Y. H. Xing, 2009, “The Relative Informational Efficiency of Stocks and Bonds: An Intraday Analysis”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44: 1081 ~ 1102.
- [31] Fama, E. F., 1970, “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, *The Journal of Finance* 25: 383 ~ 417.
- [32] Hotchkiss, E. S., and T. Ronen, 2002, “The informational efficiency of the corporate bond market: An intraday analysis”, *Review of Financial Studies* 15: 1325 ~ 1354.
- [33] Jordan, S. D., and B. D. Jordan, 1991, “Seasonality in Daily Bond Returns”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 26: 269 ~ 285.
- [34] Katz, S., 1974, “The Price and Adjustment Process of Bonds to Rating Reclassifications: A Test of Bond Market Efficiency”, *The Journal of Finance* 29: 551 ~ 559.
- [35] Kwan, S. H., 1996, “Firm – specific information and the correlation between individual stocks and bonds”, *Journal of Financial Economics* 40: 63 ~ 80.
- [36] Lindvall, J. R., 1977, “New Issue Corporate Bonds, Seasoned Market Efficiency and Yield Spreads”, *The Journal of Finance* 32: 1057 ~ 1067.
- [37] Martin, J. D., 1974, “An Analysis of the Efficiency of the Market for New Corporate Bonds in Reflecting Two Sources of Essentially Free Information, 1960 ~ 1971”, *The Journal of Finance* 29: 1333 ~ 1334.
- [38] Norden, L., and M. Weber, 2009, “The Co – movement of Credit Default Swap, Bond and Stock Markets: an Empirical Analysis”, *European Financial Management* 15: 529 ~ 562.

- [39] Schneeweis, T., and J. R. Woolridge, 1979, "Capital Market Seasonality: The Case of Bond Returns", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 14: 939 - 958.
- [40] Smirlock, M., 1985, "Seasonality and bond market returns", *The Journal of Portfolio Management* 11: 42 - 44.

**Abstract:** This paper investigates and compares the informational efficiency of enterprise bond and corporate bond from the aspects of historical price, risk-free rate, macroeconomic condition, corporate fundamentals, and interest payment. It is found that the informational efficiency of both bonds as a whole is relatively low. Specifically, it is very low in terms of historical price, risk-free rate, and interest payment, but relatively high in terms of corporate fundamentals, and undecided on macroeconomic condition. When consider it separately, however, the informational efficiency of China's corporate bonds is better than that of enterprise bonds overwhelmingly. These results suggest that the financial reform on corporate bonds in China has achieved success. Nevertheless, investors should pay attention to that there still remains substantial arbitrage opportunities in China's enterprise bond market.

**Key Words:** corporate bond, enterprise bond, informational efficiency, arbitrage

(责任编辑:胡海刚)(校对:HA)