

银行间债券市场收益率曲线税收效应实证研究

刘晓曙 郑振龙

(厦门大学 金融系, 福建 厦门 361005)

摘要: 文章利用品种相对较多、交易相对较活跃的银行间债券市场中的无风险债券来构建收益率曲线。由于投资者面临不同的税收待遇, 税收因素是否显著影响投资者对债券的定价与市场收益率曲线的形状是个重要的研究课题。通过实证比较分析, 文章发现我国银行间债券市场收益率曲线存在税收效应。也就是说, 考虑了税收影响的 Svensson 模型具有更好地拟合能力。

关键词: 利率曲线结构; 税收效应; 隐含税率

中图分类号: F222.3 **文献标识码:** A

一、引言

发现有效的、合理的利率期限机构一直是中国金融学界学者孜孜以求的研究课题。中国利率期限结构曲线的研究始于 20 世纪 90 年代中后期, 以国债和同业拆借利率为样本, 用即期利率模型和动态利率模型研究利率期限结构, 例如范龙振构建了上海证券交易所债券价格隐含的利率期限结构的连续时间两因子 Vasicek 利率模型^[1]; 朱世武和陈健恒运用多项式样条法和 Nelson-Siegel 模型对我国交易所国债利率期限结构进行了实证研究^[2]; 谢赤和吴雄伟基于国内市场数据对具有状态变量的 HJM 模型、Vasicek 和 CIR 模型进行了实证分析^[3]; 郑振龙/林海利用 McCulloch 样条函数和息票剥离法对我国市场利率期限结构进行了静态估计, 构造出中国真正的市场利率期限结构^[4]。这些研究成果尽管取得了一定的成绩, 但这些研究几乎都是用国外已有的模型直接运用到国内的原始交易数据, 存在以下的不足之处: 首先, 大部分以交易所国债价格为样本的研究, 并没有考虑到交易所国债品种少、交易不活跃的事实; 其次, 以银行间国债价格为样本的研究, 虽然包含了较多的国债样本, 但是并没有考虑到哪些样本点是真实有效的交易; 第三, 以银行间拆借市场利率为样本的短期利率建模研究并没有考虑到同业拆借采取的是寻价机制, 样本点并不能反映实际的成交价格; 最后, 这些研究的主要目的是探询并解释中国基准利率期限的形状和特征, 并没有讨论在需要用每日样本更新模型参数的情况下, 模型的有效性。

本文将利用品种相对较多、交易相对较活跃的银行间债券市场中的无风险债券来构建收益率曲线。

我们知道, 相对而言, 银行间债券市场相对完善和发达。最近几年以来, 随着我国利率市场改革进程的稳步推进, 银行间债券市场逐步规范和成熟, 这将有助于形成有效的市场利率曲线, 为商业银行等金融机构在产品定价方面提供必要前提。银行间债券市场收益率曲线在一定程度上可以成为市场的利率基准。但我们也应当注意到目前银行间市场的国债品种结构不健全, 收益率的市场化决定程度还不够高, 给商业银行构造合理的市场利率曲线带来较大的困难。

收稿日期: 2008-03-28

作者简介: 刘晓曙(1975-), 男, 湖南耒阳人, 现为厦门大学金融系博士生, 理学博士, 主要从事金融工程和风险管理方向研究; 郑振龙(1966-), 福建平潭人, 厦门大学经济学院, 金融学博士, 主要从事资产定价、金融工程和风险管理方向研究。

感谢教育部 2004 年新世纪优秀人才支持计划的资助。

为了弥补国债品种的不够多的缺点,我们可以将考虑将与国债具有相同信用等级的央票和政策性金融债券和国债一起构造零收益率曲线。这里,值得注意的是,央票及政策性金融债尽管和国债具有相同的信用等级,但是还是存在一定的差异。按照我国当前证券的税收政策,投资者在投资这三种债券时会享受不同的税收待遇。我们注意到,银行间债券市场的投资者为机构投资者,按照《中华人民共和国企业所得税暂行条例》,对机构投资者免征国债利息收入所得税,而对从央票及政策性金融债所得到的利息需缴纳企业所得税,当前税率是33%;对机构投资者在二级市场买卖债券所得价差收入按《财政部关于营业税会计处理的规定》(财会[1993]83号)文件规定,即金融企业缴纳的营业税,通过“应交税金——应交营业税”科目进行核算。2001年上半年,国务院决定将金融企业8%的营业税税率分三年每年降低1个百分点,降至5%。

当然,在实际执行中,各地方政府对投资者还会依据各地经济金融发展战略需要灵活的制定各自的税收政策,如深圳地区对某股份制商业银行征收的企业所得税为18%,而营业收入税大约为5.5%。

显然,是否存在税收效应无论理论上还是实践中对构建收益率曲线都是至关重要的。这里,税收效应是指由于税收待遇而将显著影响市场参与者对这些债券的定价。

国外,研究人员采取各种不同的方法对政府债券定价中是否存在税收效应做了大量的研究。Schaefer^[5],Ronn^[6],Dermody和Rockafellar^[7]采纳了线性规划的研究了给定税率下投资者的最优投资组合。Jordan^[8],Litzenberger和Rolfo^[9]应用非线性回归的方法估计了给定税率下的利率期限结构,然后在不同税率情形下根据判别函数探寻税收效应的存在。Kamara^[10]着重讨论了在除了税收待遇存在差异其他方面完全一样的债券中是否存在税收效应,这些债券比如是具有相同期限的票据(notes)和央票(bills)。这些研究表明,在给政府债券相对定价过程中存在税收效应迹象。

本文将讨论我国银行间债券市场收益率曲线是否存在税收效应。由于税收政策的差异,我们将分两种情况进行对比:无税收影响情形、自由税率参数情形。这里讲的自由税率参数情形是指不同地方、不同市场参与者由于税收差别待遇对债券有不同的定价,它使收益率曲线仿佛受潜在的、隐形的某种税率待遇影响一样,是市场参与者享受到税率的加权平均税率,也就是所谓的隐含税率。

与其他研究不同的是,本文不仅采用了扩充了的更为广泛的银行间无风险债券数据作为研究对象,而且同时采用一段时间的样本数据来首先分析模型整体的拟合优度,在此基础上再验证我国银行间债券市场是否存在税收效应。

二、实证分析

(一) 模型与方法介绍

本文中我们将采用静态利率期限结构模型 Svensson 模型^[11]。在 Svensson 模型下,即期利率的表达形式是:

$$R(0, \theta) = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{1 - \exp(-\frac{\theta}{\tau_1})}{\frac{\theta}{\tau_1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{1 - \exp(-\frac{\theta}{\tau_1})}{\frac{\theta}{\tau_1}} - \exp\left(-\frac{\theta}{\tau_1}\right) \right] + \beta_3 \left[\frac{1 - \exp(-\frac{\theta}{\tau_2})}{\frac{\theta}{\tau_2}} - \exp\left(-\frac{\theta}{\tau_2}\right) \right] \quad (1)$$

得到了即期利率的表达形式后,可以求得贴现因子 $D(t, t + \theta) = \exp(-\theta \cdot R(t, \theta))$ 。整

个目标函数的最小化决策就是确定参数 τ_1 , τ_2 , β_0 , β_1 , β_2 和 β_3 。

参数估计的目标就是使得样本债券的实际价格与理论价格的误差最小。样本债券的理论价格是通过利率期限结构确定的, 即

$$P_i^* = \sum_t CF_t^i \cdot D(t, t + \theta; \Phi) \quad (2)$$

上式中, P_i^* 表示债券 i 的理论价格, CF_t^i 表示债券 i 所包含的在未来时间 t 发生的现金流, $D(t, t + \theta; \Phi)$ 表示与时间 t 对应的贴现函数值, Φ 表示贴现函数的参数向量(或矩阵)。

对于无风险固定支付债券, 估计贴现因子的无税收调整的方程式可表示为:

$$P_i = \sum_t CF_t^i \cdot D(t, t + \theta; \Phi) + \varepsilon_i \quad (3)$$

这里, P_i 是债券实际全价。

根据要求, 参数向量(矩阵) Φ 应满足使样本债券的定价误差(理论价和实际价格的差别)最小。若以样本债券得的总定价方差作为目标函数, Φ 应满足使下式成立:

$$\min \sum_{i=1}^n \omega_i^2 (P_i^* - P_i)^2 \quad (4)$$

这里 n 为样本债券容量, ω_i 是权重系数, 它用来修正样本的异方差特征, 避免收益率曲线在远端出现“过度拟合”(Over fitting)的情况。

对于权重系数 ω_i , 通常以修正久期的倒数来计算, 在 Bolder 和 Streliski 的论文中, 设定了如下的权重系数^[12]:

$$\omega_i = \frac{1/Dur_{Mi}}{\sum 1/Dur_{Mi}} \quad (5)$$

其原理是给与长期债较低的权重从而允许其定价误差较大, Vasicek 和 Fong 也使用了类似的办法, 但相对略微复杂^[13]。因此, 经久期加权的目标函数基本上可以解决样本异方差的问题。

(二) 样本选择与模型评估标准

样本数据来源于银行间债券交易数据, 时间跨度为 2006 年 12 月 12 日—2007 年 5 月 11 日。共保留国债、央票和国开债三类品种, 并经过交易员确认后得到最终样本。根据 Svensson 模型得到即期利率的表达形式后, 可以求得贴现因子, 进而得到债券的理论价格。因为国开债和央行票据属于要纳税的金融债券, 与国债的免税情况不一致, 因此需要对国开债和央行票据样本分两种情况进行如下税收调整(对于付息票债券, C 表示息票支付, H 表示应计利息, τ 表示利息税, τ_G 表示资本利得税, q 表示报价, M 表示剩余支付期数):

➤ 溢价债券 ($q > 100$)

$q - 100$ 表示资本损失, $\tau(q - 100)$ 表示因资本损失而得到的获利(被当作利息收入纳税, 并且平均分摊到各支付期)。那么, 税后现金流分布为:

$$\text{第一次: } C - \tau(C - H) + \frac{\tau(q - 100)}{M};$$

$$\text{第二次到 } M - 1 \text{ 次: } C(1 - \tau) + \frac{\tau(q - 100)}{M};$$

最后一次： $C(1-\tau)+100+\frac{\tau(q-100)}{M}$

➤ 折价债券 ($q < 100$)

第一次： $C-\tau(C-H)$

第二次到 $M-1$ 次： $C(1-\tau)$

最后一次： $C(1-\tau)+100-\tau_G(100-q)$

为了比较是否存在税收效应，我们这里定义和采用三种判断准则来衡量模型的表现能力：

◇ 判定系数： $\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \frac{(P_i - P_i^*)^2}{n-k}}{\sum_{i=1}^n \frac{(P_i - \bar{P})^2}{n-1}}$ 其中 \bar{P} 为市场价格的平均数， n 是当天用以估计模型参数的债券数目， k 表述模型待估计的参数个数。可以看到，判定系数可以作为模型优劣的定量判断准则，其值越大，表示模型之拟合能力越强。

◇ 均方根相对误差： $RMSRE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{P_i - P_i^*}{P_i} \right)^2} * 100\%$ ，它是一个相对量的误差评估准则。

◇ 均方根误差： $RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - P_i^*)^2}$ ，为一绝对量的误差评估标准。

(三) 实证结果

首先假设税收对银行间债券市场收益率曲线没有影响，即 $\tau = 0$ ， $\tau_G = 0$ 。得到 Svensson 模型的判定系数、均方根相对误差、均方根误差统计性质如表一所示。

表一：无税收影响时 Svensson 模型在样本期内拟合效果与表现能力分析

| | 判定系数 | 均方根误差百分比 | 均方根误差 |
|-----|--------|-------------|--------|
| 平均值 | 0.9243 | 0.0055 | 0.5609 |
| 标准差 | 0.0697 | 0.0022 | 0.2242 |
| 最大值 | 0.9982 | 0.0125 | 1.2818 |
| 最小值 | 0.6379 | 4.1916e-004 | 0.0412 |

其次，在考虑税收影响下，我们得到 Svensson 模型的判定系数、均方根相对误差、均方根误差统计性质如表二。

表 2 考虑税收影响后 Svensson 模型在样本期内拟合效果与表现能力分析

| | 判定系数 | 平均方根误差百分比 | 平均方根误差 |
|-----|--------|-------------|-------------|
| 平均值 | 0.9586 | 0.0035 | 0.3565 |
| 标准差 | 0.0602 | 0.0023 | 0.2324 |
| 最大值 | 0.9998 | 0.0116 | 1.0838 |
| 最小值 | 0.7133 | 9.3265e-011 | 9.3483e-009 |

根相对误差、均方根误差三个方面都比假设无税收影响的情形有更好的模型拟合表现能力。

从已有的研究来看，均方根相对误差是检验是否存在税收效应的工具之一[9]。从表一与表二的结果来看，均方根相对误差很好地衡量了考虑税收与否模型的拟合能力。

为了更进一步的揭示我国债券市场也存在较显著的税收效应，这里，我们采用其他手段来检验我国银行间债券市场是否存在税收效应。

一般的，人们认为债券的一些特征，比如票息、剩余期限(time to maturity)以及债券是否溢价等和税收紧密相联。因此，为检验是否存在税收效应，可以用债券价格方程(3)的估计残差对这些变量作普通最小二乘法回归分析^[14]。在该普通最小二乘法回归中，我们亦拟用债龄(age)作为自变量。这是因为一些研究表明，债券的年龄可以作为债券流动性程度的代理变量，对债券的定价非常重要^[10, 15]。结果参见表三。

表 3 债券市价与理论价偏差影响因素分析

| | 常数 | 票息 | 剩余期限 | 债龄 | 哑变量 | R^2 |
|----------|--------------------|---------------------|-------------------|------------------|-------------------|--------|
| 无税收情形 | -0.0166 (-2.46) | -0.1335 (-23.17) | 0.0478 (14.19) | 0.0407 (6.88) | 0.2657 (12.31) | 0.1961 |
| 自由税收参数情形 | -0.0410 (-7.85) | -0.0134 (-3.26) | 0.0048 (2.26) | 0.0040 (2.09) | 0.0774 (5.46) | 0.0138 |

表 3 是上述最小二乘法的回归结果。因变量是债券的实际价格和理论估计价格的残差，自变量是票息、剩余期限(time to maturity)、哑变量（若债券是溢价债券则哑变量取值 1）以及债龄。圆括号中数值是相应的变量回归系数的 t-统计量。

从上表中第二行，即无税收情形，可以看到票息、剩余期限、哑变量的系数比固定税收参数情形以及自由税收参数情形都大，而这些自变量都是税收的代理变量集，说明债券实际价格与债券的理论价格之间的偏差与这些变量更加紧密相关。也就是说，债券实际价格与债券的理论价格之间的这种偏差可能源于与税收相关的因素。

当然，上面的分析还是半定性的。最有说服力的方法和工具就是可决系数 R^2 。从上表的第 7 列，我们可以看到，当采用自由税收参数时，税收的代理变量集对债券价格的误差具有较小的解释力度；不考虑无税收时，税收的代理变量集对债券价格的误差具有较大的解释力度。这与前面的分析具有较一致的解释。

此外，从上表的第 7 列，我们可以看到，自由税收参数下，税收的代理变量集对债券价格的误差的解释力度远小于无税收情形。

三、结论

本文针对银行间债券交易相对不活跃等情况，利用具有相同信用等级的国债、央票与政策性金融债作为无风险债券构建了我国银行间市场即期收益率曲线。通过对一段时间内样本数据的分析，发现考虑了税收因素后的 Svensson 模型具有更好地拟合效果和表现能力。因此，基于扩充了无风险债券样本类型与税收考虑后的即期收益率曲线对于银行间债券市场上无论是做市商还是其他机构投资者来说具有重要的投资分析价值，可以作为债券等证券的公允价值估计的重要参考标尺和依据。

参考文献：

- [1] 范龙振. 上交所债券利率期限结构与两因子 Vasicek 模型[J]. 复旦学报：自然科学版, 2003, 42(005): 773-778.
- [2] 朱世武、陈健恒, 交易所国债利率期限结构实证研究[J]. 金融研究, 2003 10: 63-73.
- [3] 谢赤, 吴雄伟. 基于 Vasicek 和 CIR 模型中的中国货币市场利率行为实证分析[J]. 中国管理科学, 2002, 10:22-25.
- [4] 郑振龙, 林海. 中国市场利率期限结构的静态估计[J]. 武汉金融, 2003, 3: 33-36.
- [5] SCHAEFER SM. Measuring a tax-specific term structure of interest rates in the market for British government securities [J].The Economic Journal, 1981, 91(362):415-438.
- [6] RONN EI. A new linear programming approach to bond portfolio management[J]. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1987, 22(4): 439-466.
- [7] DERMODY JC, ROCKAFELLAR RT. Cash stream valuation in the face of transaction costs and taxes[J].Mathematical Finance, 1991, 1(1): 31-54.
- [8] JORDAN JV. Tax effects in term structure estimation[J].The Journal of Finance, 1984. 39(2): 393-406.
- [9] LITZENBERGER RH, ROLFO J. An international study of tax effects on government bonds[J].The Journal of Finance, 1984, 39(1): 1-22.
- [10] KAMARA A. Liquidity, taxes, and short-term treasury yields[J]. The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1994, 29(3): 403-417.
- [11] SVENSSON LEO. "Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson and Siegel Method," Sveriges Riksbank Quarterly Review 1995:3, pp 13-26*Bank of Canada Working Paper No. 2001-15*
- [12] BOLDER D. Affine term-structure models: theory and implementation. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1082826
- [13] VASICEK OA , FONG HG. Term structure modeling using exponential splines[J].The Journal of Finance, 1982, 37(2): 339-348.
- [14] GREEN RC , ODEGAARD BA. Are There tax effects in the relative pricing of US government bonds? [J].The Journal of Finance, 1997, 52(2): 609-633.
- [15] WARGA A. Bond returns, liquidity, and missing data[J]. The Journal of Financial and

Quantitative Analysis, 1992. 27(4): 605-617.

Empirical Study of Tax-effect in the Interbank Bond Market

LIU Xiao-shu ZHENG Zhenlong

(Department of Finance, Xiamen University, Xiamen, 361005, China)

Abstract: In this paper the authors construct the interest rate term structure using the risk-free bond in the interbank bond market. Due to different investors having different tax rate, whether there is tax effect in the bond market is an important issue. Through empirical study, the authors find that there indeed exists tax-effect in the interbank bond market. That's, the Svensson model considering tax-effect has more power in the good-of-fitting.

Key words: interest rate term structure; tax effect; implicit tax rate