

宏观经济因素影响利率期限结构的稳定性判别^①

丁志国 徐德财 李雯宁

(吉林大学数量经济研究中心)

【摘要】 本文选取2005~2013年中国银行间市场国债交易数据,借助动态NS模型提供的水平、斜率和曲度因子刻画利率期限结构特征,基于结构突变检验方法,实证判別了利率期限结构与宏观经济因素之间影响关系的稳定性。结果表明:利率期限结构存在显著的结构变化特征,而基于三类动态因子结构突变点进行分段回归的效果,明显优于固定系数模型的回归效果,且系数的估计结果存在显著性差异,说明宏观经济因素对利率期限结构的影响显著,但并不稳定,其影响结果依赖于人们关于宏观经济运行的预期。因此,政府在政策选择过程中必须有的放矢,以提升政策制定的合理性和有效性。

关键词 宏观经济变量 利率期限结构 稳定性 动态NS模型

中图分类号 F820.5 **文献标识码** A **JEL分类号** E43

Identification of Stability for the Influences of Macroeconomic Variables to the Term Structure of Interest Rate

Abstract: Using level, slope and curvature latent factors estimated by dynamic Nelson-Siegel Model, which depict the characteristics of the term structure of interest rate in China, this paper testifies empirically the stability of inter-relationships between macroeconomic factors and the term structure basing on Structure Change Testing method with 2005~2013 China's interbank transaction data. The results show that: there are obvious structure changes among the term structure of china interest rates, and the goodness of fit for regressions based on structure change points identified, whose estimated coefficients display significant differences among distinct phases, is better than fixed-coefficient regressions, indicating that macroeconomic factors have notable but unstable influences to the term structure of interest rate, and the unstable influences depend on the expectation of people to the situation of the economy. Therefore, policies of the government should be planned and targeted firstly to improve validity and rationality.

Key words: Macroeconomic Variable; Term Structure of Interest Rate; Stability; Dynamic Nelson-Siegel Model

^① 感谢国家自然科学基金项目(71073067)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(11JJD790010)、教育部“新世纪”优秀人才培养计划和吉林大学哲学社会科学“青年学术领袖”计划的资助。

引 言

利率期限结构作为金融学研究领域最为重要的指标之一,在资产定价、风险测度以及投资组合配置等方面具有决定性作用,因此其确定方式及其特征成为金融学家们最为热络的研究方向。随着关于金融体系与宏观经济之间关联性研究的不断深入,学者们开始认识到利率期限结构特征对于宏观经济系统的研究同样举足轻重。利率期限结构特征一方面能够为人们预测经济周期和通货膨胀提供重要的信息集合,另一方面利率期限结构特征也能够为测度和判断宏观经济决策机制及其政策效果提供依据,尤其是在货币政策的传导机制研究和效果评估方面作用十分重要。已有研究表明,宏观经济变量影响了利率期限结构特征,两者存在显著的相互影响关系。但是,关于宏观经济变量对利率期限结构的影响是否具有稳定性特征学术界尚存在争议,而这种影响关系稳定与否的问题将直接决定基于利率期限结构特征而进行的宏观经济决策的准确性,并进而影响宏观经济系统运行的稳定性和政策效果。

早期关于利率期限结构的研究主要集中于对利率期限结构的拟合与预测,并且主要是按照两条主线展开,其中一条主线是依照金融学的无套利和市场均衡准则构建仿射模型(Vasicek, 1977; Brennan 和 Schwartz, 1979),而另外一条主线则是从数据统计特征和计量方法入手构建统计参数模型(Nelson 和 Siegel, 1987; Diebold 和 Li, 2006)。基于金融学原理的研究结论在真实市场数据拟合与预测方面效果不佳,且存在十分明显的数据依赖,并因此饱受质疑(Ho 和 Lee, 1986; Hull 和 White, 1994)。预期理论认为长期债券到期收益率等于加权的预期短期债券到期收益率加上一个常数的风险溢价,因而任一时点的利率期限结构都应当充分反映市场参与者对宏观经济状况和经济结构变动的预期(Orphanides 和 Wei, 2012),而以往针对利率期限结构的拟合与预测模型常常忽视宏观经济变量变动对利率期限结构产生的影响,这可能是为什么早期利率期限结构模型的拟合与预测效果并不理想的原因。随后学者们逐步将产出和通货膨胀等宏观经济变量引入到利率期限结构模型中(Taylor, 1993)。事实上,宏观经济变量影响利率期限结构已经成为学术界普遍的共识(袁靖和薛伟, 2012; 张雪莹, 2012)。Bikbov 和 Chernov (2010)指出通货膨胀不仅有助于解释长期债券的到期收益率,同时有助于解释债券收益的风险补偿。事实上,关于通货膨胀与利率期限结构存在相关性的结论早在 Fisher 方程中就得到证明^①。另外,各国央行针对通胀目标设定而采取的货币政策手段也反过来影响了利率的期限结构(Schich, 2000)。还有学者指出,即使不考虑通货膨胀的变动,货币政策的调整同样会影响利率期限结构。Ang 等(2011)进一步指出了货币政策影响利率期限结构的两种渠道:一种是通过无套利准则——货币政策影响短期利率并间接改变长期利率;另一种是货币政策影响通货膨胀和产出变动间接影响债券收益的风险补偿。Koopman 和 van der Wel (2013)以及 Kim 和 Park (2013)在最近的研究中指出,包含宏观经济变量的利率期限结构模型预测结果明显优于不包含宏观经济变量的模型。虽然这些包含宏观经济变量的模型在拟合与预测利率期限结构方面表现出较好的特征,但是基于这些模型所得出结论在金融学原理上的正确性还是饱受怀疑。

不管怎样,当前大多数模型都假定了宏观经济变量对利率期限结构的影响具有稳定性特征,因此选用固定系数模型测度宏观经济变量对利率期限结构的影响。但是,在宏观经济系

^① 按照 Fisher 方程,名义利率与通货膨胀保持正相关关系(Ullah 等, 2013)。

统呈现较明显周期特征的前提下,宏观经济变量对利率期限结构的影响可能并不稳定,即宏观经济变量对利率期限结构的影响方式可能会因宏观经济系统环境变化而发生变异。Bansal和Zhou(2002),Stock和Watson(2003)曾指出宏观经济变量与利率期限结构相关关系并不稳定,并认为其主要影响因素是货币政策。Kang(2010)的实证结果表明美国利率期限结构经历了三次结构性变化,这三次结构性变化分别对应于美国货币政策的调整。Zhu(2011b)研究表明日本利率期限结构具有明显的结构变化特征,且与日本宏观经济活动具有紧密的关系。显然,采用固定系数测度宏观经济变量对利率期限结构的影响的方法值得推敲,因为宏观经济系统环境的变化确实可能会影响宏观经济变量对利率期限结构的影响方式。针对于宏观经济变量影响利率期限结构的稳定性,一些学者使用不同的方式方法进行了分析。Estrella等(2003)在引入产出和通货膨胀变量的基础上,基于结构突变检验方法研究了利率期限结构对宏观经济变量影响的变化特征进行了验证。Chauvet和Potter(2005)以及Benati和Goodhart(2008)分别使用时变参数模型和贝叶斯估计方法对宏观经济变量与利率期限结构相关性的结构性变化进行了检验。另外一些学者还从区制转移的角度考察了货币政策对利率期限结构的影响机制(Dai等,2007;Zhu,2011a;Kaya,2013)。

已有的研究结论表明,宏观经济变量的变动显著地影响了利率期限结构的特征,且影响方式并不稳定,依赖于宏观经济系统环境变化。虽然上述结论在众多的研究中得到了肯定,但是由于模型差异和多数模型的复杂性,单一研究的结论往往难以在另一研究中被重复,既研究结论表现出了显著的数据依赖特征。另外,以往在对宏观经济变量影响利率期限结构稳定性检验的过程中,主要选用到期收益率本身或者利差作为反映利率期限结构动态特征的指标,显然这样的指标选取过于简单,无法真正全面地刻画利率期限结构的特征,从而使得研究结论缺少稳健性基础。本文基于动态NS模型(Dynamic Nelson-Siegel Model; Diebold和Li,2006)所提供的水平、斜率和曲度因子刻画利率期限结构的长期、短期和中期动态特征,能够更加全面准确地反映利率期限结构的特征^①,并进而采用结构突变方法识别宏观经济变量对利率期限结构影响的稳定性。本文与Fan等(2012)和Kaya(2013)具有一定的相近性,Fan等(2012)区分了经济衰退和经济膨胀阶段,运用宏观经济变量对中国国债利率期限结构进行了拟合,而Kaya(2013)则引入结构突变检验方法验证了不同通货膨胀区制下宏观经济变量对利率期限结构影响的时变性特征。与这两篇文献不同,本文并未事先人为地划定数据样本区间,而是通过结构突变方法检验宏观经济变量影响利率期限结构方式的变化,进而基于宏观经济系统变动情况对所得出的实证结果进行经济学解释,避免了主观判断带来的问题。与已有的研究相比,本文借助动态NS模型提供的三类潜在因子更加全面地刻画利率期限结构的动态特征,集中检验了宏观经济变量影响利率期限结构的稳定性^②,更加准确地刻画了宏观经济变量对利率期限结构影响的稳定性特征。

① Diebold和Li(2006)详细论证了关于水平、斜率和曲度等三类动态因子能够更好地刻画利率期限结构特征的问题。

② 一些文献,如Benati和Goodhart(2008)以及Rudebusch和Williams(2009)曾基于结构突变检验针对利率期限结构与宏观经济系统相关性展开研究,他们所使用的模型中都包含了非宏观经济变量的潜在因子,以便于提高模型的拟合效果和预测精度,但是这也使得准确识别宏观经济变量对利率期限结构的影响存在困难。

一、模型描述与数据选取

1. 模型描述

早期刻画利率期限结构特征多采用原始指标,如长短期债券收益率差,短期或长期债券收益率。这种方式虽然直观,但在刻画利率期限结构整体变动特征方面存在片面性,而动态NS模型能够提供反映利率期限结构长期、中期和短期特征的三类潜在因子,从而能够动态地刻画利率期限结构的变化特征。因此,本文选择动态NS模型来估计刻画利率期限结构特征的三类潜在因子,并进一步判别宏观经济变量影响利率期限结构的稳定性。

最初Nelson和Siegel(1987)所提出的模型仅是一个静态模型。模型指出剩余期限 τ 期的债券在 t 时刻的即期远期利率 $f_t(\tau)$,可以根据二阶差分方程得到,并由此可推导出其 t 时刻的到期收益率 $y_t(\tau)$,具体表示为一个三因子模型如下:

$$f_t(\tau) = \beta_1 + \beta_2 e^{-\lambda_1 \tau} + \beta_3 \lambda_1 \tau e^{-\lambda_1 \tau} \quad (1)$$

$$y_t(\tau) = \beta_1 + (\beta_2 + \beta_3) \left(\frac{1 - e^{-\lambda_1 \tau}}{\lambda_1 \tau} \right) - \beta_3 e^{-\lambda_1 \tau} \quad (2)$$

在给定指数衰减率 λ_1 的情况下,NS模型可以通过普通最小二乘(OLS)进行估计,并得到三个因子 β_1 、 β_2 、 β_3 的参数估计结果。 λ_1 决定了模型能够拟合的债券类型, λ_1 值越大,表明衰减越快,模型适用于剩余期限较长的债券,反之则适用于剩余期限较短的债券。Nelson和Siegel认为, β_1 、 β_2 、 β_3 可以刻画不同期限到期收益率的特征,其取值决定了利率期限结构的形状特征,即利率期限结构的递增、递减、驼峰以及S型等动态特征。

在对NS模型重新整合的基础上,Diebold和Li(2006)以及Diebold等(2006)进一步将NS模型中的 β_1 、 β_2 、 β_3 定义为水平、斜率和曲度因子,反映利率期限结构的长期、短期和中期特征,并从时间序列的角度解释利率期限结构,构建了动态NS模型:

$$f_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} e^{-\lambda_{1t} \tau} + \beta_{3t} \lambda_{1t} \tau e^{-\lambda_{1t} \tau} \quad (3)$$

$$y_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1t} \tau}}{\lambda_{1t} \tau} \right) - \beta_{3t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1t} \tau}}{\lambda_{1t} \tau} - e^{-\lambda_{1t} \tau} \right) \quad (4)$$

Diebold和Li(2006)最初采用普通最小二乘法估计得到了水平、斜率和曲度因子,而随后Diebold等(2006)则采用状态空间模型对潜在因子进行估计。本文则采用Ferstl和Hayden给出的参数方法进行估计。这一参数方法虽然相对于普通最小二乘更复杂,但通过局部参数和全局参数,该方法能够按照局部搜索和全局搜索的方式给出模型估计的最优解,相比状态空间模型则相对简化(Ferstl和Hayden,2010)。

2. 数据选取

按照Luo等(2012)的数据选取标准,并基于数据完整性的考虑,本文选取了中国银行间国债交易市场的利率期限结构数据;样本涵盖0.5年~20年剩余期限的月度国债到期收益率,数据时段为2005年1月~2013年12月。对于何种宏观经济变量影响了利率期限结构,以往的学者给出了不同的证据,但是大体包含了产出、通货膨胀和货币因素等几类指标。为此本文参照Chernova和Mueller(2012)、Ullah等(2013)实证研究的指标选取准则,分别选取了包括产出(GDP)、通货膨胀(CPI)和货币增速(M_2)指标,并考虑到市场流动性因素对利率期限结构的可能影响,引入了银行间同业隔夜拆借利率(R)。本文所选取数据均来自WIND数据库。

相比以往的研究,本文所选取的宏观经济变量较少,但是基本覆盖了刻画宏观经济系统周期变动的几类指标。鉴于本文的目的在于识别宏观经济变量影响利率期限结构的稳定性,变量选取的多少虽然会在一定程度上影响检验结果,但并不会改变本文所设定研究目标的基本结论。另外,由于本文使用中国数据作为标的样本,考虑到样本时长和方程估计的自由度问题,本文最终选取了中国的四个宏观经济变量(见表1),但在实证检验过程中还引入了汇率、生产者价格指数等宏观经济变量,其估计结果与选取上述四个变量的结果不存在本质差异,并不影响本文得出的基本结论。必须要指出的是,本文基于中国数据进行的实证检验可能会因制度因素和政策环境而与其它国家或地区的结果存在一定的差异性,但是制度因素和政策环境通常假定为外生因素,且其对宏观经济变量与利率期限结构相互关系的影响有限,因此并不会使得本文结论产生数据依赖问题。

表1 宏观经济变量说明

指标代码	指标名称	指标说明与处理
GDP	国内生产总值增长率	由于月度国内生产总值难以获取,本文按照 Kaya (2013) 所提出的数据处理方法,应用 Cubic-spline 方法对季度国内生产总值进行了插值和季节调整处理,获得季节调整后的月度国内生产总值,并以月度国内生产总值环比增长率 ($\log(GDP_t/GDP_{t-12})$) 作为样本数据
CPI	居民消费者价格指数增长率	居民消费者价格指数环比增长率
M ₂	货币供应量 (M ₂) 增长率	对 M ₂ 实际量进行季节调整处理后计算得到的环比增长率 ($\log(M2_t/M2_{t-1})$)
R	银行同业拆借利率差	银行同业隔夜拆借利率的变动值 ($R_t - R_{t-1}$)

二、数据描述

1. 国债收益率与宏观经济变量

图1描绘了0.5年至20年国债到期收益率的分布状况。由图1不难发现:(1)长短期国债收益率的波动性存在显著差异,短期国债收益率的波动性更加明显;(2)短期国债收益率存在明显的结构调整,在2005年第4季度、2008年第2季度和2010年第1季度均出现了变动趋势的转折;(3)从不同时点利率期限结构的形状来看,2007年7月~2008年10月和2011年7月~2013年8月两个时段内的利率期限结构更为平坦,而对应时段内的短期收益率处于较高水平。

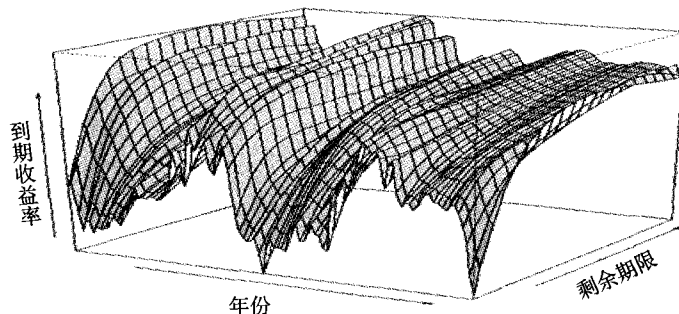


图1 中国国债市场到期收益率

注:数据时段为2005年1月~2013年12月。

表 2 变量的描述性统计

Panel A: 国债到期收益率										
剩余期限(年)	最小值	中位数	均值	最大值	自相关系数 (滞后阶数)				ADF	标准差
					1	6	12	24		
0.5	0.68	2.09	2.14	3.56	0.90	0.53	0.02	-0.54	-1.65	0.73
1	0.97	2.29	2.32	3.60	0.92	0.53	-0.01	-0.55	-1.87	0.67
2	1.47	2.62	2.62	3.75	0.95	0.50	-0.08	-0.56	-2.26	0.59
3	1.89	2.90	2.86	4.02	0.94	0.45	-0.14	-0.54	-2.64	0.54
4	2.24	3.07	3.05	4.21	0.94	0.39	-0.18	-0.52	-2.81	0.51
5	2.45	3.19	3.20	4.45	0.92	0.35	-0.21	-0.50	-2.88	0.49
6	2.60	3.31	3.33	4.58	0.92	0.33	-0.22	-0.48	-2.92	0.46
7	2.72	3.39	3.42	4.65	0.91	0.31	-0.22	-0.46	-2.98	0.44
8	2.83	3.48	3.51	4.71	0.90	0.30	-0.23	-0.44	-3.04	0.42
9	2.92	3.55	3.58	4.74	0.89	0.30	-0.24	-0.42	-3.11	0.40
10	2.99	3.61	3.65	4.76	0.89	0.30	-0.24	-0.40	-3.14*	0.39
11	3.05	3.67	3.71	4.78	0.89	0.30	-0.25	-0.38	-3.16*	0.37
12	3.10	3.74	3.76	4.78	0.89	0.31	-0.25	-0.37	-3.15*	0.36
13	3.16	3.79	3.80	4.77	0.88	0.31	-0.26	-0.35	-3.13	0.34
14	3.20	3.84	3.84	4.76	0.88	0.31	-0.27	-0.33	-3.11	0.33
15	3.24	3.87	3.87	4.74	0.88	0.31	-0.27	-0.32	-3.10	0.32
16	3.28	3.91	3.90	4.72	0.88	0.31	-0.28	-0.30	-3.08	0.31
17	3.32	3.94	3.93	4.74	0.88	0.30	-0.28	-0.27	-3.05	0.31
18	3.35	3.96	3.95	4.77	0.88	0.29	-0.28	-0.25	-3.02	0.31
19	3.38	3.99	3.96	4.79	0.88	0.28	-0.28	-0.23	-3.01	0.30
20	3.40	4.01	3.98	4.81	0.88	0.26	-0.27	-0.21	-3.04	0.31

Panel B: 宏观经济变量

剩余期限(年)	最小值	中位数	均值	最大值	自相关系数 (滞后阶数)				ADF	标准差
					1	6	12	24		
GDP	-0.13	0.01	0.02	0.19	0.60	0.08	0.13	0.04	-6.38***	0.05
CPI	-1.00	0.26	0.28	2.60	0.20	0.10	0.29	0.26	-4.24***	0.62
M ₂	-0.02	0.01	0.01	0.04	-0.14	0.09	0.33	0.19	-5.05***	0.01
R	-3.40	-0.02	0.01	3.84	-0.27	-0.04	0.09	0.10	-6.21***	0.75

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 显著性水平下通过统计检验。

表 2 (Panel A) 给出了中国国债收益率的统计描述结果。结果显示, 随着剩余到期期限的增加对应收益率的标准差相应降低, 这与图 1 给出的结果一致。从不同剩余期限收益率的均值来看, 中国国债利率期限结构基本服从单调递增的倒“U”形结构。滞后 1 期和滞后 6 期的自相关系数结果显示中国国债收益率具有较稳定的短期持续性。不过, 从滞后 12 期和滞后 24 期的结果来看, 中国国债收益率的长期持续性较弱, 且具有长期内的跨期反转特

征,表现为滞后12期和滞后24期的自相关系数为负值,而滞后1期和滞后6期的自相关系数为正值。不同剩余期限收益率的ADF单位根检验结果显示收益率普遍存在单位根特征,仅有剩余期限为10年、11年和12年的收益率在10%置信水平下服从平稳过程。Perron(1989、1997)指出当存在结构性变化时,一个平稳时间序列在检验过程中很可能会出现非平稳的不合逻辑的结果。当然,服从单位根过程并非时间序列具有结构变化的必要条件,即使服从平稳过程,时间序列本身也可能出现明显的结构性变化。不过,从国债收益率的ADF检验结果来看,国债收益率非平稳特征很可能源于其发生了明显的结构性变化。

表2(Panel B)对宏观经济变量的统计特征进行了描述。从结果看,CPI和R的标准差要明显高于其它两个变量;四个宏观经济变量ADF检验结果则表明它们均在1%置信水平下拒绝了单位根过程的原假设,即四个经济变量均服从平稳过程。从自相关系数来看,宏观经济变量较国债到期收益率的自我持续性弱。

2. 水平、斜率和曲度因子

本文按照Ferstl和Hayden(2010)给出的方法对动态NS模型进行了估计,并在此基础上获得了反映中国利率期限结构特征的三类潜在因子——水平、斜率和曲度因子;因子变动路径及其统计描述结果分别列示于表3和图2中。由标准差统计结果可知,斜率和曲度因子的波动性要强于水平因子(水平、斜率和曲度因子对应的标准差分别为0.387、0.720和1.788)。由均值的结果可知,水平因子均值为4.271,斜率因子均值为-2.313,曲度因子时间序列均值为0.765。水平、斜率和曲度因子滞后1期的自相关系数显示三个因子均具有短期持续性,但是除了斜率外其它两个因子的长期持续性较弱。虽然从滞后24期和滞后1期的自相关系数结果来看,斜率因子具有跨期反转的趋势,但是由于其滞后12期自相关系数为正,致使这一反转趋势并不显著;而曲度因子的跨期反转特征相对较明显。ADF检验结果表明,仅有水平因子服从平稳过程,而斜率和曲度因子则存在单位根。

表3 水平、斜率和曲度因子的描述性统计

因子	最小值	中位数	均值	最大值	自相关系数(滞后阶数)				ADF	标准差
					1	6	12	24		
水平	3.142	4.372	4.278	5.271	0.6426	-0.0737	-0.0159	0.0398	-3.867**	0.387
斜率	-4.200	-2.163	-2.313	-0.982	0.9060	0.4737	0.0243	-0.5879	-2.127	0.720
曲度	-1.815	0.278	0.765	6.852	0.7122	0.0629	-0.0470	-0.1724	-3.093	1.778

注:同表2。

三、宏观经济变量对利率期限结构影响的稳定性检验

大量针对宏观经济因素与利率期限结构相关性的研究指出,宏观经济因素与利率期限结构存在内在联系,宏观经济变量会显著影响利率期限结构。但是,宏观经济变量对利率期限结构的影响是否具有稳定性特征,关系到以往研究结论的可信程度以及基于稳定性假设进行政策选择的有效性。虽然一些学者尝试通过时变参数模型和结构突变检验等方法给出了两者时变相关关系的一些证据,但是这些研究部分由于模型过于复杂且结果难以复制,部分因采用长短期到期收益率刻画利率期限结构的动态特征,进而导致结论准确性和完整性值得商榷。本文则基于动态NS模型提供的水平、斜率和曲度因子刻画利率期限结构的动态特征,并应用结构突变检验的方法识别宏观经济变量影响利率期限结构的稳定性。

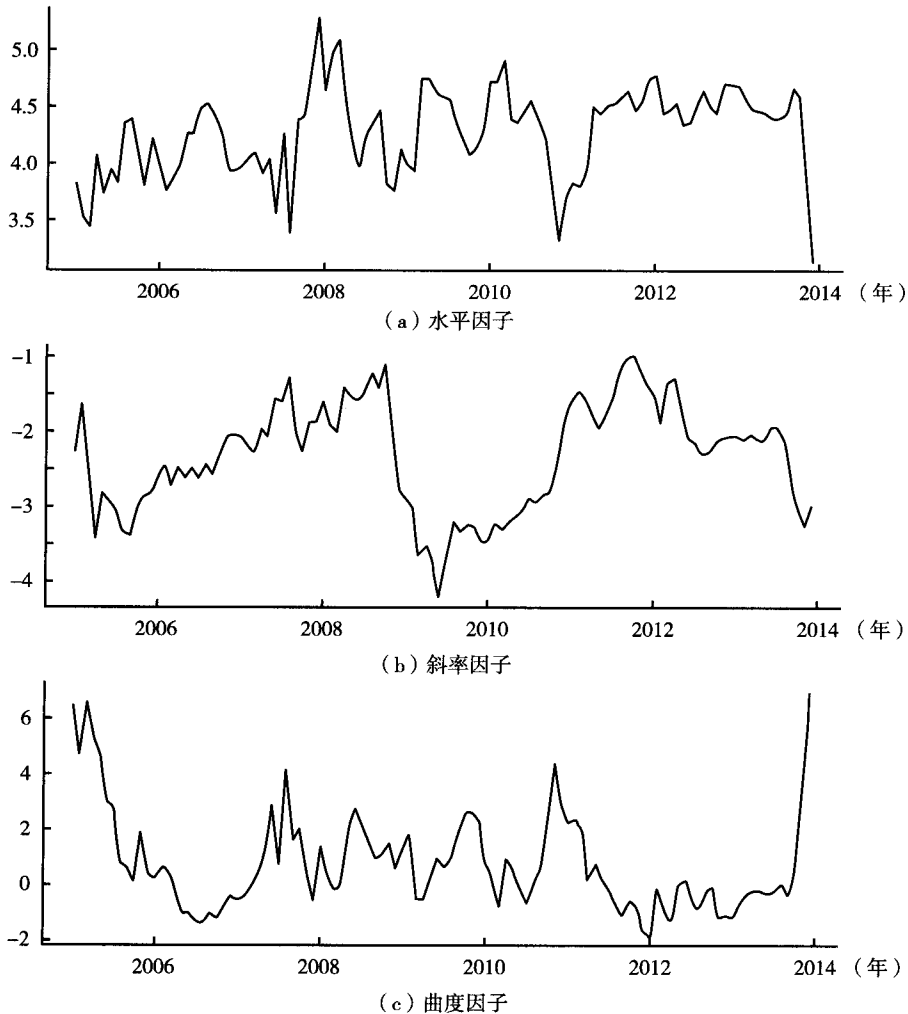


图 2 基于动态 NS 模型获得的水平、斜率和曲度因子

以往针对宏观经济变量与利率期限结构相互关系的研究文献多采用 VAR、贝叶斯、宏观—金融模型等模型，这些模型虽然能够在一定程度上测度两者影响关系稳定性，但这些模型引入变量和待估参数繁多，其所得结果是否完全反映了宏观经济变量对利率期限结构的影响难以分辨。因此，本文依照研究目标，选择使用简单线性回归模型判别宏观经济变量对利率期限结构影响的稳定性特征。表 4 中列示了宏观经济变量对动态 NS 模型水平、斜率和曲度因子线性回归结果。结果表明，GDP、CPI、 M_2 以及 R 对水平、斜率和曲度因子具有不同程度的显著影响，其中 GDP 对水平因子具有显著的负向影响；GDP 和 M_2 对斜率因子具有显著的负向影响；仅有 GDP 对曲度因子具有显著的正向影响。基于方程的显著性水平发现， R^2 和 P 值的结果均表明宏观经济变量对三类潜在因子的解释能力有限，这与以往研究所指出的宏观经济变量对利率期限结构具有显著影响存在较大分歧。出现这些结果既可能源于线性回归模型并不适合分析宏观经济变量对利率期限结构的影响，也可能源于宏观经济变量对利率期限结构的影响并非表现为固定系数模型。对于前一个原因，在以往的研究中早已被否定，因为大多数学者都得出了宏观经济变量对利率期限结构具有线性影响的结论 (Ang 和 Piazzesi, 2003; Diebold 等, 2006)。因此，表 4 应用线性回归模型对宏观经济变量影响

利率期限结构的结果应当源于固定系数模型的不适合,即宏观经济变量对利率期限结构的影响特征并不稳定,因此无法使用固定系数线性回归模型进行拟合。

表4 宏观经济变量对利率期限结构的线性回归分析结果

变量	水平因子	斜率因子	曲度因子
截距项	4.303*** (0.066)	-2.182*** (0.122)	0.648** (0.301)
GDP	-1.565* (0.849)	-0.773 (1.564)	9.230** (3.857)
CPI	0.042 (0.061)	0.189* (0.113)	-0.276 (0.279)
M ₂	-1.024 (3.727)	-12.58* (6.866)	3.881 (16.92)
R	0.039 (0.050)	-0.021 (0.092)	-0.127 (0.228)
R ²	0.037	0.055	0.056
调整后的 R ²	0.001	0.018	0.020
P 值	0.410	0.207	0.192

注:括号中为对应回归系数的标准差;同表2。

由于大多数的已有研究印证了宏观经济变量显著影响利率期限结构的结论,因此有理由相信宏观经济变量对利率期限结构影响的变化应该会在利率期限结构不同特征变量的结构变化中得以体现。为此首先在不考虑宏观经济变量影响的条件下针对水平、斜率和曲度因子的时间序列数据进行了结构突变检验,以便于提供分析宏观经济变量影响利率期限结构影不稳定性证据,其结果列示于表5中。从CUSUM结构突变检验的结果来看,水平、斜率和曲度因子均在1%置信水平下拒绝了“不存在结构突变”的原假设。由此说明,使用固定系数的线性回归分析宏观经济变量对利率期限结构的影响并不适合,并且印证了三类潜在因子显著的结构突变特征恰恰说明宏观经济变量对利率期限结构的影响具有不稳定性特征。

表5 水平、斜率和曲度因子时间序列的结构突变检验

	水平因子	斜率因子	曲度因子
CUSUM统计值	2.204***	2.108***	1.626**
P 值	0.000	0.000	0.010

注:同表2。

图3则描绘了根据CUSUM检验所确定的水平、斜率和曲度因子时间序列的结构变点及其变动路径。从图中结果可以看出,在不考虑宏观经济变量影响的条件下,水平因子在2007年8月、2009年2月和2011年3月分别出现了明显的结构变点特征。斜率因子则分别在2007年6月、2008年11月、2010年11月和2012年5月出现了结构变点。2006年4月为曲度因子的结构变点。从结构变化的频率来看,斜率因子的结构变化较其它两个因子更为频繁,这与斜率因子反映的是利率期限结构短期变动特征的事实有紧密的关系。从图3所给出的结构突变检验结果来看,使用固定系数刻画宏观经济变量对利率期限结构的影响并不合

适，这解释了本文表 4 中线性回归分析结果不完美的原因。按照理性预期理论，利率期限结构应当反映人们对当前经济系统和未来宏观经济变化的预期，因此反映利率期限结构不同层次特征因子的结构突变恰恰暗示了宏观经济变量影响利率期限结构关系的变动，固定系数模型必然无法刻画这一不稳定性特征。

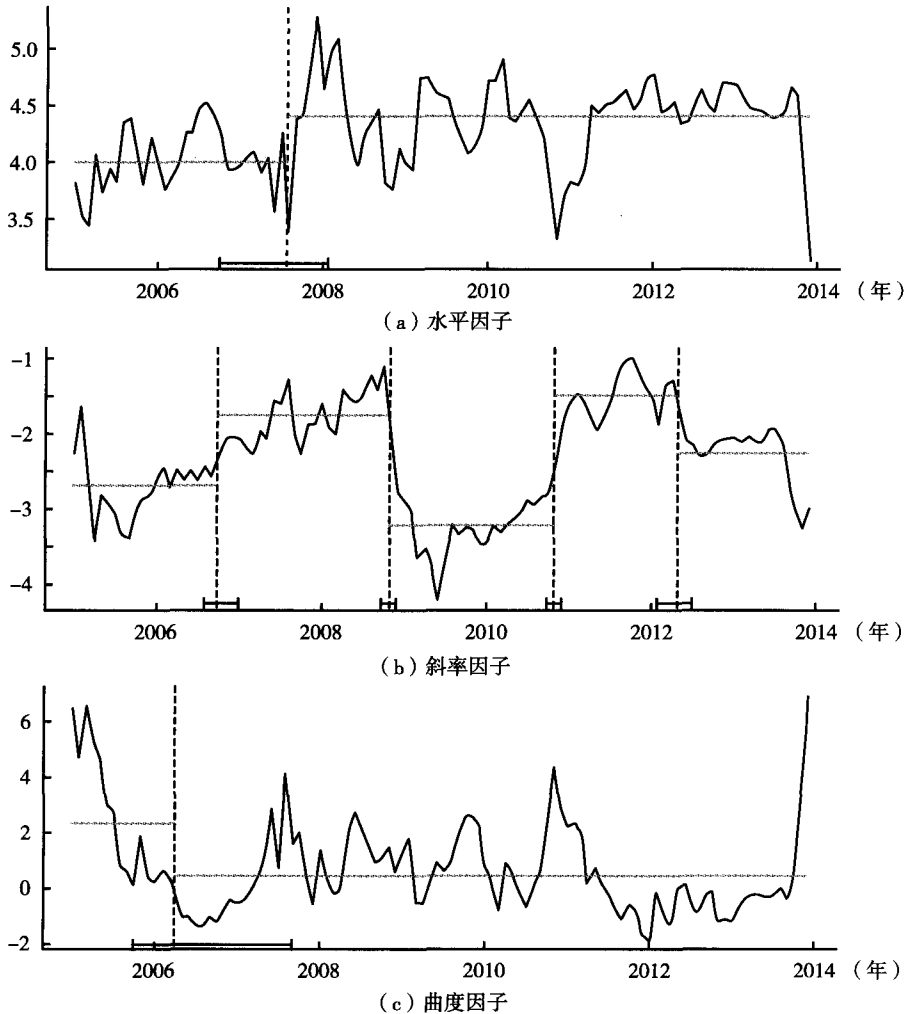


图 3 水平、斜率和曲度因子时间序列的结构突变点

注：黑色实线为因子时间序列，竖线是对应因子结构突变点，与横轴重合的线为结构突变点的 95% 置信区间，水平实线为因子不同时段内的时间序列均值。

表 5 和图 3 所给出的根据水平、斜率和曲度因子时间序列不同时段内均值的结构突变检验，虽然较为直观地证明了中国利率期限结构具有的结构突变性特征，但是并未考虑宏观经济变量的影响，仅提供了宏观经济变量对利率期限结构影响不稳定性事实的可能性。为了测度中国利率期限结构突变的动因，识别宏观经济变量对利率期限结构影响的稳定性，本文进一步针对宏观经济变量与利率期限结构线性回归方程进行了结构突变检验，以便于识别在宏观经济变量影响下利率期限结构的结构突变性特征，进而判定宏观经济变量是否是利率期限结构不稳定性动因，具体检验结果列示于表 6 中。从结果来看，宏观经济变量对利率期限结构的影响确实存在结构变化，三个因子线性回归方程对应的结构检验 CUSUM 统计值分别为 2.712、

1.844、1.767，且均在1%置信水平下显著。进一步通过AIC准则进行搜寻，发现当考虑宏观经济变量对利率期限结构的影响时，水平因子分别在2007年8月、2009年2月和2011年3月出现了结构突变，而斜率因子则在2007年6月、2008年11月、2010年11月和2012年5月出现了结构突变，曲度因子则在2006年4月出现了结构变点（参见表7）。这一结果与不考虑宏观经济变量影响的结构突变检验结果一致（表5与图3），从而说明中国利率期限结构突变的背后动因是宏观经济变量，表现为宏观经济变量对利率期限结构的影响具有不稳定性特征。

表6 宏观经济变量对利率期限结构影响的结构突变检验

因子	水平	斜率	曲度
CUSUM 统计值	2.712***	1.844**	1.767**
P 值	0.0000	0.01324	0.02303

注：同表2。

按照结构突变检验和AIC结构变点搜寻结果，并为了能够更好地判别宏观经济因素对利率期限结构影响的稳定性，本文基于变点对宏观经济变量影响利率期限结构的方式进行了分时段回归，其结果列示于表7中。

表7中的分段回归结果显示，总体上分段回归较固定系数回归（见表4）的拟合效果有显著提高，具体表现为调整后 R^2 的数值大幅提升（除了斜率因子对应的2010.12~2012.05时段和曲度因子对应的2006.04~2013.12时段外，其他分段线性回归结果的调整后 R^2 最低值为0.204），表明使用固定系数回归模型刻画宏观经济变量对利率期限结构的影响并不合适，其根本原因在于宏观经济变量对利率期限结构的影响具有不稳定性特征。从不同因子的分段回归结果来看，宏观经济变量对水平、斜率和曲度三类因子的影响具有显著性差异。

在表7的Panel A中，同业拆借利率（R）对水平因子不存在显著影响，说明反映市场流动性风险和货币供求状况的拆借指标对利率期限结构的长期水平不存在显著影响，而GDP、CPI以及 M_2 对水平因子具有显著的影响。按照预期理论，长期利率反映了人们对未来的预期，而利率期限结构应当反映人们对整体经济状况的预期，因此同业拆借利率对水平因子并不存在显著影响，而GDP、CPI和 M_2 这些反映经济整体运营状况的指标（同时能够刻画人们对未来经济状况预期）则对水平因子具有显著影响。

从系数大小和显著性来看，2005.01~2007.08，2007.09~2009.02和2009.03~2011.03这三个时段内，CPI对水平因子的影响系数分别为-0.106，0.072，-0.078。负系数的结果表明通货膨胀预期的升高使得长期收益率下降，进而表现为水平因子的负向调整，而正系数的结果则表明人们因通货膨胀的升高而对未来长期收益要求更高的风险补偿，从而表现为水平因子的正向调整。不同时段内CPI系数的差异则可以从GDP和 M_2 系数的显著性结果中得到合理的解释，在2005.01~2007.08时段内CPI对水平因子的影响系数虽然为-0.106，但是 M_2 对水平因子具有显著影响，其系数为8.705；在2007.09~2009.02时段内 M_2 对水平因子具有显著的负向影响，对应系数为-0.8677；而在2009.03~2011.03时段内GDP对水平因子的影响系数则为-4.199；在2011.04~2013.12时段内仅有GDP对水平因子具有显著影响，且其影响系数为-5.857。为了充分说明宏观经济系统环境变化对利率期限结构影响的突变性特征，并详细说明人们对宏观经济系统预期对利率期限结构的影响，另外考虑到人们通常最易获得和使用的数据信息往往是国家统计局公布的宏观经济数据，并以此作为分析未来经济走势的基础信息，为此本文对实际GDP、CPI和 M_2 的变动路

表 7 基于结构突变点的分段线性回归结果

Panel A: 水平因子						
时段	截距项	GDP	CPI	M ₂	R	调整后 R ²
2005.01—2007.08	4.122*** (0.100)	-0.352 (0.684)	-0.106*** (0.034)	8.705** (4.033)	0.107 (0.111)	0.266
2007.09~2009.02	4.020*** (0.313)	3.990 (2.512)	0.072** (0.040)	-8.677* (8.907)	-0.204 (0.261)	0.276
2009.03~2011.03	4.384*** (0.283)	-4.199* (2.993)	-0.078*** (0.034)	6.230 (13.569)	-0.095 (0.141)	0.267
2011.04~2013.12	4.542*** (0.114)	-5.857*** (1.336)	0.018 (0.027)	-5.570 (4.382)	0.037 (0.035)	0.349
Panel C: 斜率因子						
2005.01~2007.06	-3.115*** (0.188)	0.079 (0.960)	0.343*** (0.075)	-4.947 (6.064)	-0.048 (0.169)	0.452
2007.07~2008.11	-1.109*** (0.290)	0.499 (1.571)	-0.096** (0.043)	6.357 (5.236)	0.508** (0.172)	0.319
2008.12~2010.11	-3.532*** (0.252)	3.112 (2.945)	0.158*** (0.035)	8.600 (11.188)	-0.450** (0.181)	0.483
2010.12—2012.05	-1.734*** (0.422)	3.030 (4.079)	0.012 (0.083)	10.01 (8.967)	-0.171* (0.093)	0.006
2012.06~2013.12	-1.394*** (0.445)	-5.842*** (2.464)	-0.301*** (0.168)	-1.097 (10.190)	-0.028 (0.061)	0.204
Panel B: 曲度因子						
2005.01~2006.04	-2.152 (1.614)	-10.341 (8.703)	3.134*** (0.994)	-17.05 (39.309)	4.240 (3.427)	0.357
2006.04~2013.12	-0.188 (0.379)	7.140* (3.852)	0.105 (0.065)	16.72 (16.169)	-0.069 (0.190)	0.025

径图进行了描述。比照图 4 和图 5 中 GDP、CPI 和 M₂ 的变动路径图不难发现^①，之所以出现分段回归中系数差异是因为不同时段内作为人们预期基础的主要宏观经济指标发生较了明显的变化，具体特征如下。

(1) 从产出变化来看，从 2005 年 1 季度开始中国延续着高增长的“奇迹”，GDP 同比增长率保持在 10% 以上的高位水平，但到 2007 年第 2 季度，中国产出增长开始出现放缓的迹象，并在 2007 年第 3 季度开始呈现下降趋势；自 2008 年第 3 季度开始中国产出增长率降至 10% 以下；在经历了一段低于 10% 的增长后，中国产出增长率于 2010 年第 1 季度重新回到 10% 以上水平，但是 2011 年第 1 季度又重新跌落至 10% 以下。

(2) CPI 自 2005 年 1 月至 2007 年 1 月始终处于 2% 左右，但从 2007 年 1 月开始，中国 CPI 持续增长，并在 2007 年 8 月首次超过 6%；在经历了一段高于 6% 的运行趋势后，CPI

① 因 GDP 与 CPI、M₂ 和银行同业拆借利率的数据频度存在差异，所以分列在图 4 和图 5 中描述。

开始出现下降，并在2009年2月进入负值区间；CPI于2009年12月重新回到2%区间，然而并未停留在2%区间，而是进一步上涨，并于2011年5月重新达到6%以上区间；在2011年6月达到阶段性顶点6.36%后，CPI于2012年6月回落至2%区间。

(3) 相对于GDP和CPI较为剧烈的调整趋势，M₂则相对平稳，仅在2008年10月~2011年3月的时段内出现了明显的“跳跃式”上升，其它时段内均维持在15%左右的同比增长水平。

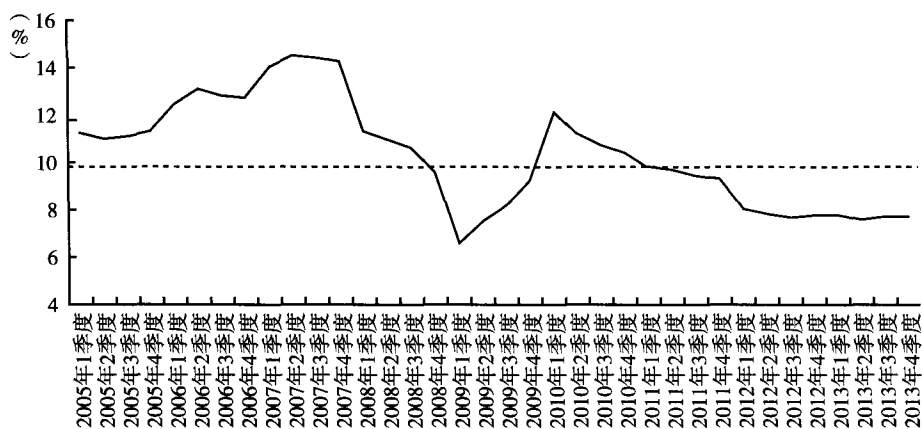


图4 中国GDP季度同比增长率变动路径

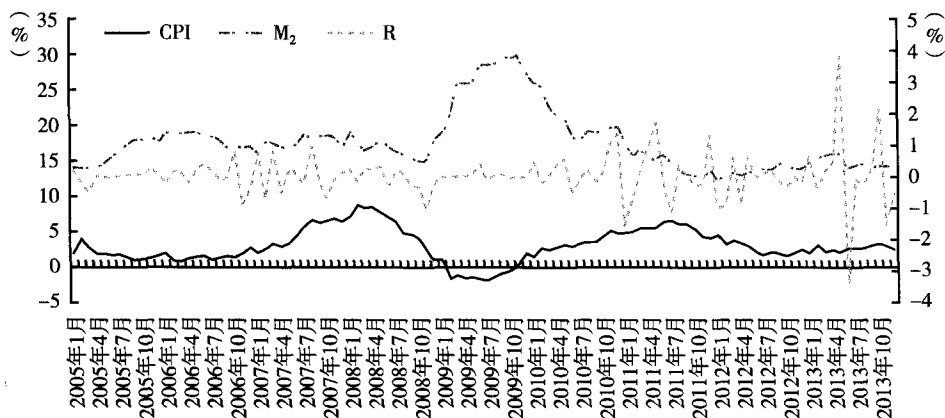


图5 中国CPI增长率、M₂增长率和银行同业拆借利率变动路径

注：CPI增长率和M₂增长率均为同比增长率。CPI和M₂对应左侧坐标轴，R对应右侧坐标轴。

显然，这些被以往研究证实影响利率期限结构的变量在改变人们关于宏观经济系统预期的同时，也改变了宏观经济变量本身对利率期限结构的影响特征，从而表现为不同时段内宏观经济变量对利率期限结构影响具有差异化特征。在2005.01~2007.08时段内，中国产出增长水平位于10%以上区间，CPI则处于2%区间，M₂维持着15%的同比增长速率，整体经济运行状况平稳。当经济整体处于平稳增长趋势时，人们会忽视产出增长的影响，而是基于通货膨胀和市场货币流动性调整对未来长期收益率水平的预期，进而影响了利率期限结构的长期水平，表现为CPI负向影响水平因子，M₂正向影响水平因子，这符合预期理论和货币政策的作用机制。而在2007.09~2009.02时段内，GDP开始出现下降，并在很长时间内

处于10%以下的增长区间内,而CPI脱离了2%的稳定区间,并一度超过6%, M_2 则对GDP的低位运行做出了滞后的上升调整,此时的经济的整体状况脱离了原有的平稳状态,尤其是GDP和CPI的变动,如CPI于2007年8月脱离2%运行区间,在2009年2月左右触及阶段性的低点,并于2009年12月重新回到2%区间^①。显然,此时整体经济状况的变动化促使宏观经济变量对利率期限结构的影响发生了相应的调整,进一步证实了预期理论在解释宏观经济变量影响利率期限结构方面的能力,即人们会根据宏观经济状况的变化调整主观预期(Orphanides和Wei,2012)。2007.08~2009.02时段内中国宏观经济系统的显著特征是经济增长出现显著放缓,且增长率在较长时段内维持在10%以下。对于一个创造了30年高速增长“奇迹”的中国经济而言,10%这一关键性增长率无疑成为人们判断中国经济增长持续性和健康程度的标准。GDP在此时段并未对利率期限结构的水平因子产生显著影响,这与2005.01~2007.08不显著的结果相对应,共同说明了非平稳经济状态下GDP对利率期限结构的长期水平影响有限。与此同时,CPI脱离稳定运行区间高位运行的事实,使得CPI对水平因子的影响发生了变化,其正向显著了水平因子。基于对GDP和CPI的预期,原本正向影响水平因子的 M_2 ,也因人们预期其未来通货膨胀的增长而负向影响了水平因子。2009年2月开始GDP稳步向10%的增长区间调整,CPI也回到了2%区间附近,但是 M_2 则为应对前一阶段“低迷”的经济增长出现了“跳跃式”的上升。由此,在2009.03~2011.03时段,宏观经济变量影响水平因子的方式并未表现出与2005.01~2007.08稳定经济状态时段内相同特征,而是表现为GDP和CPI均显著负向影响水平因子,而 M_2 和R对水平因子不存在显著影响,从而说明对此时反映经济整体繁荣和活跃度的GDP和CPI在处于经济调整状态下能够有效降低人们对未来远期收益风险补偿的要求。2011.04~2013.08期间内,GDP再次降至10%以下,CPI则经历了从高位水平至低位水平的转换, M_2 重新调整至15%的同比增速,这与2009.03~2011.03时段内宏观经济变量对水平因子影响相一致的预期结果,即宏观经济状态的回稳下调。在这一时段,仅有GDP对水平因子存在显著影响,其原因源于CPI存在区间转换,人们基于通货膨胀影响利率期限结构水平因子(长期水平)的机制出现了问题,而 M_2 趋于平稳的态势也决定了其难以影响人们对经济系统的预期水平;人们对中国整体经济发展持续性和健康度的担忧再一次成为本阶段利率长期水平的主要动因,从而表现为GDP的增长有助于降低人们对未来不确定性经济风险所要求的补偿,即整体经济发展水平的提高有助于降低人们所面临的长期投资风险。

从斜率因子分时段回归结果来看(参见表6 Panel B),任意时段内GDP、CPI和R均不同程度影响了斜率因子的变动,而反映市场货币供应情况的 M_2 指标在所有时段内均对斜率因子不存在显著影响。由于斜率因子反映了利率期限结构的短期特征,按照预期理论的观点,利率期限结构应当反映宏观经济系统的变动情况,因此GDP、CPI以及R这些作为衡量短期内经济整体健康度和发展持续性的指标显著影响斜率因子,以及本身具有明显时滞性和不确定性的 M_2 变量对斜率因子不存在显著影响的回归结果符合逻辑。

结合图4和图5宏观经济变量的变动路径来看,2005.01~2007.06区间内,GDP、CPI、 M_2 以及R都维持在较为稳定的水平;对应区间的回归结果是仅有CPI正向影响斜率

^① 此处并未假定人们对通货膨胀水平具有同质预期,也并未假定适度的通货膨胀水平,但从本文的结果来看,2%的通货膨胀水平似乎成为人们调整预期的一个标准。当然,如果从持续性预期角度而言,人们会根据市场状况修正这一适度通货膨胀水平。

因子(系数为0.343), GDP、 M_2 和R变量均对斜率因子不存在显著异于零的影响,从而说明当经济整体处于稳步增长的状态时,通货膨胀成为决定利率期限结构短期变动趋势的决定性因素,表现为通货膨胀的增加将提高利率期限结构的“陡峭”程度。在2007.07~2008.11的区间内,虽然CPI仍然显著影响斜率因子,但其影响关系已经转变为负向影响斜率因子,其影响系数为-0.096;与此同时,作为反映市场流动性风险的R变量正向影响了斜率因子,其影响系数为0.508,而GDP和 M_2 变量仍对斜率因子不具有统计显著意义的影响。在这一时段内GDP从上行趋势转变为下行趋势,CPI则处于5%以上水平,R则呈现出较前一时期更大程度的波动态势。因此,对过高CPI水平和下行GDP调整的预期成为本时段内宏观经济变量对斜率因子影响发生变化的决定性因素,但因对GDP将以何种方向和何种程度调整存在差异性的预期,使得本阶段GDP对斜率的影响不显著,而仅表现为CPI对于斜率的显著影响,即对CPI负向调整的预期决定了其负向影响了斜率的结果。对应地,R变量较明显的波动现象则反映出此时市场对经济整体状况稳定性存在非一致预期。人们对经济增长水平和对未来货币政策调整的不确定性表现为市场流动性风险增加,这直接影响了人们对短期债券到期收益率水平的要求。图6中显示,在2006.07~2008.11时段内中国一年期定期存款利率逐步向上调整,向市场传递了收缩性货币政策信号,这致使债券价格下跌,长期利率升高,并最终表现利率期限结构更为“陡峭”(斜率因子增大)。R对斜率因子显著的正向影响恰好说明了市场流动性风险对利率期限结构短期趋势的影响。在2008.12~2010.11区间内,CPI显著正向影响斜率因子,即通货膨胀的增加提高了人们对收益风险补偿的要求,R则与前一阶段结果相反,显著负向影响了斜率因子,GDP和 M_2 均对斜率因子不存在显著影响。与前两个阶段不同的是,这一阶段的主要特征是 M_2 “跳跃性”增长和GDP的稳步上升。无疑,对 M_2 和GDP预期的不确定性影响了两个宏观经济变量对利率期限结构短期水平的影响,然而GDP和 M_2 的增加都充分说明了市场充足的资本流动性,两者在影响人们对当前经济运行状况判断的同时也影响了人们对未来货币政策调整的预期——收紧银根的担忧。一旦市场流动性降低,追逐和购买债券的货币将减少,从而使得债券价格下降,并直接导致债券到期收益率降低。本阶段虽然总体上不存在货币政策调整的倾向,但是因经济整体回稳,未来收缩货币成为必然趋势,因此人们对市场流动性的预期改变了流动性对当前斜率因子的作用方式表现为R变量负向影响斜率因子。在2010.12~2012.05时段

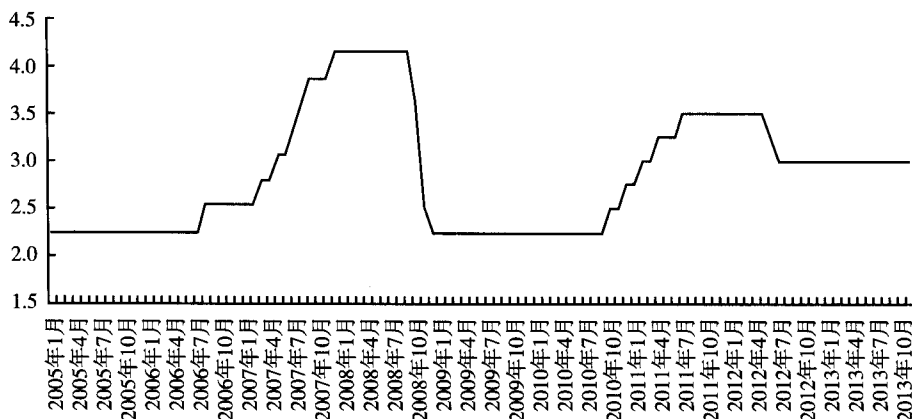


图6 中国一年期定期存款利率

内仅有 R 变量对斜率因子具有显著影响,其影响系数为-0.171,验证了前一阶段 R 变量负向影响斜率水平的结论。这一时段 GDP、CPI 和 M_2 对斜率因子不存在显著影响和方程整体显著性较低的结果,可能的原因在于包括 GDP、CPI 在内的多种宏观经济变量都处于调整阶段,致使人们对宏观经济系统未来的方向和状态存在差异性的预期。由于 GDP 于 2008 年第一季度开始跌破 8% 水平,对于中国经济放缓的猜疑使得中国经济增长问题重新成为人们预测利率期限结构的焦点变量,表现为在 2012.06~2013.12 时段内 GDP 显著负向影响斜率因子。于此同时,这一时段内 CPI 也显著负向影响斜率因子,而 M_2 和 R 则对斜率因子不存在显著的影响。GDP 与 CPI 负向影响斜率因子的结果进一步说明经济健康程度和发展持续性有助于降低人们对债券收益率的风险补偿要求。

根据结构突变检验,本文以 2006 年 4 月为结构突变点将曲度因子的时间序列划分为 2005.01~2006.04 和 2006.05~2013.12 两个时段,并对曲度因子的分段回归分析结果列示于表 6 (Panel C) 中。从结果中可以看出,相对于表 4 中固定系数线性回归的结果,仅有 2005.01~2006.03 时段的回归结果显著性有明显提高(调整后 R^2 为 0.357),且在这一时段内仅有 CPI 显著正向影响曲度因子。这样的结论一方面说明通货膨胀水平不仅能够通过预期途径影响利率期限结构长期成分(水平因子),同时还可以通过影响人们的消费和投资决策影响利率期限结构的中短期成分(曲度因子和斜率因子)。CPI 显著为正的系数进一步揭示通货膨胀的增加和未来通胀预期的升高都影响了人们对收益率补偿的调整,从而使得曲度因子增大,进而表现为利率期限结构的倒“U”形特征更加明显。虽然在 2006.04~2013.12 时段内,宏观经济变量都经历了不同程度变化,但是都无法对应解释对曲度因子影响不显著的结果。Diebold 等(2006)指出宏观经济变量能够有效解释水平因子和斜率因子的变动,但无法有效解释曲度因子的变动。这与本文针对曲度因子 2006.04~2013.12 时段时间序列回归的结果一致。事实上,水平因子和斜率因子受宏观经济变量影响已得到一致的认同,本文则进一步证明了宏观经济变量对水平因子和斜率因子影响存在不稳定性,表现出结构突变性特征。对于宏观经济变量对曲度因子解释能力较弱,且无法解释曲度因子时变结构的现象而言,其根本原因在于曲度因子自身存在一种内生的变动路径,其外生于宏观经济系统(丁志国等,2014)。

本文在图 7 中进一步给出了分段回归结果的实际拟合结果。由结果不难发现,除了曲度因子外,宏观经济变量均有助于解释水平因子和斜率因子的结构突变特征,从而验证了宏观经济变量对利率期限结构影响具有不稳定性特征,以往基于稳定性假设所得出的结论值得商榷。

四、结 论

本文选取中国银行间市场 2005~2013 年国债交易数据样本,基于动态 NS 模型所提供的水平、斜率和曲度因子,借助结构突变检验,针对宏观经济变量影响利率期限结构的稳定性进行了判别。实证结果表明:(1)固定系数回归模型结果虽然显示宏观经济变量能够解释利率期限结构的水平、斜率和曲度因子变动,但解释能力较弱,表明固定系数模型在刻画宏观经济变量影响利率期限结构的能力方面存在不足;(2)基于结构突变方法对三类因子的检验结果表明,水平、斜率和曲度因子存在显著的结构突变点,且针对宏观经济变量与潜在因子固定线性回归模型的结构突变检验结果验证了,三类动态因子存在突变的动因源于宏观经济系统的变动;(3)按照结构突变点对样本时段进行划分后所进行的分段回归结果显示,宏

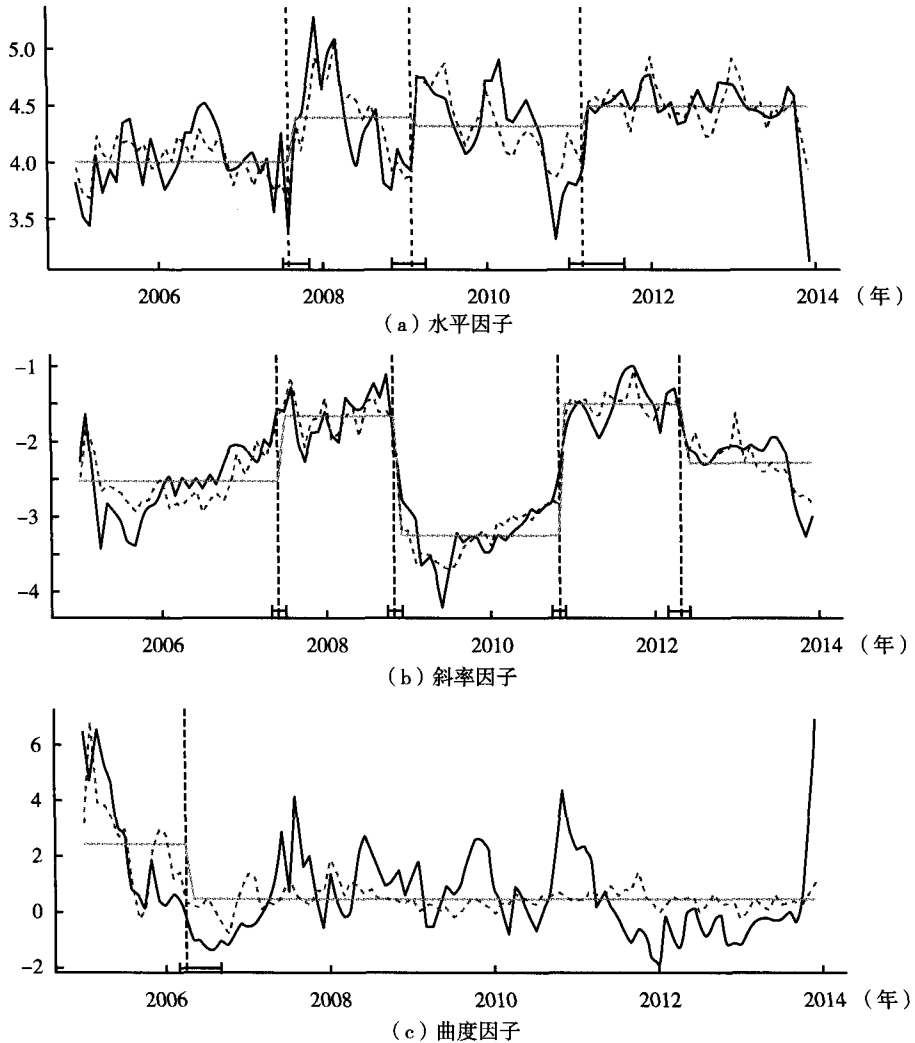


图7 水平、斜率和曲度因子分段回归的拟合结果

注：实曲线为因子时间序列，竖线是对应因子结构突变点，与横轴重合的线为结构突变点的95%置信区间，虚曲线为分段回归拟合的时间序列，水平线为因子分段的时间序列均值。

观经济变量对利率期限结构不同动态因子的影响具有不稳定性，表现为不同时段内宏观经济变量对水平、斜率和曲度因子具有差异化的影响，其原因在于对应时段内影响人们预期的宏观经济变量出现了明显的调整，进而导致了宏观经济变量影响利率期限结构不同特征因子的方式存在差异；(4) 虽然曲度因子自身所具有的内生变动结构影响了其分段回归结果的显著性，但总体而言宏观经济变量对利率期限结构的影响具有不稳定性，其依赖于人们对宏观经济系统变动的预期。

总之，与以往的研究结论不同，本文的实证研究结果表明宏观经济因素对利率期限结构的影响存在不稳定性特征。因此，在政府在决策过程中必须根据当时宏观经济运行的状况，有的放矢地进行政策选择，而不应该一概而论，进而提升政策制定的合理性和有效性。

参 考 文 献

- [1] Ang A., Boivin J., Dong S. and Loo-Kung R., 2011, *Monetary Policy Shifts and the Term Structure* [J], *Review of Economic Studies*, 78 (2), 429~457.
- [2] Ang A., Piazzesi M., 2003, *A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables* [J], *Journal of Monetary Economics*, 50 (4), 745~787.
- [3] Bansal R., Zhou H., 2002, *Term Structure of Interest Rates with Regime Shifts* [J], *Journal of Finance*, 57 (5), 1997~2043.
- [4] Benati L., Goodhart C., 2008, *Investigating Time-Variation in the Marginal Predictive Power of the Yield Spread* [J], *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32 (4), 1236~1272.
- [5] Bikbov R., Chernov M., 2010, *No-Arbitrage Macroeconomic Determinants of the Yield Curve* [J], *Journal of Econometrics*, 159 (1), 166~182.
- [6] Brennan M. J., Schwartz E. J., 1979, *A Continuous Time Approach to the Pricing of Bonds* [J], *Journal of Banking and Finance*, 3 (2), 133~155.
- [7] Chauvet M., Potter S., 2005, *Forecasting Recessions Using the Yield Curve* [J], *Journal of Forecasting*, 24 (2), 77~103.
- [8] Chernova M., Mueller P., 2012, *The Term Structure of Inflation Expectations* [J], *Journal of Financial Economics*, 106 (2), 367~394.
- [9] Dai D., Singleton K. and Yang W., 2007, *Regime Shifts in a Dynamic Term Structure Model of US Treasury Bond Yields* [J], *Review of Financial Studies*, 20 (5), 1669~1706.
- [10] Diebold F. X. and Li C., 2006, *Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields* [J], *Journal of Econometrics*, 130 (2), 337~364.
- [11] Diebold F. X., Rudebusch G. D. and Aruoba S. B., 2006, *The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach* [J], *Journal of Econometrics*, 131 (1~2), 309~338.
- [12] Estrella A., Rodrigues A. P. and Schich S., 2003, *How Stable is the Predictive Power of the Yield Curve? Evidence from Germany and the United States* [J], *The Review of Economics and Statistics*, 85 (3), 629~644.
- [13] Fan L., Tian S. and Zhang C., 2012, *Why are Excess Returns on China's Treasury Bonds so Predictable: The Role of the Monetary System* [J], *Journal of Banking & Finance*, 36 (1), 239~248.
- [14] Ferstl R., Hayden J., 2010, *Zero-Coupon Yield Curve Estimation with the Package Termstrc* [J], *Journal of Statistical Software*, 36 (1), 1~34.
- [15] Ho T. and Lee S. B., 1986, *Term Structure Movements and Pricing Interest Rate Contingent Claims* [J], *The Journal of Finance*, 41 (5), 1011~1029.
- [16] Hull J. C., White A. D., 1994, *Numerical Procedures for Implementing Term Structure Models II: Two-Factor Models* [J], *The Journal of Derivatives*, 2 (2), 37~48.
- [17] Kang K. H., 2010, *Essays on Macro-Finance Asset Pricing Models and Estimation* [D], Washington University, United States.
- [18] Kaya H., 2013, *The Yield Curve and the Macroeconomy Evidence from Turkey* [J], *Economic Modeling*, 32 (5), 100~107.
- [19] Kim H., Park H., 2013, *Term Structure Dynamics with Macro-Factors Using High Frequency Data* [J], *Journal of Empirical Finance*, 22 (3), 78~93.
- [20] Koopman S. J., van der Wel M., 2013, *Forecasting the US Term Structure of Interest Rates Using a Macroeconomic Smooth Dynamic Factor Model* [J], *International Journal of Forecasting*, 29 (4), 676~694.
- [21] Luo X. G., Han H. F. and Zhang J. E., 2012, *Forecasting the Term Structure of Chinese Treas-*

- ury Yields [J], Pacific-Basin Finance Journal, 20 (5), 639~659.
- [22] Nelson C., Siegel A., 1987, *Parsimonious Modelling of Yield Curve* [J], Journal of Business, 60 (4), 473~489.
- [23] Orphanides A., Wei M., 2012, *Evolving Macroeconomic Perceptions and the Term Structure of Interest Rates* [J], Journal of Economic Dynamics and Control, 36 (2), 239~254.
- [24] Perron P., 1989, *The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis* [J], Econometrica, Econometric Society, 57 (6), 1361~1401.
- [25] Perron P., 1997, *Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables* [J], Journal of Econometrics, 80 (2), 355~385.
- [26] Rudebusch G. D., Williams J. C., 2009, *Forecasting Recessions: The Puzzle of the Enduring Power of the Yield Curve* [J], Journal of Business and Economics Statistics, 27 (4), 492~503.
- [27] Schich S., 2000, *What the Yield Curves Say about Inflation: Does it Change over Time* [R], OECD Economics Department Working Paper, No. 227.
- [28] Stock J. and Watson M., 2003, *Has the Business Cycle Changed? Evidence and Explanations*, Princeton University Working Paper, August.
- [29] Taylor J. B., 1993, *Discretion versus Policy Rules in Practice* [J], Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39 (1), 195~214.
- [30] Ullah W., Tsukuda, Y., and Matsuda, Y., 2013, *Term Structure Forecasting of Government Bond Yields with Latent and Macroeconomic Factors* [J], Journal of Forecasting, 32 (8), 702~723.
- [31] Vasicek O., 1977, *An Equilibrium Characterization of the Term Structure* [J], Journal of Financial Economics, 5 (2), 177~188.
- [32] Zhu X. N., 2011a, *A Note on the Predictability of Excess Bond Returns and Regime Shifts* [J], Finance Research Letters, 8 (2), 101~109.
- [33] Zhu X. N., 2011b, *Revisiting the Expectations Hypothesis: The Japanese Term Structure and Regime Shifts* [J], Journal of Economics and Business, 63 (3), 237~249.
- [34] 丁志国、苏治、赵晶:《资产系统性风险跨期时变的内生性:由理论证明到实证检验》[J],《中国社会科学》2012年第4期。
- [35] 丁志国、徐德财、陈浪南:《利率期限结构的动态机制:由实证检验到理论猜想》[J],《管理世界》2014年第5期。
- [36] 袁婧、薛伟:《中国利率期限结构与货币政策联合建模的实证研究》[J],《统计研究》2012年第2期。
- [37] 张雪莹:《存款准备金率调节对市场利率的影响效应研究》[J],《数量经济技术经济研究》2012年第12期。

(责任编辑:王喜峰)