

我国国债收益率曲线变动模式 及组合投资策略研究

唐革榕 朱 峰^①

(厦门大学经济学院, 厦门, 361005)

内容摘要: 本文应用主成分分析方法研究国债收益率曲线变动模式的影响因素, 发现水平因素、倾斜因素和曲率因素可以分别解释收益率曲线变化的 41.67%、32.29%和 16.88%, 总体累计解释能力达到 90%以上, 说明使用三因子利率动态模型基本上能刻画出国债收益率变动的动力机制。主成分分析为包含平行风险和非平行风险在内的债券套期保值提供了新思路, 通过组合资产的主成分敏感度的适当安排, 可使组合收益不再对导致收益率曲线波动的各个风险源敏感, 在国内债券市场实施主成分套期保值要注意具体的市场特征。

关键词: 收益率曲线 主成分分析 利率风险免疫

^① 作者简介: 唐革榕 (1970.09--), 男, 福建人, 厦门大学金融系博士研究生, 现任职于中信实业银行福州分行;

朱 峰 (1970.05--), 男, 福建人, 厦门大学计统系博士研究生, 现任职于中国银监会福建监管局。

作为传统的固定收益分析工具，久期和凸性以简洁的方式近似地度量了债券价格波动的敏感性。然而，这种方法有效发挥作用的重要前提是利率期限结构的平行移动。利率期限结构非平行移动的存在，削弱了债券组合投资中久期和凸性套期保值策略的有效性。20世纪90年代主成分分析技术被广泛地用于从时间序列角度捕捉影响利率曲线变化的风险因素，并成为债券组合投资的重要风险管理工具。本文拟在对国债收益率曲线变动特征进行分析基础上，提供国债组合投资套期保值的新思路。

一、文献回顾

利率期限结构的主成分分析受到Litterman and Scheinkman(1991)研究的重要影响。在对美国国债收益率曲线^②的研究中，他们借鉴了Ross发展的多因素套利定价理论(multi-factor APT)，通过建立线性多因子模型，考察了债券收益与系统风险因素和非系统风险因素之间的关系。随后研究人员采用类似的方法，针对不同国家的债券市场展开大量的实证研究，如Bühler and Zimmermann (1996)，D'Ecclesia and Zenios (1994)，Sherris(1994)，Martellini and Priaulet (2000)，Maitland(1999)，Schere and Avellaneda(2000) 分别对德国、瑞士、意大利、澳大利亚、法国、南非、拉美等国家和地区的收益率曲线进行了主成分分析。国外大部分利率期限结构关于主成分方法的实证研究表明，利率变动总体方差的绝大部分来自于两到三个因素的贡献。Litterman and Scheinkman(1991)将这三个风险因素称为“水平因素”(Level)、“倾斜因素”(Slope)和“曲率因素”(Curvature)。水平因素对应于最大特征根，反映了平行移动因素在收益率曲线变动中发挥了主导作用。收益率对水平因素变动的敏感性与债券的到期期限长短无关是水平因素的重要特征，各种到期期限的债券收益率均受到该因素的显著影响。在投资实践中，通过久期/凸性逼近债券的价格变化来实施对债券组合的套期保值就是基于该风险因素。倾斜因素对应于第二特征根，它是影响短期收益率和长期收益率朝不同方向变化的重要因素，当市场预期短期利率和长期利率变动方向不一致时，收益率曲线会发生倾斜移动。曲度因素对应于第三特征根，当市场对收益率的波动率预期发生改变，市场的分割造成特定期限的债券供求关系出现暂时失衡，或者利率风险的期限溢价发生改变时，都会造成收益率曲线的曲度移动。曲度因素与债券贴现函数的凸性有内在的关联，对于嵌入选择权债券的风险管理有重要的意义。

相形之下，由于国内利率市场化进展缓慢和国债市场发育未成熟，编制动态的收益率曲线难度大，直到近几年国内才逐渐开始利率期限结构的实证研究，如杨大楷和杨勇(1997)、姚长辉和梁跃军(1998)、陈雯和陈浪南(2000)、郑振龙和林海(2002)、朱峰(2003)等。然而在国债即期收益率曲线基础上从时间序列角度对变化特征影响因素进行分析的研究成果还

^② 下文如无特别注明，收益率曲线均指无风险收益率曲线。

比较少见。本文将从时间序列的角度，应用主成分分析方法对我国国债即期收益率曲线变化特征的影响因素进行分析，并简要讨论相关的国债套期保值策略。

二、市场与数据

1、市场选择与收益率拟合

我国从80年代初期开始发行国债，但在较长时期内，但长期以来，国债期限以中期为主。1996年以来财政部陆续发行了10年期、20年期和30年期的国债，但短期国债的品种仍然十分匮乏。相对于国债本身，国债交易市场的起步更迟。1988年开始国债柜台交易，1990年开始沪深证券交易所场内国债交易，1997年开通银行间国债交易市场；回购方面，1993、1994、1996年分别开通沪深交易所回购市场和银行间国债回购市场。由于国债交易市场的不统一，交易主体的利益行为不一致，造成三个市场间存在明显的分割现象，无法作为统一整体编制零息国债收益率曲线。综合考虑了债券托管存量、交易量和市场供求关系等因素，本文选择上海证券交易所债券交易数据编制收益率曲线。由于主成分分析方法不能通过一种单一的方式来决定所有信息结构，在不同的数据条件下信息结构会呈现不同的特征，因此要充分考虑数据的观测时间窗口和观测频率对分析结果的影响，这具体关系到是使用日、周还是月数据。这些选择将影响到解释因素的数量、特征向量的结构和特征值的大小。就实证研究而言，数据方面最重要的目标是通过特定的事前选择在获取足够的信息和限制统计噪音上取得某种程度的平衡。但是，目前可用于编制国债收益率曲线的交易数据在时间序列上是有限的，故本文使用日交易数据逐日编制收益率曲线，以充分利用观测频率获取必要的信息。

由于国债市场上零息债券品种通常较少，无法用插值法直接推出完整的收益率曲线，在实践中大多利用附息债券间接推导。本文拟合了2001年8月30日到2002年12月13日间300个交易日的国债收益率曲线。在该时间段内，上海证券交易所国债市场挂牌流通的附息国债由9只增加到16只，剔除010004、010010两个国债品种后^③，用于拟合收益率曲线的固定利率国债包括：000696、000896、009704、009905、009908、010103、010107、010110、010112、010115、010203、010210、010213、010214。其中有部分国债是观测期间陆续挂牌上市交易的，因此，在该时间段内的不同时点用于估计收益率曲线的国债数目可能不等。在研究实践中，收益率曲线的拟合方法通常采用参数化模型或样条函数技术^④，基于数据特征考虑，本文使用样条函数技术中的Fisher-Nychka-Zervos（1995）模型进行拟合。在拟合基础上，本文通过样条插值生成了1月、3月、6月、1年、2年、3年、4年、5年、6年、7年、8年、9年的债券折现因子和即期收益率^⑤。为验证拟合效果，利用插值生成的即期收益率曲线对样本期间的国债计算理论

^③ 010004、010010为浮动利率国债，拟合难度均较大，故予以剔除。

^④ 国际清算银行BIS(1999)调查显示，比利时、法国、德国、英国、西班牙、意大利、瑞典、挪威、加拿大、芬兰等国的中央银行采用参数化模型编制即期收益率曲线，日本和美国的中央银行采用样条函数编制即期收益率曲线。

^⑤ 由于市场上到期期限在10年以上的国债品种较少，且交易数据的时间序列较短，基于误差考虑未估计10年

价格，与市场价格进行对比，计算定价误差。拟合效果分析使用的指标包括平均误差（ ME ）、均方误差（ MSE ）和标准差（ STD ），定义如下：

$$ME_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (B_{ij} - \hat{B}_{ij}), \quad MSE_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (B_{ij} - \hat{B}_{ij})^2, \quad STD_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (B_{ij} - \hat{B}_{ij} - ME_j)^2$$

其中， B_{ij} 为第 j 只债券第 i 日的市场价格， \hat{B}_{ij} 为对应的理论价格， N 为样本数量，即观测天数。误差分析表明（见表 1），除 010210 券外，其余债券拟合出的理论价格与市场价格之间偏差在面值的 1% 以下，其拟合度是基本令人满意的。

表 1 债券价格拟合效果一览表

国债代码	到期日	平均误差	均方误差	标准差	样本数量
000896	2003/11/01	.01322	.00329	.056806	299
000696	2006/06/14	-.08936	.00846	.146579	300
009905	2007/08/20	.00531	.01155	.200083	300
009704	2007/09/05	-.14366	.01380	.238702	299
010214	2007/10/24	.03906	.02321	.129219	31
010103	2008/04/24	-.30800	.01231	.213241	300
010115	2008/12/28	.00715	.01052	.156084	220
010210	2009/08/16	1.01386	.02741	.227713	69
009908	2009/09/23	-.12157	.01380	.238609	299
010110	2011/09/25	-.37705	.01845	.306556	276
010112	2011/10/30	-.50453	.02109	.336162	254
010203	2012/04/18	.60000	.02829	.346527	150
010213	2017/09/20	-.20175	.00229	.015836	48
010107	2021/07/31	-.41551	.00168	.013989	69

2、收益率基本特征

1) 描述性特征

对 12 个不同到期期限收益率进行的描述统计显示（见表 2），在 2001 年 8 月 30 日到 2002 年 12 月 13 日期间，上海证券交易所国债平均收益率曲线呈向上倾斜状态，与同一期间银行存款利率曲线的倾斜方向基本一致；但是，收益率曲线倾斜的角度并不大，较低的期限溢价反映了市场对未来提高利率的谨慎预期；收益率曲线末端逐渐走平甚至走低，除了长期国债与短期国债之间凸性价值差异对期限溢价的冲抵外^⑥，另外一个重要的原因是样本期间内市场对长期

期以上的债券贴现因子和即期收益率。

^⑥ 长期国债的凸性通常高于短期国债的凸性，凸性对于利率变动时提高债券投资收益或减少损失有正面影响，因此长期国债价格中所包含的凸性的价值也通常高于后者，凸性价值的增加必然引起债券收益率水平的降低。

券种的过度投机。另一方面，短期收益率的波动性明显高于长期收益率的波动性，长期收益率波动性相对较低这一现象与国债市场的理论分析是比较吻合的；波动率的期限结构差异说明了收益率曲线的变动受到不止一个因素的影响，这与后文中样本期间收益率曲线表现为非平行移动的分析结果是一致的。

表 2 收益率描述性特征

	1月	3月	6月	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年
均值	.0179	.0181	.0187	.0199	.022	.0237	.025	.026	.0271	.0277	.0280	.0278
波动	18%	16%	15%	12%	13%	15%	15%	13%	11%	8.6%	7.4%	7.7%

2) 时间序列特征

主成分和因子方法是建立对样本数据的协方差矩阵的分解基础上，对于由经验数据计算得来的协方差矩阵，在应用时要注意基础数据的适用问题。早期有不少研究人员直接使用利率时间序列数据进行主成分分析。但许多经验分析表明，利率时间序列是非平稳随机过程，时间序列非平稳性将影响主成分分析结论的效率。Lekkos (2000) 指出使用水平序列存在两个问题：一是不同利率水平是高度相关的，一个简单的趋势变量就基本上足以对所有的方差做出解释；二是在主成分分析基础上进行因子分解的一个重要假设是，数据是来自于多元分布的随机的、独立的样本，而利率时间序列通常是高度自相关，这与方法假设有很大的背离。使用一阶差分可减少利率间的相关程度和差分序列本身的自相关，有利于揭示影响利率运动的因素。因此本文在进行分析时，对 12 个收益率时间序列的平稳性进行单位根检验。从 ADF 检验结果看（见表 3），各种期限的收益率水平时间序列均未通过 90% 的置信度，显示出较明显的非平稳特征，无法拒绝单位根过程的原假设；而所有一阶差分时间序列均呈现稳定状态。综合相关分析和平稳性检验结果，在下文主成分分析中采用一阶差分（即收益率日变化量）作为分析对象^①。

表 3 收益率时间序列 ADF 检验

	1月	3月	6月	1年	2年	3年	4年	5年	6年	7年	8年	9年
水平序列	-2.02	-1.91	-1.70	-1.21	-0.81	-1.04	-1.27	-1.50	-1.58	-1.53	-1.53	-1.76
一阶差分	-8.62	-8.62	-8.62	-8.51	-7.99	-7.67	-7.43	-6.78	-6.40	-6.19	-5.64	-5.69

注：ADF 检验临界值：-3.4607(1%)、-2.8744(5%)、-2.5736(10%)，样本数量为 299

三、变动主成分分析

1、模型构造

我们可以观察到，在收益率曲线上任何一点的变动都是随机和独立的，但是整条收益率曲线波动的绝大部分却可以通过一些系统的变化因素得到解释。设 $X = (x_{ij})_{n \times p}$ 为由 p 个不同期

^① 采用一阶差分后，收益率曲线由 300 条减少为 299 条。

限收益率日变化量的 n 次观测值构成的 $n \times p$ 阶矩阵，其方差—协方差矩阵为 Σ ，

$X_j = (x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{nj})'$ 。使用主成分分析方法，将 X_j 表示成为公共因子的线性组合：

$$X_j = \sum_{k=1}^p \sqrt{\lambda_k} u_{jk} F_k = \sum_{k=1}^m \sqrt{\lambda_k} u_{jk} F_k + \sum_{k=m+1}^p \sqrt{\lambda_k} u_{jk} F_k = \sum_{k=1}^m s_{jk} F_k + \varepsilon_j$$

其中， F_k 为第 k 个无法观测的解释成分或解释因素， ε_j 为 X_j 中前 m 个因素所无法解释的残差部分， $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p$ 为 Σ 的特征值， U_1, U_2, \dots, U_p 为对应的标准正交化特征向量， $U_j = (u_{j1}, u_{j2}, \dots, u_{jp})$ 。主成分分析方法通过对 X 的正交旋转解释了收益率变化量的方差--协方差结构，利用前 m 个公共因素复制了整个收益率曲线的变异。由于少数几个主要成分即可解释所有收益率变化量方差的绝大部分，因此在减少模型维度的同时只需付出较少信息损失的代价。主成分分析提供了两类重要的基本信息：特征向量和特征根。特征向量构成了一个正交向量的基础，可用于解释不同期限的收益率变化量之间的关系，通过主成分估计的因子载荷 $s_{jk} = \sqrt{\lambda_j} u_{jk} = \Delta X_j / \Delta F_k$ 表示第 j 个收益率变化量对第 k 个因素变化的敏感度，第 j 个收益率变化量的方差中来自第 k 个因素的贡献比重为 $s_{jk}^2 / \sum_{j=1}^p s_{jk}^2$ ；特征根测度了每个因素对收益率变化量方差的贡献程度，收益率变化量的总体方差中得到前 m 个因素解释的比重为 $\sum_{j=1}^m \lambda_j / \sum_{j=1}^p \lambda_j$ 。

2、主要影响因素

主成分分析显示（见表4），前三个主要因素对收益率曲线的方差贡献率分别为 41.67%、32.29% 和 16.88%，对总体方差累计解释能力达到 90% 以上，因此，前三个主要因素已基本解释了收益率曲线的变动特征，说明使用三因子利率动态模型基本上可以刻画出我国国债收益率变动的动力机制。图 1 显示了收益率变化量方差-协方差矩阵的三个主要特征向量与到期期限之间的关系。从某种意义上说，任何单个的特征向量皆可被解释为一种独立的“收益率曲线的基本运动方式”，即任何一个时点上收益率曲线的变化可视为相互独立的不同收益率曲线的基本运动方式的某种组合。

图 1 主要特征向量—到期期限

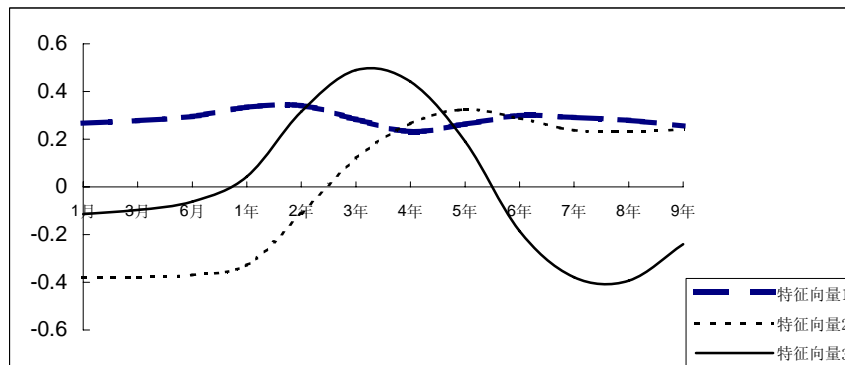


表 4

主要特征值与特征向量

	特征值	方差贡献率 (%)	累计方差 贡献率 (%)		成分1	成分2	成分3
成分1	5.001	41.676	41.676	1月	0.266444	-0.38109	-0.11471
成分2	3.875	32.289	73.966	3月	0.277234	-0.37799	-0.09651
成分3	2.026	16.881	90.847	6月	0.295413	-0.3698	-0.06209
				1年	0.334013	-0.32688	0.042584
				2年	0.340604	-0.11199	0.315787
				3年	0.283337	0.121335	0.489771
				4年	0.232286	0.265218	0.441079
				5年	0.262715	0.325232	0.190065
				6年	0.299842	0.287226	-0.18468
				7年	0.291916	0.236971	-0.37913
				8年	0.278779	0.231941	-0.39386
				9年	0.255563	0.240686	-0.24037

第一个特征向量的各元素值基本上在 0.25~0.35 区间波动，呈现出水平运动的特征，说明水平因素对不同期限收益率变化的影响方向和力度大致相同，它驱动了国债收益率曲线的平行移动。大部分国外实证研究显示，水平因素的解释能力保持在 70% 以上，发挥决定性作用。但是本文研究显示，国内水平因素贡献率仅达到 41.67%，表明其对收益率曲线变动的主导影响作用并不明显。笔者认为，水平因素作用的弱化与我国缺乏市场化的基准利率有一定的关系。国债市场收益率向市场参与者传递的有效信息不足，从而影响了资产定价的效率。第二个特征向量体现了倾斜因素的作用，它对 2 年期以下的中短期收益率产生负向影响，而对 3 年期以上的中长期收益率产生负向影响，对长短利率不同方向的影响从而改变了收益曲线的倾斜程度。32.29% 的比重显示倾斜因素在国债收益率曲线变动中发挥的作用远远超过国外同类市场，而后者的比重基本在 20% 以下。第三个特征向量可以视为影响效果相对复杂的曲率因素，它对 1~6 月和 6 年以上收益率产生负向冲击，而对 1~5 年收益率构成正向冲击。曲率因素的影响在国外通常在 5% 以下，但在国内达到了 16.88%。倾斜因素和曲率因素的重要性可能与国债市场的规模和交易主体的投资行为有一定关系。由于可供市场选择的国债投资品种过少，而且国债市场上也缺乏成熟的机构投资者，因此市场局部集中炒作和过度投机现象十分普遍，投资行为的扭曲增加了收益率变化的复杂性。

3、收益率敏感度

为进一步研究各种风险因素对不同期限国债收益率变动的影响，在主成分分析的基础上，本文对收益率变化量矩阵进行因子分解，分析不同期限的收益率对不同风险源的相对敏感度

$$(s_{jk}^2 / \sum_{j=1}^p s_{jk}^2)。$$

表 5 不同风险因素对不同期限收益率变动的解释比重

到期期限	水平因素	倾斜因素	曲率因素	其余风险因素
1 月	36.08%	57.10%	2.69%	4.12%
3 月	39.06%	56.18%	1.91%	2.86%
6 月	44.35%	53.77%	0.79%	1.09%
1 年	56.70%	42.01%	0.37%	0.92%
2 年	58.96%	4.93%	20.42%	15.69%
3 年	40.80%	5.79%	49.13%	4.29%
4 年	27.42%	27.66%	39.84%	5.08%
5 年	35.08%	41.59%	7.40%	15.94%
6 年	45.69%	32.44%	6.98%	14.89%
7 年	43.31%	22.08%	29.44%	5.18%
8 年	39.50%	21.15%	31.77%	7.58%
9 年	33.19%	22.78%	11.83%	32.20%

表 5 显示，水平因素对不同期限收益率变动均有重要的影响，其影响幅度与到期期限之间的相关程度不明显，表明市场上不同期限收益率以一定的关联度变动。倾斜因素的影响力主要作用在 1 年期以下各种短期收益率走势变化上，对 2~3 年期的收益率变动基本上不构成影响；曲率因素则与倾斜因素的作用点恰好相反，其对 3~4 年期收益率变动的作用非常明显。上表还显示，7 年以上的长期收益率变动受到前三个因素的影响大致相当，反映了市场对长期收益率变化相对独立的看法。除了风险因素与不同期限国债之间的关系不稳定外，表 5 还显示，随着到期期限的延长，其余风险因素发挥的作用在逐渐增大，这与国外同类研究的结论形成较大的反差。值得关注的是，9 年期收益率变化的影响因素非常复杂，前三个因素的累计贡献率仅达到 67.80%，显示了其变化的独特性。

四、结论与启示

本文运用主成分分析方法对中国零息国债收益率曲线变动特征的影响因素进行了分析。研究显示，水平因素、倾斜因素和曲率因素对整条收益率曲线变化的影响程度分别为 41.67%、32.29%和 16.88%，累计解释能力达到 90%以上；不同因素对不同到期期限收益率的影响程度不一。就方法论而言，主成分分析是从经验统计的角度出发，模型中用于刻画收益率曲线变动的影响因素无法具体识别和度量，也缺乏经济内涵的有效支持，因此该技术更多地是应用于债券组合投资领域，而非利率期限结构的理论研究方面。但是主成分分析的研究结论与多因子利率动力模型研究的发展思路有诸多共同点，两者的发展出现了互动的局面。从本文的分析结果看，使用三因子动态模型应能较好地刻画国债收益率的变化。

本文的研究结论对于债券投资者和管理者有重要的实践意义。传统的久期和凸性免疫策略侧重于防范由收益曲线的水平因素平行移动所带来的风险，收益率曲线的主成分分析则为非平行移动风险防范提供了新思路：通过组合资产主成分敏感度的适当安排，降低导致收益率曲线波动的各个风险源敏感度。对于中国国债市场组合投资的套期保值，本文的分析提供了五点策略上的启示：1) 从主成分分析结果可以看出，水平因素对国债收益率曲线变化的影响力仅为41.67%，对现阶段的国债投资者和管理人而言，水平因素作用的弱化意味着主要由久期和凸性构筑的套期保值策略的效果将是有限的，因此有必要探讨针对不同风险源的风险防范措施。2) 不同收益率对不同风险源的敏感度不同，若组合选择持有某种特定期限的资产（尤其是中长期资产），要特别关注相对应的主要风险源的特征，避免过分依赖单一的久期配比策略。3) 国外债券组合套期保值策略研究的重点是水平因素和倾斜因素，这是因为在成熟市场上这两个主导因素的解釋通常稳定在90%以上，而曲率因素的作用较小且随时间变化的特征十分明显，针对其采取的套期保值策略的实施难度较大。但在国内债券市场上曲率因素成为重要的风险源，在制定相关策略时不能忽视它的影响。4) 现阶段上市交易的国债数量有限，这意味着可用于套期保值的资产选择面偏窄，在面临风险因素比较复杂的情况时，具体实施的策略不可能面面俱到，要善于抓住主要风险源。5) 正如前文所强调的，时间窗口和观测频率对主成分分析结论影响显著，使用主成分套期保值策略时要十分注意主成分随时间变化的特点。由于数据问题，本文无法从较长时间序列的角度考察收益率曲线变动的主成分特征，以及主成分变动与时间窗口变动之间的关系，还需留待今后进一步研究。

参考文献:

- 姚长辉, 梁跃军, “我国国债收益率曲线的实证研究”, 金融研究, 1998年第8期 12-18
- 杨大楷, 杨勇, “关于我国国债收益率曲线的研究”, 财经研究, 1997年第7期 14-19
- 陈雯, 陈浪南, “国债利率期限结构: 建模和实证”, 世界经济, 2000年第8期, 24-28
- 朱峰, “国债即期收益率的拟合估计”, 证券市场导报, 2003年第4期, 31-36
- 郑振龙、林海, “中国市场利率期限结构的静态估计”, 中国青年经济学者论坛论文集, 2002年, 346-354
- Bank for International Settlement, “Zero-Coupon Yield Curve: Technical Documentation”, *Technical Report*, 1999
- Barber, J.R. and M. Copper, “Immunization Using Principal Component Analysis” [J], *Journal of Portfolio Management*, Fall 1996, 99-105
- Bühler, A., and H. Zimmermann., “A Statistical Analysis of the Term Structure of Interest Rates in Switzerland and Germany”, *Journal of Fixed Income*, 1996, 6 (3), 55-67.
- D’Ecclesia, R.L., and S.A. Zenios, “Risk Factor Analysis and Portfolio Immunization in the Italian Bond Market”, *Journal of Fixed Income*, 1994, 4 (2), 51-58.
- M.Fisher, D.Nychka, and D.Zervos, “Fitting the Term Structure of Interest Rates with Smoothing Splines”, *working paper*, Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, 1995
- Litterman, R. and J. Scheinkman, “Common Factors Affecting Bond Returns”, *Journal of Fixed Income*, 1991, 1 (1), 54-61.
- Lekkos, Ilias, “A Critique of Factor Analysis of Interest Rates” , *Journal of Derivatives*, Fall 2000, 72-83
- J.Maitland, “Interpolating the South African Yield Curve”, 1999,*working paper*, University of Witwatersrand
- Martellini, L. and P. Priaulet, “Fixed Income Securities : Dynamic Methods for Interest Rate Risk Pricing and Hedging”, 2000, John Wiley & Sons,.
- Scherer,K.P and M.Avellaneda, “A Principle Component Analysis of Latin American Brady Bond Debt from 1994 to 2000”, 2000, *working paper*, New York University
- Y.Bechikh, “On Deformation of Yield Curve”, 1998, *working paper* , BNP Economic Research Department.
- M.Sheris, “Interest Rate Risk Factor in the Australian Bond Market”, 1994,*working paper*, Macquarie University

Abstract: Principal component analysis method are used in this paper to study factors governing the variation feature of zero coupon yield curve in China. We find that level factor, slope factor and curvature factor account for the variation of yield curve by 41.67%、32.29% and 16.88% respectively with the total capacity up to more than 93%. This result shows that three-factor dynamic model could well describe the moving process of interest rate in China. Principle component analysis on yield curve shed light on the bond immunization strategies against parallel and non-parallel risk of interest rate. By suitable arrangement of principal component sensitivity of portfolio assets we could make portfolio return immune from different risk sources initiating yield curve movement. The local feature of Chinese bond market should be taken into account when we implement such strategies.

Key Word: Yield Curve, Principal Component Analysis, Interest rate Immunization

JEL: C490 E430 G120