

# 中国市场利率流动性溢酬实证分析<sup>1</sup>

An Empirical Analysis of the Liquidity Premium of Interest Rate in China

林海 郑振龙

(厦门大学金融系, 361005)

**内容简介:** 市场利率的流动性溢酬(liquidity premium),也称为期限溢酬(term premium),是为了弥补投资者投资于长期证券所承担的额外利率波动风险(Hicks,1942)。这种风险一般随着期限的延长而增加,因此,相应的流动性溢酬也要随着期限的延长而增加。本文在郑振龙、林海(2002)对中国利率期限结构的静态估计的基础之上,通过一个直接的通用模型对中国市场利率的流动性溢酬进行了实证考察和分析,这个模型直接使用总收益率而不是利率的概念,从而就可以避免Nelson(1972)所提出的问题,而且没有对利率的分布做任何假定。同时为了比较分析不同期限的流动性溢酬,这个模型还进行了标准化处理。检验结果表明,中国存在比较明显的流动性溢酬,而且这个流动性溢酬水平随着期限的延长而上升。而且,通过对流动性溢酬随时间变动情况的分析,发现短期流动性溢酬会随着时间的变化而不断的变动,而较长期的流动性溢酬比较稳定。

**关键词:** 市场利率、流动性溢酬 期限结构

**Abstract:** Based on the estimation results of Zheng and Lin(2002), this paper set up a general test model for the liquidity premium and make an empirical investigation on it. This general model use the data of short term interest rate instead of forward rate, and does not make any assumption on the distribution of the interest rate. Furthermore, in order to compare and analyze the liquidity premium of different maturities, this model is standardized. The empirical results show the existence of the liquidity premium which increases significantly with the maturity. The liquidity premium of short term changes with time but the liquidity premium of long term is relatively stable.

**Key Words:** Interest Rates, Liquidity Premium, term structure

## 前言

中国目前公布的利率水平属于政府的官定利率,和市场利率存在着差异。市场利率反映了市场的交易者对市场资金供求状况的真实感受以及资金的真实价格,这种资金的价格可以从市场上交易的债券,特别是无违约风险(default free)的国债的价格中反映出来。因此,我们就可以根据市场上交易的国债价格来估计和分析市场利率的期限结构及其动态变化<sup>2</sup>。

关于市场利率期限结构的决定因素,主要有三种假设:第一种是流动性偏好(liquidity preference)理论。认为,投资者由于流动性对短期债券有偏好,因此为了诱使投资者购买长期债券,必须提供更高的利率,二者的差额就是流动性溢酬(liquidity premium)。第二种

<sup>1</sup> 尚未发表的研究报告,未经作者许可,不得引用。欢迎批评指正。EMAIL: [z Zheng@jingxian.xmu.edu.cn](mailto:z Zheng@jingxian.xmu.edu.cn).

<sup>2</sup> 具体参见郑振龙和林海(2002)。

是市场分割理论 (market segmentation)。认为在某个分割的市场上, 投资者由于自身头寸的需要, 可能对某个期限的债券的需要大于其它债券, 因此这个债券的价格就会上升, 收益率下降。第三种是期望理论 (Expectation Hypothesis), 认为当前利率代表了对未来利率变化的一种变化。预期假设可分为纯粹预期假设 (Pure Expectation Hypothesis, PEH) 和一般预期假设 (General Expectation Hypothesis, GEH)。纯粹预期假设认为不存在流动性溢价, 一般预期假设则将流动性溢价的情况和纯粹预期假设结合起来, 形成一个一般化的预期假设<sup>3</sup>。

本文主要的研究目的是利用郑振龙和林海 (2002) 对中国市场利率期限结构的静态估计结果, 对中国市场利率形成的流动性溢价进行实证考察和分析, 并在此基础上分析中国债券投资者的投资行为以及投资理念。文章总共分为五个部分: 第一部分是文献综述; 第二部分提出要进行验证的一般化检验模型, 在这个模型中, 为了避免 Nelson(1972) 提出的问题, 直接利用短期利率对总收益率进行计算, 而且对短期利率不作出任何分布假定。为了对不同期限的流动性溢价进行比较分析, 这个模型还进行了标准化处理; 第三部分对中国市场利率流动性溢价水平的检验; 第四部分对中国市场利率不同期限流动性溢价之间的差异性进行检验; 第五部分对流动性溢价随时间变动做一个分析; 第六部分则是一个简短的结束语。

## 一、文献综述

对流动性溢价的研究一般都是建立在对市场预期假设的验证和分析基础之上。大部分的研究都表明, 纯粹预期假设不符合真实市场利率的形成情况, 因此必须加入流动性溢价, 才有可能解释不断变化的利率行为。

Cox, Ingersoll and Ross(1981)通过对不同形式的纯粹市场预期假设的分析, 发现它们之间互相矛盾。两种不同形式的纯粹市场预期假设形式为:

1、在某一个时期, 持有短期债券和长期债券的期望收益率是一样的。对一个期限为 1 期的零息债券而言, 其收益率为  $1 + r_{1t}$ ; 对期限为 n 的零息债券而言, 其 1 期的收益率为

$$\frac{E_t P_{n-1,t+1}}{P_{n,t}} = \frac{(1 + r_{nt})^n}{E_t (1 + r_{n-1,t+1})^{n-1}}。其中 E(\cdot) 表示 t 时刻的条件期望, P_{n,t} 表示 t 时刻期限为 n$$

的零息票债券的价格,  $r_{n,t}$  表示 t 时刻期限为 n 的零息票债券的年收益率。所以,

$$1 + r_{1t} = E_t \left( \frac{(1 + r_{nt})^n}{(1 + r_{n-1,t+1})^{n-1}} \right) = (1 + r_{nt})^n E_t \left[ \frac{1}{(1 + r_{n-1,t+1})^{n-1}} \right]。$$

2、长期债券在 n 个时期中的收益率等于每个一期债券在 n 期中的复合收益率。

$$(1 + r_{nt})^n = E_t ((1 + r_{1,t}) (1 + r_{1,t+1}) (1 + r_{1,t+2}) \dots (1 + r_{1,t+n-1})) = (1 + r_{1t}) E_t ((1 + r_{n-1,t+1})^{n-1}),$$

$$1 + r_{1t} = \frac{(1 + r_{nt})^n}{E_t ((1 + r_{n-1,t+1})^{n-1})}, 但是根据詹森不等式,$$

$$E_t \left( \frac{1}{(1 + r_{n-1,t+1})^{n-1}} \right) \neq \frac{1}{E_t ((1 + r_{n-1,t+1})^{n-1})}, 所以两个预期假设互相矛盾, 这里面有个凸$$

性的问题。

为了解决这个矛盾, Campbell(1986)加入了流动性溢价, 并证明不同形式的市场预期假设在常数流动性溢价条件下可以同时成立。Cargill(1975) 利用英国的资料对利率期限结构的

<sup>3</sup> 纯粹预期假设也就是流动性溢价为 0, 是一般预期假设的一个特例。

预期假设进行了实证分析并拒绝了纯粹市场预期假设,并得出结论认为流动性溢酬的不断变动是市场预期假设无法得到验证的主要原因。Lee(1989)利用 GMM 方法对市场预期假设的非线性关系进行了分析,得出结论认为随时间变化的流动性溢酬和异方差对分析战后美国的债券市场十分重要。Culbertson(1957)对流动性溢酬等影响利率期限结构的因素进行了分析,发现纯粹市场预期假设不能解释美国战后资料。Froot(1989)根据市场调查资料对市场预期假设在估计将来利率的有效性进行了实证分析。实证分析结果表明市场预期假设在短期内无效,在长期内具有一定的估计能力。实证结果还表明预期利率对短期利率反应不足,对远期利率反应则过度。通过将预测误差分解成流动性溢酬以及一个估计误差,结果表明随时间变化的流动性溢酬是造成短期偏误的最主要原因,对长期而言,反应不足和过度反应也很重要。Nelson(1972)对在通过远期利率计算流动性溢酬的过程中由于短期利率本身的自相关而导致的流动性溢酬高估情况进行了分析,经过这种自相关剔除之后,得出的结论不支持流动性溢酬随期限增长的假设。Oslen(1974)则对流动性溢酬和通货膨胀预期之间的相关关系进行了实证分析,发现流动性溢酬随着将来通货膨胀率预期的波动而波动。Huang and Lin(1996)则对期限溢酬和远期利率之间关系的非线性进行了分析。

通过对利率形成假设的相关文献的分析,我们可以得出有关利率期限结构决定因素假设的一些一般性结论:

1、在三个假设中,市场分割假设逐渐的被人们所遗忘,因为随着市场的发展,技术的进步,市场交易规模的扩大,市场已经逐渐形成一个统一的整体;

2、市场预期假设如果没有同流动性假设相结合,都会被市场数据所拒绝。而且流动性溢酬呈现出不断变化的特征。

## 二、中国市场利率流动性溢酬通用验证模型设计

假设存在两种债券,一种债券是短期债券,期限为  $T_1$ ; 另一种债券为长期债券,期限为  $T_2$ ,  $T_2 = nT_1$ 。对于投资者而言,在期限为  $T$  的时间内投资具有两种选择:一种是直接投资于长期债券,获得长期债券的市场利率报酬;另一种是投资于短期债券,在短期债券到期后再购买短期债券,通过连续  $n$  次循环投资于短期债券,不断获得购买短期债券时的市场短期利率报酬。由于投资短期债券的流动性要高于长期债券,而且它在短期债券之后具有根据当时实际情况再次选择投资机会的权利,因此,如果投资者对短期债券具有一定的偏好。为了吸引投资者购买长期债券,就必须提供更高的报酬以弥补投资者由于投资长期债券所带来的流动性损失。

假设时刻  $t$ , 期限为  $T$  的连续复利率水平为  $r_{t,T}$ 。则长期债券的连续复利率水平为  $r_{t,T_2}$ , 短期利率为  $r_{t,T_1}$ , 在不存在流动性溢酬的条件下,二者的总收益率必须相等。

$$e^{r_{t,T_2}T_2} = E_t(e^{r_{t,T_1}T_1} \times e^{r_{t+T_1,T_1}T_1} \times \dots \times e^{r_{t+(n-1)T_1,T_1}T_1}) = E_t e^{(r_{t,T_1} + r_{t+T_1,T_1} + \dots + r_{t+(n-1)T_1,T_1})T_1} = E_t e^{\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+iT_1,T_1}T_1} \quad 4$$

<sup>4</sup> 必须注意的是,这边不能直接转化成  $\ln(e^{r_{t,T_2}T_2}) = E_t \ln e^{\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+iT_1,T_1}T_1}$ ,  $r_{t,T_2} = E_t \sum_{i=0}^{n-1} r_{t+iT_1,T_1} / n$ , 因为

$E_t \ln X \neq \ln E_t X$ , 除非  $X$  是一个常数。

$$e^{r_t T_2} = e^{\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+iT_1} T_1} + \varepsilon_{t+1}, \quad E_t \varepsilon_{t+1} = 0^5。$$

存在流动性溢酬条件下，

$$e^{r_t T_2} = E_t(e^{r_t T_1} \times e^{r_{t+T_1} T_1} \times \dots \times e^{r_{t+(n-1)T_1} T_1}) + u_t = E_t e^{\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+iT_1} T_1} + u_t，$$

$$e^{r_t T_2} = e^{\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+iT_1} T_1} + u_t + \varepsilon_{t+1}, \quad E_t \varepsilon_{t+1} = 0^6。$$

如果假设流动性溢酬不随时间变化，则

$$e^{r_t T_2} = e^{\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+iT_1} T_1} + u + \varepsilon_{t+1}, \quad E_t \varepsilon_{t+1} = 0，$$

$$\text{构建一个时间序列 } y_{t,T_1,T_2} = e^{r_t T_2} - e^{\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+iT_1} T_1} = u_t + \varepsilon_{t+1}，$$

因为  $E(\varepsilon_{t+1}) = E(E_t \varepsilon_{t+1}) = 0$ ，所以

如果  $E(y_{t,T_1,T_2}) > 0$ ，则

$$E(y_{t,T_1,T_2}) = E(u_t + \varepsilon_{t+1}) = E(u_t) > 0；$$

如果  $E(y_{t,T_1,T_2}) = 0$ ，则

$$E(y_{t,T_1,T_2}) = E(u_t + \varepsilon_{t+1}) = E(u_t) = 0。$$

所以，如果时间序列  $y_{t,T_1,T_2}$  的无条件均值显著大于 0，我们就可以验证流动性溢酬的存在。如果时间序列  $y_{t,T_1,T_2}$  的无条件均值和 0 之间无差异，则可能表明不存在着流动性溢酬。

由于  $y_{t,T_1,T_2}$  代表时刻  $t$  期限  $T_2$  相对于  $T_1$  的流动性溢酬，因此为了比较不同期限之间的

流动性溢酬，必须转化为同一单位。这种转化只需要通过  $Y_{t,T_1,T_2} = \frac{y_{t,T_1,T_2}}{T_2 - T_1}$  就可以完成。这

种转化只是对原有序列的放大，不会改变原有序列的任何关系。序列  $Y_{t,T_1,T_2}$  就是我们要进行检验的对象。

这个模型可以扩展至市场同时存在多种债券，长期债券和短期债券之间的期限不是倍数关系的一般化情形，其前提条件是能够有效估计出市场利率的期限结构。

<sup>5</sup> 这边遵守的是严格的鞅过程 (martingale) 的定义，有关鞅过程的性质以及它和独立同分布 (i.i.d.) 白噪音 (WN) 之间的区别参见张亦春 (2002)。

<sup>6</sup> 实际上，当  $u_t = 0$ ，这个式子就变成无流动性溢酬的利率市场预期假设。

### 三、中国市场利率流动性溢酬水平的实证检验

本文债券数据来自于上海证券交易所的国债周末数据，利率期限结构数据使用郑振龙和林海（2002）对中国利率期限结构的静态估计结果。在郑振龙和林海（2002）中，比较使用了息票剥离法（bootstrap method）和样条估计法（spline approximation method），并利用样条估计法对2001年8月24日至2002年9月13日的利率期限结构进行了静态估计。本文所采用的数据为周利率、月利率、季度利率以及半年利率水平。假设它们的利率水平分别为 $r_{t,m_1}, r_{t,m_2}, r_{t,m_3}, r_{t,m_4}$ 。假设周利率为短期利率。一个月等于4周，一季度等于12周，半年为24周<sup>7</sup>。则一个月相对一周的标准化流动性溢酬可以表示为：

$$Y_{t,m_1,m_2} = \frac{y_{t,m_1,m_2}}{m_2 - m_1} = \frac{e^{r_{t,m_2}m_2} - e^{\sum_{i=0}^3 r_{t+im_1,m_1}m_1}}{m_2 - m_1} = \frac{e^{r_{t,m_2}/12} - e^{\sum_{i=0}^3 r_{t+im_1,m_1}/48}}{(1/12 - 1/48)},$$

一季度相对一周的标准化流动性溢酬可以表示为：

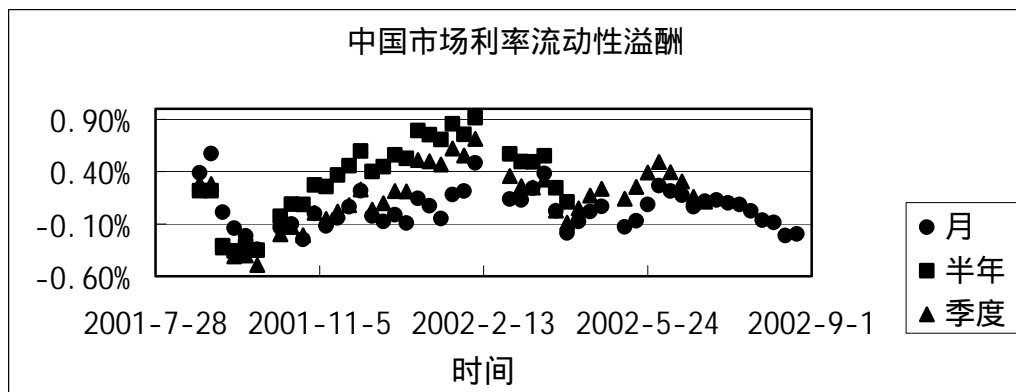
$$Y_{t,m_1,m_3} = \frac{y_{t,m_1,m_3}}{m_3 - m_1} = \frac{e^{r_{t,m_3}m_3} - e^{\sum_{i=0}^{12} r_{t+im_1,m_1}m_1}}{m_3 - m_1} = \frac{e^{r_{t,m_3}/4} - e^{\sum_{i=0}^{11} r_{t+im_1,m_1}/48}}{(1/4 - 1/48)},$$

半年相对一周的标准化流动性溢酬可以表示为：

$$Y_{t,m_1,m_4} = \frac{y_{t,m_1,m_4}}{m_4 - m_1} = \frac{e^{r_{t,m_4}m_4} - e^{\sum_{i=0}^{24} r_{t+im_1,m_1}m_1}}{m_4 - m_1} = \frac{e^{r_{t,m_4}/2} - e^{\sum_{i=0}^{23} r_{t+im_1,m_1}/48}}{(1/2 - 1/48)},$$

$Y_{t,m_1,m_2}, Y_{t,m_1,m_3}, Y_{t,m_1,m_4}$  就是我们需要进行实际验证的流动性溢酬时间序列。图1列出了三个时间序列随时间变动的情况。

图1：中国市场利率流动性溢酬



从图中可以比较明显的看出，中国市场利率存在着流动性溢酬，而且期限越长，流动性溢酬水平就越高。

三个时间序列的统计值见表1。

表1：三个时间序列的统计值

<sup>7</sup> 1年的时间有52周，但是由于存在着节假日，1年的实际工作周数约为48周。而且，使用48周可使得周、月、季度、半年之间成倍数关系。

| 序列              | 均值       | 标准误      | T 检验值   | 标准差     | 最大值     | 最小值      |
|-----------------|----------|----------|---------|---------|---------|----------|
| $Y_{t,m_1,m_2}$ | 0.000403 | 0.000269 | 1.50*   | 0.00188 | 0.00571 | -0.00344 |
| $Y_{t,m_1,m_3}$ | 0.00157  | 0.000445 | 3.53*** | 0.00285 | 0.00713 | -0.00492 |
| $Y_{t,m_1,m_4}$ | 0.00346  | 0.000659 | 5.24*** | 0.00361 | 0.00914 | -0.0036  |

注：\*表示显著性水平为 10%；

\*\*\*表示显著性水平为 1%。

三个样本时间序列的均值都在一定程度上显著大于 0，其中月流动性溢酬的显著性水平不太明显，为 10%，这是因为周和月投资的流动性差距不是很大，因此所带来的流动性溢酬也就不太明显；而季度和半年的流动性溢酬则都十分显著的大于 0，显著性水平达到了 1%。由于季度以及半年和周之间的流动性存在较大差异，所以相应的流动性溢酬也比较明显。我国的市场利率体现出了流动性溢酬所具备的特征。

而且，随着期限的延长，流动性溢酬的水平也逐渐上升，月流动性溢酬水平为 0.0403%，季度流动性溢酬水平为 0.157%，而半年的流动性溢酬水平则上升至 0.346%。当然，不同水平之间的差异是否显著还需要进行检验。

#### 四、中国市场利率不同期限流动性溢酬差异的显著性检验

显著性检验的方法使用双样本异方差假设下的 t 检验，检验两个样本在方差不同的假设条件下的均值能否一致。表 2 列出了检验结果。

表 2：中国市场利率不同期限流动性溢酬差异的显著性检验

| 比较序列                              | T 检验值 | 单尾显著性水平  | 双尾显著性水平  |
|-----------------------------------|-------|----------|----------|
| $Y_{t,m_1,m_2}$ 和 $Y_{t,m_1,m_3}$ | 2.24  | 5%(1.67) | 5%(2.00) |
| $Y_{t,m_1,m_3}$ 和 $Y_{t,m_1,m_4}$ | 2.37  | 5%(1.67) | 5%(2.01) |
| $Y_{t,m_1,m_4}$ 和 $Y_{t,m_1,m_4}$ | 4.29  | 1%(1.68) | 1%(2.02) |

注：括号内为 5%显著性水平的临界值。

因此，三个序列之间的差异是十分显著的。其中，月流动性溢酬水平和季度流动性溢酬水平、季度流动性溢酬水平和半年流动性溢酬水平都在 5%水平显著的差异，而月流动性溢酬水平和半年流动性溢酬水平之间差异的显著性水平更是达到了 1%。这就证实了流动性溢酬随期限延长而不断增加的假设。

#### 五、中国市场利率流动性溢酬随时间变动的检验

上面的实证检验验证了中国市场利率流动性溢酬的存在以及流动性溢酬随着期限的延长而上升。这部分则是在此基础上分析和验证中国市场利率流动性溢酬随时间的变动情况。

为了书写方便，我们假设  $L(t) = Y_{t,T_1,T_2}$  如果流动性溢酬保持不变，则

$L(t) = u + \varepsilon_{t+1}$ ,  $L(t+1) = u + \varepsilon_{t+2}$ ，如果我们对时间序列  $L(t)$  进行一阶自回归，假设自回归

系数为  $\rho$ ，则  $L(t+1) = \rho L(t) + \eta_{t+1} = \rho(u + \varepsilon_{t+1}) + \eta_{t+1}$ ， $E_t \eta_{t+1} = 0$ ，所以，

$$u + \varepsilon_{t+2} = \rho(u + \varepsilon_{t+1}) + \eta_{t+1}, u = \rho u + \rho \varepsilon_{t+1} + \eta_{t+1} - \varepsilon_{t+2},$$

$$E_t u = E_t(\rho u + \rho \varepsilon_{t+1} + \eta_{t+1} - \varepsilon_{t+2}) = \rho E_t u, \text{ 所以 } \rho = 1.$$

如果流动性溢酬随时间改变，则  $L(t) = u(t) + \varepsilon_{t+1}, L(t+1) = u(t+1) + \varepsilon_{t+2}$ ，则

$$E_t u(t) = E_t(\rho u(t+1) + \rho \varepsilon_{t+1} + \eta_{t+1} - \varepsilon_{t+2}) = \rho E_t u(t+1) = u(t),$$

由于  $u(t) \neq E_t u(t+1)$ ，所以  $\rho \neq 1$ 。

如果  $\rho = 0$ ，则  $u(t) = 0$ ，变为流动性溢酬为 0 的模型。

因此，我们就可以通过分析时间序列  $L(t)$  的自相关关系来分析和验证中国市场利率的流动性溢酬随时间变动的情况。如果自回归系数显著不同于 1，就可以表明中国市场利率的流动性溢酬随时间变化。

一阶自回归的结果见表 3。

表 3：中国市场利率流动性溢酬一阶自回归： $L(t+1) = \rho L(t) + \eta_{t+1}$

| 序列              | $\rho$ | $\rho$ 标准误 | $R^2$  | $\rho$ 和 0 的差异的 t 检验 | $\rho$ 和 1 差异的 t 检验 |
|-----------------|--------|------------|--------|----------------------|---------------------|
| $Y_{t,m_1,m_2}$ | 0.58   | 0.11       | 34.01% | 5.16***              | -3.71***            |
| $Y_{t,m_1,m_3}$ | 0.86   | 0.079      | 67.61% | 10.80***             | -1.78**             |
| $Y_{t,m_1,m_4}$ | 0.94   | 0.065      | 76.80% | 14.37***             | -0.98               |

注：\*\*\*表示显著性水平为 1%；

\*\*表示显著性水平为 5%。

因此，三个样本序列的自回归系数都显著异于 0，因此，就可以同样拒绝流动性溢酬为 0 的假设。对自回归系数和 1 之间的差异，不同的序列表现出不同的特征。月流动性溢酬序列在 1% 水平上显著地差异，因此可以得出流动性溢酬随时间不断变化的结论；季度流动性溢酬序列显著性水平为 5%，流动性溢酬在很大程度上也随时间变化；而半年的流动性溢酬序列则无法显著的异于 1，因此对半年的流动性溢酬而言，其水平相对比较稳定，不会随着时间变化而发生太大的变动。这和实际情况相符合。因为随着时间期限的延长，一些短期的噪音就会被抵消，从而体现出一种相对比较稳定的特征。上面的数据就明显的表现出这个特征，随着期限的延长，自回归系数和 1 之间差异的显著性逐步下降。

## 六、结论

通过对市场流动性溢酬通用模型的检验，我们可以发现中国市场利率流动性溢酬存在着几个和市场经济理性投资者假设相符的特征：

(一) 中国市场利率存在一定的流动性溢酬，随着期限的延长，这种流动性溢酬就越明显；

(二) 中国市场利率的流动性溢酬水平随着期限的延长不断上升，季度的流动性溢酬水平显著地高于月流动性溢酬水平；半年的流动性溢酬水平显著地高于季度流动性溢酬。

(三) 中国市场利率的短期流动性溢酬随着时间不断发生变化, 比如月流动性溢酬和季度流动性溢酬都显著拒绝流动性溢酬不变的假设; 而较长期的流动性溢酬则可能保持一个相对比较稳定的水平, 半年的流动性溢酬无法拒绝常数流动性溢酬假设。

本文对市场利率流动性溢酬研究的创新之处主要有两点: 一个是直接使用总收益率进行估计, 而不是像大多数文献(如 Oslen(1974), Nelson(1972)等), 使用利率本身, 而且也没有对短期利率施加任何分布上的假定, 显得更为直接、通用; 第二个是通过对不同期限的流动性溢酬进行标准化, 比较不同期限的流动性溢酬的高低。当然, 由于中国债券市场刚刚起步, 发展时间比较短, 如果要研究更长期限的流动性溢酬, 比如3年、5年, 样本区间不够。这就在一定程度上限制了本文结论对更长期限流动性溢酬的适用性。

参考文献:

Campbell, J.Y., 1986, "A Defense of Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, vol.41, 183-193.

Cargill, T.F., 1975, "The Term Structure of Interest Rates: A Test of the Expectations Hypothesis", *Journal of Finance*, vol.30, 761-771.

Cox, J.C., J. E. Ingersoll, Jr., and S.A. Ross, 1981, "A Re-Examination of Traditional Hypothesis about the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, vol.36, 769-799.

Culbertson, J.M., 1957, "The Term Structure of Interest Rate", *Quarterly Journal of Economics*, vol.71, 485-517.

Froot, K.A., 1989, "New Hope for the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, vol.44, 283-305.

Hicks, J.R., 1942, *Value and Capital*, 2<sup>nd</sup> ed, Oxford University Press.

Huang, R.D., and C.Y.S. Lin, 1996, "An Analysis on the Nonlinearities in Term Premiums and Forward Rates", *Journal of Empirical Finance*, vol.3, 347-368.

Lee, Bong-Soo, 1989, "A Nonlinear Expectation Model of the Term Structure of Interest Rates with Time-Varying Risk Premium", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.21, 348-367.

Nelson, C.R., 1972, "Estimation of Term Premiums from Average Yield Differentials in the Term Structure of Interest Rates", *Econometrica*, vol. 40, 277-287.

Oslen, R.A., 1974, "The Effect of Interest Rates Risk on Liquidity Premium: An Empirical Investigation", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol.9, 901-910.

张亦春, 2002, 《现代金融市场学》, 中国金融出版社。

郑振龙、林海, 2002, "中国市场利率期限结构的静态估计", 研究报告。