

图2 财务报告质量评价理论框架

（《会计研究》2012年第3期 略有删节）

## 信息不对称与企业债券信用风险估价

——基于2008~2011年中国企业债券数据

周宏 林晚发 李国平 王海妹

### 一、引言

企业债券具有流动性大、约束力强以及低成本等优势，在发达的市场经济国家里，债券融资在企业融资中占有主导地位。在中国，虽然中国企业债券融资规模由2002年的367亿元增加至2011年末的13 658亿元，增加了35倍。但是，企业债券发行的规模仍远远落后于股票的发行规模。截至2011年底，中国股票市值为23万亿元人民币，仅次于纽约证券交易所和纳斯达克，而中国债券发行规模仅为5万亿元人民币（时文朝，2012）。扩大中国企业债券发行规模成为当前迫切而艰巨的任务。

中国企业债券发行规模小的原因是多方面的，而信息不对称则是重要原因之一。严重的信息不对称导致投资者难以了解发债企业的真实情况，投资者面临着较高的信息收集费用和较大的信用风险，投资积极性必然受到严重打击。信息不对称还导致企业的外部融资能力大大降低。因此，解决债券发行市场中的信息不对称问题是企业债券市场得到发展的前提之一。中国证监会主席郭树清提出，要按照统一准入条件、统一信息披露标准、统一资信评级的要求、统一投资者适当性制度和统一投资者保护机制的要求，积极推进完善债券发行交易法律制度，为债券市场的改革和发展提供制度保障。

基于以上这一背景，本文利用2008年12月31日至2011年12月31日中国非上市公司的企业债券数据，对企业债券发行者和债券投资者之间信息不对称程度与中国企业债券信用风险之间的关系进行实证研究；并构建包含信息不对称的企业债券信用风险估价模型，利用上市公司债券数据，检验模型对实际利差的拟合度。

本文的贡献在于，第一，本文首次利用中国非上市企业债券数据实证检验信息不对称与企业债券信用利差之间的相关性，并且发现二者之间存在显著的正相关；第二，基于信息不对称与企业债券信用利差之间的正相关性，本文改进了传统的BS估价模型，建立了包含信息不对称的企业债券信用风险估价模型。通过对这一模型的检验表明，我们构建的估价模型能很好地拟合实际利差。本文的研究具有以下几方面的意义：为企业债券信用风险估价的研究提供新的视角与方法；为监管部门制定企业债券发行的信息披露政策提供理论依据；帮助投资者在信息不对称的情况下准确地对企业债券信用风险进行估价，从而降低投资者的投资风险，增强投资者投资债券的积极性；帮助企业降低与投资者之间的信息不对称，从而降低债券融资成本。

本文余下部分结构安排如下。第二部分对已有相关文献进行梳理回顾，并提出本文的研究假设；第三部分是研究设计部分，包括样本的选择，变量的定义以及检验假设模型的建立；第四部分是实证结果，包括变量的描述性统计、多元回归分析与稳健性检验；第五部分是两种信用风险估价模型比较；第六部分是本文的结论部分。

### 二、文献综述与研究假设

古典经济学和新古典经济学都是以完全竞争的市场为假设，且假设买卖双方都拥有完全对称的信息。但在现实的经济运行中，市场通常是不完善的，而信息不对称也到处可见。20世纪70年代，Akerlof et al. (1970)发现了信息不对称的普遍存在及其对市场的影响。此后，以非对称信息为假设的市场理论被广泛运用到各种分析中。信息不对称导致投资者因为无法了解企业的真实财务状况而承担更高的投资风险。因此，投资者必然向债券发行企业索取更高的回报作为补偿，从而导致发债企业承担更高的信用利差。企业债券发行者与投资者之间信息不对称的程度越高，投资者要求企业债券发行者给予的风险补偿也就越高，企业债券的利差也就应该越高。这一结论已被实证研究予以证明。Yu (2005)用AIMR的披露等级作为财务信息透明度的衡量指标，实证检验了企业债券信用利差的期限结构和财务信息的质量之间的关系。研究发现，财务透明度较高的公司具有较低的信用利差，尤其是对于短期债券更是如此。针对前人研究的不足，即衡量信息不对称对债券定价的影响时未提供一个含信息数量和质量的总体评价的指标，Moerman (2005)使用二级市场的买入卖出价作为借款公司信息不对称的衡量手段。研究发现，在其他条件相同的情况下，借款人的组合贷款的利率利差与之前二级市场上的买入卖出价正相关；在其他条件相同的情况下，组合贷款的期限和之前二级市场上的买入卖出价负相关。Liao et al. (2009)用原始PIN模型估计的信息交易的概率(PIN)、拓展PIN模型估计的信息交易的概率(ADJPIN)以及买卖差额(OI)来表示企业债券发行者与债券投资者之间的信息不对称程度，实证检验了债券投资者与管理层之间的信息不对称对于债券信用利差的影响，结果表明信息不对称对债券信用利差存在显著性影响。

从以上文献可知，国外已有大量的实证研究证明信息

不对称影响企业债券的信用利差,但是尚未见到信息不对称对中国企业债券信用利差影响的研究。中国企业债券发行中的信息不对称程度严重,导致投资者难以了解发债企业的真实情况,投资者面临着较高的信息收集费用和较大的信用风险。林毅夫和李永军(2001)认为,中国企业在外部融资的过程中往往存在信息不对称情况。且这种情况一直没有显著性的改善。张瀛(2007)发现,即便在信息披露比较规范的情况下,银行间债券市场信息不对称仍然严重。在存在严重信息不对称的情况下,债券投资者要承担更大的风险,必然要求更高的回报,这会导致信用利差的提高。由此,为检验信息不对称对中国企业债券信用利差的影响,本文提出如下假设:

H1: 企业债券发行者与投资者之间的信息不对称程度和企业债券的信用利差正相关。

Merton(1974)提出了基于经典期权分析法的结构模型,该模型假定企业只发行一种零息债券,当企业的资产价值低于债券的面值时,企业将发生违约。这一模型的提出为企业债券信用风险估价奠定了理论基础,但该模型估计得到的信用利差与实际利差常常有很大差距,主要原因在于Merton(1974)模型假设条件过于理想化。Huang and Huang(2003)发现,只有25%的信用利差真正与违约风险有关。Collin-Dufresne et al. (2001)也有类似的结果。针对结构模型假设与现实不符的事实,一些学者开始从非对称信息的角度对传统结构模型进行拓展。Duffie and Lando (2001)认为,不完全的会计信息导致投资者对公司价值认知的不精确,从而导致对信用利差期限结构的不同预测。Yu (2005)的经验研究表明,加入信息不对称能够提高对债券信用利差的解释力,尤其对于那些剩余期限少于3年的债券。Liao et al. (2009)证明了信息不对称能够解释银行信用评级给出的违约概率与Merton(1974)结构模型估计的违约概率之间的巨大差异。Van et al. (2001)的研究表明,信息不对称不仅会加大公司价值的波动性,也会导致投资者对公司未来价值采取更为保守的估计。

总之,非对称信息能够影响公司价值的波动性,并且期权的价值会随着波动率的增加而增加,因此,按照结构模型理论,信用利差将随着波动率的增加而增加。从直观上看,这个结论也较为明显,因为波动率的增加将会导致违约概

率的增大。那么基于以上所述,含有信息不对称因素的债券信用风险估价模型应该更能拟合真实的信用风险。由此,本文提出如下假设:

H2: 相对于传统的BS定价模型,基于信息不对称的债券信用风险估价模型更能拟合真实信用风险。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选取与数据来源。

为了避免美国次贷危机这一事件对研究结果产生结构性影响,本文所使用的样本为2008年12月31日至2011年12月31日,信用等级为AAA级的中国非上市公司的企业债券数据。样本中的企业债券基本信息、发债企业的财务数据、以及国债到期收益率等数据均来自国泰安数据库。由于银行间市场企业债券价格相对于交易所市场企业债券价格缺乏弹性,难以反映出真实的企业债券价格,因此,本文选取中国非上市的企业债券作为研究对象。不仅如此,由于中国企业债券大多数为AAA级,同时为了排除信用等级对企业债券利差的影响,本文仅选取信用等级为AAA级的非上市的企业债券。在剔除数据缺失和异常值的观测值后,样本中剩余观测值数为289个,即本文选取这289个非上市的企业债券数据作为研究对象。

#### (二) 研究设计。

Yu (2005)研究表明,企业债券信用利差的期限结构和财务信息的质量之间的关系,发现财务透明度较高的公司具有较低的信用利差,Yu (2005)的模型如下:

$$CS_i = \alpha + \beta_1 DISC_i + \beta_2 MAT_i + \beta_3 LEV_i + \beta_4 VOL_i + \beta_5 AGE_i + \beta_6 LSIZE_i + \varepsilon_i \quad (式1)$$

其中, $CS_i$ 代表信用利差; $DISC_i$ 代表财务信息透明度,是衡量信息不对称的指标; $MAT_i$ 代表债券期限; $LEV_i$ 代表违约距离; $VOL_i$ 代表企业资产市场价值的波动率; $AGE_i$ 代表债券的剩余期限; $LSIZE_i$ 代表发行在外的债券总额; $\varepsilon_i$ 是随机误差项。

为了验证假设H1,本文借鉴Yu (2005)的思想,针对中国企业债券发行中信息不对称,构建多元回归模型如下:

$$CS = \alpha + \beta_1 INTAN + \beta_2 MAT + \beta_3 LEV + \beta_4 AGE + \beta_5 LSIZE + \varepsilon \quad (式2)$$

模型中各个变量的解释如表1所示。

表1 变量定义

变量类型	变量名	变量含义
被解释变量	CS	债券的到期收益率与剩余期限相同国债到期收益率之差
解释变量	INTAN	无形资产占总资产账面价值的比例
	VAR	年收益率的波动幅度
控制变量	MAT	债券剩余期限
	LEV	违约距离
	AGE	债券已存续年限
	LSIZE	发债规模

其中,被解释变量为企业债券利差,即企业债券的到期收益率与剩余期限相同的国债到期收益率之差。计算方法为:

$$CS_\tau = YTM_\tau - r_\tau \quad (式3)$$

$CS_\tau$ 代表剩余期限为 $\tau$ 的企业债券利差, $YTM_\tau$ 代表剩余期限为 $\tau$ 的企业债券到期收益率, $r_\tau$ 代表剩余期限为 $\tau$ 的国债到期收益率。企业债券和国债的到期收益率数据来自国泰安数据库,国债到期收益率的数据间隔为0.2年,与企业

债券相同剩余期限的国债到期收益率通过线性插值法计算而得。

INTAN指企业债券发行者与债券投资者之间信息不对称的程度,INTAN的符号预期为正。在Yu(2005)中,DISC是用来衡量信息不对称的指标,其具体来源是投资与管理研究协会(Association For Investment and Management Research)出版的年度公司披露排名,该排名是用来衡量公司财务信息透明度的。由于中国类似的权威排名很难获得,因此本文以无形资产占发债企业账面总资产的比例来衡量信息不对称程度。D’Mello and Ferris(2009)提出用金融分析师的预测误差或预测偏差来衡量信息不对称。Houweling et al.(2002)提出用市值账面比或市价收益比衡量信息不对称。Liao et al.(2009)用原始PIN模型估计的信息交易的概率、拓展PIN模型估计的信息交易的概率、买卖差额表示债券投资者与债券投资者之间的信息不对称程度。Van et al.(2001)指出公司收益的方差也是一种信息不对称的间接代理变量。Miguel and Pindado(2001)认为,无形资产占公司总资产的比例是一个较好的衡量公司信息不对称程度的变量。Miguel and Pindado(2001)认为,对于拥有较多无形资产的公司,其经理具有更多的信息优势,因为无形资产价值更具有公司特征,且无形资产通常代表未来投资机会的自由度,对外部投资者来说,无形资产比有形资产更不易评估。因此,一般来说,无形资产占发债企业总资产的比率越高,企业债券发行者和投资者之间的信息不对称程度就越高,投资者面临的风险也就越大,要求的回报越高,相应的债券利差也应该越大。本文借鉴Miguel and Pindado(2001)的思想,以无形资产占发债企业账面总资产的比例来衡量企业债券发行者与投资者之间信息不对称程度。

MAT指债券剩余期限,即债券到期年限与当期年的差值。一般认为剩余期限较长的企业债券由于其流动性较差

表2 样本的描述性统计

变量	样本数	最大值	最小值	中位数	均值	标准差
信用利差	289	3.94	0.135	1.62	1.686	0.774
无形资产比例	289	0.369	0.0002	0.017	0.038	0.071
剩余期限	289	24	1	6	6.612	3.881
发行期限	289	30	5	10	11.024	4.237
违约距离	289	0.899	0.301	0.659	0.639	0.154
已存续年限	289	10	0.1	4	4.162	2.477
债券发行规模	289	79	0.2	19	20.615	13.506

从表2中可以看出,中国企业债券信用利差平均为1.686个百分点,其最大值与最小值之差大于3.8个百分点,变化幅度较大,说明中国企业债券市场具有一定的甄别不同发债主体的能力,具有一定的有效性。无形资产比例的平均值为0.038,中位数为0.017,最大值为0.369,这表明公司无形资产比例偏向最大值一边。根据Miguel and Pindado(2001)的观点,拥有较多无形资产的公司,其经理具有更多的信息优势,因为无形资产比有形资产更不易评

表3 信用利差变化决定因素回归结果

变量	系数	标准差	t值	显著性概率
常数项	2.053	0.248	8.28	0.00***

且不确定性较大,故风险较大,利差应较高。

LEV是违约距离。由于无法获得发债企业的市值波动率,本文采用负债的账面价值/总资产来代替。在结构模型中,违约距离越大,信用风险就越大,债券利差也就越大,因此违约距离应与信用利差正相关。

AGE是债券已存续年限,即债券从发行年与当期年的差值。Yu(2005)认为,一只债券已存续年限越长,它的交易就越不频繁,流动性就越差,因此债券利差就越大。但从信息不对称的角度来说,一只债券已存续的年限越长,它的已披露的信息就越多,企业债券发行者与投资者之间的信息不对称程度越低,因此信用利差应该越小。

LSIZE是债券的以亿元为单位的发行规模。Yu(2005)认为,一只债券的发债规模越大,就有更多的投资者对它产生投资兴趣,更多的二手市场交易,因此导致更低的债券利差。

VAR代表收益的年间振幅,计算方法为:(最高成交价-最低成交价)/最低成交价×100%。Van et al.(2001)认为,公司收益的方差可以作为信息不对称的间接代理变量。

INTAN是本文关注的核心变量。在对式(2)的回归检验中,如果INTAN的系数显著为正,那么H1得到验证。

为了对H2进行验证,我们设定两个评判标准:第一,相关系数;第二,真实值与拟合值的残差平方和。第二个拟合标准是第一个拟合标准的补充。假如加入非对称信息的估价模型估计的价差与真实价差的相关系数比传统的BS模型相关系数大,并且残差平方和更小,那么H2得到验证。本文计算使用MATLAB7.0。

#### 四、实证结果

##### (一)变量的描述性统计。

本文样本的描述性统计如表2所示。

估。可见,中国发债企业平均的信息不对称程度是较高的。中国企业债券平均发行期限为10年,平均已存续年限为4年,而平均剩余期限为6年,这三个数字之间基本吻合,说明中国企业债券的发行情况在近年来保持稳定。债券发行规模的最大值与最小值差距悬殊,说明不同发债主体的发债能力不同。

##### (二)多元回归分析。

本文利用式(2)进行回归分析,回归结果如表3所示。

无形资产比例	1.181	0.590	2.00	0.04**
已存续年限	-0.038	0.017	-2.34	0.02**
违约距离	0.594	0.270	2.20	0.03**
债券发行规模	-0.0009	0.003	-0.3	0.77
剩余期限	-0.092	0.011	-8.74	0.00***
R <sup>2</sup>	0.269	调整的R <sup>2</sup>		0.256
F值	20.83	显著性概率		0.00

注:\*\*\*, \*\*, \*分别表示在1%, 5%与10%水平下的显著性。

从表3中可以看出:

1、调整后的R<sup>2</sup>达到25.6%, F检验在1%水平下显著, 说明模型整体是显著的, 对利差具有较高的解释程度。

2、无形资产占发债企业账面总资产的比率与企业债券利差正相关, 并且在1%水平下显著。H1得到验证, 即无形资产占比越高, 发债企业的信息越难以被外界投资者所知, 则相应的企业债券利差就越高。

3、债券剩余期限与债券利差负相关, 并且在1%水平下显著。即债券距离到期日越远, 债券利差反而越小, 这一点与理论分析不一致。这可能是由于企业债券利差“倒挂”现象的存在, 现行利率政策限制了企业债券利率的调节空间, 所以不能很好体现不同期限结构企业债券的差别。

4、债券违约距离, 即发债企业的账面资产负债率在5%水平下显著, 且与债券利差正相关, 即发债企业的负债程度越高, 企业债券的利差就越大, 与理论分析一致。

5、债券已存续年限与债券利差负相关, 且在5%水平下显著。这一结果与从流动性角度出发进行的分析不符, 与从信息不对称角度出发进行的分析一致, 从而进一步支持了

本文关于信息不对称会加大企业债券信用风险的观点。之所以与从流动性角度出发进行的分析不符, 可能是因为我国企业债券发行交易普遍不频繁, 流动性普遍较差, 因此流动性这一指标并不能对不同债券产生较好的区分。

6、债券的发行规模这一指标不显著, 也可以从债券流动性普遍较差的角度进行解释。从理论上来说, 债券的发行规模越大, 对它感兴趣的投资者越多, 它的流动性就越好, 因此债券利差越低。但是由于我国债券的流动性普遍较差, 不同债券的流动性差别不大, 因此债券发行规模这一指标并不能很好地对不同债券进行区分。

### (三) 稳健性检验。

前文根据Miguel and Pindado (2001)的研究, 用企业债券的无形资产占公司总资产的比例来衡量公司信息不对称程度的变量。为了检验结果的稳定性, 本文借鉴Van et al.(2001)的研究, 采用公司收益的方差来衡量公司信息不对称程度。因此, 本文在保持其他指标不变的情况下, 用VAR代替INTAN来进行稳健性检验。回归结果如表4所示。

表4 稳健性检验结果

变量	系数	标准差	t值	显著性概率
常数项	2.469	0.248	9.96	0.00***
收益方差	0.011	0.004	2.38	0.02**
已存续年限	-0.052	0.018	-2.76	0.00***
违约距离	-0.212	0.274	-0.77	0.44
债券发行规模	-0.003	0.003	-0.88	0.1564
剩余期限	-0.092	0.011	-8.07	0.00***
R <sup>2</sup>	0.206	调整的R <sup>2</sup>		0.20
F值	14.99	显著性概率		0.00

注:\*\*\*, \*\*, \*分别表示在1%, 5%与10%水平下的显著性。

从表4可以看出, 回归结果与原模型结果与显著性几乎完全一致, 说明本文所构建的模型的稳健性是较好的。

## 五、不同估价模型比较

为了验证本文提出的假设H2, 本文构建基于信息不对称的债券信用风险估价模型, 并与传统的BS定价模型比较, 分析估价模型的拟合度。

本文首先以Merton(1974)的BS模型为基础, 构建包含信息不对称因素的估价模型。由于Merton(1974)的BS模型的变量有公司收益率的波动性 $\sigma$ , 但是, 中国企业债发债企业市场价值波动率数据无法取得, 本文用式(2)中的INTAN代替BS模型中的 $\sigma$ 。Liao et al.(2009)研究发现, 信息不对称会导致基础资产市场价值的波动率增加, 同时也会导致市场

对资产市场价值的低估。因此, 本文用式(2)中的INTAN代替BS模型中的 $\sigma$ 是有依据的。同时, 在现实中, 企业一般会同时采用多种方式融资, 如银行贷款等, 而不是只发行一种债券, 因此, K应该是企业总负债的账面价值, 而不只是债券的面值。基于以上分析, 本文构建的估价模型如下:

$$\text{若 } N(d_2) + \frac{V_0}{K} e^{r(T-t)} N(d_1) > 1$$

$$CS_t(T) = \sqrt{\frac{1}{T-t} \ln \left[ N(d_2) + \frac{V_0}{K} e^{r(T-t)} N(d_1) \right] + 0.2}$$

$$\text{若 } N(d_2) + \frac{V_0}{K} e^{r(T-t)} N(d_1) < 1$$

$$CS_t(T) = -\sqrt{\frac{1}{T-t} \ln \left[ N(d_2) + \frac{V_0}{K} e^{r(T-t)} N(d_1) \right] + 0.2}$$

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V_t}{K}\right) + \left(r + \frac{\sigma^2}{2}\right)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T-t}$$

$$N(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^y e^{-u^2/2} du \quad (式4)$$

其中,  $CS_t$  为  $t$  时刻的企业债券利差,  $T$  是企业债券发行期限,  $t$  是债券已存续年限,  $V_0$  是企业发行债券时的账面总资产,  $K$  是企业发行债券的总负债账面价值,  $r$  是无风险利率,  $\sigma$  是企业信息不对称的程度, 即企业无形资产占总资产的比率。

如前所述, 为了检验 H2, 本文设计两个评判标准, 第一, 两个模型模拟出来的利差与真实利差的相关系数; 第二, 两个模型模拟出来的利差与真实利差的残差平方和。由于存在上市公司发行债券的发行日期各异, 发行期限和剩余期限也各不相同, 则式 10 中的  $T-t$  即为各企业债券的剩余年限, 同时本文采取一种简化的办法, 把  $V_0$  设为发债企业在 2011 年 12 月 31 日的总资产账面价值。由于这样的简化没有改变企业债券的基本要素, 也不会改变估价的结果, 因此与实际情况是相符的。在剔除缺失和异常值后, 本文得到信用等级为 AAA 的 70 只上市公司债券, 作为以下研究的对象。

接下来将上述相关数据代入 BS 模型, 以及本文的信息不对称模型 (即式 4), 分别求出两个模型下拟合得到的剩余期限不同的上市公司债券利差与实际利差间的相关系数, 以及拟合得到的债券利差与实际利差的残差平方和, 结果见表 5。其中,  $CS$  为实际利差,  $BS$  是以 BS 模型拟合出来的利差,  $INTAN$  是以式 (4) 拟合出来的利差。

表 5 实际利差与不同模型拟合利差的相关系数

	CS	BS	INTAN
CS	1		
BS	-0.1241	1	
INTAN	0.3276	-0.4989	1

表 5 显示,  $INTAN$  与  $CS$  相关系数大于  $BS$  与  $CS$  的相关系数。同时, 通过计算, 本文得到  $BS$  模型的残差平方和为 247.04, 而信息不对称模型的残差平方和为 31.86。因此, 根据前文两个标准, 本文认为, 本文构建的信息不对称模型的拟合度优于传统的  $BS$  模型。

图 1 为实际利差、 $BS$  模型拟合利差, 以及本文式 (4) 拟合出来的利差图。图 1 显示, 同  $BS$  相比,  $INTAN$  更好地拟合了真实  $CS$  的走向。

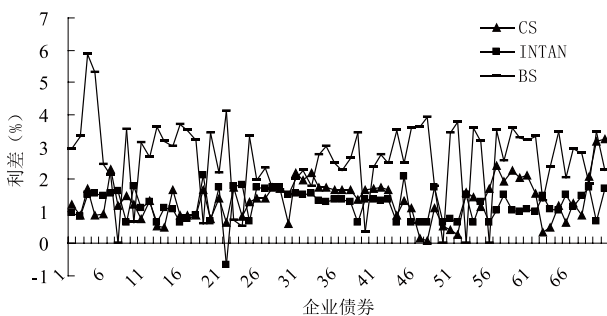


图 1: 实际利差, INTAN 与 BS

最后, 为了进一步验证式 (4) 的拟合度, 本文将上市公司收益率波动性作为  $\sigma$ , 代入式 (4), 获得利差  $BS$ ; 然后, 以无形资产与企业总资产比率作为  $BS$ , 代入式 (4), 获得利差  $INTAN$ 。拟合利差  $BS$ ,  $INTAN$  与真实利差  $CS$  之间的相关性见表 6。

表 6 实际利差与改进模型拟合利差的相关系数

	CS	BS	INTAN
CS	1		
BS	0.0895	1	
INTAN	0.3276	0.2149	1

表 6 显示,  $INTAN$  与  $CS$  相关系数大于  $BS$  与  $CS$  的相关系数。同时, 计算得到  $BS$  模型的残差平方和为 479.81, 而式 (4) 的残差平方和为 31.86。根据以上两个标准, 本文认为, 式 (4) 的拟合程度优于传统的  $BS$  模型。

图 2 为实际利差与以上市公司收益率波动性、信息不对称指标分别代入式 (4) 计算出来的利差对比图。从图形上看,  $INTAN$  能更好地拟合实际  $CS$ 。

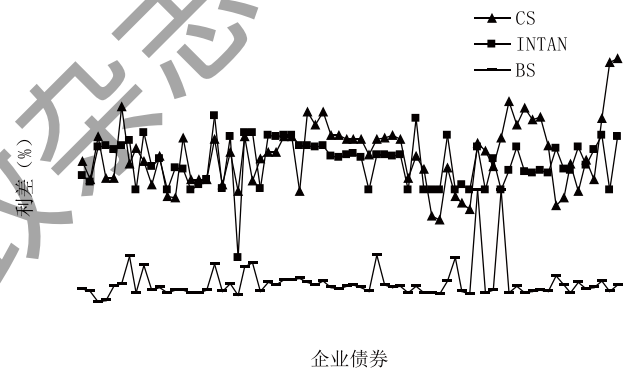


图 2: 实际利差与同一模型使用不同变量得到的利差

## 六、结论

本文利用 2008 年 12 月 31 日到 2011 年 12 月 31 日中国非上市公司的企业债券数据, 对企业债券发行者和投资者之间信息不对称程度对中国企业债券信用风险的影响进行实证研究。结果表明, 中国企业债券信用风险和企业债券发行者与投资者之间信息不对称程度之间存在显著的正相关关系。同时, 本文构建了包含信息不对称的企业债券信用风险估价模型, 利用上市公司债券数据, 对不同模型的拟合度进行分析。结果表明, 同传统的  $BS$  估价模型相比, 本文的信息不对称模型能够更好地拟合企业债券的实际信用风险。本文的贡献有两点。

第一, 本文首次利用中国非上市企业债券数据实证检验信息不对称与企业债券信用风险之间的相关性, 并且发现二者之间存在显著的正相关。

第二, 基于信息不对称与企业债券信用风险之间的正相关性, 本文改进了传统的  $BS$  估价模型, 建立了包含信息不对称的企业债券信用风险估价模型。通过对这一模型的检验表明, 我们构建的估价模型能很好地拟合实际风险。

(《会计研究》2012 年第 2 期 略有删节)