

利率期限结构的宏观经济预测作用*

姜再勇 李宏瑾

[摘 要]本文对中国利率期限结构的宏观经济预测作用进行了检验,结果表明国债即期收益率长短期名义利差对 GDP、工业增加值等宏观经济变量具有良好的预测作用。在考虑货币政策因素后,利率期限结构包含了未来两年左右的经济增长的信息,对宏观经济的预测效果要远远好于 PMI 等传统经济景气和经济预期调查指标,说明利率期限结构的宏观经济预测作用是非常稳健可靠的。利率期限结构是良好的宏观经济指示器,对准确判断经济走势,把握政策方向和节奏,具有非常重要的意义。

关键词:利率期限结构 收益率曲线 宏观经济 预测

JEL 分类号:E43 E44 E47

一、引言

利率是宏观经济和金融活动中非常重要的变量,它连接货币与实际经济,是货币当局调节经济活动的重要手段。所谓利率期限结构,又称收益率曲线,是风险、流动性和税收等具有相同性质,但不同期限债券的利息收益率所描绘的曲线(Mishkin,1992);严格来说,是指只有到期期限不同的无违约风险的零息票债券收益率之间的关系(Malkiel,1987)。在微观层面上,短期无风险利率是各种固定收益证券及金融衍生产品定价的基础,利率期限结构对金融产品定价和风险管理至关重要。在宏观层面上,无风险的利率期限结构还具有宏观经济指示器的作用。自 Fisher(1930)开创性地将名义利率分解为实际利率与预期通货膨胀率后,经济学家们认识到,实际利率的高低直接决定经济主体的消费和投资决策,而经济决策则主要取决于长期而非短期利率水平。因而,利率期限结构包含了大量有关未来经济增长、投资、消费以及通货膨胀等方面的信息,这些信息可以通过收益率曲线的斜率(也即长短期利率之差)观察而得。

利率期限结构有助于市场参与者和货币政策当局准确判断未来宏观经济运行的状况,观察货币政策的实际效果,提高货币决策的可靠性和有效性。正是由于利率期限结构包含了未来经济增长和通货膨胀走势的重要信息,因此很多国家的货币政策制定者非常关注收益率曲线的变动情况,使其在货币政策实践中发挥了重要作用。例如,美联储早在 1990 年代初就将收益率曲线作为度量货币政策的重要指标之一,并于 1997 年将利率期限结构正式纳入其编制的先行经济景气指数,并每天都在联储网站上公布当日的美国国债收益率数据;英格兰银行早在 1994 年的《通货膨胀报告》中就开始定期公布根据利率期限结构推导出来的预期通货膨胀率;各国中央银行也都投入大量资源估计收益率曲线,并将其作为货币政策的重要参考(BIS,2005)。

利率期限结构含大量宏观经济运行的信息,其背后主要是传统的理性预期和有效市场理论。

* 姜再勇,中国人民银行营业管理部副主任,高级经济师,经济学博士;李宏瑾,中国人民银行营业管理部副研究员,广东金融学院中国金融转型与发展研究中心客座教授,经济学博士。作者感谢国家社科基金重点项目“利率市场化改革与利率调控体系”(12AZD038)和国家自然科学基金面上项目“物价水平的决定机制及货币财政政策协调”(71173233)的资助;感谢中国金融四十人论坛(CF40)青年论坛第 39 期双周内部研讨会与会代表的有益讨论;感谢匿名审稿人的宝贵建议;本文仅代表个人观点,与所在机构无关。

理性预期理论认为经济个体在做经济决策之前,会努力搜集有关未来经济前景的信息,这些信息提供了关于未来资产收益的详尽资料,而一旦经济个体利用这些信息做出投资决策,这些信息必将反映在其投资行为上,而所有拥有这些信息的投资者在市场上相互作用,均衡的结果则是这些信息反映在均衡价格中。如果经济系统确实是理性预期的,那么就完全有可能从均衡价格中过滤出关于未来经济前景的信息,当然也包括经济增长的信息。就这个意义上讲,市场就是 Fama(1970)所说的信息有效的,价格已经反映了所有关于未来的相关信息,观测价格和观测基本经济信息实际上是等价的。

基于费雪效应和理性预期,经济学家们对利率及利率期限结构所包含的通货膨胀信息有着比较明确的认识(Fama,1975,1990; Mishkin,1990),不过直到 1980 年代人们才注意到利率期限结构的宏观经济预测作用,这最早可追溯至 Harvey(1988,1993)的一系列研究。根据基于消费的资本资产定价模型(C-CAPM),Harvey(1988)对收益率曲线所包含的市场参与者对未来经济变化预期的信息进行了理论分析。假设市场参与者预期未来经济衰退,那么这些参与者将会更多地购买长期债券来规避经济衰退对未来消费造成的不利影响,就将更多地购买长期债券并卖出短期债券。这样,在均衡条件下,长期债券的市场价格将上升,而短期债券的市场价格将下降,也即长期债券的收益率下降而短期债券收益率将上升。长短期债券的收益利差将缩小,收益率曲线的斜率与未来 GDP 的变化呈正向关系。

Estrella and Hardouvelis(1991)、Estrella(2005)等则从实际利率与经济增长的理论关系出发,对名义利差的宏观经济预测能力进行了分析。一般来说,实际利率(而非名义利率)将直接决定经济主体的消费和投资决策,而投资决策主要取决于长期而非短期利率水平,因此收益率曲线的斜率可以很好地预测经济增长、消费、投资及经济周期。在紧缩(扩张)的货币政策下,长短期债券收益率利差将缩小(扩大),这一方面是由于对未来通货膨胀预期的下降,同时也意味着长期实际利率的提高(降低),从而导致未来产出水平的收缩(扩张)。

Harvey(1988)、Estrella and Hardouvelis(1991)等主要是在经典资产定价模型和传统利率期限结构预期假说框架下,对利率期限结构的宏观经济预测作用进行理论解释。随着资产定价理论的发展,很多研究都试图通过无套利假定和随机过程分析来解释利率期限结构,并形成了大量现代理论期限结构模型。虽然这方面的研究非常多,但从研究思路上来看,主要分为无套利模型(No-arbitrage Models,如 Ho and Lee,1986,等)和均衡模型(Equilibrium Models,如 Cox,Ingersoll 和 Ross,CIR,1985,等)两大类。很多学者将现代利率期限结构理论应用于宏观经济变量预测的研究中,取得了较好效果。例如,Ang and Piazzesi(2003)在无套利框架下,将仿射利率期限结构模型与 VAR 模型结合,发现利率期限结构对宏观经济变量具有较好的预测能力;Wu(2006)在标准利率期限结构一般均衡模型基础上,发现不同期限的利率是宏观经济变量的线性函数。

虽然我国债券市场起步较晚,由于交易和监管经验不足,交易所债券市场在发展初期一度停滞,但自 1997 年银行间债券市场建立后,经过十多年的发展,我国债券市场取得了跨越式发展。市场广度和深度不断提高,市场参与者日益扩大,产品不断创新,市场交易活跃,流动性逐渐扩大,债券定价日益合理。2012 年末,我国债券市场余额高达 25.1 万亿元,公司信用类债券余额高达 6.5 万亿元,债券融资和交易规模远超股票市场,债券融资已成为我国直接融资方式的主要组成部分^①。根据 BIS 截至 2012 年 6 月的统计,中国债券市场市场规模已排名世界第 3 位,亚洲第 2 位(仅次于美国和日本)。目前,银行间债券市场已经成为我国债券融资的主要渠道,而且银行间市场也是中央银行开展公开市场操作进行货币政策调控的主要场所。因此,中国利率期限结构是否包含未来宏观经济变化的信息,能否作为中央银行货币政策的重要参考,成为我们关心的问题。

① 在不作特殊说明的情况下,本文有关中国的数据皆来自 CEIC 数据库。

受数据的限制,国内对利率期限结构的研究仍相对较少,并主要集中于收益率曲线估计和传统利率期限结构理论检验等方面(如周子康等,2008;李宏瑾,2012a,b,等)。近年来,国内学者逐步认识到利率期限结构的宏观经济指示器作用,按照现代利率期限结构理论的实证研究思路,采用各类 VAR 模型或因子模型(如孙皓和石柱鲜,2011;袁靖和薛伟,2012,等),对中国利率期限结构与宏观经济增长的关系进行了分析。尽管现代金融理论能够对利率期限结构进行很好的理论刻画,通过脉冲响应函数或因子分析所得到的水平因子、斜率因子等可以较好地描述宏观经济变量,但这并未从经济学的角度分析利率期限结构影响宏观经济的具体机制^①。而且,虽然国内研究更侧重于实证检验结果,但很多计量分析是以银行间同业市场拆借利率为样本,而非严格意义上的无风险利率(即国债收益率),这严重损害了结论的可靠性。更主要的是,由于 VAR 模型主要是基于变量间统计关系的讨论,因子分析实际上是研究利率期限结构中不可观测的潜在因素,这样无法通过直接观察利差对宏观经济增长进行明确的定量预测。由于直观性较差,其政策含义和应用性也大打折扣。

虽然李宏瑾等(2010)、李宏瑾(2011)根据 Mishkin(1990)的研究表明,在理性预期和费雪效应下,中国收益率曲线的斜率包含了短期和中期通货膨胀变动的信息,可以作为判断未来通货膨胀走势的预测变量,但有关国债名义利差对宏观经济增长预测作用的实证研究仍不多见。于鑫(2008)考察了收益率曲线斜率的宏观经济预测作用,但其宏观经济变量选用的是具有合成指数性质的“一致指数”,而非传统的 GDP 等能反映经济增长的变量,而且其检验结果也与理论所揭示的含义相反。张燃等(2011)以理性预期和有效市场为基础,利用仿射利率期限结构模型对中国收益率曲线的宏观经济预测作用进行了理论分析,但其经验分析采用因子模型,直观含义较差。因此,本文将主要基于 Harvey(1988)、Estrella and Hardouvelis(1991)的传统方法,考察中国收益率曲线斜率对 GDP 增长的预测作用。

二、样本和数据说明

在利率期限结构方面,国内大多采用交易所数据,但银行间市场是我国债券市场的主体,因而我们采用中央国债登记结算有限公司(简称“中债登”)提供的中债银行间市场收益率曲线进行分析。由于我们主要是根据传统利率期限结构预期假说和有效市场理论,分析利率期限结构所包含的未来宏观经济走势的信息,以假设未来投资收益率不变而得到的到期收益率曲线进行实证分析并不合适,而是应采用即期国债收益率曲线,以反映当期市场交易者对未来宏观经济的预期。在经典资产定价模型框架下,Harvey(1988)的实证分析中,考察的是根据费雪效应计算的实际利率与消费的关系,这同样不如观测名义利差直观明确。Estrella and Hardouvelis(1991)从实际利率与经济增长的理论关系出发,以 1955~1988 年美国季度数据样本,对 10 年期与三个月期名义国债利差对 GDP、消费、耐用商品消费、投资、政府支出等主要宏观经济变量累积增长率和边际增长率的预测作用进行了检验,发现收益率曲线斜率对 4 年之内的实际经济变量具有较强的解释能力。这里,我们主要根据 Estrella and Hardouvelis(1991),考察收益率曲线的斜率(也即长短期名义利差)与未来宏观经济变化的关系。在收益率曲线斜率的选取上,采用 20 年与 1 年期收益率的名义利差

^① 近年来,也有学者在新凯恩斯主义宏观经济分析框架下引入现代利率期限结构模型,对利率期限结构的宏观经济预测作用进行了理论分析,如 Bekaert, Cho and Moreno(2010), Orphanides and Wei(2012)等。

^② 我们采用 Estrella and Hardouvelis(1991)的 10 年期与 3 月期名义利差及其他收益率曲线斜率(如 15 年期与 6 月期名义利差),并不会改变检验结果,只是 20 年与 1 年期名义利差方程检验效果更好(通过显著性检验的方程个数),因而本文仅报告 20 年期与 1 年期名义利差的检验结果。

(Spread)^②。由于中债登仅公布 2002 年以来收益率曲线数据,因而计量分析的样本期为 2002~2012 年的季度和月度数据。

以 GDP 作为宏观经济变量,将 2000 年季度 GDP 累计值分解得到各季 GDP 值,并通过季度 GDP 累计同比增长率的关系,从而得到 1991 年以来以 2000 年价格表示的不变价当季季度 GDP 数据,并通过 X12-ARIMA 季节调整模型,得到季节调整后序列,从而得到 GDP 累积增长率和边际增长率。Estrella and Hardouvelis(1991)对年化 GDP 累积增长率和边际增长率定义如下:

$$\text{累积增长率 } GDP_{t,t+k} = (400/k) * \ln(GDP_{t+k}/GDP_t)$$

$$\text{边际增长率 } GDP_{t+k-j,t+k} = (400/j) * \ln(GDP_{t+k}/GDP_{t+k-j})$$

其中, GDP_t, GDP_{t+k} 分别为时期 t 和 $t+k$ 的实际季度 GDP 水平。

观察累计增长率与边际增长率的定义可以发现,如果 $j=1$,那么累计增长率 $Y_{t,t+k}$ 等于连续的边际增长率的算术平均 $Y_{t+k-j,t+k}$,当 $i=1,2,\dots,k$;或者, $Y_{t,t+k}$ 等于累计增长率 $Y_{t,t+j}$ 和边际增长率 $Y_{t+k-j,t+k}$ 的加权平均数(权重分别为 j 和 $k-j$)。边际增长率实际上反映的是未来 k 时期的 $k-j$ 期的增长变化,因而能够更精确地反映经济变化的情况。Estrella and Hardouvelis(1991)仅报告了 $j=1,4$ 的部分结果。我们报告了更详细的结果,以便深入分析利率期限结构对宏观经济的预测作用。

出于稳健性的考虑,我们以工业增加值(Value)作为经济增长的替代变量,这样可以获得月度数据样本。虽然目前国家统计局仅公布月度工业增加值当月同比和累计同比数据,但并不公布各月工业增加值现价数据,但我国曾公布 1994 年 5 月~2006 年 12 月的当月工业增加值数据。因此,以 2000 年各月工业增加值现价数据和工业增加值当月同比、累计同比数据,计算得到 2000 不变价的各月工业增加值数据,并经季节调整后得到工业增加值累积增长率和边际增长率,样本期为 2002 年 1 月~2012 年 12 月。与季度数据类似,月度工业增加值年化累积增长率和边际增长率定义如下:

$$\text{累积增长率 } Value_{t,t+k} = (1200/k) * \ln(Value_{t+k}/Value_t)$$

$$\text{边际增长率 } Value_{t+k-j,t+k} = (1200/j) * \ln(Value_{t+k}/Value_{t+k-j})$$

三、利率期限结构宏观经济预测作用的初步分析

(一)利率期限结构对 GDP 的预测作用

首先,我们对收益率曲线对未来 GDP 累积增长率的关系进行逐一进行检验。在进行 OLS 估计时,采用 Newey and West(1987)提出的异方差自相关一致性协方差矩阵估计量来克服由于时间序列自相关所带来的 t 检验失效问题。由表 1 和表 2 可见,中国收益率曲线的斜率与宏观经济的累积增长率和边际增长率均呈正向关系,这与 Estrella and Hardouvelis(1991)所揭示的理论机制是一致的。不过,简单回归分析结果显示,我国利率期限结构仅对 1 年半以内的 GDP 增长具有良好的预测效果,这较美国利率期限结构所能够预测的期限更短,这可能与中国债券市场发育程度有关。另外,根据每个方程 R^2 的结果,利率期限结构对未来 4 个季度($k=4$,即 1 年)GDP 的累积增长率回归效果最好,模型可以解释 18.8%的 GDP 增长,而在 4 个季度前后模型的 R^2 逐渐递减,说明利率期限结构对未来 1 年 GDP 的累积增长率具有最好的预测效果。

与 Estrella and Hardouvelis(1991)类似,收益率曲线对边际增长率的预测效果较累计增长率较差。由于 $j=k$ 时,边际增长率与累积增长率相同,如果不考虑 $j=k$ 且按照 15%的显著性标准,当 $j=1$ 时,有 3 个方程显著; $j=2$ 时有 2 个方程显著; $j=3,4$ 时,仅有 1 个方程显著;当 $j \geq 5$ 时,利率期限结构对边际增长率几乎没有预测作用。

表 1 利率期限结构对 GDP 累积增长率的预测作用(因变量为 $GDP_{t,t+k}$)

累积增长率	C	Spread _t	R ²	S.E.	F
k=1	7.0037(1.7483)***	1.5319(0.79031)*	0.1030	2.6856	4.7061**
k=2	6.8979(1.4269)***	1.5373(0.6527)**	0.1636	2.0871	7.8253***
k=3	7.2804(1.3007)***	1.4030(0.6180)**	0.1855	1.7858	8.8831***
k=4	7.4947(1.1933)***	1.2975(0.5883)**	0.1884	1.6416	8.8213***
k=5	7.9132(1.0206)***	1.0844(0.5458)*	0.1533	1.5543	6.6977**
k=6	8.4069(0.9525)***	0.8418(0.5322)↑	0.0999	1.4962	3.9993*
k=7	8.7037(0.8602)***	0.6976(0.5256)	0.0758	1.4375	2.8693*
k=8	8.9822(0.8892)***	0.5661(0.5701)	0.0569	1.3548	2.0527
k=9	9.2142(0.9825)***	0.4501(0.6820)	0.0419	1.2841	1.4413
k=10	9.4593(1.0501)***	0.3562(0.6582)	0.0270	1.2308	0.9792
k=11	9.5990(1.0886)***	0.3035(0.6704)	0.0242	1.1734	0.7702
k=12	9.5814(1.1060)***	0.3335(0.6688)	0.0312	1.1098	0.9917

注:括号内为 Newey-West 标准差,***,**,*,↑ 分别代表显著性水平为 1%、5%、10%和 15%,下同。

表 2 利率期限结构对 GDP 边际增长率的预测作用(因变量为 $GDP_{t+k-j,t+k}$)

边际增长率	C	Spread _t	R ²	S.E.	F
j=1,k=1	7.0037(1.7483)***	1.5319(0.79031)*	0.1030	2.6856	4.7061**
j=1,k=2	6.9342(1.4462)***	1.5533(0.7094)**	0.1053	2.7108	4.7042**
j=1,k=3	7.7698(1.6472)***	1.1596(0.7985)↑	0.1140	2.7222	5.0163**
j=1,k=4	7.8077(1.4833)***	1.1107(0.7630)↑	0.0898	2.7552	3.7509*
j=1,k=5	8.9413(1.2638)***	0.4937(0.7136)	0.0119	2.8574	0.4439
j=2,k=2	6.8979(1.4269)***	1.5373(0.6527)**	0.1636	2.0871	7.8253***
j=2,k=3	7.3703(1.4104)***	1.3516(0.7030)*	0.1347	2.1413	6.0703**
j=2,k=4	7.8150(1.4636)***	1.1248(0.7453)↑	0.0816	2.2068	3.3778*
j=2,k=5	8.3991(1.2443)***	0.7922(0.6761)	0.0428	2.2845	1.6547
j=3,k=3	7.2804(1.3007)***	1.4030(0.6180)**	0.1855	1.7858	8.8831***
j=3,k=4	7.5554(1.3509)***	1.2558(0.6898)*	0.1463	1.8493	6.5119**
j=3,k=5	8.2403(1.2965)***	0.8942(0.6884)	0.0726	1.9493	2.8957*
j=4,k=4	7.4947(1.1933)***	1.2975(0.5883)**	0.1884	1.6416	8.8213***
j=4,k=5	7.9962(1.1918)***	1.0272(0.6349)↑	0.1152	1.7360	4.8170*
j=4,k=6	8.7394(1.1782)***	0.6494(0.6638)	0.0434	1.8062	1.6334
j=5,k=5	7.9132(1.0206)***	1.0844(0.5458)*	0.1533	1.5543	6.6977**
j=5,k=6	8.5121(1.0829)***	0.7743(0.6125)	0.0729	1.6357	2.8311↑

(二)利率期限结构对工业增加值的预测作用

由表 3 可见,利率期限结构对工业增加值同样具有良好的预测效果。与 GDP 预测类似,简单二元回归结果表明,利率期限结构仅对未来一年半左右(19 个月)的工业增加值累积增长具有显著的预测效果;每个方程的 R² 表明,对未来 1 年的工业增加值累积增长率的预测效果最好;边际增长率预测效果较累积增长率差,仅当 j=6、9、12 时,有两个边际增长率方程显著(不考虑 k=j 的情形且按 15%显著性标准),限于篇幅我们仅报告 k=j+1 的边际增长率回归结果。

表 3 利率期限结构对工业增加值的预测作用(因变量为 $Value_{t,t+k}$, $Value_{t+k-j,t+k}$)

累计增长率	C	Spread _t	R ²	S.E.	F
k=1	9.6048(4.6792)**	1.8541(2.3202)	0.0011	34.09	0.1428
k=2	7.8627(4.0820)*	3.1598(2.0017) [†]	0.0144	16.04	1.8649
k=3	7.3818(3.9978)*	3.3273(1.9309)*	0.0337	10.95	4.4253**
k=6	9.0342(2.7790)***	2.4206(1.2620)*	0.0547	6.2422	7.1765***
k=9	9.7195(2.2760)***	2.0757(1.0160)**	0.0733	4.6250	9.5695***
k=12	10.081(1.8616)***	1.8825(0.8603)**	0.0976	3.6010	12.76***
k=15	11.179(1.5076)***	1.3029(0.6540)**	0.0669	3.0605	8.2390***
k=18	12.036(1.2027)***	0.8684(0.5128)*	0.0381	2.6724	4.4416**
k=19	12.919(1.2312)***	0.8092(0.5323) [†]	0.0317	2.7274	3.6307*
边际增长率	C	Spread _t	R ²	S.E.	F
j=1, k=2	5.8196(5.5542)	4.4439(2.7685) [†]	0.0072	32.06	0.9238
j=2, k=3	6.3238(4.7030)	4.0446(2.3284)*	0.0245	15.68	3.1897*
j=3, k=4	7.6110(3.8730)**	3.2886(1.8026)*	0.0338	10.83	4.4043**
j=6, k=7	9.1361(2.8112)***	2.4178(1.2519)*	0.0562	6.1740	7.3187***
j=9, k=10	9.6667(2.2957)***	2.1337(1.0134)**	0.0788	4.5795	10.256***
j=12, k=13	10.365(1.8925)***	1.7274(0.8115)**	0.0818	3.6478	10.426***
j=15, k=16	11.515(1.4712)***	1.1404(0.6323)*	0.0506	3.0722	6.0720**
j=18, k=19	12.329(1.2086)***	0.7255(0.5156)	0.0264	2.6876	3.0055*

四、利率期限结构宏观经济预测作用:货币政策的影响

(一)当期货币政策的影响

货币政策对宏观经济有着非常重要的影响,紧缩性的货币政策意味着更低的投资和消费,从而降低未来经济增长;同时,紧缩性货币政策使短期名义利率上升,在价格粘性的情况下,长期利率上升幅度并不明显,因而收益率曲线变窄。因此,虽然简单回归分析结果表明,利率期限结构能够很好地预测宏观经济增长,但这很可能仅是一种巧合,更多的可能是当期货币政策的作用。为此,Estrella and Hardouvelis(1991)进一步考察货币政策对利率期限结构宏观经济预测的影响,以实际联邦基金利率(联邦基金利率减去预期通胀率)作为货币政策控制变量,发现货币政策可以很好地解释经济增长,但并未削弱收益率曲线斜率的宏观经济预测作用。由于中国货币政策以数量调控为主(张晓慧,2011),这里以大型金融机构存款准备金率(RR)作为货币政策代理变量,检验结果如下:

由表 4 可见,当期存款准备金率与未来 GDP 增长呈现显著的负相关关系,表明紧缩性货币政策将有效抑制经济增速。如果考虑货币政策因素,利率期限结构宏观经济预测作用的效果反而更好,收益率曲线斜率能够预测未来更长期的经济增长(约 10 个季度,未来两年半的 GDP 累积增长率)。表 4 的 R² 都明显高于表 1,模型对未来经济增长的预测效果更好,说明控制货币政策变量后,模型对经济增长具有更好的预测效果。另外,与之前的回归结果类似,利率期限结构对边际增长率的预测效果不如累积增长率好,当 $j=1$ 时,有 3 个方程显著;当 $j=2,3,4$ 时,有两个方程显著;当 $j=5,6,7$ 时,仅有一个方程显著;当 $j \geq 8$ 时,对边际增长率几乎没有预测作用(不考虑 $k=j$ 的情形且按 15%显著性标准)。鉴于利率期限结构对边际增长率预测效果较差,后面的分析仅针对累

表 4 当期货币政策对利率期限结构 GDP 预测作用的影响(因变量为 $GDP_{t,t+k}, GDP_{t+k-j,t+k}$)

累计增长率	C	Spread _t	RR _t	R ²	S.E.	F
k=1	9.6913(2.0783) ^{***}	1.2818(0.7647) [*]	-0.1823(0.0650) ^{***}	0.2260	2.5256	5.8413 ^{***}
k=2	9.6374(1.6290) ^{***}	1.3035(0.5166) ^{**}	-0.1833(0.0592) ^{***}	0.3536	1.8583	10.66 ^{***}
k=3	9.9774(1.3542) ^{***}	1.1775(0.3676) ^{***}	-0.1916(0.0547) ^{***}	0.4533	1.4822	15.75 ^{***}
k=4	10.064(1.2652) ^{***}	1.1292(0.3134) ^{***}	-0.1931(0.0537) ^{***}	0.4971	1.3095	18.29 ^{***}
k=5	10.300(1.0886) ^{***}	0.9939(0.2521) ^{***}	-0.1941(0.0539) ^{***}	0.4945	1.2176	17.61 ^{***}
k=6	10.564(0.9449) ^{***}	0.9136(0.2557) ^{***}	-0.2057(0.0552) ^{***}	0.5033	1.1273	17.73 ^{***}
k=7	10.635(0.8990) ^{***}	0.8904(0.2930) ^{***}	-0.2117(0.0602) ^{***}	0.5024	1.0702	17.17 ^{***}
k=8	10.696(0.8676) ^{***}	0.8779(0.3556) ^{**}	-0.2181(0.0664) ^{***}	0.5280	0.9729	18.46 ^{***}
k=9	10.859(0.8490) ^{***}	0.7824(0.3923) [*]	-0.2173(0.0683) ^{***}	0.5395	0.9040	18.75 ^{***}
k=10	11.051(0.8508) ^{***}	0.6581(0.3977) [↑]	-0.2129(0.0656) ^{***}	0.5359	0.8648	17.90 ^{***}
边际增长率	C	Spread _t	RR _t	R ²	S.E.	F
j=1, k=2	9.5574(1.5746) ^{***}	1.3218(0.4898) ^{**}	-0.1815(0.0637) ^{***}	0.2238	2.5578	5.6240 ^{***}
j=2, k=3	10.102(1.3495) ^{***}	1.1233(0.4154) ^{**}	-0.1940(0.0587) ^{***}	0.3326	1.8981	9.4688 ^{***}
j=3, k=4	10.178(1.2897) ^{***}	1.0841(0.3954) ^{***}	-0.1972(0.0587) ^{***}	0.4130	1.5540	13.02 ^{***}
j=4, k=5	10.449(1.1101) ^{***}	0.9342(0.3428) ^{***}	-0.1994(0.0606) ^{***}	0.4168	1.4288	12.87 ^{***}
j=5, k=6	10.736(0.9683) ^{***}	0.8483(0.3648) ^{**}	-0.2121(0.0636) ^{***}	0.4424	1.2866	13.88 ^{***}
j=6, k=7	10.791(0.9478) ^{***}	0.8209(0.4116) [*]	-0.2157(0.0704) ^{***}	0.4409	1.2124	13.40 ^{***}
j=7, k=8	10.841(0.4120) ^{***}	0.8059(0.4851) [↑]	-0.2204(0.0785) ^{***}	0.4443	1.1460	13.19 ^{***}

积增长率^①。

(二)货币政策预期的影响

利率期限结构预期理论表明,短期利率与长期利率存在长期均衡的协整关系(Campbell and Shiller, 1987),收益率曲线斜率的变化很有可能体现着市场对未来货币政策的预期,而未来货币政策预期也同样能够影响未来经济,因而我们进一步检验未来货币政策预期(根据理性预期理论,以 RR_{t+k} 作为未来货币政策预期变量)对利率期限结构宏观经济预测作用的影响。由表 5 可见,未来货币政策对经济增长及利率期限结构的宏观经济预测作用与当期货币政策类似,货币政策预期与经济增长与高度相关,且能够改善利率期限结构经济预测效果。不过,比较表 4 和表 5 的 R^2 可以发现,当期货币政策对未来经济增长的模型解释效果更好,因而后面的分析我们仅针对当期货币政策。另外,与 GDP 增长率回归类似,以工业增加值增长率作为因变量,控制当期货币政策和货币政策预期变量同样能够改善模型的预测效果,并且能够预测三年左右的工业增加值累积增速。限于篇幅,不报告具体结果,并且后面的分析仅针对 GDP 增长率。

五、对利率期限结构宏观经济预测效果的评估

(一)与其他经济景气指标预测效果的比较

为进一步评估收益率曲线斜率的宏观经济预测效果,我们进一步控制其他反映宏观经济预期

① 另外,我们以中国货币市场实际隔夜利率作为货币政策控制变量,同样得到类似结果,只是以准备金作为货币政策变量的结果更好(显著方程的个数)。限于篇幅,不报告具体结果。

表 5 货币政策预期对利率期限结构 GDP 预测作用的影响(因变量为 $GDP_{t,t+k}$)

累积增长率	C	Spread _t	RR _{t+k}	R ²	S.E.	F
k=1	9.4426(2.1091)***	1.2896(0.7697)*	-0.1580(0.0612)**	0.1972	2.5722	4.9126**
k=2	9.2450(1.6141)***	1.3993(0.5347)**	-0.1482(0.0520)***	0.2909	1.9462	8.0004***
k=3	9.5444(1.2787)***	1.2567(0.4074)***	-0.1542(0.0450)***	0.3683	1.5932	11.08***
k=4	9.5823(1.1473)***	1.2515(0.3619)***	-0.1529(0.0430)***	0.3990	1.4316	12.28***
k=5	9.7982(0.9484)***	1.1315(0.3023)***	-0.1488(0.0441)***	0.3807	1.3476	11.07***
k=6	10.110(0.8330)***	1.0231(0.2970)***	-0.1524(0.0469)***	0.3629	1.2767	9.9699***
k=7	10.171(0.8264)***	0.9966(0.2881)***	-0.1499(0.0506)***	0.3431	1.2296	8.8789***
k=8	10.229(0.8510)***	0.9882(0.3050)***	-0.1497(0.0526)***	0.3418	1.1488	8.5694***
k=9	10.392(0.9126)***	0.9097(0.3699)**	-0.1461(0.0531)***	0.3316	1.0892	7.9368***
k=10	10.584(1.0053)***	0.7810(0.4333)*	-0.1374(0.0517)**	0.3059	1.0576	6.8316***

的变量。这里,我们选择国家统计局 2005 年以来公布的中国制造业采购经理指数(Purchasing Manager's Index, PMI)。采购经理人指数是国际通行的用来反映经济运行活动和经济变化晴雨表的综合性指标,是由五个扩散指数(即新订单指数、生产指数、从业人员指数、供应商配送时间指数、主要原材料库存指数)加权而成。一般来说,制造业 PMI 指数在 50%以上,反映制造业经济总体扩张;低于 50%,则通常反映制造业经济总体衰退,但总的来说,PMI 越高,意味着对经济增长的预期越强。因而,如果同时考虑 PMI,可以对利率期限结构的宏观经济预测作用进行更严格的检验。

由表 6 可见,当期货币政策始终与未来经济增长呈现显著负相关关系。虽然 2-9 个季度 PMI 通过了显著性检验,但回归系数是负的,这与理论上的含义相反。由于收益率曲线斜率与 PMI 都是反映未来经济预期的变量,因而很可能是多重共线性所致。但是,通过计算每个方程的方差膨胀因子表明,VIF 都在 10 以下。因此,这说明 PMI 并不是一个理想的对未来经济预期的变量,根据 PMI 预测宏观经济甚至可能得到与事实完全相反的结论。在控制 PMI 之后,虽然利率期限结构对 2 个季度的经济增长预测效果较差,但仍然对未来 3-8 个季度 GDP 具有较好的预测效果,而且 R² 有了显著的提高,并且仍然对未来一年经济预测效果最好。

另外,我们还选择了其他反映宏观经济景气的变量,如国家统计局公布的宏观经济景气先行指数、企业家信心指数、消费者预期指数、消费者信心指数,中国人民银行公布的 5000 户企业经营景气指数、5000 户企业家信心指数、城镇居民储户未来收入信心指数等调查指标,以及汇丰 PMI 等非官方景气调查指标,所得到的结果与 PMI 类似,要么这些景气指数未能通过显著性检验,要么回归的系数与理论相反(限于篇幅,不报告具体检验结果),而收益率曲线斜率则始终与未来经济增长呈现显著的正相关关系,这说明利率期限结构的宏观经济预测作用是非常稳健可靠的。

(二)内生性问题:GMM 估计结果

虽然同时控制货币政策变量的回归结果表明,利率期限结构对宏观经济增长具有良好的预测作用,但这也表明利率期限结构、货币政策很可能存在内生性问题。为此,我们应选取合适的“工具变量”,进行检验。理论上,工具变量必须与自变量相关,但与回归的残差不相关。这里,我们以 3 月期与 1 月期利差作为工具变量,这是因为前面分析表明,货币政策将对收益率曲线产生影响,而不同的收益率曲线的斜率则具有很强的相关性,但是根据 Estrella and Hardouvelis (1991),Fama (1990),在理性预期下,3 月期与 1 月期利差仅能反映更短期经济的变化,但无法反映 1 个季度以

表 6 利率期限结构与 PMI 对宏观经济预测效果的比较 (因变量为 $GDP_{t,t+k}$)

累积增长率	C	Spread _t	RR _t	PMI _t	R ²	S.E.	F	VIF
k=1	8.3350 (8.630)	0.9087 (1.115)	-0.3135 (0.096) ^{***}	0.0828 (0.132)	0.427	2.330	6.71 ^{***}	1.75
k=2	23.563 (3.786) ^{***}	0.9098 (0.699)	-0.3982 (0.082) ^{***}	-0.1822 (0.060) ^{***}	0.614	1.687	13.7 ^{***}	2.59
k=3	27.799 (2.949) ^{***}	0.7702 (0.482) [†]	-0.4145 (0.071) ^{***}	-0.2542 (0.055) ^{***}	0.765	1.176	27.1 ^{***}	4.25
k=4	26.730 (2.514) ^{***}	0.6450 (0.378) [*]	-0.4043 (0.057) ^{***}	-0.2339 (0.050) ^{***}	0.818	0.947	35.9 ^{***}	5.49
k=5	25.318 (2.634) ^{***}	0.5078 (0.273) [*]	-0.3871 (0.047) ^{***}	-0.2085 (0.050) ^{***}	0.809	0.902	32.5 ^{***}	5.23
k=6	24.895 (2.776) ^{***}	0.4563 (0.217) ^{**}	-0.3816 (0.042) ^{***}	-0.2021 (0.055) ^{***}	0.802	0.862	29.8 ^{***}	5.06
k=7	24.489 (2.788) ^{***}	0.4846 (0.258) [*]	-0.3822 (0.043) ^{***}	-0.1974 (0.056) ^{***}	0.811	0.799	30.1 ^{***}	5.29
k=8	23.041 (1.898) ^{***}	0.5426 (0.341) [†]	-0.3737 (0.051) ^{***}	-0.1766 (0.039) ^{***}	0.818	0.730	29.9 ^{***}	5.49
k=9	22.333 (2.124) ^{***}	0.4416 (0.339)	-0.3523 (0.060) ^{***}	-0.668 (0.039) ^{***}	0.818	0.662	28.5 ^{***}	5.49
k=10	21.320 (2.220) ^{***}	0.2690 (0.272)	-0.3178 (0.060) ^{***}	-0.1510 (0.037) ^{***}	0.781	0.632	23.7 ^{***}	4.95

上的经济变化。因此,以 3 月期与 1 月期利差作为工具变量是合适的。为了弥补工具变量的不足,根据 Campbell(1987)对超额收益率预测能力的分析,我们还选择滞后一月的持有期为 1 月债券利率变化(ΔR_{t-1}^{1m})、持有期为 3 月期债券利率变化(ΔR_{t-1}^{3m})以及常数项、时间趋势项作为工具变量。出于稳健性的考虑,我们对包括 PMI 的方程进行检验,但仅将收益率曲线的斜率和存款准备金率作为内生变量,利用 GMM 方法进行估计,结果如下:

由表 7 可见,与表 6 相比,GMM 估计结果比 OLS 更为理想。虽然当 k=9、10 时 J 统计量表明可能存在工具变量的过度识别问题,但其他方程都通过了过度识别检验。而且,对所有方程所进行的弱工具变量 Wald 检验 F 统计量都大于显著性水平为 20%的临界值,因此可以拒绝“弱工具变量”的原假设,说明 GMM 所选择的工具变量是合理的。

六、利率期限结构与中国的宏观经济增长

实证分析表明,20 年与 1 年的国债收益率利差对未来 GDP、工业增加值等宏观经济变量具有良好的预测作用。从图中也可以发现,利差在 2002 年至 2003 年总体上是相对平稳的,基本上都在 200 个基点以下,并 2003 年 9 月为最低(71.4 个基点),这也对应着 2004~2006 年物价相对稳定经济增长较快时期。但是,2004 年至 2005 年利差大多在 200 个基点以上,并在 2004 年 11 月一度接近 300 个基点,而这也对应着 2006 年以来我国经济高速增长和通货膨胀高涨时期。从 2006 年 2

表 7 利率期限结构宏观经济预测的 GMM 估计(因变量为 $GDP_{t,t+k}$)

累积增长率	C	Spread _t	RR _t	PMI _t	R ²	J	Weak I.D. Wald F	VIF
k=1	6.3266 (7.953)	2.1801 (0.936)**	-0.2174 (0.112)*	0.0474 (0.104)	0.356	0.289	5.796 ^{↑↑}	1.55
k=2	22.391 (3.911)***	1.4564 (0.534)**	-0.3125 (0.038)***	-0.2048 (0.051)***	0.579	1.671	6.321 ^{↑↑}	2.38
k=3	25.095 (1.993)***	0.9788 (0.412)**	-0.3395 (0.048)***	-0.2310 (0.037)***	0.745	2.651	5.776 ^{↑↑}	3.92
k=4	24.760 (1.405)***	0.9314 (0.429)**	-0.3570 (0.051)***	-0.2215 (0.039)***	0.803	3.521	7.834*	5.07
k=5	23.364 (1.747)***	1.0369 (0.351)***	-0.3576 (0.048)***	-0.1994 (0.034)***	0.781	0.535	9.858*	4.57
k=6	24.377 (2.109)***	0.7668 (0.265)**	-0.3879 (0.034)***	-0.2015 (0.044)***	0.790	0.556	10.99*	4.78
k=7	25.576 (2.752)***	0.5368 (0.169)***	-0.3968 (0.034)***	-0.2161 (0.053)***	0.697	2.436	10.68*	5.24
k=8	24.610 (1.799)***	0.4930 (0.175)**	-0.4113 (0.036)***	-0.1951 (0.036)***	0.702	4.898	11.12**	5.25
k=9	24.467 (1.782)***	0.3762 (0.236) [↑]	-0.3998 (0.044)***	-0.1937 (0.034)***	0.801	5.619*	12.15**	5.04
k=10	23.354 (1.880)***	0.2190 (0.223)	-0.3565 (0.053)ade	-0.1793 (0.033)***	0.783	5.899*	12.24**	4.61

注: ^{↑↑}代表 20%显著性。

月开始,利差回落至 200 个基点以下,并在 2007 年四季度前后基本接近 2003 年的水平,在持续紧缩性货币政策作用下,收益率曲线斜率持续下降,并在全球金融危机冲击下于 2008 年 10 月一度跌至 98.9 个基点。但在 2008 年底和 2009 年上半年,收益率曲线斜率陡然上升,最高达 323.2 个基点(2009 年 3 月),这显然与应对全球金融危机而出台的大量刺激性经济政策有关,并也预示着我国于 2009 年 2 季度开始逐步走出金融危机的低谷并实现新一轮的经济扩张。出于对通货膨胀和房地产等资产价格的担忧,中国人民银行于 2009 年 3 季度开始逐步转变货币政策操作的方向,通过公开市场操作等手段采取“动态微调”,由此收益率曲线的斜率在 2009 年末开始逐步下降。虽然 2010 年第二季度的欧债危机影响了货币政策的紧缩步伐,仅是在 2010 年 4 季度才正式放弃“适度宽松”的货币政策,但事实上货币政策早在 2010 年初就转向“稳健”(2010 年 1~5 月连续三次上调存款准备金率),并在通货膨胀的压力下一直保持了偏紧的货币政策立场,存款准备金率一度上调至 21.5%的历史高位,因此收益率曲线斜率也在 2009 年末至 2011 年年中持续下降,而这也与同期逐步回稳的经济增长态势相吻合。但是,受欧洲债务危机恶化和国际经济复苏缓慢等因素影响,尽管经济增长仍未击穿政策目标底线,较低经济增速使宏观调控部门在 2011 年四季度开始进行政策“预调”和“微调”,由此也可看到收益率曲线出现了一定的反弹上升的势头,而这也对应着 2012 年经济先高后低并在年末反弹的走势。

通过上述分析可以发现,收益率曲线的斜率可以很好地描述未来一年左右的宏观经济增长趋

势,这对货币政策当局和金融市场参与者,都具有非常重要的意义^①。出于对房价和物价的警惕及存款、外汇占款增速放缓等多重原因,2012年的货币政策保持了相当的克制,公开市场操作由回收流动性转向投放流动性,市场利率保持在较高水平,货币政策总体来说是偏紧的,这从市场在2012年年中以来对降准、降息预期的频繁落空就可以看出。由此也可以发现在2012年6月降息之后,收益率曲线斜率开始逐步下降,而这也意味着2013年中国宏观经济增速仍将逐步回落。未来

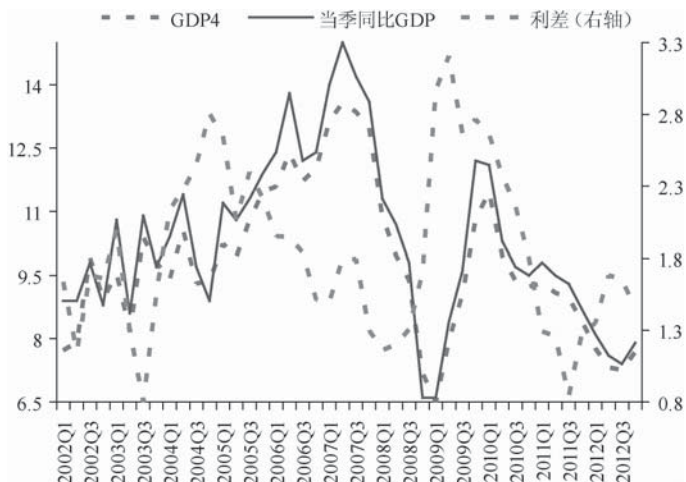


图1 收益率曲线斜率及季度GDP增长情况(%)

中国宏观经济增速将明显下降,很难实现过去十年10%的平均增长水平。这表明,中国的潜在经济增长率已较本世纪第一个十年明显不同,将逐步向常态经济增长模式回归,而这也与投资主导模型效率下降、人口结构变化等中长期因素密切相关,实际上也体现了金融市场对影响中国中长期经济增长要素禀赋变化的预期。

七、结论性评述

本文利用 Estrella and Hardouvelis(1991)的方法,对中国利率期限结构的宏观经济预测作用进行了检验,发现中国收益率曲线斜率(长短期名义利差)对GDP、工业增加值等宏观经济变量具有良好的预测作用。在考虑货币政策因素后,利率期限结构包含了未来两年左右的经济增长的信息,其对宏观经济的预测效果要远远好于PMI等传统经济景气和未来经济预期调查指标。利率期限结构的宏观经济预测作用是非常良好稳健的,可以作为金融市场、货币政策和宏观调控部门良好的经济指示器,对准确判断经济走势,把握政策方向和节奏,起到可靠的参考作用。

近期收益率曲线斜率变化表明,未来中国宏观经济增速仍将逐步回落,并很难实现过去10%以上超高速增长水平。在经历长期扩张之后,中国经济将向常态增长路径回归,体现了市场对投资主导型增长模式效率下降、人口结构变化等影响经济增长中长期因素变化的预期,这对宏观政策当局提出了更高的要求。特别是,在复杂的国内外经济环境下,认识到当前的经济增速仍然处于预期目标的合理区间。切勿为了追求经济增长而重回政府刺激经济的老路,其最终结果只能是“滞涨”和“中等收入陷阱”的恶果。今后应进一步坚持稳中求进的工作总基调,以提高经济发展质量和效益为中心,着力深化改革,加快调整结构和转型升级,不断改善民生,沉着应对各种风险挑战,扎实做好各方面工作,通过深层次改革切实转变当前投资和政府主导的经济增长模式,优化经济结构,提高资源配置效率,增强经济自身的内生增长动力,真正实现经济的长期可持续健康发展。

^① 当然,从图1也可以发现,利率期限结构与宏观经济的关系在2008年前后明显不同,这很可能是全球金融危机及我国为应对危机冲击而采取的经济刺激政策的影响。我们以2008年4季度作为样本期分界点,分别考察不同样本期利率期限结构的宏观经济预测作用,或者引入金融危机后的2008年4季度~2009年4季度作为虚拟变量,对GDP和工业增加值的检验表明,利率期限结构仍然对未来经济增长具有良好的预测作用,说明计量分析是十分稳健的。限于篇幅,不报告具体结果。

参考文献

- 李宏瑾(2011):《我国中期通货膨胀压力预测》,《经济评论》,第 1 期。
- 李宏瑾(2012a):《基于协整分析的利率期限结构预期假说检验》,《投资研究》,第 6 期。
- 李宏瑾(2012b):《利率期限结构的远期利率预测作用》,《金融研究》,第 8 期。
- 李宏瑾、钟正生、李晓嘉(2010):《利率期限结构、通货膨胀预测与实际利率》,《世界经济》,第 10 期。
- 孙皓、石柱鲜(2011):《中国利率期限结构中的宏观经济风险因素分析》,《经济评论》,第 3 期。
- 于鑫(2008):《利率期限结构对宏观经济变化的预测性研究》,《证券市场导报》,第 10 期。
- 袁靖、薛伟(2012):《中国利率期限结构与货币政策联合建模的实证研究》,《统计研究》,第 2 期。
- 张燃、李宏瑾、崔兰清(2011):《仿射利率期限结构模型与中国宏观经济预测》,《金融与经济》,第 4 期。
- 张晓慧(2011):《国际收支顺差下货币政策工具选择》,《中国金融》,第 9 期。
- 周子康、王宁、杨衡(2008):《中国国债利率期限结构模型研究与实证分析》,《金融研究》,第 3 期。
- Ang, A. and M. Piazzesi (2003): “A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables”, *Journal of Monetary Economics*, 50, 745–787.
- Bekaert, G., S. Cho and A. Moreno (2010): “New Keynesian Macroeconomics and the Term Structure”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 33–62.
- BIS (2005): “Zeor-Coupon Yield Cruves”, BIS Working Paper, No.25.
- Campbell, J. (1987): “Stock Returns and the Term Structure”, *Journal of Financial Economics*, 18, 373–399.
- Compbell, J., and R. Shiller (1987): “Cointegration and Tests of Present Value Models”, *Journal of Political Economy*, 95, 1063–1088.
- Cox, J., J. Ingersoll and S. Ross (1985): “An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices”, *Econometrica*, 53, 363–384.
- Estrella, A. (2005): “Why Does the Yield Curve Predict Output and Inflation?”, *Economic Journal*, 115, 722–744.
- Estrella, A. and G. Hardouvelis (1991): “The Term Structure as A Predictor of Real Economic Activity”, *Journal of Finance*, 46, 555–576.
- Fama, E. (1970): “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, *Journal of Finance*, 25, 383–417.
- Fama, E. (1975): “Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation”, *American Economic Review*, 65, 269–282.
- Fama, E. (1990): “Term Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation and Real Returns”, *Journal of Monetary Economics*, 25, 59–76.
- Fisher, I. (1930): *The Theory of Interest*, New York: Macmillan.
- Harvey, C. (1988): “The Real Term Structure and Consumption Growth”, *Journal of Financial Economics*, 22, 305–333.
- Harvey, C. (1993): “Term Structure Forecasts Economic Growth”, *Financial Analysts Journal*, 49, 6–8.
- Ho, T. and S. Lee. (1986): “Term Structure Movements and Pricing Interest Rate Contingent Claims”, *Journal of Finance*, 41, 1011–1029.
- Malkiel, B. (1987): “Term Structure of Interest Rates”, in *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Eatwell, J., M. Milgate, and P. Newman (ed.), London and New York: Macmillan and Stockton.
- Mishkin, F. (1990): “What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation?”, *Journal of Monetary Economics*, 25, 77–95.
- Mishkin, F. (1992): “Yield Curve”, in *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, Newman, P., M. Milgate and J. Eatwell (ed.), London and New York: Macmillan and Stockto.
- Newey, W. and K. West (1987): “A Simple, Positive Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, 55, 703–708.
- Orphanides, A., and M. Wei. (2012): “Evolving Macroeconomic Perceptions and the Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36, 239–254.
- Wu, T. (2006): “Macro Factors and the Affine Term Structure of Interest Rates”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 38, 1847–1875.

(责任编辑:周莉萍)