

文章编号: 1002-1566(2012)03-0537-09

中国利率风险溢酬: 时变特征与影响因素

郑振龙¹ 吴颖玲²

(1. 厦门大学金融系, 福建 厦门 361005; 2. 中国银行深圳市分行, 广东 深圳 518000)

摘要: 利率风险溢酬是长期利率的组成部分, 解读它所包含的信息、寻找它的来源有着重要的经济意义。本文先使用利率仿射模型, 计算出先验的中国国债利率期限溢酬, 然后构建VECM模型, 运用脉冲响应、方差分析等技术, 分析国债利率的风险溢酬和主要宏观经济变量的动态关系, 发现宏观变量对溢酬的影响在当期和滞后几期有明显差异, CPI和GDP是影响最大的两个因素, 但信贷供应量和M1的作用也较大。我们同时也发现银行间市场投资者比交易所市场投资者更易受到宏观经济的影响。

关键词: 利率风险溢酬; 仿射模型; 宏观经济变量; VECM模型

中图分类号: F830, O212

文献标识码: A

Interest Rate Risk Premium of China: Time Varying and Affecting factors

ZHENG Zhen-long¹ WU Ying-ling²

(1. Dept. of Finance, Xiamen University, Fujian Xiamen 361005, China;

2. Shenzhen Branch, Bank of China, Guangdong Shenzhen 518000, China)

Abstract: Interest rate risk premium plays an important role in long-term rates movement. It is very meaningful to study term premium and the information it conveys. This paper uses an affine model to get ex-ante risk premium in two of China's Treasury bond markets, and then examines the possible macro-economic sources of term premiums. A VECM model is used to describe the joint dynamics of term premiums and macro-economic variables, which show that inflation and economic development are the most important macro-economic elements to affect term premiums. Money supply and credit growth are also the sources of term premiums. Finally, this paper finds out that inter-bank market investors concern the economic situation more than exchange market investors do.

Key words: interest rate risk premium, affine term structure model, macro-economic variables, VECM model

0 引言

利率风险是固定收益产品投资面临的最大风险之一。那么市场对利率风险是如何定价的, 或者说利率风险溢酬是多少? 其时间序列特征如何? 影响因素又是什么? 这是理论界与实务界都非常关心的问题, 也是本文的研究重点。

收稿日期: 2009年11月23日;

收到修改稿日期: 2012年1月18日

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(70971114); 福建省自然科学基金项目(2009J01316); 教育部人文社科一般项目(07JA790077)。

金融学的任务之一就是从金融市场的各种产品的价格中,提取和解读其中蕴含的信息(详见郑振龙^[1])。研究利率的风险溢酬不仅能帮助我们判断长期利率的变动趋势、读解投资者对利率风险的承受程度,还可以使用利率风险溢酬来解释、预测未来的经济情况。

人们对期限溢酬充满着兴趣,迫切想知道它到底来源于哪里。但是先前的研究方法多使用后验信息法,只代表了投资的超额收益率,而未能有效探寻人们对风险的事前判断。我们更想知道,是什么因素影响了人们的事前分析。因此,本文拟从这方面突破,寻找利率风险溢酬的影响因素,解读其中隐含的经济意义。

利率风险溢酬来源于长期限投资的不确定性。长期利率不仅仅包含投资者对未来各期短期利率的预期,也包含了他们对未来真实短期利率不等于当前预期所要求的溢酬。因此,人们常把利率风险溢酬(尤其是国债利率)称为期限溢酬。学界流行的利率风险溢酬的定义有多种,我们使用的是最常用,也最为简洁的远期利率期限溢酬 $\phi_{n,t}^f$,它等于

$$\phi_{n,t}^f = f_t^{n-1 \rightarrow n} - E_t(r_{t+n-1}^1),$$

其中 $f_t^{n-1 \rightarrow n}$ 表示 t 时刻第 $n-1$ 年到第 n 年的远期利率, $E_t(r_{t+n-1}^1)$ 代表了 t 时刻对 $t+n-1$ 时刻的短期利率的预期。

本文的结构如下:在第二部分,我们提出了后验信息法和先验信息法这两种利率期限溢酬的估计方法。第三部分,我们用利率仿射模型计算出先验的中国国债期限溢酬。在第四部分,我们构建出包含了宏观变量的一个 VECM 模型,运用脉冲响应和方差分解法,尝试从宏观经济层面探寻期限溢酬的来源和相关因素。第五部分是全文的总结。

1 期限溢酬的估计方法

期限溢酬的求解必须先得到未来利率的预期,因此,我们按照预期利率的确定方法把期限溢酬的估计分为两种:后验信息法和先验信息法。

1.1 后验信息法

该方法假定市场投资者是理性的,他们对利率的预期是未来实际利率的无偏估计,这样就可以用已实现的利率代替预期:

$$E_t(r_{t+n}^1) = r_{t+n}^1,$$

其中 r_{t+n}^1 是 $t+n$ 时刻已实现的 1 年短期利率, $E_t(\cdot)$ 是 t 时刻的预期。

1.2 先验信息无套利法

现实世界中,预期和真实利率是有偏差的,后验信息法得到的只能是事后超额收益率。先验信息法则正相反,它模拟未来利率变动作为利率的预期,再从长期利率或远期利率中扣除这一预期,得到了期限溢酬。因此,这样的期限溢酬更能够代表投资者对风险的事前估计。常用的利率预测方法有很多种,较简单的方法如 VAR 预测法,较复杂的则使用利率仿射模型。这里所说的仿射模型,也称为动态利率期限结构模型,是近期较为流行的一种期限结构拟合模型。它认为,期限结构的变动是由几个隐含的风险因子(也称为状态变量)产生的。它并不探寻风险因子的具体内容,因此灵活性较大。该模型设定瞬时利率是风险因子的线性组合,然后通过推导参数、拟合风险因子的变动计算出未来一系列短期利率预期,最后从当前的长期利率中减去预期,得到期限溢酬。风险因子一般被设定成 2~3 个,并且是不可观测的。Duffee^[2], Dai 和 Singleton^[3] 等是这一领域的先行者,他们构筑了动态利率期限结构体系。

最初的仿射模型能够很好地拟合期限结构的变动,但它却无法明确解释隐含因子到底是什么,对经济有何指导意义。因此,第二代的仿射模型开始和宏观经济结合起来,尝试从风险源头上加入宏观因素。最著名的就是 Ang 和 Piazzesi^[4],他们在三个隐含的风险因子的基础上

加上了两个宏观变量: 通货膨胀和实际经济活动, 建立仿射 -VAR 模型, 证明了加入宏观因子的模型对利率期限结构的拟合好于纯仿射模型。

两种方法各有优缺点。中国学者对利率期限溢酬的研究基本都是使用后验信息法, 但这种方法无法解读出人们的事前估计, 因此本文用先验信息法计算出期限溢酬, 然后再寻找合适的风险源对它进行检验。

2 中国利率期限溢酬的估计

中国的国债交易主要发生在银行间市场和交易所市场。银行间债券市场的交易成员基本涵盖了我国的金融体系, 以商业银行为主。交易所国债市场的参与者主要是证券公司、保险公司和基金管理公司。两个市场参与主体的不同, 导致投资行为和预期的差异。以下我们将分析对比两个市场的情况。我们从红顶数据库中, 选取了 2004 年 3 月至 2008 年 5 月间, 银行间和交易所市场 1 至 20 年共 20 个期限的零息票利率, 数据期以周为单位。

2.1 三因子利率仿射模型

在本文中我们使用的是 Cochrane 和 Piazzesi^[5], Wright^[6] 的一种简化的仿射模型。

假设影响利率的状态变量为 3 个:

$$\mathbf{x}_t = (x_{1t}, x_{2t}, x_{3t})',$$

并认为 \mathbf{x}_t 遵从离散时间指数仿射结构 (discrete-time homoskedastic exponential-affine structure)

$$\mathbf{x}_{t+1} = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\phi}\mathbf{x}_t + \mathbf{v}_{t+1},$$

$\boldsymbol{\mu}$ 是状态变量的均值。因为状态变量一般都遵从零均值, 这里就将它设为 0。 $\mathbf{v}_{t+1} = \Sigma \mathbf{u}_{t+1}$ 。 \mathbf{u}_{t+1} 是对隐含因子的一个外生冲击, 假定为标准正态分布。 Σ 是外生冲击的协方差矩阵, 假定为下三角阵。

当期 n 年期债券的对数价格 p_t^n 设定为下一期债券价格的贴现:

$$p_t^n = \log E_t(m_{t+1} \exp(p_t^{n-1})),$$

其中对数正态的贴现因子 m_{t+1} 为状态变量的线性函数:

$$m_{t+1} = \exp\left(-\delta_0 - \boldsymbol{\delta}'_1 \mathbf{x}_t - \frac{1}{2} \boldsymbol{\lambda}'_t \Sigma \boldsymbol{\lambda}_t - \boldsymbol{\lambda}'_t \mathbf{v}_{t+1}\right).$$

风险的市场价格 λ_t 设定为:

$$\boldsymbol{\lambda}_t = \boldsymbol{\lambda}_0 + \boldsymbol{\lambda}_1 \mathbf{x}_t.$$

大量研究已经证明了我国利率风险溢酬的存在和时变性, 因此这里就直接设参数 $\boldsymbol{\lambda}_0 \neq 0$, $\boldsymbol{\lambda}_1 \neq 0$, $\boldsymbol{\lambda}_t$ 是时变的。

到期日价格为 1 的 1 年期零息债的利率为:

$$r_t^1 = -\log E_t(m_{t+1}) = \delta_0 + \boldsymbol{\delta}'_1 \mathbf{x}_t.$$

δ_0 可看作是 r_t^1 的均值。因为本文使用的是周数据, 初始利率用 $r_t^{1/52}$, 则 δ_0 取同一市场的 7 日国债券回购利率均值。

n 年期零息票债券的利率 r_t^n 为:

$$r_t^n = -\frac{1}{n} \log E_t[m_{t+1} \exp(p_{t+1}^{n-1})].$$

计算结果证明, r_t^n 也是状态变量的线性函数

$$r_t^n = -\frac{1}{n}(a_n + \mathbf{b}'_n \mathbf{x}_t),$$

参数 a_n, \mathbf{b}_n 的求取可用迭代过程:

$$\begin{aligned} a_1 &= -\delta_0, \quad \mathbf{b}'_1 = -\boldsymbol{\delta}'_1, \\ a_{n+1} &= -\delta_0 + a_n + \mathbf{b}'_n \boldsymbol{\mu}^* + \frac{1}{2} \mathbf{b}'_n \boldsymbol{\Sigma}' \boldsymbol{\Sigma} \mathbf{b}_n, \\ \mathbf{b}'_{n+1} &= -\boldsymbol{\delta}'_1 + \mathbf{b}'_n \boldsymbol{\phi}^*, \end{aligned}$$

这里, $\boldsymbol{\mu}^*$ 和 $\boldsymbol{\phi}^*$ 是经风险中性调整的参数, $\boldsymbol{\mu}^* = \boldsymbol{\mu} - \boldsymbol{\Sigma} \boldsymbol{\lambda}_0$, $\boldsymbol{\phi}^* = \boldsymbol{\phi} - \boldsymbol{\Sigma} \boldsymbol{\lambda}_t$ 。

仿射模型基本都延续了这一框架。 \mathbf{x}_t 遵循着一定的过程, 驱动了风险价格 $\boldsymbol{\lambda}_t$, 因此会反映到贴现因子 m_{t1} 中。经过一系列迭代后, r_t^n 最终成为了状态变量 \mathbf{x}_t 的线性函数, 仿射模型因此得名—利率是状态变量的线性投影仿射。不过, 几类仿射模型在具体设定上存在较大的不同。

本文使用传统的主成分分析法求出对期限结构(由7日回购利率加上20个期限的国债贴现利率组成)影响最大的3个因子作为状态变量。

本文使用的模型有 $\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\Sigma}, \boldsymbol{\lambda}_0, \boldsymbol{\lambda}_1, \boldsymbol{\delta}_1$ 共5个参数需要求解, 其中 $\boldsymbol{\lambda}_0, \boldsymbol{\lambda}_1$ 是 3×1 的矢量。 $\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\Sigma}$ 是 3×3 的矩阵。

本文采用 Cochrane 和 Piazzesi 的估计方法。通过建立期限结构主成分的 VAR 模型, 得出 $\boldsymbol{\phi}, \boldsymbol{\Sigma}$, 并代入模型中, 使求出的参数满足:

$$\{\tilde{\boldsymbol{\lambda}}_0, \tilde{\boldsymbol{\lambda}}_1, \tilde{\boldsymbol{\delta}}_1\} = \underset{\tilde{\boldsymbol{\lambda}}_0, \tilde{\boldsymbol{\lambda}}_1, \tilde{\boldsymbol{\delta}}_1}{\operatorname{argmin}} \sum_t \sum_n (r_t^n - \tilde{r}_t^n)^2.$$

2.2 估计结果

利用上述方法, 我们先计算出 $E_t(r_{t+n}^1)$, 再求出期限溢酬。正如我们所预想的, $\phi_{n,t}^f$ 显然不为零, 大部分时候都为正数, 除了在2005年8月之后出现了负值, 这可能因为当时通货膨胀预期稳定, 利率风险较小。 $\phi_{n,t}^f$ 随着 n 的增大也在增加。且交易所市场的中短期期限溢酬要比银行间市场的大得多。波动性方面, 中长期(5年以上)期限溢酬的波动性会普遍大于短期的波动性。图1是4个期限的 $\phi_{n,t}^f$ 的时间序列对比图。可见, 交易所市场的溢酬基本都大于银行间市场的溢酬。

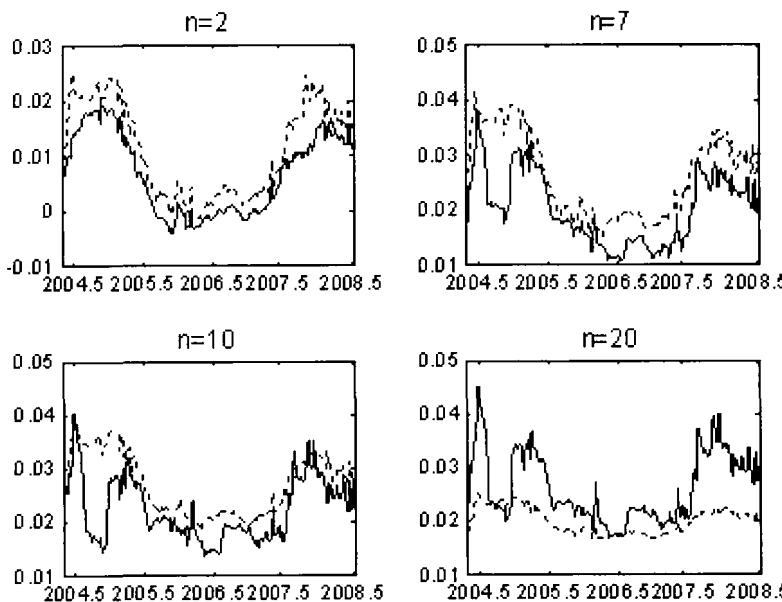


图1 四个期限的 $\phi_{n,t}^f$ 的时间序列对比

注: 其中实线为银行间期限溢酬, 虚线为交易所期限溢酬

我们进一步对两个市场的 $\phi_{n,t}^f$ 做格兰杰检验。可以看到, 在 0.05 的显著性水平下, 交易所市场的期限溢酬基本都能够格兰杰引致银行间市场的期限溢酬, 防止则不然。这说明两个市场中, 交易所市场的 $\phi_{n,t}^f$ 是先导, 交易所市场的投资者对消息的反映更为灵敏, 交易所国债在价格发现功能上可能会高于银行间国债。

不过, 要指出的是, 本文使用的模型虽然能够不受数据长度的限制, 推导出各期限的溢酬水平, 并构造期限溢酬的期限结构, 但由于模型是经由隐含因子来驱动, 当 n 较大时, 预测的利率将会逐渐趋于一个常数, 导致远期利率的变动只源于期限溢酬的变动。这是所有带有平稳状态变量的无套利模型共同的缺陷。长期利率的预期可能会因为这个设计缺陷出现偏误。因此, 我们在下面的分析中, 将舍弃长期限利率, 主要考察当 $n = 2$ 时的情况。

3 期限溢酬与宏观经济

从理论上说, 利率期限溢酬的影响因素主要来自宏观经济和微观经济两个层面, 如期限结构本身或其他市场的相关性风险。不过, 我们更在意的是, 宏观经济将会对期限溢酬有何影响呢?

为了分析期限溢酬和宏观经济变量的关系, 我们将两个市场的 $\phi_{2,t}^f$ 按月平均化为月度数据。平均后的数据才能够和宏观经济数据匹配。经过自相关、ADF 单位根检验后发现, 在 5% 水平下, 两个市场所有期限的月度 $\phi_{2,t}^f$ 都有自相关性, 并且是一阶单整序列。

3.1 期限溢酬和宏观变量相关性

我们认为通货膨胀和经济增长最有可能和 $\phi_{2,t}^f$ 有关。这里我们选择消费物价指数 (CPI) 和国内生产总值 (GDP) 作为它们的代表。在中国学者的研究中, 这两个变量已被证实和利率、利差有很大关系。除了这两个常用的宏观变量外, 经济中的其他因素也会显著影响 $\phi_{2,t}^f$ 。蔡杰、杨鹏^[7]的研究发现货币供应量 (M1, M2)、CPI、工业品出产价格指数 (PPI)、实际投资 (IVE)、实际消费 (COM)、一年期存款率 (DR) 都可以解释期限溢酬。刘金全、王勇和张鹤^[8]使用了工业产出值 (代表供给冲击), 货币供应量 (代表货币冲击) 和通货膨胀率 (代表价格冲击)。我们考虑到国债的供需也会受到市场资金面的影响, 增加了货币供应量 (M0, M1, M2)。信贷投放 (CREDIT) 被认为是银行国债投资的替代品, 我们也将它设入模型中。

表 1 是期限溢酬与这 6 个变量的月度同比增长率的相关性分析。数据来源于 CSMAR 数据库和中国人民银行网站。考虑到数据公布的时效, 都取一阶滞后值 (即当期可得信息)。因为 GDP 按季度统计, 我们通过线性插值转化为月度数据。

表 1 $\phi_{2,t}^f$ 和几个宏观变量的相关性

$\phi_{2,t}^f$	CPI	GDP	CREDIT	M0	M1	M2
银行间市场	0.7547**	-0.2973*	0.1953	0.0288	0.3748**	-0.1633
交易所市场	0.7372**	-0.2309	0.2218	0.0201	0.4055**	-0.1165

注: 经 Pearson 相关检验, ** 表示在 5% 水平显著, * 表示在 1% 水平显著

从表 1 可以看出, 通货膨胀率是交易者最关注的变量, 它和 $\phi_{2,t}^f$ 都有超过 70% 的显著正相关。两个市场的检验差异不大, 说明两市投资者在做短期投资时, 最看重的是通货膨胀的变化。但在长期投资时可能不尽然, 人们已对长久未来的通货膨胀率形成稳定的预期, 受短期通货膨胀率的影响较小一些。

两个市场中, 经济增长率和 $\phi_{2,t}^f$ 都出现了负相关, 这和许多外国学者的研究结果相似。不过我们发现, 相关系数只在银行间市场才显著。

信贷增长率和 $\phi_{2,t}^f$ 也有一定的正相关性，但在短期限内（即 $n = 2$ 时）均不显著，在银行间市场的相关甚至小于交易所市场的。我们也尝试研究过长期限的情况。当 n 大于 10 时，银行间市场的期限溢酬和信贷增长就会出现显著的正相关，而交易所市场的相关性却会下降。正如我们预料的，银行间市场主要交易者——商业银行，对国债的投资确实受到信贷量的制约。作为信贷资金的贷出方，商业银行把国债投资作为信贷的替代物，因此对投资中长期国债而不是投放信贷，他们会索要更高的溢酬以补偿机会成本。不过，短期限时，商业银行的预期可能不太受信贷增长的影响。

最后来看货币供应量。M0 的相关性基本可以忽视。M2 虽然和期限溢酬有着较小的负相关性，但均没有通过检验。只有 M1 和两个市场的 $\phi_{2,t}^f$ 有着显著的正相关。狭义货币供应量 M1 代表着流通中的现金和活期存款，即可用于投资的资金。通过 M1 与 CPI 的走势对比发现，M1 通常可被看成是物价水平的先行指标，能领先 1 年左右反映物价指数的变动。充沛的资金面预示着短期内通货膨胀的风险加大，投资者也就相应提高了期限溢酬。

3.2 期限溢酬和宏观经济变量的动态关系

上文我们分析了国债期限溢酬和宏观经济变量的当期相关性。但实际上，经济变量的影响可能带有滞后性和持久性，当期期限溢酬的形成，也许和过去几期的宏观经济变量都有关，这就需要我们探寻它们之间的动态相依性。向量自回归 (VAR) 模型易于操作，也是解决这方面问题的最著名模型。不过，宏观变量和期限溢酬都是非平稳序列，如果它们之间存在协整关系，就必须使用向量误差修正模型 (VECM)。

3.2.1 建立 VECM 模型分析动态关系

向量误差修正模型 (VECM) 是一种包含了协整约束的 VAR 模型。

模型假设 $\Delta \mathbf{y}_t$ 是含有 n 个变量序列的向量。如果每个序列都非平稳，且之间存在协整关系，我们就可以将这种不包含外生变量的 VECM 模型写成：

$$\Delta \mathbf{y}_t = \alpha \mathbf{ecm}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \varepsilon_t,$$

$\mathbf{ecm}_{t-1} = \mathbf{c} + \boldsymbol{\beta}' \mathbf{y}_{t-1}$ 是误差修正项，反映了变量之间的一种长期均衡关系，个数等于协整关系个数。系数向量 α 反映的是，当变量之间的均衡关系偏离长期均衡状态时，其调整回均衡状态的速度。 $\Delta \mathbf{y}_{t-1}$ 的系数反映了各个变量的短期波动对被解释变量的短期变动产生的影响。

我们剔除了上节分析中完全不显著的几个宏观变量，最后确定出对期限溢酬有影响的几个变量是：通货膨胀率 (CPI)、信贷供应量 (CREDIT)、国内生产总值 (GDP)、以及狭义货币供应量 (M1) 的增长率。两个市场的 \mathbf{y}_t 为：

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_t^{yh} &= (CPI_t, GDP_t, CREDIT_t, M1_t, \phi_{2,t}^{yh})', \\ \mathbf{y}_t^{jy} &= (CPI_t, GDP_t, CREDIT_t, M1_t, \phi_{2,t}^{jy})', \end{aligned}$$

其中 $\phi_{2,t}^{yh}, \phi_{2,t}^{jy}$ 分别是银行间市场和交易所市场的期限溢酬。

经检验发现，所有变量序列都是非平稳的一阶单整序列。使用 Johansen 协整的迹检验发现，在 0.05 置信水平下， \mathbf{y}_t^{yh} 包含了 2 对协整关系，而 \mathbf{y}_t^{jy} 只包含 1 对协整关系，因此两个序列都可以使用 VECM 模型。下面我们分别对 \mathbf{y}_t^{yh} 和 \mathbf{y}_t^{jy} 建立 VECM 模型。通过 AIC 法则判断出最优的滞后阶数，银行间市场为 3，交易所市场为 4。一个 VECM 模型包含着多个变量序列的模型，我们这里只报告最重要的两个变量 $\phi_{2,t}^{yh}$ 和 $\phi_{2,t}^{jy}$ 的模型。其中，标 * 表示在 5% 置信度下显著。

银行间市场期限溢酬的模型为：

$$\begin{aligned}
\Delta\phi_{2,t}^{yh} = & 0.0155(\phi_{2,t-1}^{yh} + 17.7356GDP_{t-1} - 3.2942M1_{t-1} + 2.2757CREDIT_{t-1} - 1.6954) \\
& - 0.0378(CPI_{t-1} + 6.519GDP_{t-1} - 1.6889M1_{t-1} + 0.6674CREDIT_{t-1} - 0.5622) \\
& + 0.2453\Delta\phi_{2,t-1}^{yh} - 0.083\Delta\phi_{2,t-2}^{yh} + 0.0635\Delta\phi_{2,t-3}^{yh} \\
& + 0.0186\Delta CPI_{t-1} + 0.0248\Delta CPI_{t-2} + 0.1092\Delta CPI_{t-3} \\
& - 0.035\Delta GDP_{t-1} + 0.3179\Delta GDP_{t-2} - 0.5482\Delta GDP_{t-3} \\
& + 0.0449\Delta CREDIT_{t-1} + 0.0138\Delta CREDIT_{t-2} - 0.0639\Delta CREDIT_{t-3} \\
& - 0.0302\Delta M1_{t-1} - 0.0168\Delta M1_{t-2} + 0.0450\Delta M1_{t-3} \\
& - 0.0001.
\end{aligned}$$

银行间市场序列向量包含两对协整关系, 因此协整项 ecm_{t-1} 部分有两个。其中一个 ecm_{t-1} 的系数显著, 表示银行间市场的期限溢酬和宏观变量存在着长期的均衡关系。四个宏观变量滞后三期的差分系数都显著, 即当期溢酬的变动值和过去三期的变动有关, 说明宏观变量有着滞后效应。模型的 R^2 为 0.69, 表明该模型对期限溢酬的解释能力较好。

交易所市场的期限溢酬为:

$$\begin{aligned}
\Delta\phi_{2,t}^{jy} = & -0.1185(\phi_{2,t-1}^{jy} - 0.593CPI_{t-1} - 2.9068GDP_{t-1} \\
& - 0.4750CREDIT_{t-1} + 0.7394M1_{t-1} + 0.2701) \\
& + 0.0855\Delta\phi_{2,t-1}^{jy} + 0.3453\Delta\phi_{2,t-2}^{jy} + 0.3409\Delta\phi_{2,t-3}^{jy} + 0.2007\Delta\phi_{2,t-4}^{jy} \\
& - 0.0582\Delta CPI_{t-1} - 0.1186\Delta CPI_{t-2} - 0.02812\Delta CPI_{t-3} - 0.1098\Delta CPI_{t-4} \\
& + 0.3346\Delta GDP_{t-1} - 0.2730\Delta GDP_{t-2} - 0.4704\Delta GDP_{t-4} + 0.3563\Delta GDP_{t-4} \\
& + 0.0256\Delta CREDIT_{t-1} - 0.1118\Delta CREDIT_{t-2} \\
& - 0.1547\Delta CREDIT_{t-3} - 0.1342\Delta CREDIT_{t-4} \\
& + 0.0183\Delta M1_{t-1} + 0.0236\Delta M1_{t-2} + 0.0981\Delta M1_{t-3} + 0.0659\Delta M1_{t-4} \\
& - 0.0001.
\end{aligned}$$

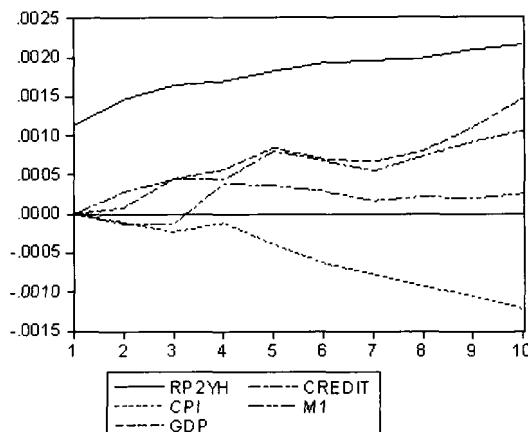
协整部分的系数都是显著的, 表示期限溢酬和宏观变量的长期均衡关系存在。但模型的 R^2 为 0.4998, 小于银行间市场模型的 R^2 , 说明交易所市场的期限溢酬除了受宏观经济影响外, 可能受其他因素的影响较大。和相关分析结果不同, CPI 和 GDP 的系数都不显著。这两个变量可能只影响当期的期限溢酬, 或者滞后几期才会起作用。CREDIT 和 M1 在滞后两期时的系数显著, 表示它们对期限溢酬的影响也存在滞后性。

3.2.2 脉冲响应函数

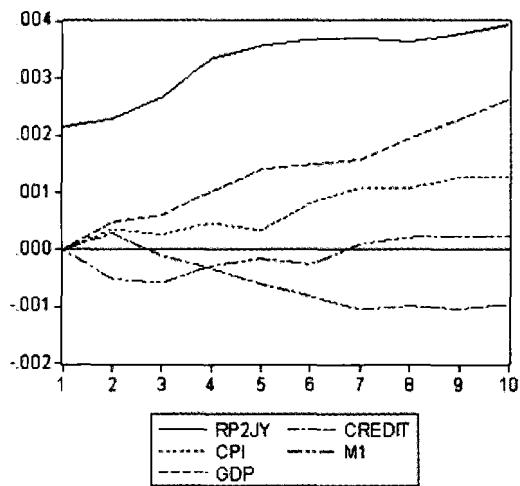
我们的目的在于研究溢酬和宏观变量之间的相互影响, 因此我们接下来将分析各变量的脉冲响应。VECM 模型的脉冲响应函数描绘出随机扰动项的一个标准差冲击对内生变量的当前值和未来值的影响。脉冲函数刻画了任意变量的新息如何通过模型去影响其他变量, 并反馈到自身的动态过程。以下将使用乔勒斯基分解法, 分析期限溢酬对所有变量的一个新息的脉冲响应。

$\Delta\phi_{2,t}^{yh}$ 对来自自身的冲击一直有着正的、持续性的响应。而宏观变量从 1 期后呈现出不断扩大的影响。和上文相关分析的结果相同, CREDIT 和 M1 对期限溢酬的冲击都是正的, 但 GDP 和 CPI 的影响却和相关分析时的结论正好相反。

$\Delta\phi_{2,t}^{jy}$ 的脉冲响应图和 $\Delta\phi_{2,t}^{yh}$ 的相似, 但不同的是, CPI 的冲击对期限溢酬造成了一个持久的正向影响, 而信贷投放的冲击却产生负向影响。期限溢对 M1 的冲击反应在前 6 期也一直为负。

图 2a $\Delta\phi_{2,t}^{yh}$ 对自身和其他经济变量的脉冲响应

注: 这里的 RP2YH 即指 $\Delta\phi_{2,t}^{yh}$, 下图的 RP2JY 即指 $\Delta\phi_{2,t}^{jy}$ 。

图 2b $\Delta\phi_{2,t}^{jy}$ 对自身和其他经济变量的脉冲响应

3.2.3 方差分解

脉冲响应能细致得刻画冲击的影响,但还不够直观。Sims 于 1980 年提出了方差分解法,即将系统中每个内生变量的波动按其成因分解成为对向量自回归模型中的分量的冲击,并用相对方差贡献率来描述各冲击大小,并能够给出对模型变量产生影响的每个随机扰动的相对重要性。

表 2 期限溢酬的方差分解 (%)

$\Delta\phi_{2,t}^{yh}$	$\Delta\phi_{2,t}^{yh}$	CPI	GDP	CREDIT	M1
1	100	0	0	0	0
5	80.970	1.5357	8.1452	4.0800	5.2681
10	67.492	9.6657	12.682	5.0266	5.1329
$\Delta\phi_{2,t}^{jy}$	$\Delta\phi_{2,t}^{jy}$	CPI	GDP	CREDIT	M1
1	100	0	0	0	0
5	88.365	1.1177	7.7834	1.2254	1.5075
10	74.921	4.5623	16.321	3.5613	0.6332

注: 左边第一列为影响存在的期数

可以看到, 两个市场期限溢价的方差主要来自自身。宏观变量的作用虽然会随着滞后期数的增加而增加, 但是总的来说都很小, 且其对交易所市场期限溢价的影响会小于银行间市场。四个宏观变量中, GDP 在两个市场的影响都是最大。而 M1 对交易所市场基本没有什么影响。

4 结论

本文使用了三因子利率仿射模型分别计算出银行间和交易所市场的期限溢价, 并通过建立 VECM 模型分析了期限溢价和宏观经济变量的关系, 发现:

宏观经济变量对于期限溢价会有持久的影响, 但总的程度较小, 溢价的变动主要来自本身。不过通货膨胀率、经济增长率等宏观变量的影响会随着滞后期数增加而增加。一种可能的解释是信息的累积性, 两个市场的投资者需要观察几期的经济变量后才会对于长期趋势做出判断。

几个变量中, GDP 的长期影响力最大, 而且为正数, 说明尽管当期的 GDP 和期限溢价的负相关性较弱, 但是投资者会根据前几期的 GDP 情况来调整自己的预期。CPI 的长期影响, 在两个市场却不同。当前几个月的通货膨胀率上升时, 银行间市场投资者会相应提高当期的期限溢价, 但交易所市场投资者却反而调低了对风险的估计, 导致两个市场的 VECM 模型系数符号相反。期限溢价和宏观经济变量的关系在当期和滞后期存在不同, 蔡杰、杨鹏^[7] 将之归结为市场的过度反应。另外, 货币供应量 M1 和信贷增长变动所起的作用也不容忽视。

银行间市场受宏观经济的影响会更大些, 这反映在其 VECM 模型的拟合度、系数的显著性及方差贡献值都较强, 说明银行间市场交易者可能更注重宏观经济层面分析。

最后要指出的是, 本文只是研究风险源的当期或是历史值对于期限溢价的影响, 但国债利率风险溢价的本质源于对未来的不确定性, 则我们在探求风险源时可能更应该考虑变量的二阶矩, 即波动性(详见 Hamilton 和 Kim^[9]), 如通货膨胀的动态波动性或是利率本身的波动性。国外学者在经济变量的波动率研究上已经发展出一些可行的模型, 但是中国国债利率的样本期太短, 让我们无法在相应的期间得到足够长的宏观数据来建立适合的波动性模型。受限于样本的限制, 我们也无法进行样本外预测, 即使用期限溢价模型对利率进行预测, 这也是我们下一步需要研究的地方。

[参考文献]

- [1] 郑振龙. 金融资产价格的信息含量: 金融研究的新视角 [J]. 经济学家, 2009, (11): 69-78.
- [2] Duffee G R. Term premia and interest rate forecasts in affine models[J]. Journal of Finance, 2002, 57: 405-443.
- [3] Dai Q, and Singleton L J. Specification analysis of affine term structure models[J]. Journal of Finance, 2000, (LV): 1943-1978.
- [4] Ang A, and Piazzesi M. A no-Arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables[J]. Journal of Monetary Economics, 2003, 50: 745-787.
- [5] Cochrane J H, and Piazzesi M. Decomposing the yield curve[Z]. working paper, 2008.
- [6] Wright J H. Term premiums and inflation uncertainty: empirical evidence from an international panel dataset[Z]. working paper, Board Governors of the Federal Reserve System, 2008.
- [7] 蔡杰, 杨鹏. 基于面板模型的中国国债风险溢价实证研究 [J]. 中国货币市场, 2008, (5): 22-25.
- [8] 刘金全, 王勇, 张鹤. 利率期限结构与宏观经济因素的动态相依性 —— 基于 VAR 模型的经验研究 [J]. 财经研究, 2007, (5): 126-133.
- [9] Hamilton J D, and Kim D H. A Re-examination of the Predictability of Economic Activity using the Yield Spread[Z]. working paper, National Bureau of Economic Research, 2000.