

# 中国市场利率流动性溢酬 实证分析<sup>①</sup>

林海 郑振龙

(厦门大学, 福建厦门 361005)

**摘要:** 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(2003)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, 发现不同期限的流动性溢酬都随时间变动, 因此常数流动性溢酬假设就被拒绝。

**关键词:** 市场利率; 流动性溢酬; 期限结构

**中图分类号:** F832.31 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-3540(2004)10-0004-0004

## 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。

本文主要的研究目的是利用郑振龙和林海(2003)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酬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。

### 一、文献综述

对流动性溢酬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酬, 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总收益率是一样的。对一个期限为 1 的零息债券而言, 其总收益率为  $1+r_{1t}$ ; 对期限为  $n$  的零息债券而言, 其 1 期的总收益率为  $\frac{E_t P_{n-1,t+1}}{P_{n,t}} =$

$\frac{(1+r_{nt})^n}{E_t(1+r_{n-1,t+1})^{n-1}}$ 。其中  $E_t(\cdot)$  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,  $r_{i,t}, i=1, 2, \dots, n$  代表时刻  $t$  的  $i$  期利率。所以,

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

**作者简介:** 林海(1977-), 男, 汉族, 厦门大学金融系讲师、博士。在国内公开刊物发表近 20 篇学术论文;

郑振龙(1966-), 男, 汉族, 经济学博士, 美国加州大学洛杉矶分校富布莱特研究学者, 现任厦门大学经济学院副院长、教授、博士生导师。在国内外公开发行的学术刊物上发表了百余篇学术论文, 出版了 24 部(含合作)著、编、译著作。

2. 长期债券在  $n$  个时期中的总收益率等于  $n$  个一期债券在  $n$  期中的复合总收益率的期望值, 也等于 1 期债券与  $n-1$  期债券复合总收益率的期望值。

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

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

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

$$E_t\left(\frac{(1+r_{n,t})^n}{(1+r_{n-1,t+1})^{n-1}}\right) \neq \frac{(1+r_{n,t})^n}{E_t((1+r_{n-1,t+1})^{n-1})}, \text{ 所以两个预}$$

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)加入了流动性溢酬, 并证明不同形式的市场预期假设在常数流动性溢酬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。

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

$$e^{r_{t,T_2} T} = E_t(e^{r_{t,T_1}} \times e^{r_{t+T_1,T_1}} \times \dots \times e^{r_{t+(n-1)T_1,T_1}})$$

$$= E_t e^{(r_{t,T_1} + r_{t+T_1,T_1} + \dots + r_{t+(n-1)T_1,T_1})T_1} = E_t e^{\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+iT_1,T_1}} \text{ ②,}$$

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

存在流动性溢酬条件下,

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

$$e^{r_{t,T_2} T} = e^{\sum_{i=0}^{n-1} r_{t+iT_1,T_1}} + u_t + \varepsilon_{t+1}, E_t \varepsilon_{t+1} = 0 \text{ ③.}$$

如果假设流动性溢酬不随时间变化, 则

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

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

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。

### 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, 利率期限结构数据则使用根据郑振龙和林海(2003)<sup>④</sup>对 2001 年 8 月至 2003 年 9 月的利率期限结构进行静态估计所得的结果。所采用的数据为周利率、月利率、季度利率、半年利率以及 1 年利率水平。假设它们的利率水平分别为  $r_{t,m_1}, r_{t,m_2}, r_{t,m_3}, r_{t,m_4}, r_{t,m_5}$ 。假设周利率为短期利率。一个月等于 4 周, 一季等于 12 周, 半年为 24 周<sup>⑤</sup>。则一个月相对一

周的标准化流动性溢酬可以表示为：

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

一季度相对一周的标准化流动性溢酬可以表示为：

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

半年相对一周的标准化流动性溢酬可以表示为：

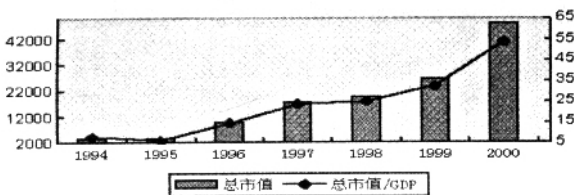
$$Y_{t,m_1,m_4} = \frac{y_{t,m_1,m_4}}{m_4 - m_1} = \frac{e^{r_{t,m_1,m_4}} - e^{\sum_{i=0}^{24} r_{t+m_i,m_1}}}{m_4 - m_1} = \frac{e^{r_{t,m_1,2}} - e^{\sum_{i=0}^{24} r_{t+m_i,m_1/48}}}{(1/2 - 1/48)},$$

1年相对于一周的标准化流动性溢酬可以表示为：

$$Y_{t,m_1,m_5} = \frac{y_{t,m_1,m_5}}{m_5 - m_1} = \frac{e^{r_{t,m_1,m_5}} - e^{\sum_{i=0}^{36} r_{t+m_i,m_1}}}{m_5 - m_1} = \frac{e^{r_{t,m_1,1}} - e^{\sum_{i=0}^{36} r_{t+m_i,m_1/48}}}{(1 - 1/48)}$$

$Y_{t,m_1,m_2}, Y_{t,m_1,m_3}, Y_{t,m_1,m_4}, Y_{t,m_1,m_5}$  就是我们需要进行实际验证的流动性溢酬时间序列。图 1 列出了四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。

四个时间序列的统计值见表 1。

表 1 不同时间期限流动性溢酬的统计值

序列	均值	标准误	T 检验值	标准差	最大值	最小值
$Y_{t,m_1,m_2}$	9.93E-05	0.00025	0.40	0.0025	0.0097	-0.0078
$Y_{t,m_1,m_3}$	0.00069	0.00034	2.01**	0.0033	0.0091	-0.0085
$Y_{t,m_1,m_4}$	0.0021	0.00045	4.52***	0.0040	0.01	-0.006
$Y_{t,m_1,m_5}$	0.0044	0.0006	7.14***	0.0046	0.011	-0.0031

注：\*\*表示显著性水平为 5%；

\*\*\*表示显著性水平为 1%。

从统计数据中可以看出，随着时间期限的增长，市场流动性溢酬的显著性逐渐增强。月流动性溢酬水平不显著，季度流动性溢酬在 5%水平上显著；半年流动性溢酬和 1 年流动性溢酬则在 1%水平上显著。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，月流动性溢酬水平约为 0.01%，季度流动性溢酬水平为 0.069%，而半年的流动性溢酬水平则

上升至 0.21%，1 年的流动性溢酬则迅速上升至 0.44%。当然，不同水平之间的差异是否显著还需要进行检验。

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 中国不同期限流动性溢酬差异的显著性检验：

双样本异方差假设

比较序列	$Y_{t,m_1,m_2}$ 和 $Y_{t,m_1,m_3}$	$Y_{t,m_1,m_3}$ 和 $Y_{t,m_1,m_4}$	$Y_{t,m_1,m_2}$ 和 $Y_{t,m_1,m_5}$
t 检验值	1.39	3.77***	6.48***

注：\*\*\*表示显著性水平为 1%。

因此，随着时间差距的不断延长，四个序列之间的差异日益显著的。其中，月流动性溢酬水平和季度流动性溢酬水平之间的差异不显著，月度流动性溢酬和半年流动性溢酬水平的差异以及月流动性溢酬水平和 1 年流动性溢酬水平之间差异的显著性水平则达到了 1%。

#### 四、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，研究的是流动性溢酬的总体平均水平。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。

根据 (1),  $Y_{t,T,t_1} = u_t + \varepsilon_{t+1}$ , 如果假设流动性溢酬保持不变, 为一个常数  $u$ , 则

$$Y_{t,T,t_1} = u + \varepsilon_{t+1}, E_t \varepsilon_{t+1} = 0, \text{ 则}$$

$$E(Y_{t,T,t_1}) = E(u + \varepsilon_{t+1}) = u,$$

$$\text{而且 } E_t \varepsilon_{t+1} = E_t(Y_{t,T,t_1} - u) = E_t(Y_{t,T,t_1} - E(Y_{t,T,t_1})) = 0,$$

因此，在流动性溢酬为常数的条件下，市场利率流动性溢酬时间序列中扣除其无条件均值后是一个鞅过程。根据鞅过程的性质，我们可知，其自相关系数为 0<sup>⑥</sup>。扣除掉无条件均值之后市场流动性溢酬时间序列的自相关系数统计结果参见表 3。

表 3 中国市场利率常数流动性溢酬检验

序列	AC(1)	AC(2)	AC(3)	AC(4)	AC(5)
$\bar{Y}_{t,m_1,m_2}$	0.510 (26.55***)	0.027 (26.63***)	-0.21 (31.18***)	-0.15 (33.56***)	0.021 (33.61***)
$\bar{Y}_{t,m_1,m_3}$	0.79 (58.91***)	0.55 (87.87***)	0.35 (99.94***)	0.21 (104.11***)	0.12 (105.48***)
$\bar{Y}_{t,m_1,m_4}$	0.87 (62.53***)	0.71 (104.95***)	0.57 (132.43***)	0.46 (150.38***)	0.37 (162.51***)
$\bar{Y}_{t,m_1,m_5}$	0.90 (46.82***)	0.78 (82.60***)	0.71 (112.70***)	0.64 (138.08***)	0.59 (160.05***)

注： $\bar{Y}_{t,T_1,T_2} = Y_{t,T_1,T_2} - E(Y_{t,T_1,T_2})$ ；

括号内为自相关系数的 Q 统计值;

\*\*\* 表示显著性水平为 1%;

AC(i) 为时间序列的 i 阶自相关系数。

因此,四个样本序列的各阶自相关系数都显著地不为 0<sup>⑦</sup>。因此,该时间序列不满足鞅过程的必要条件,它不是一个鞅过程,流动性溢酬为常数的假设就被拒绝。不同期限的流动性溢酬都随着时间的变动而不断地发生变化。

## 五、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:

1. 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。

2. 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,半年和 1 年的流动性溢酬水平显著地高于月度流动性溢酬。

3. 中国市场利率不同期限的流动性溢酬都随着时间不断发生变化。▲

## 注 释

①感谢教育部优秀青年教师资助计划“中国信用风险度量和控制模型”项目、教育部人文社会科学研究 2003 年度博士点基金研究项目“中国利率类金融产品的设计和定价”(03JB790016)、福建省社科“十五”规划(第二期)项目(2003B069)的资助。本文观点仅代表作者个人观点。

②必须注意的是,这边不能直接转化成  $\ln(e^{r_{t,T_1}}) = E_t \ln e^{\sum_{i=0}^{T_1-t} r_{t+T_i, T_1}}$ ,  $r_{t,T_2} = E_t \sum_{i=0}^{n-1} r_{t+T_i, T_1} / n$ , 因为  $E_t \ln X \neq \ln E_t X$ , 除非 X 是一个常数。

③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。

④即息票剥离法(bootstrap method)和样条估计法(spline approximation method)。

⑤1 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。

⑥必须指出,时间序列自相关系数为 0 只是鞅过程的必要条件,而非充分条件。

⑦实证结果还表明,更高阶的自相关系数也是显著地异于 0。

## [参考文献]

- [1]Campbell, J.Y., A Defense of Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest Rates, *Journal of Finance*, vol.41, 1986:183-193.  
[2]Cargill, T.F., The Term Structure of Interest Rates: A Test of the Expectations Hypothesis, *Journal of Fi-*

nance, vol.30, 1975:761-771.

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

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

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

[6]Hicks, J.R., *Value and Capital*, 2nd ed, Oxford University Press, 1942.

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

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

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

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

[11]张亦春.现代金融市场学[M].中国金融出版社,2002.

[12]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).

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

**Abstract:** Based on the estimation results of Zheng and Lin (2003), 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 that increases significantly with the maturity. The liquidity premiums of different term all change with time.

**Key words:** Interest Rates; Liquidity Premium; term structure

责任编辑:天明