

加入时变溢价的利率期限结构研究

胡丽玲¹, 黄雪琴¹; 常彬²

(1. 南京财经大学 经济学院, 江苏 南京 210046 2. 厦门大学 王亚南经济研究院, 福建 厦门 361005)

摘要 本文在理性预期假说的基础上, 利用上海银行间同业拆借利率(Shibor)长短期利率数据, 对加入时变风险溢价的利率期限结构进行了实证研究, 结果表明: 理性预期假说可以解释我国利率市场的预测作用, 风险溢价因子为常数时的利率期限结构模型不能解释实际利率数据, 而加入经期限修正的风险溢价因子后, 利率期限结构模型能够解释长短期利率的预期理论。

关键词 利率期限结构; 理性预期假说; 风险溢价因子; SHIBOR

中图分类号: F822.0 文献标识码: A 文章编号: 1003-9031(2013)08-0017-04 DOI: 10.3969/j.issn.1003-9031.2013.08.04

利率是货币市场的借贷成本, 利率的高低变化反映了金融市场资金的供给状况。对于债券来说, 利率就是债务人的偿债成本或者是债权人的机会成本, 不同到期期限的债券, 由于风险的不同、借贷时间的长短以及投资机会成本的变化, 利率瞬息万变。利率期限结构反映的是不同到期期限与所对应的利率之间的相关关系。在完全有效市场的假设中, 投资者投资于不同到期日的债券, 最终所获得的收益率应该是相等的, 而实际并非如此, 不同到期期限的利率之间存在着风险溢价, 而且投资者对利率的预期并不完全相同。因此研究利率期限结构的预期作用, 一方面可以解释预期理论在我国金融市场中是否成立; 另一方面验证我国利率期限的风险溢价因子, 在金融实务中可以促进金融市场有效运行。

解释不同期限利率关系的理论主要有: 市场预期理论、流动性偏好理论、市场分割理论^[1-2]。市场预期理论认为不同期限利率的差异取决于市场对未来短期利率的预测, 且长期利率是短期利率的加权平均; 流动性偏好

理论认为未来经济的不确定性导致到期日越长的债券流动性越差, 风险就越大, 从而就要求到期日长的债券要给予投资者流动性的溢价; 市场分割理论认为债券利率市场分为长期和短期市场, 利率期限结构依赖于长短期国债的供求关系。

一、文献综述

国内外对利率期限结构预期理论的研究较多。一些学者认为预期理论有助于解释利率期限结构模型。Cox, Ingersoll 和 Ross(1981)研究了多个传统假说在利率期限结构上的应用后发现, 在风险中性或者不存在风险溢价的情况下, 美国国债利率应该满足理性预期假说^[3]。Campbell 和 Shiller(1987)等运用协整理论说明, 在一个较长的时间内, 利率期限结构满足理性预期假说^[4]。Maki(2006)利用非线性方法对日本的国债利率的月度数据进行实证分析, 结果也支持预期理论^[5]。Musti 和 Ecclesia(2008)用协整和误差修正模型(ECM)对 10 年间的意大利长短期国债利率进行检验, 支持预期理论的适

收稿日期: 2013-06-03

作者简介: 胡丽玲(1989-), 女, 安徽安庆人, 南京财经大学经济学院硕士研究生;

黄雪琴(1967-), 女, 江苏宿松人, 南京财经大学经济学院副教授;

常彬(1990-), 男, 安徽阜阳人, 厦门大学王亚南经济研究院硕士研究生。

用性^[6]。一些学者在预期理论的研究中发现期限溢价和风险溢价的存在,Fama(1984)采用一种回归的方法对美国国债利率实证检验,认为远期利率和未来的即期利率满足预期理论,同时指出了预期溢价的存在^[7]。Fama和Bliss(1987)分析了美国国债利率,认为期限较长的远期利率预测作用越明显,并指出期限溢价的存在且服从均值回归的过程^[8]。国内学者唐齐鸣和高翔(2002)通过对我国的银行同业拆借利率实证研究发现,总体符合预期理论,期限之差越长预期作用越好^[9]。李宏瑾(2012)使用固定收益国债远期利率研究发现,时变溢价可以解释利率期限结构中的预期理论^[10]。

还有一些学者的发现拒绝了利率期限结构的预期理论。Sutton(2000)用美国的长期利率研究拒绝了预期理论^[11]。史敏、汪寿阳和徐山鹰(2005)对我国银行同业拆借利率进行研究,发现在亚洲金融危机之前,利率期限结构预期理论适用,而之后则不适用^[12]。杨宝臣和苏云鹏(2010)用2006年10月-2008年10月的Shibor利率数据进行单位根和协整检验,发现预期理论整体上不适用^[13]。王曦和陈淼(2013)基于Shibor数据,发现理性预期理论不适用而适应性预期适用我国的利率期限结构^[14]。

借鉴以上学者的研究发现,本文从理性预期假设的利率期限结构出发,加入时变的风险溢价因子,发现在时变的风险因子情况下理性预期理论成立,而当风险溢价因子为常数时,理性预期的利率期限结构模型不能成立。

二、理性预期下的利率期限结构模型

(一)利率期限结构推导

假设在一个有效的利率市场上,投资者可以投资于一个到期期限较长的利率,也可以选择期限较短的多期连续投资,根据无套利条件(No-arbitrage Condition)可以得到:

$$(1+R_{nt})^n = (1+R_t)(1+E_t R_{t+1}) \cdots (1+E_t R_{t+n}) \quad (1)$$

其中, R_{nt} 是在 t 时期投资的 n 时期到期的较长期利率, R_t 是在 t 时期投资的 1 时期到期的较短利率, $E_t R_{t+n}$ 是预期在 $t+n$ 时期投资的 1 时期到期的较短利率。将(1)式进行展开,由于高阶项可近似为 0,得到近似的表达式:

$$R_{nt} = \frac{R_t + E_t R_{t+1} + \cdots + E_t R_{t+n}}{n} \quad (2)$$

而实际的债券和货币市场并非完全有效,在式(2)的基础上,加入风险溢价(risk premium)的影响:

$$R_{nt} = \frac{R_t + E_t R_{t+1} + \cdots + E_t R_{t+n}}{n} + \Phi_{nt} \quad (3)$$

其中, Φ_{nt} 是风险溢价因子。考虑下列情况:若 $\Phi_{nt}=C$ (常数),即风险溢价因子是一个不随时间 t 变化的常量;若 Φ_{nt} 并非一个常量,比如 $\Phi_{nt}=R_{nt}-R_t$,即风险溢价因子是长期利率与短期利率的利差(interest spread),此时风险溢价就是经期限修正的风险溢价。

从式(2)和式(3)可见,较长期利率是各期较短利率的加权平均,所以观察到的长期利率曲线平缓而短期利率曲线波动剧烈,考虑到货币的时间价值因素,采用Mishkin^[15]使用的折现模型:

$$R_{nt} = (1-d) \sum_{j=0}^{T-1} d^j E_t R_{t+j} + \Phi_{nt} \quad (4)$$

其中, R_{nt} 、 R_{t+j} 、 Φ_{nt} 和式(2)中含义相同, $d(0 < d < 1)$ 表示贴现率,由式(4)可以推出 t 时期对 R_{nt+1} 的期望值:

$$E_t R_{nt+1} = E_t \left\{ (1-d) \sum_{j=0}^{T-1} d^j E_{t+1} R_{t+1+j} + \Phi_{nt+1} \right\} = (1-d) \sum_{j=0}^{T-1} d^j E_t R_{t+1+j} + E_t \Phi_{nt+1} \quad (5)$$

将式(4)减去式(3)的贴现可得:

$$R_{nt} - d^* E_t R_{nt+1} = (1-d) \sum_{j=0}^{T-1} d^j E_t R_{t+j} - (1-d) \sum_{j=0}^{T-1} d^j E_t R_{t+1+j} + \Phi_{nt} - d^* E_t \Phi_{nt+1} = (1-d) R_t + \Phi_{nt} - E_t \Phi_{nt+1} \quad (6)$$

此时得到一般形式的利率期限结构模型:

$$R_{nt} = d^* E_t R_{nt+1} + (1-d) R_t + \Phi_{nt} - d^* E_t \Phi_{nt+1} \quad (7)$$

在上式之中,风险溢价因子一直采用时变的形式,如果 $\Phi_{nt}=C$,则上式中的风险溢价变为 $(1-d)C$;如果 $\Phi_{nt+1}=\Phi_{nt+1}(t)$,即风险溢价因子是经期限修正随期限变化的而变化,此时假设风险溢价因子满足理性预期假设,即有: $\Phi_{nt+1}=E_t \Phi_{nt+1} + \mu_{t+1}$,其中 μ_{t+1} 是独立同分布的随机扰动项。

(二)加入理性预期的期限结构模型

Muth(1961)在解释价格预期理论的时候,采用了理性预期假设(rational expectation hypothesis)的统计模型,随后理性预期假设普遍运用于各种理论^[16]。Sargent(1972)将理性预期加入期限结构模型之中^[17],理性预期的假设前提是,投资者可以利用完全的信息进行预测,投资者的预期只会出现随机白噪音的偏差,在完全有效的利率市场中,满足下列条件:

$$R_{n,t+1} = E_t R_{n,t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (8)$$

其中, ε_{t+1} 是服从于一个独立同分布(iid)的随机变量,且 $E_t \varepsilon_{t+1} = 0$ 。利率期限结构模型可以转化为:

$$R_{nt} = d^* R_{nt+1} + (1-d) R_t + \Phi_{nt} - d^* R_t \Phi_{nt+1} - d^* \varepsilon_{t+1} \quad (9)$$

从而可推导出滞后期的利率期限结构为:

$$R_{nt} = d^{-1} R_{nt+1} - d^{-1} (1-d) R_{t-1} + E_{t-1} \Phi_{nt} - d^{-1} * \Phi_{nt-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

容易得到,式(8)就是理性预期假设下的利率期限结构的待估模型,可以用市场数据验证理论模型的参数,按照时间贴现率的假设 $0 < d < 1$,可得知:若上述模型成立,则有 $d^{-1} > 1$,在时间贴现率满足 $0.5 < d < 1$ 的前提下,则

有 $d^{-1}(1-d) < 1$ 在不同的风险溢价形式下分别进行实证检验,所以需要检验带截距项(风险溢价因子为常量)和无截距项(风险溢价因子为时变量)的利率期限结构模型。

三、利率期限结构预期理论的实证检验

(一)利率数据选取

在完善的金融市场上,不同到期日的债券利率可以准确地反映利率的期限结构,而我国的债券市场发展较晚且不具有市场化的全部特征,市场中的成交量规模太小不足以真实地反映国内利率水平。在采用全国银行间同业拆借利率(Chibor)时,笔者注意到月度数据以及长期利率数据的缺失(史敏、汪寿阳等,2005),所以采用上海银行间拆借利率(Shibor)来解决上述问题,借鉴国内多数学者的做法,使用 Shibor 作为利率变量是合适的。

本文选取 2006 年 10 月 8 日—2013 年 3 月 1 日的 Shibor 中的日间数据:隔夜拆借利率(ON)、1 周拆借利率(1W)作为较短期利率,选取 1 年拆借利率(1Y)作为较长期利率,同时选取了 9 个月拆借利率(9M)、6 个月(6M)、1 个月拆借利率(1M)的利差考虑风险溢价因子项,同时对数据进行等价复利转换,图 1 描述了 ON、1W、1Y 的走势:

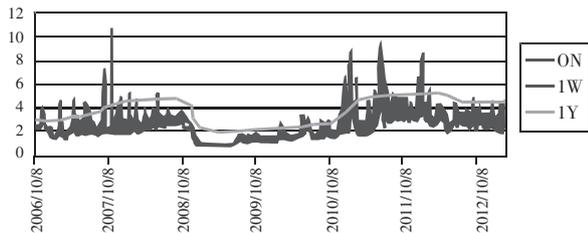


图 1 较长期利率 1Y 与较短期利率 ON、1W 的走势图

从图 1 中可发现,1Y 是一条平缓的曲线,而 ON、1W 的曲线则相对波动剧烈,这说明短期利率受到央行货币政策的影响较为敏感。在 2007 年 10 月—2008 年 3 月,由于金融危机的冲击,市场投资者对前景的担忧,隔夜利率和 1 周的短期利率剧烈波动;在 2010 年 2 月—2011 年 4 月,中国人民银行连续 10 次上调金融机构人民币存款准备金率、4 次上调金融机构人民币存贷款基准利率,这导致此期间短期利率的又一次大幅度波动。

(二)时间序列数据的统计分析

考虑到时间序列利率数据一般为一阶单整,本文采用 ADF 检验长短期利率序列的平稳性。检验结果见表 1:

由表 1 可见,长期利率 1Y 和短期利率 ON、1W 均显示出单位根的过程,而一阶差分后为平稳序列,即 I(1)的过程,笔者通过协整检验发现 1Y、ON、1W 之间存在协

整的关系。

表 1 长期利率(1Y)、短期利率(ON、1W)的单位根检验

变量	ADF 值	P 值	一阶差分	ADF 值	P 值
ON	-0.918	0.318	D(ON)	-16.512*	0.000
1W	-0.864	0.342	D(1W)	-16.921*	0.000
1Y	0.313	0.776	D(1Y)	-9.889*	0.000

注:ADF 检验未加入截距项和趋势项,“*”表示在 1%的显著性水平下被拒绝。

(三)利率期限结构预期理论参数估计

1.带截距项(风险溢价因子为常量)的利率期限结构模型

在式(8)中,如果 $\Phi_{nt} = C$ (常数),得到模型:

$$R_{nt} = d^{-1}R_{nt-1} - d^{-1}(1-d)R_{t-1} + (1-d^{-1})C + \varepsilon_t \quad (11)$$

表 2 风险溢价因子为常量的利率期限结构预期模型

模型 1			模型 2		
长期利率 1Y 与短期利率 ON			长期利率 1Y 与短期利率 1W		
C	R_{nt-1}	R_{t-1}	C	R_{nt-1}	R_{t-1}
0.0022	0.9969***	0.0046***	0.0026	0.9963***	0.0044***
(0.0019)	(0.0006)	(0.0007)	(0.0018)	(0.0007)	(0.0006)
R ² =0.9996 adjusted R ² =0.9996			R ² =0.9996 adjusted R ² =0.9996		

注:括号内为系数标准差,*、**、***表示系数分别在 10%、5%、1%水平上通过显著性检验。

通过对带截距项的模型 OLS 检验结果可以看出,模型 1 和模型 2 中的常数项均不显著,而且考虑到 $0 < d < 1$,所以长期利率滞后项的系数应该 d^{-1} 而模型中得到的均是小于 1,短期利率的系数应该为负数,而模型估计得到的为正数,恰好相反。这说明,风险溢价为常数的利率期限结构预期理论模型不能恰当地解释实际的 Shibor 利率市场,不变风险溢价的假设不能被接受。

2.无截距项(风险溢价因子为时变量)的利率期限结构模型

如果等式(10)中的 $\Phi_{nt+1} = \Phi_{nt+1}(t)$ 并且 $\Phi_{nt} = E_{t-1}\Phi_{nt} + \mu_t$,得到如下模型:

$$R_{nt} = d^{-1}R_{nt-1} - d^{-1}(1-d)R_{t-1} + (1-d^{-1})\Phi_{nt-1} + \varepsilon_t + \mu_t \quad (12)$$

此时逐步估计,找出适合模型的风险溢价因子可以设定为 $\Phi_{nt} = R_{nt} - R_t$,在模型 3 中,溢价因子为 9M(-1)-1M(-1),即 9 个月拆借利率和 1 个月拆借利率一阶滞后利差;在模型 4 中,溢价因子为 6M(-1)-1M(-1),即 6 个月拆借利率和 1 个月拆借利率一阶滞后利差,估计结果如下:

表3 风险溢价因子时变的利率期限结构预期模型

模型3			模型4		
长期利率1Y与短期利率0N			长期利率1Y与短期利率1W		
Φ_{nt-1}	R_{nt-1}	R_{t-1}	Φ_{nt-1}	R_{nt-1}	R_{t-1}
-0.0079***	1.0021***	-0.0023**	-0.0088***	1.0024***	-0.0023**
(0.0009)	(0.0007)	(0.0010)	(0.0011)	(0.0008)	(0.0010)
R ² =0.9996 adjusted R ² =0.9996			R ² =0.9996 adjusted R ² =0.9996		

注:括号内为系数标准差,*、**、***表示系数分别在10%、5%、1%水平上通过显著性检验。

通过对无截距项的模型 OLS 检验结果可以看出,模型3和模型4中的时变的风险溢价因子均为显著;而且考虑到 $0 < d < 1$, 所以长期利率滞后项的系数 d^{-1} 大于1, 短期利率的系数应为负数,恰如模型估计一致。这说明:风险溢价因子为时变的利率期限结构预期理论模型能恰当地解释实际的 Shibor 利率市场,长短期利率的风险溢价应为时变量而非非常变量。同时,理性预期假说能够适用于我国利率市场的利率期限结构,这与部分学者的结论是相一致的。

在模型准确估计的基础上,经过对参数的计算,可以求出时间的贴现率 d , 计算结果如下表所示:

表4 利率期限结构模型的时间贴现率

	模型3	模型4
贴现率 d	0.98	0.97

在对时间贴现率的估计中可以发现,一年之内的金融市场时间贴现率并不明显,甚至可以忽略不计,原因在于在利率期限模型中,加入了风险溢价因子,而时间的贴现率的作用很大程度上被风险溢价因子所代替。

四、结论

本文利用上海银行同业拆借利率数据中的长短期利率,在传统理性预期假说的基础上,在利率期限结构模型中加入风险溢价因子。结果表明:首先,以往学者常变量风险溢价因子的假定不能运用于 Shibor 利率市场,而应当采用时变的风险溢价因子;其次,理性预期理论能够解释 Shibor 市场的利率期限结构,这与其他学者得到的结果恰好相反。所以在运用预期理论对我国金融市场进行实证检验的时候,应该注意到特殊的风险溢价的存在。

同时,本文中采用的时变的风险溢价因子需要准确的估计:1年期的长期利率在同隔夜短期利率进行估计时,9个月和1个月的拆借利率利差才能够适用;1年

期的长期利率同1周的短期利率估计时,6个月和1个月的拆借利率利差才能够适用。而更长期限(比如3年期、5年期甚至是10年期)的利率的风险溢价无法估计,关于如何合适地寻找到时变的风险溢价因子来准确估计利率期限结构预期理论,仍然需要更多的研究。■

(责任编辑 陈薇)

参考文献:

- [1]John Hicks.Value[M].Oxford:Clarendon Press,1946.
- [2]Culbertson, John M. The Term Structure of Interest Rate[J].Quarterly Journal of Economics, 1957(71):485-517.
- [3]J.C. Cox, J. E. Ingersoll, S. A.Ross. A Re-examination of Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest Rates[J]. Journal of Finance, 1981(4):769-799.
- [4]Campbell. J.Y, R. J. Shiller. Cointegration and Tests of Present Value Models [J]. The Journal of Political Economy, 1987, 95(5):1062-1088.
- [5]Maki D. Non-linear adjustment in the term structure of interest rates: aco-integration analysis in the non-linear STAR framework[J].Applied Financial Economics, 2006,16(17):1301-1307.
- [6]Musti S, D'Ecclesia. Term structure of interest rates and the expectation hypothesis: The euro area [J]. European Journal of Operational Research, 2008,185(3): 1596-1606.
- [7]Fama E.F. The information in the term structure [J]. Journal of Financial Economics, 1984,13(4):509-528.
- [8]Fama and Bliss. The information in long maturity forward rates[J].American Economic Review,1987,77(4):680-692.
- [9]唐齐鸣,高翔.我国同业拆借市场利率期限结构的实证研究[J].统计研究,2002(5): 33-36.
- [10]李宏瑾.利率期限结构的远期利率预测作用[J].金融研究,2012(8): 97-110.
- [11]Sutton G. D. A Defence of the Expectations Theory as a Model of US Long-Term Interest Rates[R]. Bank for International Settlements, Working Paper,2000.
- [12]史敏,汪寿阳,徐山鹰.银行同业拆借市场利率期限结构实证研究[J].管理科学学报, 2005, 8(5): 43-49.
- [13]杨宝臣,苏云鹏.SHIBOR 市场利率期限结构实证研究[J].电子科技大学学报(社科版),2010, 12(5): 39-45.
- [14]王曦,陈森.理性预期还是适应性预期:基于同业拆借市场的检验[J].学术研究,2013(1): 75-81.
- [15]F.S.Mishkin. The Information in the Term Structure: Some Further Results[J].Journal of Applied Econometrics, 1988 (5):307-314.
- [16]J.F Muth. Rational Expectations and the Theory of Price Movements[J].Econometrica, 1961(3): 315-335.
- [17]T. J Sargent. Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rates [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 1972, 4 (1): 74-97.