

利率期限结构的动态机制： 由实证检验到理论猜想*

□丁志国 徐德财 陈浪南

摘要: 作为最成功的经验模型之一, Nelson-Siegel 族模型被认为能够更好地拟合利率期限结构的动态特征, 并成功地将利率期限结构与宏观经济因素联系起来。已有的实证结果表明, 宏观经济变量能够较好地解释 Nelson-Siegel 族模型中水平和斜率因子的变化, 却无法很好地解释曲度因子的变化特征。本文基于 Nelson-Siegel 族模型对中国国债收益率数据进行拟合, 研究宏观经济变量对三类潜在因子的影响, 实证判别曲度因子具有的“椭圆”形内生周期性特征, 并给出其形成机理的经济学猜想, 认为经济变量的时变特征是外生冲击和内生性逻辑两种成因共同作用的结果。本文认为 Nelson-Siegel 族模型之所以成功, 是因为模型的潜在因子恰好能够刻画利率期限结构关于宏观经济变量变化的预期及其自身的内生周期性特征, 其中水平和斜率因子刻画了影响利率期限结构的外部冲击, 即人们基于宏观经济变量变化的预期成分, 而曲度因子则反映了利率期限结构自身变化的内生性逻辑, 即“椭圆”形的周期成分。

关键词: 利率期限结构 Nelson-Siegel 族模型 动态机制 预期成分 周期成分

一、引言

利率期限结构, 作为影响人们判断经济形势与金融决策的重要依据, 成为理论界和实务界最为热络的研究问题之一。与众多基于无套利和均衡的理论模型不同^①, Nelson 和 Siegel (1987) NS 模型运用参数化的统计模型针对市场数据进行了线性拟合, 并获得了非常好的效果。随后, Svensson (1994) SV 模型, Björk 和 Christensen (1999) BC 模型, Diebold 和 Li (2006) 等人的 DL 模型对 NS 模型进行了改进和完善, 并共同构成了 Nelson-Siegel 族模型。Nelson-Siegel 族模型凭借简洁而且便于估计的线性结构, 及其对市场数据较好的拟合效果和预测能力, 得到学术界和实务界的普遍认同, 并推动了利率期限结构经验模型的发展与应用^②。Nelson-Siegel 族模型假定利率期限结构满足一个具有固定载荷的线性模型, 并且可通过线性估计获得利率期限结构的三类潜在因子——水平、斜率和曲度 (*level, slope and curve*), 分别刻画利率期限结构的长期、短期和中期的变动特征 (Diebold and Li, 2006)。Diebold 和 Li (2006), Diebold 等 (2006) 和 Luo 等 (2012) 等人分别采用不同剩余期限的到期收益率估计得到了三类潜在因子, 发现潜在因子与不同到期收益率组合之间具有较强的协同关系。虽然 Nelson-Siegel 族模型结构简单且缺乏经济学理论基础, 但其数据拟合与预测的结果却明显优于标准的时间序列模型和其他复杂的宏观经济模型 (Bernaschi et al., 2003; Krippner, 2008; Luo et al., 2012), 其最重要的原因应当是 Nelson-Siegel 族模型中水平、斜率和曲度三类潜在因子能够有效地刻画利率期限结构与宏观经济系统之间的相关关系。

事实上, 宏观经济变量影响利率期限结构已经成为学术界具有普遍共识的命题。Orphanides 和 Wei (2012) 指出任何时间的利率期限结构都应该能够充分反映市场参与者对宏观经济状况和经济结构变动趋势的预期。一般而言, 短期利率是人们考察市场运行状况并进行宏观决策的基础, 同时短期利率也会受到宏观经济变量 (例如, 产出和通货膨胀等) 的影响

*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。

(Taylor, 1993)。而预期理论则认为长期利率能够通过加权未来短期利率的预期获得,因此宏观经济变量也会影响长期利率,进而对利率期限结构产生影响。Ang 和 Piazzesi (2003), Dewachter 和 Lyrio (2006), Rudebusch 和 Wu (2008), Orphanides 和 Wei (2012), 袁靖和薛伟(2012), 张雪莹(2012)等都曾验证过宏观经济变量与利率期限结构之间的相互影响关系^③。Favero 和 Giglio (2006), 潘敏等(2011)运用 VAR 方法测度了宏观经济变量与潜在因子之间的双向影响关系,且结果显著。Diebold 等(2006)借助向量空间模型(state-space model)将宏观经济变量引入到了 DL 模型中,虽然没有能够充分证明曲度潜在因子与宏观经济变量存在显著相关性,但还是得出了宏观经济变量与利率期限结构之间存在双向影响关系的结论。与之相反, Bernaschi 等(2008)研究结论表明除了政府官方利率外,无法验证利率期限结构与宏观经济变量之间存在显著影响关系。

虽然,已有的实证研究结论表明 Nelson-Siegel 族模型成功的原因在于水平、斜率和曲度三类潜在因子间接地验证了利率期限结构与宏观经济变量之间的相关关系,并且宏观经济变量能够较好地解释水平和斜率两类潜在因子的变化特征,但是关于曲度潜在因子的经济学内涵及其形成机理则缺少合理的经济学解释(Krippner, 2008, 2012; Koopman et al., 2010)。因此,本文研究的目的是要解释 Nelson-Siegel 族模型中曲度潜在因子的经济学内涵,给出利率期限结构内生周期性特征形成机理的经济学猜想,进而从理论上回答 Nelson-Siegel 族模型为什么能够有效地刻画利率期限结构动态机制的问题。

本文的主要学术贡献体现在两个方面:(1)实证判别曲度潜在因子具有的内生周期性时变特征,为理论猜想提供实证数据支持;(2)给出经济内生性猜想,从理论上解释曲度潜在因子的经济学内涵,以及利率期限结构的内生周期性时变特征的形成机理;(3)解释利率期限结构的动态机制和 Nelson-Siegel 族模型蕴含的经济学逻辑,回答 Nelson-Siegel 族模型为什么能够有效地拟合利率期限结构市场数据的问题。

本文拟首先基于 Nelson-Siegel 族模型对中国国债收益率数据进行拟合,获取三类潜在因子的时间序列数据;其次,研究宏观经济变量对潜在因子的影响,实证判别曲度潜在因子的内生周期性时变特征;随后,给出经济内生性猜想,解释曲度潜在因子

的经济学内涵及其形成机理;最后,回答 Nelson-Siegel 族模型为什么能够有效地拟合利率期限结构市场数据的问题。

二、模型

以往针对利率期限结构特征刻画的方式多采用原始指标,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,但是这种方法在刻画利率期限结构整体变动特征方面并不完美,而基于 Nelson-Siegel 族模型获得的分别反映利率期限结构长期、中期和短期的三类潜在因子恰恰提供了更多的选择,并为动态视角下研究利率期限结构时变特征的动因提供了可能。本文则基于 Nelson-Siegel 族模型提供的潜在因子考察利率期限结构的动态机制,为此本部分对选用的基本模型(NS 模型, 1987; SV 模型, 1994; BC 模型, 1999; DL 模型, 2006)做以简要说明^④,以便读者对包含不同潜在因子模型所刻画的利率期限结构有一个基本的认知。

(一)NS 模型

Nelson 和 Siegel (1987)认为,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3个因子 $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ 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, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ 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 型等特征。正是由于 NS 模型具有的简洁形式和易于求解的特征,及其对大多数利率期限结构动态特征较好的拟合效果,随后针对 NS 模型的改进和完善不断深入。

(二)SV 模型

为了增加 NS 模型的灵活性和适应性, Svensson (1994)在 NS 模型的基础上增加了第 4 个因子,具体表示如下。

$$f_t(\tau) = \beta_1 + \beta_2 e^{-\lambda_1 \tau} + \beta_3 \lambda_1 \tau e^{-\lambda_1 \tau} + \beta_4 \lambda_2 \tau e^{-\lambda_2 \tau} \quad (3)$$

中国金融·财政论坛

$$y_i(\tau) = \beta_1 + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda_1 \tau}}{\lambda_1 \tau} \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-\lambda_1 \tau}}{\lambda_1 \tau} - e^{-\lambda_1 \tau} \right) + \beta_4 \left(\frac{1 - e^{-\lambda_2 \tau}}{\lambda_2 \tau} - e^{-\lambda_2 \tau} \right) \quad (4)$$

模型新增了一个衰减因子 λ_2 ，即增加了一项曲度潜在因子，进而更好地刻画到期收益率的结构变化。SV模型较NS模型对拥有多“驼峰”利率期限结构具有了更好的拟合效果，不过其参数估计也更为复杂(Luo et al., 2012)。

(三)BC模型

Björk和Christensen(1999)也是在NS模型的基础上新增了第四部分，但并不是刻画曲度特征因子，而是刻画斜率特征因子。相比NS模型原有结构，新增的第四部分具有更快的衰减率(2λ)。

$$f_i(\tau) = \beta_1 + \beta_2 e^{-\lambda_1 \tau} + \beta_3 \lambda_1 \tau e^{-\lambda_1 \tau} + \beta_4 e^{-2\lambda_1 \tau} \quad (5)$$

$$y_i(\tau) = \beta_1 + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda_1 \tau}}{\lambda_1 \tau} \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-\lambda_1 \tau}}{\lambda_1 \tau} - e^{-\lambda_1 \tau} \right) + \beta_4 \left(\frac{1 - e^{-2\lambda_1 \tau}}{2\lambda_1 \tau} \right) \quad (6)$$

Björk和Christensen还考虑增加第五部分线性因子，但是增加新因子的模型仅能够对样本内预测结果产生可以被忽略的影响(Diebold et al., 2006; De Pooter, 2007)。

(四)DL模型

在对NS模型重新整合的基础上，Diebold和Li(2006)进一步将NS模型中的因子定义为水平、斜率和曲度潜在因子，并从时间序列的角度解释利率期限结构。

$$f_i(\tau) = \beta_{1i} + \beta_{2i} e^{-\lambda_{1i} \tau} + \beta_{3i} \lambda_{1i} \tau e^{-\lambda_{1i} \tau} \quad (7)$$

$$y_i(\tau) = \beta_1 + \beta_{2i} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1i} \tau}}{\lambda_{1i} \tau} \right) + \beta_{3i} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_{1i} \tau}}{\lambda_{1i} \tau} - e^{-\lambda_{1i} \tau} \right) \quad (8)$$

Diebold和Li(2006)最初采用截面ols方法估计得到了水平、斜率和曲度，而随后Diebold等(2006)则采用状态空间模型对潜在因子进行估计，并且该方法在后续的文献中得到广泛应用(De Pooter, 2007; Luo et al., 2012)。

三、数据与模拟结果

(一)数据说明

随着宏观经济系统与微观金融系统的紧密结合，简单从微观视角审视利率期限结构的变动特征变得不可能也不科学。任何国家和地区都面临着重新诠释利率期限结构动态机制的问题，中国也不例外。虽然中国在其发展过程中存在一些特殊性的制度性因素，但是这些作为外生影响的制度性因

素并不能改变中国成为研究利率期限结构动态机制样本的基本共识，而针对中国利率期限结构的研究对于验证可能存在的一般性动态机制提供了必要的数据库支持。因此本文选取了中国银行间国债交易市场的到期收益率数据和宏观经济变量数据，数据均来自Wind数据库。按照Luo等(2012)的数据选取标准^⑤，并基于数据完整性的考虑，本文选取2005年1月~2012年12月的数据，涵盖了14种剩余到期期限的国债收益率(分别为0.5年、1年、1.5年、2年、2.5年、3年、4年、5年、7年、10年、15年、20年、25年和30年)，共计96个月到期收益率的月度数据。宏观经济变量选取了宏观经济指标和宏观经济指数两大类^⑥，具体变量说明见表1。

表2中Panel A给出了不同剩余到期期限国债到期收益率的统计描述。结果显示，随着剩余到期期限的增加，到期收益率均值呈现递增趋势，而标准差则呈递减趋势。不同剩余到期期限国债收益率的滞后1期自相关系数处于(0.639, 0.923)区间，而滞后12期和滞后36期的自相关系数较滞后1期的数值明显较小，分别处于(0.005, 0.296)和(0.021, 0.323)区间，表明国债到期收益率具有较强的持续性。另外，滞后12期和滞后36期自相关系数结果显示，剩余到期期限处于2.5~20年区间的数值明显高于两侧区间，滞后12期自相关系数最大值(0.296)对应的剩余到期期限为15年，滞后36期自相关系数最大值(0.323)对应的剩余到期期限为5年，说明利率期限

表1 宏观经济变量说明

代码	名称	描述
<i>gdp</i>	国内生产总值增长率	国内生产总值同比增长率(%)
<i>cpi</i>	消费者价格指数	消费者价格指数环比增长率(%)
<i>ppi</i>	工业制成品价格指数	工业制成品价格指数环比增长率(%)
<i>iv₁</i>	外商直接投资	实际使用外商投资金额的对数值
<i>iv₂</i>	外商直接投资增长率	实际使用外资金额环比增长率(%)
<i>con₁</i>	社会消费品零售总额	社会消费品零售总额的对数值
<i>con₂</i>	社会消费品零售总额增长率	社会消费品零售总额的环比增长率(%)
<i>m2</i>	货币供应量M2	货币供应量M2的对数值
<i>ex</i>	汇率	人民币兑换美元比率
<i>de₁</i>	活期存款利率	活期存款利率(%)
<i>de₂</i>	定期存款利率	一年期定期存款利率(%)
<i>pmi</i>	中国制造业经理采购指数	当月中国制造业采购经理指数(%)
<i>in_{yt}</i>	预警指数	用于反映经济总体运行状态的指标(%)
<i>in_{yc}</i>	一致指数	一致指数是反映当前经济的基本走势，由工业生产、就业、社会需求(投资、消费、外贸)、社会收入(国家税收、企业利润、居民收入)等4个方面合成(%)
<i>in_{xx}</i>	先行指数	由一组领先于一致指数的先行指标合成，用于对经济未来的走势进行预测(%)
<i>in_{zh}</i>	滞后指数	由落后于一致指数的滞后指标合成得到，它主要用于对经济循环的峰与谷的一种确认(%)

注：按照一般逻辑，国内生产总值增长率应选用环比数据，但由于中国国家统计局并不公布月度增加值，且其环比增长率从2012年才开始统计并公布，因此本文只能选取国内生产总值同比增长率。

结构的中期变动具有更明显的持续性特征^⑦。

本文选取的宏观经济变量的统计结果列示于表2中(Panel B)。各类宏观经济变量的均值和标准差存在明显差异,但总体来看,宏观经济指标的波动性较宏观经济指数的波动性小(除 *gdp* 和 *pmi*

表2 国债到期收益率和宏观经济变量描述性统计

Panel A: 国债收益率							
剩余期限(年)	均值	标准差	最小值	最大值	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$
0.5	2.214	0.75	0.767	3.709	0.876	0.005	0.026
1	2.343	0.7	0.978	3.716	0.897	0.029	0.021
1.5	2.491	0.652	1.226	3.725	0.916	0.063	0.089
2	2.625	0.616	1.457	3.797	0.923	0.096	0.153
2.5	2.747	0.589	1.67	3.907	0.922	0.127	0.208
3	2.857	0.569	1.868	3.993	0.915	0.153	0.252
4	3.046	0.537	2.217	4.139	0.9	0.191	0.304
5	3.199	0.51	2.438	4.331	0.892	0.213	0.323
7	3.427	0.46	2.714	4.418	0.895	0.233	0.304
10	3.656	0.407	2.938	4.511	0.9	0.255	0.25
15	3.874	0.347	3.146	4.678	0.886	0.296	0.191
20	3.97	0.335	3.184	4.867	0.83	0.272	0.127
35	4.024	0.343	3.162	4.951	0.802	0.196	0.081
30	4.119	0.378	2.751	5.182	0.639	0.052	0.045

Panel B: 宏观经济变量							
变量	均值	标准差	最小值	最大值	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$
<i>gdp</i>	14.56	3.618	5.4	22.1	0.591	-0.08	0.03
<i>cpi</i>	0.25	0.616	-0.9	2.6	0.227	0.315	0.496
<i>ppi</i>	0.197	0.72	-3.4	1.4	0.753	-0.166	0.223
<i>iv₁</i>	4.253	0.312	3.66	4.94	0.578	0.594	0.057
<i>iv₂</i>	0.006	0.28	-0.592	0.569	-0.488	0.626	0.322
<i>con₁</i>	9.185	0.393	8.53	9.92	0.963	0.659	-0.018
<i>con₂</i>	0.013	0.053	-0.143	0.106	0.05	0.783	0.584
<i>m2</i>	13.13	0.408	12.46	13.79	0.971	0.646	-0.028
<i>er</i>	7.137	0.665	6.29	8.277	0.975	0.628	-0.062
<i>de₁</i>	0.558	0.173	0.35	0.81	0.958	0.527	-0.159
<i>de₂</i>	2.851	0.669	2.25	4.14	0.966	-0.01	-0.09
<i>pmi</i>	52.8	3.222	38.8	59.2	0.778	0.017	0.218
<i>in_y</i>	102.9	11.545	74.7	123.3	0.94	-0.424	0.184
<i>in_{yc}</i>	100.7	2.512	94	104	0.963	-0.362	0.333
<i>in_{yr}</i>	102	1.753	97.4	105.9	0.954	-0.36	0.103
<i>in_{yh}</i>	97.5	3.727	89.5	103	0.98	-0.131	0.158

注: Panel A 列示了不同剩余到期期限的中国月度国债到期收益率的统计结果。最后3列分别为不同剩余到期期限收益率滞后1、12和36期的自相关系数。Panel B 对所选取的月度宏观经济变量进行了统计描述,最后3列分别对应变量滞后1、12和36个月的自相关系数。截止本文撰稿时,2012年12月的宏观经济景气指数尚未公布,因此后4行指数的数据时段为2005年1月~2012年11月;其他样本数据时段为2005年1月~2012年12月。

表3 模型估计残差描述性统计

估计模型	均值	标准差	最小值	最大值	RMSE	MAE	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$
<i>dl</i>	0.0381	0.1329	-0.3491	0.4007	0.1478	0.1162	0.3627	-0.0457	0.0122
<i>bc</i>	0.006	0.1472	-0.4203	0.5145	0.1524	0.1054	0.4298	-0.0761	0.0038
<i>sv1</i>	0.0093	0.1352	-0.4262	0.4796	0.1411	0.097	0.3484	-0.0499	0.0228
<i>ns</i>	0.000	0.057	-0.1883	0.1795	0.058	0.0399	0.2331	0.091	0.0164
<i>sv2</i>	-0.020	0.0974	-0.2647	0.3549	0.1031	0.0738	0.2801	-0.0072	-0.0112

注:表中列示了不同利率期限结构模型残差的统计结果,实际数值为不同剩余到期期限收益率残差统计值的均值,如表中均值实际为0.5~30年不同剩余到期期限收益率模型残差均值的平均值。*dl*, *bc*, 和 *sv1* 分别是按照 Diebold 等(2006)所给出的状态空间方法进行估计的 DL 模型, BC 模型, 和 SV 模型;这3个模型需要事先确定衰减率,本文按照 Luo 等(2012)以及 Diebold 和 Li(2006)的规则分别选定7年和10年作为衰减率的选取标准,则 $\lambda_1=0.2562$, $\lambda_2=0.1196$ 。*ns* 和 *sv2* 则是按照 De Pooter(2007)限定衰减率的方式对 NS 模型和 SV 模型进行两步动态估计,衰减率的取值范围则分别设定在(4,7)和(10,15)两个剩余到期期限区间。为了便于阐述和简洁地说明结论,本文对残差结果进行了适当地整合,关于 Nelson-Siegel 族模型更多的统计结果参见附表1。RMSE 和 MAE 则给出了对应线性回归模型模拟的准确程度。其他参见表2注释。

指标外,宏观经济指标标准差处于(0.053,0.72)区间,对应宏观经济指数的标准差则处于(1.753,11.545)区间)。除 *cpi*、*in₂*、*con₂*,其他经济变量均具有强的持续性,滞后1期自相关系数处于(0.578,0.980),与利率期限结构数据的结果基本一致。另外,与宏观经济指标不同滞后期自相关系数的统计结果不同,宏观经济指数的自相关系数具有稳定且一致的变化趋势,其滞后1期自相关系数处于(0.940,0.980)区间,滞后12期处于(-0.424,-0.131)区间,滞后36期则处于(0.103,0.333)区间,表明宏观经济指数包含一些现有宏观经济指标以外的经济信息。

(二)实证结果分析

1.收益率拟合结果

当前存在两种针对 Nelson-Siegel 族模型的动态估计方法,一种是采用状态空间方法进行一步动态估计(Diebold et al.,2006);另一种则是先行确定衰减率的取值或者取值范围,而后按照线性或非线性方法进行两步动态估计(De Pooter,2007)。考虑到不同估计方法对模型结果产生的影响,本文一方面基于 Diebold 等(2006)所给出的状态空间方法对 DL 模型、BC 模型和 SV 模型进行估计(实证模型分别记为 *dl* 模型、*bc* 模型和 *sv1* 模型),另一方面则按照 De Pooter(2007)限定衰减率的方式对 NS 模型和 SV 模型进行两步动态估计(实证模型分别记为 *ns* 模型和 *sv2* 模型)^⑧。

从表3中 Nelson-Siegel 族模型残差统计结果可以看出,各模型拟合效果差异并不明显。使用两步动态估计方法的 *ns* 模型残差均值及其标准差更小,表明其拟合效果更好,并且对应的 RMSE 和 MAE 结果也印证了这一点。相比 Luo 等(2012)的估计结果,表3中模型残差自相关系数结果表明,残差存在一定的持续性^⑨,滞后12期和滞后36期自相关系数更小,表明不存在明显的“长记忆”特征^⑩。

对模型潜在因子的统计结果列示于表4中。除了 *ns* 和 *sv2* 模型以外,其他估计模型潜在因子的均值和标准差结果与 Luo 等(2012)基本一致。虽然限定衰减率的取值范围会影响 *ns* 和 *dl* 模型估计结果的一致性,但潜在因子 β^{ns}_1 、 β^{ns}_2 与 β^{dl}_1 、 β^{dl}_2 的均值和标准差结果并不存在明显差别。对比使用一步估计方法和两步法估计的来看, *ns* 和 *sv2* 模型潜在因子均值和标准差与其他模型还是存在一定差异,如 β^{dl}_3 、 β^{ns}_3 均值和标准差的明显差异,印证了允许衰减

率时变产生的影响(De Pooter, 2007)。模型估计得到潜在因子的滞后1期自相关系数处于(0.5235, 0.9549)区间,表明潜在因子存在较强的持续性。使用两步法估计的ns和sv2模型滞后1期自相关系数较一步法估计模型的数值要小(ns和sv2模型滞后1期自相关系数处于(0.5235, 0.6715)区间,其他模型自相关系数处于(0.8624, 0.9549)区间)。潜在因子滞后12期和滞后36期自相关系数处于(-0.3358, 0.3002)区间,并围绕0值,表明潜在因子长期的持续性逐步衰减。需要注意的是,与水平和斜率两类潜在因子的自相关系数不规则的趋势不同,曲度因子 β_3^{dl} 、 β_3^{bc} 、 β_3^{sv1} 、 β_3^{sv4} 、 β_3^{ns} 不同滞后期自相关系数存在明显的跨期反转特征^⑩,例如 β_3^{dl} 滞后1期自相关系

数为0.9354,滞后12期自相关系数为-0.3160,而滞后36期自相关系数则为0.1206。ADF检验结果表明, β_2^{dl} 、 β_2^{sv2} 、 β_2^{dl} 、 β_2^{dl} 、 β_2^{dlc} 、 β_2^{dlc} 、 β_2^{dlc} 、 β_2^{dlc} 潜在因子存在明显单位根,其他潜在因子不服从单位根过程。上述结果与Luo等(2012),De Pooter(2007)、Diebold和Li(2006)的结果存在一定差异,可能源于数据选取周期和频率不同。

2. 潜在因子拟合结果

已有研究结论指出,Nelson-Siegel族模型之所以能够较好地拟合利率期限结构,是因为模型的潜在因子较好地刻画了利率期限结构与宏观经济变量之间的相关性特征。因此,本文下面考察宏观经济变量对潜在因子的影响,进而分析Nelson-Siegel族模型能够较好拟合利率期限结构动态特征背后的经济逻辑。

为了保证实证研究结论的稳健性,本文分别使用了宏观经济指标和宏观经济指数两类解释变量刻画宏观经济的变动特征,并采用线性回归方法分析宏观经济变量对Nelson-Siegel族模型潜在因子的影响,具体估计结果见表5^⑪。结果表明:(1)不管是宏观经济指标还是宏观经济指数均对潜在因子的动态路径具有显著的解释能力,且滞后1期宏观经济变量与当期宏观经济变量具有相近的拟合效果^⑫;(2)曲度因子线性方程的显著性较水平因子和斜率因子线性方程的显著性较低,这不排除中国样本数据特殊性的原因^⑬。

表6给出了水平、斜率和曲度潜在因子与宏观经济变量线性回归残差统计结果。从表中结果可以看出,无论是使用当期经济变量还是滞后1期经济变量对水平、斜率和曲度潜在因子进行拟合,虽然曲度因子方程残差均值与水平和斜率因子方程不存在明显差异,但曲度因子方程残差的标准差较水平和斜率因子方程明显更大,如水平和斜率因子方程残差均值处于(0.3601, 0.4539)区间,而曲度因子方程残差均值则处于(1.144, 1.239)区间;对应模型的RMSE和MAE结果也表明宏观经济变量对水平因子和斜率因子的线性拟合效果更好^⑭。另外,与水平和斜率因子线性回归模型残差自相关系数不规则的衰减趋势相比,曲度因子残差自相关系数具有明显的跨期反转特征,且不同线性模型的估计结果具有显著一致性,即滞后1

表4 潜在因子的描述性统计

Panel A: dl模型								
因子	均值	标准差	最小值	最大值	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$	ADF
β_1^{dl}	4.066	0.2601	3.556	4.674	0.9165	-0.1377	0.037	-3.1544
β_2^{dl}	-2.0449	0.6087	-3.4617	-0.9592	0.9546	0.021	-0.0911	-2.1425
β_3^{dl}	0.9735	0.4601	0.1852	2.0272	0.9354	-0.316	0.1206	-3.1478
Panel B: bc模型								
因子	均值	标准差	最小值	最大值	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$	ADF
β_1^{bc}	4.498	0.2718	3.616	5.029	0.8714	0.0397	-0.3358	-2.0935
β_2^{bc}	-1.7954	0.3932	-2.5215	-0.0955	0.8624	0.1538	-0.076	-1.5208
β_3^{bc}	-0.4316	0.47	-1.5033	1.1081	0.8757	-0.1771	0.3002	-2.5678
β_4^{bc}	-0.6296	0.5344	-1.7612	0.3587	0.942	0.0269	-0.0056	-2.2778
Panel C: sv1模型								
因子	均值	标准差	最小值	最大值	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$	ADF
β_1^{sv1}	4.279	0.5452	2.707	4.997	0.9507	0.1735	-0.0493	-2.6661
β_2^{sv1}	-2.1435	0.6611	-3.7594	-0.3286	0.9123	-0.1164	0.2741	-2.3628
β_3^{sv1}	0.1365	0.7897	-1.0389	2.3785	0.9514	-0.1248	0.0539	-3.6745
β_4^{sv1}	0.1985	0.905	-1.1262	2.7373	0.9549	-0.0995	0.0424	-3.7228
Panel D: ns模型								
因子	均值	标准差	最小值	最大值	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$	ADF
β_1^{ns}	4.287	0.486	2.433	5.369	0.5235	0.0277	-0.0078	-3.4944
β_2^{ns}	-2.2672	0.6974	-4.1251	-0.8528	0.6715	0.0077	0.0167	-1.7226
β_3^{ns}	0.5735	1.974	-2.1537	8.2058	0.5645	-0.0909	0.0471	-3.9566
Panel E: sv2模型								
因子	均值	标准差	最小值	最大值	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$	ADF
β_1^{sv2}	2.864	0.9952	1.31	6.037	0.7199	0.1821	0.2921	-3.7592
β_2^{sv2}	-0.4342	0.8279	-3.7553	0.6996	0.6357	0.0955	0.0023	-4.0102
β_3^{sv2}	-1.6006	2.1099	-7.462	1.8211	0.5238	0.0168	0.1038	-3.6953
β_4^{sv2}	4.184	2.8787	-4.482	9.135	0.6141	0.121	0.203	-3.9486

注:表中列示了5个模型潜在因子的统计描述结果。估计过程中,dl、bc和sv1事前确定了衰减率 $\lambda_1=0.2562$, $\lambda_2=0.1196$;ns和sv2则限定了衰减率取值在(4,7)和(10,15)两个剩余到期期限区间。最后一列是对潜在因子进行ADF检验的统计值。其他参见表2注释。

表5 基于宏观经济变量对潜在因子线性回归结果

线性模型	β_1^{dl}	β_1^{dlc}	β_1^{dl}	β_1^{sv}	β_1^{sv}	β_2^{dl}	β_2^{dlc}	β_2^{dl}	β_2^{sv}	β_2^{sv}	β_3^{dl}	β_3^{dlc}	β_3^{dl}	β_3^{sv}	β_3^{sv}	β_4^{dlc}	β_4^{dl}	β_4^{sv}
macro	0.99	0.99	0.99	0.99	0.92	0.99	0.98	0.97	0.97	0.39	0.87	0.68	0.42	0.16	0.44	0.91	0.44	0.72
index	0.99	0.99	0.99	0.99	0.90	0.99	0.97	0.96	0.96	0.26	0.73	0.88	0.36	0.18	0.42	0.94	0.39	0.69
lag of macro	0.99	0.99	0.99	0.99	0.93	0.98	0.97	0.97	0.96	0.38	0.89	0.75	0.50	0.26	0.42	0.68	0.52	0.75
lag of index	0.99	0.99	0.99	0.99	0.91	0.98	0.98	0.97	0.97	0.27	0.82	0.87	0.29	0.11	0.39	0.93	0.32	0.73

注:上表给出了潜在因子对宏观经济变量ols回归的adjusted R²,更加详细的回归结果可参见本文附表2和附表3。表中第1列是数据所对应的模型:macro为潜在因子对宏观经济指标变量线性估计模型;index为潜在因子对宏观经济指数变量线性估计模型;lag of macro模型和lag of index模型则分别对应潜在因子同滞后1期宏观经济指标和宏观经济指数变量的线性估计模型。所使用的变量已在本文数据描述部分表1中给予说明。其他参见表2注释。

期自相关系数为正值,滞后12期自相关系数为负值,而滞后36期自相关系数又变为正值。

Dewachter 和 Lyrio (2006)指出水平因子、斜率因子以及曲度因子并非具有真实经济含义的变量,仅仅是对利率期限结构动态特征的刻画变量,即描述利率期限结构的具体变化,对应解释利率期限结构长期、短期和中期的调整。然而,正如 Nelson-Siegel 族模型应用者所指出,虽然模型简单且缺乏含义但却能够对大量完整的到期收益率进行有效拟合。因此,这三类因子的存在不应当是一种巧合。对三类因子的动态路径的解释能够为人们从宏微观的视角研究利率期限结构的动态机制提供新的桥梁。从本文表5和表6的结果来看,宏观经济变量有效地拟合了三类潜在因子的动态路径,进一步证实了以往学者关于宏观经济系统影响利率期限结构的结论,同时也肯定了利率期限结构应当放置在宏观经济系统内部进行研究的必要性。

由上可知,一旦将利率期限结构放置在整个宏观经济系统中进行研究,就需要全面考虑多方向的宏观经济冲击,同时也需要意识到利率期限结构可能存在的内生性问题。从本文表4和表6的统计结果中可以看出,不同 Nelson-Siegel 族模型曲度因子和曲度因子线性方程拟合残差的滞后自相关系数呈现出一致的“跨期反转”特征,反映出利率期限结构可能存在的内生性,即在不存在冲击条件下,利率期限结构的自我实现机制,也可以称之为周期特征。无疑,水平因子和斜率因子也可能存在这样的内生性特征,但是从表4和表6的统计结果中,本文未发现两者滞后自相关系数显著的“跨期反转”趋势;另外, Luo 等 (2012)以及 Diebold 和 Li (2006)分别使用不同剩余期限到期收益率对三类因子的拟合结果来看,利率期限结构可能存在的周期既不可能很短(如,1年),也不可能很长(如,20年或者30

年)。因此,反映利率期限结构中期结构变动的曲度因子成为刻画利率期限结构内生性(周期)的最优指标。

基于上述实证结果和经验判断,本文针对 Nelson-Siegel 族模型的曲度因子进行 AR(1)检验,并分别采用曲度因子和曲度因子平方进行了一阶自回归分析。具体估计方程如下。

$$C_t = a_1 + b_1 \times C_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$C_t^2 = a_2 + b_2 \times C_{t-1}^2 + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中 C_t 对应各模型估计所得的曲度因子, a_1 、 b_1 、 a_2 、 b_2 为待估参数, ε_t 为残差项。

事实上,测度曲度因子周期性特征的模型相对较多,如 ARIMA、VAR 以及 AR 模型等。考虑到 ARIMA 和 VAR 等模型需要包含更多的冲击要素,这既使得估计和分析曲度因子内生性特征更为复杂,同时也使得结论稳健性受到更多条件的限制。为此本文选定了 AR 模型作为实证检验模型。在一阶 AR 模型和多阶 AR 模型的取舍过程中,鉴于 AR(1)模型估计简单,且 AR(1)模型限定了因子的发散程度,本文最终选定了 AR(1)模型进行估计和检验。之所以选择平方项,是因为针对曲度因子的 AR(1)检验虽然能够解释曲度因子序列存在的持续性特征,但是无法刻画曲度因子的跨期反转特征。表7实证结果表明,曲度因子和曲度因子平方项

表6 因子线性回归残差描述统计

Panel A: 使用宏观经济变量对曲度因子进行线性拟合									
线性模型	均值	标准差	最小值	最大值	RMSE	MAE	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$
level_m	0.0014	0.3759	-0.9774	1.0805	0.374	0.2871	0.6112	-0.1627	-0.0463
level_i	-0.0003	0.4539	-1.0207	1.2207	0.4495	0.3463	0.7387	-0.0693	-0.0253
slope_m	-0.0003	0.3736	-1.0818	1.1349	0.3717	0.2848	0.5279	-0.0356	0.0493
slope_i	0.0003	0.4139	-1.1498	1.181	0.4172	0.3093	0.6218	0.0251	0.0266
curve_m	-0.0014	1.2129	-2.9073	3.0417	1.2066	0.9407	0.6983	-0.1235	-0.0093
curve_i	-0.0001	1.2394	-2.898	3.1012	1.2328	0.9479	0.7234	-0.223	0.0754
Panel B: 使用滞后1期宏观经济变量对曲度因子进行线性拟合									
线性模型	均值	标准差	最小值	最大值	RMSE	MAE	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$
level_m	-0.0003	0.3601	-0.8431	1.1263	0.3582	0.2687	0.618	-0.1408	-0.0757
level_i	0.0023	0.4327	-1.0507	1.1064	0.4351	0.3391	0.7354	-0.0546	-0.0034
slope_m	0.0017	0.4278	-1.2445	0.9649	0.4256	0.342	0.6245	0.0333	0.0692
slope_i	0.000	0.3891	-1.0279	0.9963	0.387	0.2961	0.6249	0.0232	-0.0026
curve_m	0.0002	1.144	-3.0298	2.7246	1.138	0.8906	0.6216	-0.1266	0.0004
curve_i	0.0007	1.227	-2.7297	3.1063	1.2206	0.9364	0.6958	-0.1944	0.0815

注:表中列示了潜在因子对宏观经济变量线性回归的残差统计结果。本文对线性回归结果进行了适当的简化,表中数据实际为同类潜在因子线性回归方程残差统计值的均值,level_m 行所对应的均值实际为应用宏观经济指标变量对水平因子线性回归所得残差均值的平均值;level_i 对应的均值实际为应用宏观经济指数变量对水平因子线性回归所得残差均值的平均值。Panel A 数据为潜在因子直接对宏观经济变量进行 ols 估计所得残差的统计结果,而 Panel B 则为潜在因子对滞后1期宏观经济变量进行回归所得残差的统计结果。为了便于阐述和简洁地说明结论,本文对残差统计结果进行了适当地整合,详细的统计结果参见附表4。

表7 曲度因子 AR(1) 回归结果

因变量	AR(1)	adjusted R ²	因变量	AR(1)	adjusted R ²
β_3^{dl}	0.983***	0.98	$(\beta_3^{dl})^2$	0.963***	0.939
	-0.0144			-0.0252	
β_3^{kc}	0.951***	0.926	$(\beta_3^{kc})^2$	0.905***	0.854
	-0.0275			-0.0383	
β_3^{nl}	0.966***	0.936	$(\beta_3^{nl})^2$	0.951***	0.906
	-0.0258			-0.0314	
β_4^{nl}	0.969***	0.946	$(\beta_4^{nl})^2$	0.958***	0.921
	-0.0238			-0.0287	
β_3^{ns}	0.597***	0.368	$(\beta_3^{ns})^2$	0.631***	0.411
	-0.0795			-0.0769	
β_3^{sz}	0.689***	0.499	$(\beta_3^{sz})^2$	0.676***	0.493
	-0.0704			-0.0699	
β_4^{sz}	0.895***	0.793	$(\beta_4^{sz})^2$	0.806***	0.639
	-0.0468			-0.0619	

注:表中给出了 Nelson-Siegel 族模型曲度因子、曲度因子平方作为因变量的 AR(1) 线性回归结果。估计过程中,线性估计模型不包含常数项。表中第2列和第5列为各线性回归模型 AR(1) 的系数,括号内是对应系数的标准差。第3列和第6列则是线性回归模型的 adjusted R²。“***”和“**”分别表示在 1% 和 5% 的置信水平下显著。因变量通过模拟 Nelson-Siegel 族模型估计得到的曲度因子,其他参见表2注释。

的AR(1)估计结果均在5%的置信水平下显著。虽然adjusted R²的结果显示,不同模型下AR(1)的解释能力存在差异,但是从总体上看,AR(1)确实能够有效解释曲度因子存在的动态内生机制。而对比曲度因子与曲度因子平方项的实证结果则发现,虽然曲度因子平方项方程的adjusted R²较非平方项方程略小^⑧,但仍然具有统计意义下的显著性,因此无法从统计意义下拒绝曲度因子存在内生周期机制的事实,且这种机制应该具有“椭圆”形的内生动态特征。

表8中曲度因子AR(1)过程残差的统计结果表明,除了ns和sv2模型外^⑨,其他模型的残差均值和标准差均处于较低水平,且RMSE和MAE的结果较采用宏观经济变量线性回归的结果有一定程度的提高,而自相关系数显示残差持续性也较宏观经济变量线性回归的结果有明显降低,残差总体上不存在一致的跨期反转特征,因此说明AR(1)模型更有效地拟合

了曲度因子的动态结构。对比表7中第3列和第6列的曲度因子及其平方项的拟合结果发现,除了ns和sv2模型外,其他曲度因子平方项和非平方项AR(1)模型的adjusted R²不存在明显的差异。图1给出了曲度因子与AR(1)模型拟合路径的对比

结果,显示平方项和非平方项AR(1)模型均较好地拟合了曲度因子的动态路径,印证了Nelson-Siegel族模型的曲度因子应当具有“椭圆”型的内生周期性动态特征。

上述实证结果表明:利率期限结构的动态机制可以分解为两个部分,一部分是由宏观经济变量决定的预期成分,可以用水平和斜率因子刻画,另一部分则是具有“椭圆”形特征的内生周期成分,可以用曲度因子刻画。因此,利率期限结构的动态机制可以表示如下。

$$\begin{aligned} \text{dynamic}(r) &= \text{expectation component} + \text{cycle component} \\ &= f(\text{macro}) + \text{elliptical cycle} = f(\text{level} + \text{slope}) + f(\text{curve}) \quad (10) \end{aligned}$$

其中,dynamic(r)表示利率期限结构的动态机制;expectation component和cycle component分别对应基于宏观经济变量变化的预期成分和具有“椭圆”形特征的内生周期成分(elliptical cycle);macro表示宏观经济变量;level、slope、curve分别对应Nelson-Siegel族模型水平、斜率和曲度3个潜在因子。

四、经济内生性猜想

现阶段,经济学的研究范式主要集中在外生性逻辑的线性分析方面。所谓外生性强调的是经济变量的变化主要是受到外部冲击的影响,而刻画这种影响关系的主要方法则是借助一些线性模型。之所以经济学主要集中在外生性逻辑的线性研究方面,可能的原因是线性模型的实证结果已经能够满足人们对经济逻辑进行解释的基本要求,还有就是现阶段计量经济学的模型方法在解决非线性逻辑方面仍然还不能够做到得心应手。但经济逻辑真的是线性和外生的吗?

下面以一个简单的经济学模型入手,分析主体在经济决策过程中遵循的基本逻辑。

假设:中央银行在决定利率水平(r)的时候仅考虑经济变量(或向量)F,则有模型如下。

$$r_t = \beta F_t \quad (11)$$

但在学者们采用上述模型进行实证检验的过程中发现,模型的拟合效果(R²)并不理想,说明外生冲击F_t对r_t的变化解释并不完美。因此,人们尝试在方程的右面加入r_t的滞后项(AR项),模型的估计效果得到了大幅度提高,于是模型变为:

$$r_t = \alpha r_{t-1} + \beta F_t \quad (12)$$

表8 曲度因子AR(1)回归残差描述性统计

模型	均值	标准差	最小值	最大值	RMSE	MAE	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$
β_3^{ns}	0.0071	0.1511	-0.405	0.3791	0.1504	0.1178	0.341	-0.0677	-0.0065
$(\beta_3^{ns})^2$	0.0273	0.371	-1.3237	1.1118	0.37	0.2503	0.2341	0.0106	0.0414
$\Delta\beta_3^{ns}$	-0.0094	0.1403	-0.5369	0.3244	0.1399	0.1056	0.0246	0.0199	0.005
$(\Delta\beta_3^{ns})^2$	0.0137	0.0353	-0.0706	0.1588	0.0377	0.0215	0.341	-0.0677	-0.0065
β_3^{sv}	-0.0383	0.1666	-0.4822	0.341	0.1701	0.1243	0.2052	0.0116	0.1725
$(\beta_3^{sv})^2$	0.0284	0.2203	-0.8611	1.0011	0.221	0.1274	0.0055	0.0472	0.2013
$\Delta\beta_3^{sv}$	-0.0101	0.1671	-0.453	0.4494	0.1665	0.1214	0.0691	0.0308	0.1875
$(\Delta\beta_3^{sv})^2$	0.0172	0.0506	-0.0635	0.2349	0.0532	0.0292	0.2052	0.0116	0.1725
β_3^{ns1}	-0.0154	0.2003	-0.4692	0.6833	0.1999	0.1572	0.3709	-0.0509	-0.0458
$(\beta_3^{ns1})^2$	0.0283	0.4152	-1.728	1.825	0.4139	0.2073	0.2784	0.033	0.0253
$\Delta\beta_3^{ns1}$	-0.0201	0.1756	-0.646	0.4071	0.1758	0.1332	0.0434	0.0631	0.0677
$(\Delta\beta_3^{ns1})^2$	0.0223	0.0522	-0.0763	0.2641	0.0565	0.0325	0.3709	-0.0509	-0.0458
β_4^{ns1}	-0.0176	0.2129	-0.4677	0.7207	0.2125	0.17	0.3972	-0.0663	-0.0447
$(\beta_4^{ns1})^2$	0.0292	0.517	-2.0942	2.284	0.5151	0.2586	0.3218	0.0509	0.0188
$\Delta\beta_4^{ns1}$	-0.0221	0.184	-0.6551	0.4212	0.1843	0.1414	0.0482	0.0665	0.0719
$(\Delta\beta_4^{ns1})^2$	0.024	0.0557	-0.0886	0.2661	0.0604	0.0356	0.3972	-0.0663	-0.0447
β_3^{ns2}	0.178	1.5814	-3.7141	5.4631	1.5831	1.2146	-0.2745	0.0018	0.0699
$(\beta_3^{ns2})^2$	1.3461	7.5592	-23.141	53.996	7.6388	3.3747	0.4544	0.0018	0.0736
$\Delta\beta_3^{ns2}$	-0.1276	1.5371	-3.2234	4.2525	1.5342	1.1871	0.1358	0.0059	0.0624
$(\Delta\beta_3^{ns2})^2$	1.4961	4.6276	-12.482	18.997	4.8399	2.9639	-0.2745	0.0018	0.0699
β_3^{ns2}	-0.4326	1.7684	-6.1019	5.0756	1.8115	1.3252	-0.3376	0.1486	-0.0582
$(\beta_3^{ns2})^2$	1.8704	9.3259	-25.782	37.108	9.4633	5.2001	0.3202	0.0837	0.0533
$\Delta\beta_3^{ns2}$	0.108	1.8026	-4.5645	5.4787	1.7963	1.3453	0.1478	0.1151	0.009
$(\Delta\beta_3^{ns2})^2$	1.509	6.7406	-13.883	41.635	6.8724	3.3219	-0.3376	0.1486	-0.0582
β_4^{ns2}	0.5497	2.2437	-7.8321	7.1498	2.2986	1.6787	-0.3762	0.1105	0.07
$(\beta_4^{ns2})^2$	5.152	18.5997	-49.874	60.664	19.2055	13.6667	0.4814	0.0971	0.0234
$\Delta\beta_4^{ns2}$	0.1421	2.2059	-7.7095	7.1796	2.1987	1.5884	0.1061	0.0716	0.0611
$(\Delta\beta_4^{ns2})^2$	1.9071	9.3942	-34.381	48.482	9.5367	4.779	-0.3762	0.1105	0.07

注:表中列示了以曲度潜在因子作为因变量的AR(1)过程残差及其拟合精度(RMSE和MAE)的统计结果。最后3列是拟合残差滞后1,12和36期的自相关系数。因变量通过模拟Nelson-Siegel族模型估计得到,并根据需要对潜在因子进行了平方化处理。其他参见表2注释。

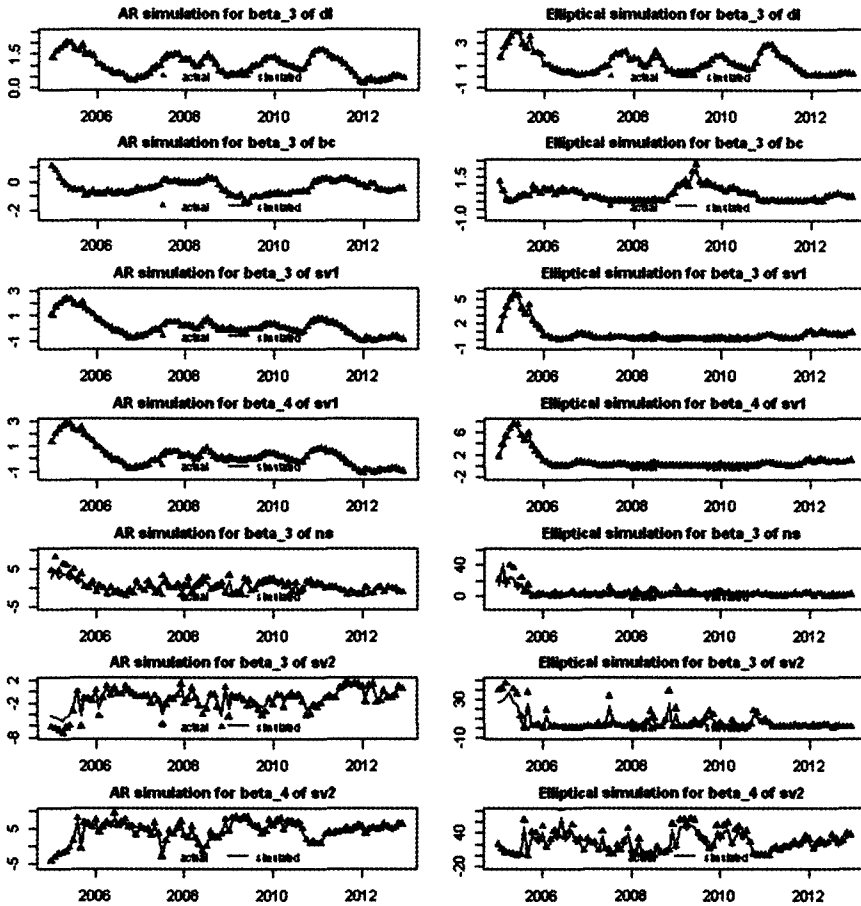


图1 曲度因子AR(1)拟合结果图

注:图中给出了表8中所列示的不同类型过程的模拟结果,图示中“三角形”表示Nelson-Siegel族模型估计得到的曲度因子,“实线”则表示过程拟合的路径。

事实上,AR项的引入在针对时间序列数据进行实证检验的过程中非常重要,并且还进一步发展出了VAR、ARCH、GARCH、ARIMA等一系列的实证研究方法。

但是,当学者们习以为常地将AR项引入到实证模型中的时候,其所表示的经济逻辑事实上就已经发生了变化,即AR项的引入包含了更为复杂的经济学内涵(丁志国等,2011;丁志国、赵宣凯,2012)。新模型所包含的经济决策逻辑就是,央行在决定利率(r)的过程中不仅受到了来自外生经济变量(F)的影响,同时还受到了来自上一期的利率水平(r_{t-1})的影响,即经济变量(y_t)是外生冲击(F)和内生性逻辑(y_{t-1})两部分原因共同影响的结果,具体表述如下。

$$y_t = f(y_{t-1}) + f(F_t) \quad (13)$$

由方程(13)可知,经济变量受到其自身过去信息的影响,也就是说经济变量自身存在内生时变性特征。如不考虑外生冲击的影响,方程(13)表述为:

$$y_t = f(y_{t-1}) \quad (14)$$

下面讨论经济变量内生时变性特征的具体经济学逻辑。

假设经济决策过程仅受到前一期信息的影响,并满足线性方程,即:

$$y_t = \alpha y_{t-1} \quad (15)$$

则有:

$$\text{if } |\alpha| > 1, |y_t| \xrightarrow{t \rightarrow \infty} +\infty$$

$$\text{if } |\alpha| < 1, |y_t| \xrightarrow{t \rightarrow \infty} 0$$

即只要系数 $\alpha \neq 1$,则经济变量要么最终取值无穷大,要么取值为零,这样的结果均不符合经济逻辑。显然,能且只能 $|\alpha| = 1$,而这也与通常的经济逻辑也存在相互矛盾。因此,方程(15)不成立。

如果方程(14)所表示的经济决策过程满足一个非线性非闭合的函数形式,其结果同样是要么经济变量的绝对值最终趋近无穷大,要么最终趋近于零,同样不符合经济的基本逻辑。因此,方程(15)为非线性非闭合的函数形式的假设同样不成立。

由此可知,方程(14)所表示的经济决策过程的内生性特征既不可能是线性方程,也不可能是非闭合的非线性方程。因此,可以猜想当期经济变量与上一期经济变量之间应该满足具有椭圆形特征的方程,即经济变量的内生时变性应该具有椭圆形特征,即:

$$\alpha y_t^2 + \beta y_{t-1}^2 = c \quad (16)$$

按照前面的例子,在其他条件不变的情况下央行在决定利率水平过程中存在一个具有椭圆形特征的备选集合,央行只是根据外生冲击从备选集合中选择一个数值作为经济决策的结果。外生冲击影响了央行的利率取值,但是不会改变椭圆形备选集合本身的特征。换句话说,当央行发现利率水平已经较高时,即使没有外部信息影响也存在调低利率的冲动,当期利率水平越高调低利率的动力越大,而当利率水平相对较低时则会产生调高利率的冲动,同样利率水平越低调高利率的动力越大,并最终使利率随时间的变化呈现椭圆形的内生特征。

椭圆形猜想符合人们对世界认识过程的基本

规律和哲学关于“外因通过内因起作用”的基本论断。显然,基于万有引力定律,客观世界是一个具有椭圆形特征的世界,例如星球运行的轨迹,以及各种物体的自然表面均表现为椭圆形特征。事实上,社会科学是人们对客观世界认识 and 解释的过程与结果。因此,既然客观世界具有椭圆形的自然特征,那么社会科学作为客观世界的一个映射过程,也就必然具有椭圆形的特征与逻辑。而在社会科学领域,人们在对椭圆形客观世界进行研究的过程中,却一般采用线性逻辑的分析范式。这样做的可能原因就是人们还没有真正跳出来,站在足够高远的距离看待和理解客观世界。或者换句话说,人们是采用了一个线性逻辑方法,近似地替代原本椭圆形世界的特征。这就好像,人们常常讲“地平面”和“海平面”,但却没有人怀疑地球的表面是一个椭圆形,而不是平面的客观事实。其实,“地平面”和“海平面”只是人们在没有足够高远距离条件下,对椭圆形地球表面一种近似的刻画与描述。

回到方程(14),如果经济变量时变本身具有椭圆形的内生特征,那么为什么已有的外生线性模型也能够给出令大多数经济学家满意的实证研究结论呢?毋庸置疑,线性模型能够近似地刻画一个非线性过程,但必须是在较短的时间序列数据条件下。因此,经济学的实证研究结果揭示了这样的事实,时间序列数据的取值周期越长,线性模型的实证效果越不理想。还有方程(13)可能刻画了这样的事实,在任何时点上 F_t 可能决定了 r_t 的绝大部分信息,而 r_{t-1} 只决定了 r_t 一小部分信息,但是在足够长的时间里面最终决定 r_t 的却不是 F_t ,而是 r_{t-1} ,因为 F_t 在足够长的时间周期中普遍具有随机性特征。因此,在采用时间序列数据进行实证研究时,即使不加入 r_{t-1} 项,方程(11)的拟合效果(R^2)依然能够满足学者们对经济逻辑解释的基本要求。就好比一个风筝在天上飞舞,任何时点风筝的运动主要由当时的风来决定,但是在足够长的时间条件下,风筝的运动却由地上放风筝人的轨迹最终决定。这里的风就是外生冲击,而人的运动轨迹则是风筝运动的内生性特征。显然,从外生冲击和椭圆形内生逻辑对经济变量时变特征的影响程度上来看,在任何时点上外生冲击决定了经济变量的绝大多数变化特征(可能是90%,甚至更多),而内生性逻辑只起到了非常小的影响(不足10%,甚至更少)。但从长期来看,最终决定经济变量轨迹的却是椭圆形内生

逻辑,因此经济变量随时间变化具有椭圆形的内生特征。若将具有椭圆形特征的经济变量按照时间轴展开,就形成了耳熟能详的具有近似正弦波特征的经济变量周期结构。

总之,外生冲击在时点上构成了经济决策结果的主要影响因素,但并不会改变经济变量具有的椭圆形内生时变特征,最终决定经济变量时变特征的还是内生性逻辑,因此经济决策的最终结果具有椭圆形内生时变特征,椭圆形内生特征在时间轴上展开就形成了经济变量的内生周期性结构。

显然,简洁且缺乏经济学理论基础的 Nelson-Siegel 族模型之所以能够在市场数据拟合与预测方面明显优于标准时间序列模型和其他宏观经济模型,就是因为模型的三类潜在因子能够有效地刻画利率期限结构对宏观经济变量变化的预期及其自身的内生周期性特征。NS模型在设定之初,仅是凭借其简洁的数学结构使其能够拟合利率期限结构数据,但是当 Nelson-Siegel 族模型逐步演化到动态结构时,其成功更多源于模型水平、斜率和曲度三类潜在因子恰好能够刻画利率期限结构的动态机制,其中水平和斜率因子刻画了影响利率期限结构的外部冲击,即基于宏观经济变量变动的预期成分,而曲度因子则反映了利率期限结构变动的内生周期成分。上述猜想与 Nelson-Siegel 族模型潜在因子的实证结果一致,宏观经济变量能够较好地解释水平和斜率因子,而曲度因子则具有椭圆形的内生周期性特征。因此, Nelson-Siegel 族模型所蕴含的经济逻辑可以表达如下。

$$\begin{aligned} \text{Nelson-Siegel of class models} &= f(\text{level} + \text{slope}) \\ &+ f(\text{curve}) = f(\text{macro}) + \text{elliptical cycle} \\ &= \text{expectation component} + \text{cycle component} \quad (17) \end{aligned}$$

综上所述,由方程(10)和(17)可知,利率期限结构的动态机制包含基于宏观经济变量变动的预期成分及其自身的内生周期成分两个部分,而 Nelson-Siegel 族模型引入的动态潜在因子恰好拟合了利率期限结构的上述两种成分。因此, Nelson-Siegel 族模型能够有效地拟合利率期限结构市场数据。

五、结论

与众多的理论模型不同, Nelson-Siegel 族模型凭借简洁而便于估计的线性结构,及其对市场数据较好的拟合效果,得到学术界和实务界的普遍认同,并推动了利率期限结构经验模型的发展与应

用。虽然, Krippner (2008, 2012) 和 Diebold 等 (2006) 分别就 Nelson-Siegel 族模型的经济内涵给出了一些的解释, 并且已有的实证研究结论也表明 Nelson-Siegel 族模型成功的可能原因在于水平、斜率和曲度潜在因子间接地验证了利率期限结构与宏观经济变量之间的相关关系, 但是并未给出 Nelson-Siegel 族模型能够有效刻画利率期限结构动态机制的经济学原因, 尤其没有给出曲度潜在因子的经济内涵及其形成机理。因此, 本文基于 Nelson-Siegel 族模型对中国国债收益率数据进行拟合, 并分析宏观经济变量对潜在因子的影响, 实证判别水平、斜率和曲度潜在因子动态结构背后的经济逻辑, 给出经济内生性猜想, 进而回答 Nelson-Siegel 族模型为什么能够有效地刻画利率期限结构动态机制的问题。

实证结果表明, 宏观经济变量能够较好地解释了水平和斜率因子的动态特征, 但却无法解释曲度因子的动态特征, 而曲度因子平方项 AR(1) 模型的实证结果则表明曲度因子具有“椭圆”形的内生周期性特征。因此, 利率期限结构的动态机制包含两个部分, 即基于宏观经济变量变化的预期成分和自身的内生周期成分。本文的理论猜想进一步指出, 经济决策过程是外生冲击和内生性逻辑两部分因素共同影响的结果, 经济变量自身存在确定的时变规律, 即内生时变性特征, 且经济变量的内生时变性应该具有“椭圆”形的周期特征。Nelson-Siegel 族模型之所以成功, 是因为其动态水平、斜率和曲度潜在因子恰好能够刻画利率期限结构的动态机制, 其中水平和斜率因子刻画了影响利率期限结构的外部冲击, 即基于宏观经济变量变动的预期成分, 而曲度因子则反映了利率期限结构自身的内生周期成分。因此, Nelson-Siegel 族模型能够有效地拟合利率期限结构的市场数据。

(作者单位: 丁志国、徐德财, 吉林大学数量经济研究中心; 陈浪南, 中山大学岭南学院; 责任编辑: 蒋东生)

注释

①一般将利率期限模型区分为无套利模型、均衡模型和统计(参数)模型。无套利模型代表性文献包括 Hull 和 White (1990), Heath 等 (1992); Vasicek (1977), Cox 等 (1985); 均衡模型代表性文献包括 Brennan 和 Schwartz (1979), Duffie 和 Kan (1996); 统计(参数)模型代表性工作则包括 McCulloch (1971, 1975), Nelson 和 Siegel (1987), Litterman 和 Scheinkman (1991), Svensson (1994), Bliss (1997), Diebold 和 Li (2006), Almeida 和 Vicente (2008)。对各类模型的综述可参见 Laurini 等 (2010),

Caldeira 等 (2010), De Rezende 和 Ferreira (2013)。

②Bank of International Settlements (2005) 和 European Central Bank (2008) 的研究报告均表明, Nelson-Siegel 族模型在实践中的到了广泛应用。Gimeno 和 Nave (2009), Annaert 等 (2013) 则对 Nelson-Siegel 族模型的应用状况进行了详尽说明。

③Evans 和 Marshall (2001), Hamilton 和 Kim (2002), Wu (2003), Bordo 和 Haubrich (2004), Lange (2005) 在实证检验利率期限结构与宏观经济变量相关性方面进行了早期有益的探索, 而 Krippner (2008) 则对之前进行的工作进行综述性的总结。

④这些模型被认为是经典的参数模型, 且多数的改进模型都是以这些模型为基础发展而来。De Pooter (2007) 对 Nelson-Siegel 族模型进行了较详细的说明和论述。

⑤Luo 等 (2012) 对中国国债市场进行了简要的介绍, 并解释了选择银行间国债交易市场数据的原因。

⑥已有文献中大多使用 *gdp*, *cpi*, 短期利率以及货币存量等指标, 本文适当增加了投资和消费等宏观经济指标, 以尽可能地全面反映宏观经济系统的变动。同时, 为了避免单纯使用少量宏观经济指标可能存在的信息量不足问题, 本文还选择了经济指数, 以刻画宏观经济系统的总体状况。

⑦Diebold 和 Li (2006), De Pooter (2007), Luo 等 (2012) 对美国市场和中国市场统计结果均未发现该现象。

⑧De Pooter (2007) 对具体估计过程以及估计可能存在的问题进行了较为细致的论述。衰减因子对模型估计可能产生的影响在 Nelson 和 Siegel (1987), Diebold 和 Li (2006), De Pooter (2007) 已给出较明确说明。

⑨Diebold 和 Li (2006) 和 Bliss (1997) 指出即使忽略利率期限结构模型估计所产生的残差自相关性, 到期收益率本身也具有一定的自相关特征。

⑩附图 1 中给出了 Nelson-Siegel 族模型对中国国债利率期限结构的模拟图。

⑪由于需要估计衰减率, *sv2* 模型新增了两个待估参数, 潜在因子结果以及模型残差结果与其他模型存在差异属于合理现象。

⑫鉴于本文的主要目的并不是甄别哪些宏观经济变量影响 Nelson-Siegel 族模型的潜在因子, 因此本文论述过程中对线性回归结果进行了选择性引用, 但在附表 2 和附表 3 中对结果进行了详尽的列示。

⑬本文在附图 2 给出了估计得到的潜在因子与线性模型拟合潜在因子的对比路径图, 以便于比较和甄别线性模型模拟潜在因子的效果。

⑭表中 β_2 的结果与其他模型存在明显差异, 表明使用限定衰减率取值范围的非线性估计方法对包含两个曲度因子的 Svensson 模型估计结果所产生的影响。

⑮附图 2 中对潜在因子与线性模拟结果的对比图进一步验证了这一结论。

⑯根据微分的数学常识, 平方方程可转化为非平方方程, 而反之则不一定成立, 因此平方项方程的成立性要强于非平方项方程。另外对回归变量平方化处理, 会在一定程度上影响回归拟合效果, 从而可能降低模型回归的 adjusted R^2 。

⑰允许衰减率在一定区间内浮动, 使得模型需估计两个衰减率参数, 因此影响了 AR(1) 模拟结果, 参见脚注⑧和⑩。

参考文献

- (1) 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》, 《中国社会科学》, 2012年第4期。
- (2) 丁志国、赵宣凯:《由理论到数据: 实证宏观经济学分析范式的演进》, 《求是学刊》, 2012年第3期。
- (3) 潘敏、夏庆、刘小燕、张华华:《汇率制度改革、货币政策与国债利率期限结构》, 《金融研究》, 2011年第11期。
- (4) 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》,《统计研究》,2012年第2期。

(5)张雪莹:《存款准备金率调节对市场利率的影响效应研究》,《数量经济技术经济研究》,2012年第12期。

(6) Almeida, C., Vicente, J., 2008, "The Role of No-Arbitrage on Forecasting: Lessons from a Parametric Term Structure Model", *Journal of Banking & Finance*, Vol.32, pp.2695~2705.

(7) Ang, A. and M. Piazzesi, 2003, "A No-arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, pp.745~787.

(8) Annaert, J., Claesc, A. G. P., De Ceuster, M. J. K. and H. R. Zhang, 2013, "Estimating the Spot Rate Curve Using the Nelson-Siegel Model: A Ridge Regression Approach", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 27, pp.482~496.

(9) Bank of International Settlements, 2005, "Zero-Coupon Yield Curves: Technical Documentation", BIS Papers, No. 25.

(10) Bernaschi, M., Tacconi, E. and D. Vergni, 2008, "A Parametric Study of the Term Structure Dynamics", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 387, pp.1264~1272.

(11) Björk, T. and B. J. Christensen, 1999, "Interest Rate Dynamics and Consistent Forward Rate Curves", *Mathematical Finance*, Vol. 9, pp.323~348.

(12) Bliss, R. R., 1997, "Testing Term Structure Estimation Methods", *Advances in Futures and Options Research*, Vol. 9, pp.197~231.

(13) Bordo, M. and J. Haubrich, 2004, "The Yield Curve, Recessions and the Credibility of the Monetary Regime: Long Run Evidence 1875~1997", NBER Working Paper, No. 10431.

(14) Brennan, M. J. and E. J. Schwartz, 1979, "A Continuous Time Approach to the Pricing of Bonds", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 3, pp.133~155.

(15) Caldeira, J. F., Moura, G. V. and M. S. Portugal, 2010, "Efficient Yield Curve Estimation and Forecasting in Brazil", *Economia*, Vol. 11, pp.27~51.

(16) Cox, J. C., Ingersoll, J. E. and S. A. Ross, 1985, "A Theory of the Term Structure of Interest Rates", *Econometrica*, Vol. 53, pp.385~407.

(17) De Pooter, M., 2007, "Examining the Nelson-Siegel Class of Term Structure Models", Tinbergen Institute Discussion Papers, No. 07-043.

(18) De Rezende, R. B. and M. S. Ferreira, 2013, "Modeling and Forecasting the Yield Curve by an Extended Nelson-Siegel Class of Models: A Quantile Autoregression Approach", *Journal of Forecasting*, Vol.32, pp.111~123.

(19) Dewachter, H. and M. Lyrio, 2006, "Macro Factors and the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.38, pp.119~140.

(20) Dewachter, H. and M. Lyrio, 2006, "Learning, Macroeconomic Dynamics and the Term Structure of Interest Rates", in *Asset Prices and Monetary Policy*, Campell, J. Y., University of Chicago Press, Chicago: pp.191~245.

(21) Diebold, F. X. and C. Li, 2006, "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields", *Journal of Econometrics*, Vol. 130, pp.337~364.

附表1 Nelson-Siegel族模型拟合残差描述性统计

Panel A: dl模型									
剩余期限(年)	均值	标准差	最小值	最大值	RMSE	MAE	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$
0.5	0.0097	0.2190	-0.7870	0.3612	0.2181	0.1703	0.3350	0.0117	-0.0017
1	-0.0249	0.1643	-0.5617	0.2651	0.1653	0.1232	0.3662	0.0173	-0.0206
1.5	-0.0231	0.0981	-0.2673	0.1819	0.1003	0.0742	0.3425	0.0278	-0.0138
2	-0.0196	0.0605	-0.2478	0.1120	0.0633	0.0476	0.1951	-0.0438	0.1077
2.5	-0.0152	0.0634	-0.2111	0.2327	0.0649	0.0478	0.1480	-0.1535	0.1750
3	-0.0103	0.0855	-0.1614	0.3443	0.0857	0.0623	0.2468	-0.1360	0.0968
4	-0.0006	0.1224	-0.1855	0.5070	0.1218	0.0882	0.3591	-0.0875	0.0000
5	0.0076	0.1385	-0.2231	0.5361	0.1380	0.1022	0.4331	-0.0538	-0.0576
7	0.0209	0.1394	-0.2236	0.3876	0.1402	0.1060	0.5636	0.0079	-0.1188
10	0.0504	0.1310	-0.2034	0.4414	0.1397	0.1023	0.6160	0.0434	-0.0680
15	0.1019	0.1080	-0.1183	0.4431	0.1481	0.1212	0.4003	-0.0172	-0.0006
20	0.1177	0.1323	-0.4153	0.5416	0.1766	0.1456	0.2959	-0.0741	-0.0669
25	0.1264	0.1612	-0.5113	0.4423	0.2041	0.1771	0.4596	-0.1194	0.0739
30	0.1922	0.2367	-0.7706	0.8130	0.3039	0.2591	0.3170	-0.0625	0.0654
Panel B: bc模型									
0.5	-0.0178	0.2343	-1.1010	0.3015	0.2338	0.1669	0.4486	-0.0530	0.0423
1	-0.0317	0.1737	-0.8151	0.2238	0.1757	0.1191	0.4950	-0.0463	0.0037
1.5	-0.0124	0.0992	-0.4433	0.1524	0.0995	0.0661	0.5367	-0.0383	-0.0382
2	0.0054	0.0505	-0.1528	0.1048	0.0506	0.0363	0.3876	-0.0901	-0.0224
2.5	0.0213	0.0533	-0.1215	0.2849	0.0571	0.0410	0.0747	-0.1737	0.1340
3	0.0348	0.0833	-0.1005	0.4107	0.0898	0.0628	0.2222	-0.1278	0.0900
4	0.0544	0.1327	-0.1259	0.5822	0.1427	0.0977	0.3816	-0.0848	0.0182
5	0.0642	0.1583	-0.1538	0.7015	0.1701	0.1165	0.4712	-0.0628	-0.0270
7	0.0636	0.1704	-0.1739	0.7040	0.1811	0.1263	0.6019	-0.0327	-0.0800
10	0.0490	0.1670	-0.2071	0.6470	0.1732	0.1171	0.6747	-0.0302	-0.0632
15	0.0166	0.1430	-0.2098	0.6456	0.1432	0.0939	0.5942	-0.0852	0.0001
20	-0.0364	0.1551	-0.5344	0.6472	0.1585	0.1070	0.4137	-0.0681	0.0035
25	-0.0780	0.1812	-0.6778	0.7314	0.1964	0.1435	0.4356	-0.0826	0.0552
30	-0.0485	0.2581	-1.0676	1.0658	0.2613	0.1817	0.2796	-0.0903	-0.0623
Panel C: sv模型									
0.5	-0.0673	0.2269	-1.1776	0.2524	0.2355	0.1576	0.3363	-0.0135	0.0170
1	-0.0714	0.1738	-0.8667	0.1968	0.1871	0.1254	0.3875	-0.0078	-0.0029
1.5	-0.0451	0.1100	-0.4770	0.1428	0.1183	0.0809	0.4217	-0.0046	-0.0018
2	-0.0223	0.0709	-0.2593	0.1162	0.0740	0.0551	0.3759	-0.0413	0.0788
2.5	-0.0028	0.0651	-0.2128	0.2047	0.0648	0.0478	0.2048	-0.1165	0.1781
3	0.0133	0.0805	-0.1621	0.3097	0.0812	0.0593	0.1731	-0.1231	0.1378
4	0.0365	0.1128	-0.2155	0.5747	0.1180	0.0826	0.2475	-0.0968	0.0428
5	0.0493	0.1282	-0.2290	0.6902	0.1367	0.0950	0.3223	-0.0821	-0.0144
7	0.0549	0.1309	-0.2001	0.6786	0.1414	0.0980	0.4640	-0.0755	-0.0727
10	0.0540	0.1275	-0.2215	0.6028	0.1378	0.0962	0.5353	-0.0862	-0.0322
15	0.0499	0.1187	-0.1468	0.5471	0.1282	0.0903	0.4529	0.0106	0.0276
20	0.0239	0.1480	-0.5541	0.5735	0.1491	0.0990	0.4022	0.0668	-0.0516
25	0.0047	0.1678	-0.6866	0.7290	0.1670	0.1130	0.4065	-0.0424	0.0263
30	0.0521	0.2318	-0.5573	1.0957	0.2364	0.1584	0.1473	-0.0860	-0.0131
Panel D: ns模型									
0.5	0.0176	0.0458	-0.1151	0.1630	0.0488	0.0356	0.3691	0.0458	0.0748
1	-0.0130	0.0291	-0.1171	0.0794	0.0317	0.0224	0.1752	0.0755	0.0838
1.5	-0.0089	0.0137	-0.0445	0.0248	0.0163	0.0115	0.3187	0.0663	-0.2089
2	-0.0046	0.0231	-0.0768	0.0606	0.0235	0.0173	0.2751	0.0817	0.0362
2.5	-0.0007	0.0335	-0.0930	0.1073	0.0333	0.0232	0.2358	0.0873	0.1164
3	0.0025	0.0394	-0.0926	0.1383	0.0393	0.0256	0.2146	0.0903	0.1399
4	0.0064	0.0391	-0.1141	0.1343	0.0394	0.0267	0.1697	0.1023	0.1338
5	0.0063	0.0315	-0.1233	0.0843	0.0320	0.0227	0.1311	0.1513	0.0032
7	-0.0007	0.0510	-0.1722	0.1676	0.0507	0.0351	0.2933	0.1167	-0.0517
10	-0.0037	0.0794	-0.3009	0.2560	0.0790	0.0534	0.2589	0.0971	0.1120
15	0.0028	0.0734	-0.1901	0.2473	0.0731	0.0493	0.0781	0.1162	0.1111
20	-0.0118	0.1013	-0.3783	0.3020	0.1015	0.0705	0.2211	0.0950	-0.1549
25	-0.0226	0.0928	-0.3976	0.2240	0.0951	0.0609	0.3490	0.0792	-0.0118
30	0.0304	0.1453	-0.4206	0.5235	0.1477	0.1037	0.1732	0.0694	-0.1549
Panel E: sv2模型									
0.5	-0.0323	0.0597	-0.4376	0.0168	0.0676	0.0338	0.1344	0.0517	-0.0703
1	0.0155	0.0622	-0.0939	0.2512	0.0638	0.0442	0.2645	0.0058	-0.1116
1.5	0.0140	0.0841	-0.1439	0.4424	0.0849	0.0496	0.1389	-0.0224	-0.1132
2	-0.0041	0.0910	-0.1686	0.4898	0.0906	0.0518	0.1539	-0.0524	-0.0779
2.5	-0.0193	0.0954	-0.1837	0.4840	0.0968	0.0645	0.2047	-0.0639	-0.0479
3	-0.0281	0.0963	-0.1941	0.4633	0.0998	0.0702	0.2281	-0.0671	-0.0275
4	-0.0323	0.0890	-0.2047	0.4061	0.0942	0.0678	0.2088	-0.0752	-0.0052
5	-0.0304	0.0788	-0.2034	0.3294	0.0841	0.0614	0.2168	-0.0762	-0.0065
7	-0.0314	0.0859	-0.1842	0.2428	0.0910	0.0751	0.4773	0.0251	0.0106
10	-0.0385	0.1241	-0.2450	0.4012	0.1293	0.1037	0.5605	0.0674	0.1099
15	-0.0495	0.1236	-0.2998	0.3578	0.1325	0.1106	0.4776	0.0141	0.1713
20	-0.0616	0.1079	-0.3305	0.3619	0.1238	0.0976	0.2461	0.0005	-0.0690
25	-0.0428	0.0922	-0.4044	0.2243	0.1012	0.0675	0.3775	0.0656	-0.0158
30	0.0612	0.1736	-0.6124	0.4979	0.1832	0.1353	0.2316	0.0254	0.0366

注:本表分别给出了 Nelson-Siegel族模型残差的统计结果。dl、bc 和 sv1 分别是按照 Diebold 等(2006)所给出的状态空间方法进行估计的 DL 模型, BC 模型, 和 SV 模型1; 这3个模型需要事先确定衰减率, 本文按照 Luo 等(2012)以及 Diebold 和 Li(2006)的规则分别选定7年和10年作为衰减率的选取标准, 则 $\lambda_1=0.2562$, $\lambda_2=0.1196$ 。ns 和 sv2 则是按照 De Pooter(2007)限定衰减率的方式对 NS 模型和 SV 模型进行两步动态估计, 衰减率的取值范围则分别设定在(4,7)和(10,15)两个剩余到期期限区间。最后3列为模型不同剩余到期期限收益率残差滞后1、12和36个月自相关系数的均值。样本数据时段为2005年1月至2012年12月。

(22) Diebold, F. X., Rudebusch, G. D. and B. Aruoba, 2006, "The Macroeconomy and the Yield Curve: A Dynamic Latent Factor Approach", *Journal of Econometrics*, Vol. 131, pp.309-338.

(23) Duffie, D. and R. Kan, 1996, "A Yield-Factor Model of Interest Rates", *Mathematical Finance*, Vol. 6, 379-406.

(24) European Central Bank, 2008, "The New EURO Area Yield Curves", *Monthly Bulletin*, Vol. 2, pp.95-103.

(25) Evans, C. and D. Marshall, 2001, "Economic Determinants of the Nominal Treasury Yield Curve", FRBC Working Paper, No. 01-16.

(26) Favero, C. A. and S. W. Giglio, 2006, "Fiscal Policy and the Term Structure: Evidence from the Case of Italy in the EMS and the EMU Periods", ICIER Working Paper, No. 312.

(27) Gimeno, R., J. M. and Nave, 2009, "A Genetic Algorithm Estimation of the Term Structure of Interest Rates", *Computational Statistics & Data Analysis*, Vol. 53, pp.2236-2250.

(28) Hamilton, J. and D. Kim, 2002, "A Re-examination of the Predictability of Economic Activity Using the Yield Spread",

Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 34, pp.340-360.

(29) Heath, D., Jarrow, R. and A. Morton, 1992, "Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: A New Methodology for Contingent Claims Valuation", *Econometrica*, Vol. 60, pp.77-105.

(30) Hull, J. and A. White, 1990, "Pricing Interest-Rate-Derivative Securities", *Review of Financial Studies*, Vol. 3, pp.573-592.

(31) Koopman, S. J., Mallee, M. I. P. and M. Van der Wel, 2010, "Analyzing the Term Structure of Interest Rates Using the Dynamic Nelson-Siegel Model with Time-Varying Parameters", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 28, pp.329-343.

(32) Krippner, L., 2008, "A Macroeconomic Foundation for the Nelson and Siegel Class of Yield Curve Models", QFRC Research Paper, No. 226.

(33) Krippner, L., 2012, "A theoretical Foundation for the Nelson and Siegel Class of Yield Curve Models", CAMA Working Paper. No. 11/2012.

(34) Lange, R., 2005, "Determinant of the Long-Term Yield in Canada: An Open Economy VAR Approach", *Applied Economics*, Vol. 37, pp.681-693.

(35) Laurini, M. P. and L. K. Hotta, 2010, "Bayesian Extensions to Diebold-Li Term Structure Model", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 19, pp.342-350.

(36) Litterman, R. and J. Scheinkman, 1991, "Common Factors Affecting Bond Returns", *Journal of Fixed Income*, Vol. 1, pp.54-61.

(37) Luo, X. G., Han, H. F. and J. E. Zhang, 2012, "Forecasting the Term Structure of Chinese Treasury Yields", *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 20, pp.639-659.

(38) McCulloch, J. H., 1971, "Measuring the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Business*, Vol. 44, pp.19-31.

(39) McCulloch, J. H., 1975, "The Tax Adjusted Yield Curve", *Journal of Finance*, Vol. 30, pp.811-830.

(40) Nelson, C. R. and A. F. Siegel, 1987, "Parsimonious Modeling of Yield Curve", *Journal of Business*, Vol. 60, pp.473-489.

(41) Orphanides, A. and M. Wei, 2012, "Evolving Macroeconomic Perceptions and the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 36, pp.239-254.

(42) Rudebusch G. D. and

附表2 基于宏观经指标变量对潜在因子线性回归的结果

Panel A: 基于原始宏观经指标变量序列													
潜在因子	gdp	cpi	ppi	iv ₁	iv ₂	con ₁	con ₂	m2	ex	de ₁	de ₂	pmi	adjusted R ²
β_1^{dl}									0.53***	-2.50***	0.58***		0.998
β_1^{bc}									0.67***	-3.93***	0.72***		0.998
β_1^{sv1}				-0.64**	0.36**	-1.13***	1.07***	0.78***	0.58***	-0.49***		0.04***	0.995
β_1^{ns}				0.84***									0.991
β_1^{sv2}			0.27**			3.28**	-3.72**	-3.21***	1.89**	-6.27***	1.70***		0.924
β_2^{dl}						2.04***	-1.48***	-1.34***	-0.81***	4.72***			0.987
β_2^{bc}	-0.03***					2.13***	-2.28***	-1.68***		2.25***			0.980
β_2^{sv1}			0.18**			3.48***	-2.82***	-2.50***		3.94***		-0.06***	0.968
β_2^{ns}	-0.03***	0.25***		0.37***					-0.84***	4.83***			0.970
β_2^{sv2}			-0.34***					0.23***	-0.64***	2.17***			0.393
β_3^{dl}			0.30***						0.29***			-0.02**	0.870
β_3^{bc}								-0.13***			0.46***		0.676
β_3^{sv1}			0.51***						0.80***			-0.10***	0.422
β_3^{ns}									0.37***		-0.73***		0.162
β_3^{sv2}									-0.54***		0.79***		0.443
β_4^{bc}		0.11***				0.37***			-0.86***	3.63***			0.913
β_4^{sv1}			0.57***						0.94***			-0.12***	0.444
β_4^{sv2}								1.09***	-0.85***		-1.42***		0.722
Panel B: 基于滞后1期宏观经济指标变量序列													
β_1^{dl}			0.08***						0.53***	-2.61***	0.59***		0.998
β_1^{bc}			0.09***						0.68***	-3.80***	0.68***		0.999
β_1^{sv1}				-0.76***	0.37	-0.79***	0.93***	0.54**	0.63***	-0.49***		0.03***	0.995
β_1^{ns}						0.46***							0.990
β_1^{sv2}			0.35***					-0.679***	1.46***	-6.330***	1.66***		0.932
β_2^{dl}						2.03***	-1.88***	-1.34***	-0.78***	4.592***			0.982
β_2^{bc}						1.80***	-1.67***	-1.53***	0.24***				0.969
β_2^{sv1}			0.27***			3.71***	-2.95***	-2.68***		3.74***		-0.05***	0.971
β_2^{ns}						6.23***	-5.08***	-4.68***		3.75***			0.960
β_2^{sv2}			-0.34*						-0.16***		0.30***		0.377
β_3^{dl}			0.48***						0.65***	-1.56***	0.19**	-0.06***	0.886
β_3^{bc}			0.13***			0.68**	-1.628**	-0.60***			0.41***		0.750
β_3^{sv1}			0.45***					-0.69***	2.01***	-6.57***	0.97***	-0.080**	0.496
β_3^{ns}								-2.01***	4.09***	-16.7***	2.47***		0.264
β_3^{sv2}									-0.47***		0.64***		0.417
β_4^{bc}									-0.21***	1.57***			0.677
β_4^{sv1}		0.49***							-0.78***	2.29***	-7.36***	1.06***	0.515
β_4^{sv2}			-0.88***						0.57***		-1.09***		0.746

注:表中列示了潜在因子对宏观经济指标变量进行ols的估计结果。Panel A中为潜在因子对当期宏观经济指标变量的原始序列进行回归的结果,Panel B中则为对滞后1期宏观经济指标变量回归的结果。鉴于本文的目的并非揭示何种经济变量影响了Nelson-Siegel族模型的潜在因子,而在于使用经济变量影响潜在因子变动路径的事实揭示Nelson-Siegel族模型所暗含的经济学原理,因此在估计过程中,本文使用逐步回归的方法对潜在因子进行了回归处理,即首先使用选定的所有宏观经济变量对潜在因子进行回归,在结果中剔除系数不显著的经济变量,进行下一次回归,直到所有经济变量都在统计意义上显著为止。这才使得本表中的结果并没有一致地列示所有变量针对潜在因子估计的系数结果。****、***和**分别表示在1%、5%和10%置信水平下显著;表中最后一列对应线性回归的adjusted R²。样本数据时段为2005年1月~2012年12月。

利率期限结构的动态机制:由实证检验到理论猜想

中国金融·财政论坛

T. Wu, 2008, "A Macro-Finance Model of the Term Structure, Monetary Policy and the Economy", *Economic Journal*, Vol. 118, pp.906-926.

(43) Svensson, L. E. O., 1994, "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992~1994", NBER Working Paper, No. 4871.

(44) Taylor, J. B., 1993, "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, pp.195-214.

(45) Vasicek, O., 1977, "An Equilibrium Characterization of the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, pp.177-188.

(46) Wu, T., 2003, "Stylized Facts on the Nominal Term Structure and Business Cycles: An Empirical VAR Study", *Applied Economics*, Vol. 35, pp.901-906.

附表3 基于宏观经济指数变量对潜在因子线性回归的结果

Panel A: 基于原始宏观经济指数变量序列					
潜在因子	in_y	in_{yc}	in_{xx}	in_{zh}	adjusted R^2
β_1^{dl}		-0.064***	0.056***	0.049***	0.996
β_1^{hc}	0.006*	-0.067***	0.078***	0.027**	0.997
β_1^{sv1}	0.016***	-0.320***	0.175***	0.174***	0.991
β_1^{sv2}		-0.103***	0.061**	0.086***	0.989
β_2^{dl}	0.011***	-0.074***	-0.053**	0.085***	0.904
β_2^{hc}		-0.057***	-0.101***	0.150***	0.986
β_2^{sv1}		0.124***	-0.193***	0.052***	0.958
β_2^{sv2}			-0.140***	0.123***	0.964
β_3^{dl}			-0.052***	0.050**	0.262
β_3^{hc}			-0.080***	0.079***	0.734
β_3^{sv1}		0.202***	-0.099***	-0.095***	0.881
β_3^{sv2}		0.328***	-0.146***	-0.185***	0.359
β_4^{dl}		0.248***		-0.250***	0.184
β_4^{hc}	0.015***	-0.106***	-0.058***	0.148***	0.943
β_4^{sv1}		0.378***	-0.163***	-0.218***	0.389
β_4^{sv2}			0.205***	-0.172***	0.692

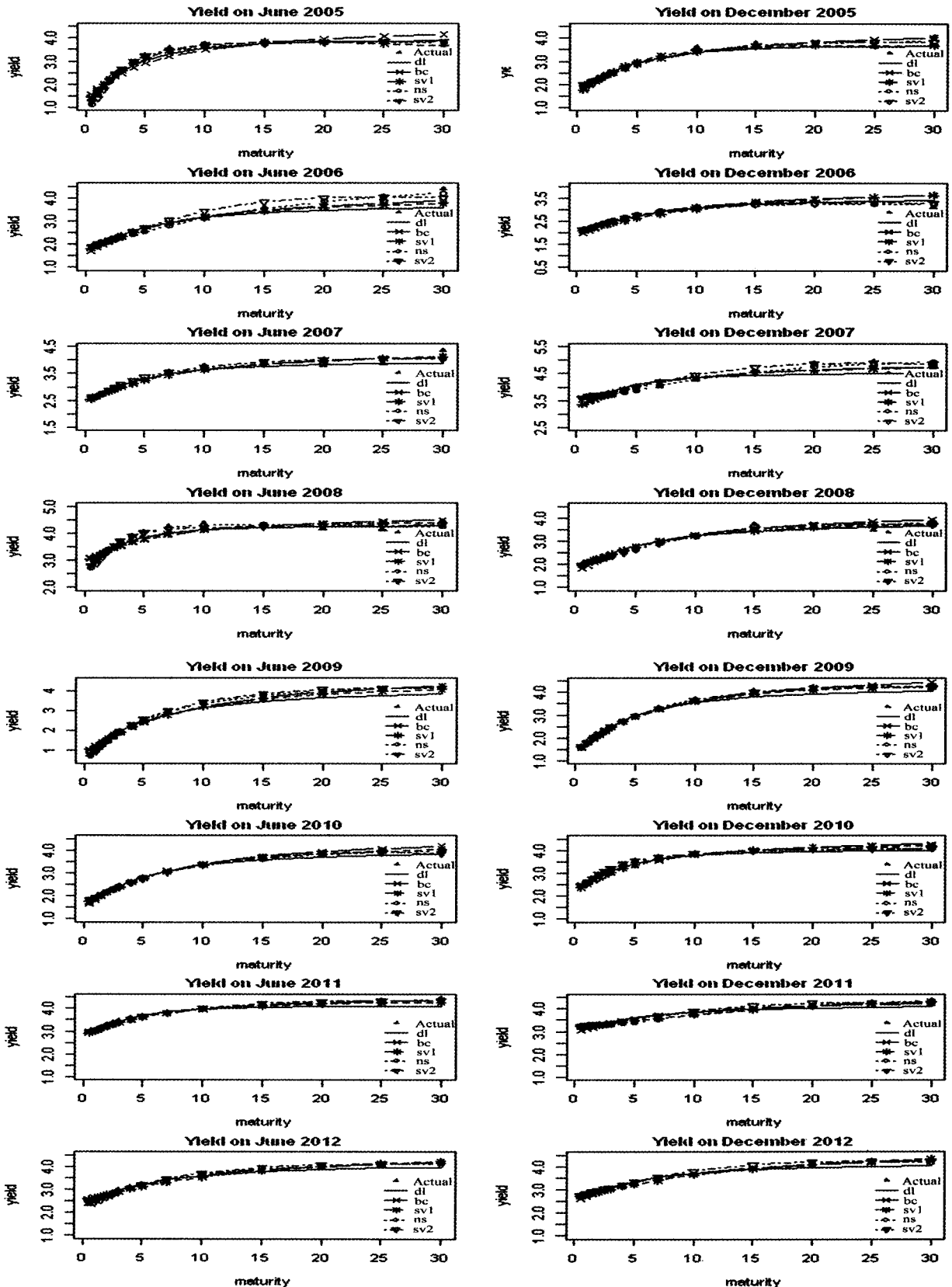
Panel B: 基于滞后1期宏观经济指数变量序列					
潜在因子	in_y	in_{yc}	in_{xx}	in_{zh}	adjusted R^2
β_1^{dl}		-0.109***	0.079***	0.065***	0.997
β_1^{hc}	0.007**	-0.089***	0.091***	0.034**	0.997
β_1^{sv1}	0.016***	-0.317***	0.175***	0.172***	0.992
β_1^{sv2}		-0.104***	0.065**	0.084***	0.989
β_2^{dl}	0.017***	-0.073**	-0.102***	0.143***	0.984
β_2^{hc}		-0.060***	-0.060***	0.044***	0.976
β_2^{sv1}		0.145***	-0.205***	0.043**	0.967
β_2^{sv2}	0.013***		-0.144***	0.113***	0.966
β_3^{dl}			-0.051***	0.050***	0.268
β_3^{hc}	0.013***		-0.070***	0.070***	0.815
β_3^{sv1}	0.017***	0.040**	-0.084***	-0.049***	0.865
β_3^{sv2}		0.288***	-0.122***	-0.169***	0.288
β_4^{dl}			0.115***	-0.115**	0.113
β_4^{hc}	0.021***	-0.112***	-0.131***	0.121**	0.392
β_4^{sv1}		0.336***	-0.052***	0.142***	0.927
β_4^{sv2}			-0.138***	-0.201***	0.320
β_5^{dl}			0.210***	-0.176***	0.725

注:表中列示了潜在因子宏观经济指数变量进行ols的估计结果。Panel A中为潜在因子对当期宏观经济指数变量进行回归的结果,Panel B中则为对滞后1期宏观经济指数变量回归的结果。鉴于本文的目的并非揭示何种经济变量影响了Nelson-Siegel族模型的潜在因子,而在于揭示经济变量影响潜在因子变动路径的事实揭示Nelson-Siegel族模型所暗含的经济学原理,因此在估计过程中,本文使用逐步回归的方法对潜在因子进行了回归处理,即首先使用选定的所有宏观经济变量对潜在因子进行回归,在结果中剔除系数不显著的经济变量,进行下一次回归,直到所有经济变量都在统计意义上显著为止。这才使得本表中的结果并没有一致地列示所有变量针对潜在因子估计的系数结果。“***”、“**”和“*”分别表示在1%、5%和10%置信水平下显著;表中最后一列对应线性回归的adjusted R^2 。样本数据时段为2005年1月至2012年12月。

附表4 基于宏观经济变量对潜在因子线性回归残差的描述性统计

Panel A: 基于原始宏观经济变量序列										
拟合模型	均值	标准差	最小值	最大值	RMSE	MAE	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$	
β_1^{dl}	-0.0007	0.1801	-0.2729	0.7526	0.1791	0.1278	0.7710	-0.2952	-0.0634	
β_1^{hc}	0.0001	0.2423	-0.5254	0.6656	0.2410	0.1939	0.8883	-0.1951	-0.0138	
β_1^{sv1}	-0.0003	0.2424	-0.6233	0.6873	0.2412	0.1857	0.5406	-0.0636	-0.0705	
β_1^{sv2}	0.0001	0.2484	-0.6056	0.4961	0.2471	0.1991	0.7360	-0.0007	-0.0927	
β_2^{dl}	0.0027	0.3835	-0.8507	0.8334	0.3815	0.3186	0.8742	-0.2058	0.0172	
β_2^{hc}	-0.0008	0.3681	-0.6941	0.7719	0.3661	0.3119	0.9071	-0.4346	0.0045	
β_2^{sv1}	0.0001	0.1802	-0.5722	0.4702	0.1792	0.1393	0.6223	-0.2791	-0.2845	
β_2^{sv2}	0.0003	0.2560	-0.8153	0.4770	0.2547	0.2010	0.8537	0.1254	-0.2524	
β_3^{dl}	-0.0004	0.2554	-0.5672	1.3699	0.2541	0.1788	0.6100	0.1016	-0.0564	
β_3^{hc}	0.0007	0.3424	-0.5492	1.7030	0.3406	0.2282	0.8234	0.2493	-0.1101	
β_3^{sv1}	0.0009	0.3604	-0.7765	1.7295	0.3585	0.2409	0.7744	-0.0757	-0.0522	
β_3^{sv2}	-0.0011	0.3271	-0.5287	1.5631	0.3253	0.2253	0.7528	-0.1494	0.0600	
β_4^{dl}	-0.0003	0.2386	-0.5926	0.6850	0.2374	0.1864	0.5944	-0.2443	0.0448	
β_4^{hc}	-0.0002	0.1945	-0.4476	0.4048	0.1934	0.1600	0.5473	0.0369	0.1385	
β_4^{sv1}	0.0002	0.2954	-0.7857	0.6173	0.2939	0.2301	0.8698	-0.1077	0.0605	
β_4^{sv2}	0.0000	0.3918	-0.8388	0.7509	0.3897	0.3278	0.8655	-0.0355	-0.0178	
β_5^{dl}	-0.0006	0.3918	-0.6835	1.2799	0.3897	0.3139	0.6413	0.0111	0.2159	
β_5^{hc}	0.0006	0.4523	-0.9113	1.8015	0.4499	0.3342	0.8251	-0.0166	0.0198	
β_5^{sv1}	-0.0005	0.5996	-1.3528	1.4559	0.5965	0.4628	0.8458	-0.1594	-0.0725	
β_5^{sv2}	0.0011	0.6306	-0.9200	1.7322	0.6273	0.4986	0.9235	-0.3342	0.1130	
β_6^{dl}	-0.0010	0.6804	-1.5129	1.6255	0.6768	0.5303	0.8499	-0.1381	-0.0917	
β_6^{hc}	0.0016	0.7123	-1.0020	1.9456	0.7085	0.5661	0.9264	-0.3188	0.1343	
β_6^{sv1}	0.0073	0.4143	-1.3351	1.1551	0.4122	0.3188	0.2340	-0.1226	0.1348	
β_6^{sv2}	-0.0002	0.4455	-1.4715	0.9907	0.4432	0.3264	0.4076	-0.1099	0.0223	
β_7^{dl}	0.0001	0.3999	-1.2065	1.3155	0.3978	0.3130	0.2959	0.0968	0.0757	
β_7^{hc}	-0.0013	0.4457	-1.0865	1.5243	0.4434	0.3228	0.1915	0.0548	0.0822	
β_7^{sv1}	-0.0289	1.8624	-3.2977	6.7371	1.8529	1.4423	0.5210	-0.1807	0.1669	
β_7^{sv2}	-0.0039	1.8443	-3.1881	7.5108	1.8346	1.3672	0.5031	-0.1795	0.1624	
β_8^{dl}	0.0001	0.8097	-1.9209	2.4073	0.8054	0.6196	0.5590	-0.0088	-0.0788	
β_8^{hc}	-0.0016	0.9341	-1.4525	3.2193	0.9191	0.6826	0.6784	-0.1312	0.1353	
β_8^{sv1}	-0.0005	0.7136	-2.8176	1.4718	0.7098	0.5311	0.4852	-0.1154	0.0860	
β_8^{sv2}	0.0017	0.7998	-3.2984	1.1561	0.8288	0.6115	0.6076	-0.1733	0.1219	
β_9^{dl}	0.0166	1.9597	-4.7492	3.5776	1.9495	1.5857	0.4693	-0.0250	-0.0236	
β_9^{hc}	-0.0030	2.0028	-5.2832	3.4306	1.9922	1.5556	0.4676	-0.0774	-0.0502	
β_9^{sv1}	0.0003	2.6444	-7.8113	5.3331	2.6306	2.0040	0.5534	-0.0801	-0.0045	
β_9^{sv2}	0.0057	2.7905	-8.6699	4.7539	2.7758	2.1109	0.5835	-0.0674	0.1040	

Panel B: 基于滞后1期宏观经济变量序列										
拟合模型	均值	标准差	最小值	最大值	RMSE	MAE	$\hat{\rho}(1)$	$\hat{\rho}(12)$	$\hat{\rho}(36)$	
β_1^{dl}	0.0010	0.1580	-0.2857	0.6897	0.1571	0.1135	0.7107	-0.2866	-0.1156	
β_1^{hc}	0.0140	0.2193	-0.5689	0.5947	0.2182	0.1697	0.8566	-0.1238	-0.0241	
β_1^{sv1}	-0.0117	0.2796	-1.0995	0.6964	0.2781	0.2133	0.5564	-0.0308	-0.0800	
β_1^{sv2}	-0.0001	0.2618	-0.6410	0.5791	0.2604	0.2093	0.7085	0.0133	-0.1213	
β_2^{dl}	-0.0020	0.3552	-0.8784	0.7304	0.3534	0.2973	0.7518	-0.2338	0.0324	
β_2^{hc}	-0.0009	0.3908	-0.6109	1.0219	0.3887	0.3138	0.9056	-0.4119	0.0880	
β_2^{sv1}	0.0003	0.1566	-0.2945	0.4650	0.1558	0.1232	0.6093	-0.1656	-0.2331	
β_2^{sv2}	0.0004	0.2337	-0.6674	0.4537	0.2325	0.1848	0.8936	0.0970	-0.2011	
β_3^{dl}	0.0000	0.3207	-0.6933	0.7294	0.3190	0.2672	0.9006	0.1637	-0.0620	
β_3^{hc}	0.0001	0.2879	-0.5020	1.2063	0.2863	0.2129	0.8524	0.3121	-0.1929	
β_3^{sv1}	0.0014	0.3081	-0.6607	1.3592	0.3065	0.2308	0.7095	-0.1509	-0.0527	
β_3^{sv2}	-0.0003	0.2679	-0.4560	1.2973	0.2665	0.2018	0.6743	-0.1258	0.0070	
β_4^{dl}	0.0269	0.4660	-0.9647	0.9510	0.4643	0.3840	0.9098	0.1636	0.0449	
β_4^{hc}	-0.0004	0.2194	-0.6020	0.4255	0.2182	0.1728	0.5757	0.0106	0.1077	
β_4^{sv1}	0.0001	0.3000	-0.7550	0.6726	0.2984	0.2347	0.8486	-0.0827	0.0878	
β_4^{sv2}	0.0001	0.3907	-0.9137	0.7192	0.3886	0.3212	0.8540	-0.0456	0.0474	
β_5^{dl}	-0.0009	0.3741	-0.7796	0.9543	0.3721	0.3079	0.5858	-0.0404	0.1954	
β_5^{hc}	-0.0006	0.4078	-0.7785	1.1618	0.4056	0.3220	0.8433	-0.1071	-0.0289	
β_5^{sv1}	0.0001	0.5485	-1.4144	1.2940	0.5456	0.4407	0.8148	-0.1577	0.0090	
β_5^{sv2}	0.0006	0.6632	-0.9174	1.9939	0.6597	0.5131	0.9061	-0.3173	0.1061	
β_6^{dl}	0.0001	0.6215	-1.5870	1.4341	0.6183	0.4981	0.8206	-0.1528	0.0220	
β_6^{hc}	0.0010	0.7481	-1.0625	2.2449	0.7441	0.5804	0.9088	-0.3051	0.1200	
β_6^{sv1}	-0.0028	0.4258	-1.5781	1.1615	0.4235	0.2973	0.3930	-0.1247	-0.0425	
β_6^{sv2}	-0.0005	0.4489	-1.5373	1.0127	0.4466	0.3250	0.4174	-0.1007	0.0278	
β_7^{dl}	-0.0025	0.4603	-1.6966	1.0825	0.4578	0.3720	0.2958	0.0987	0.2573	
β_7^{hc}	-0.0004	0.4318	-1.0910	1.5041	0.429					

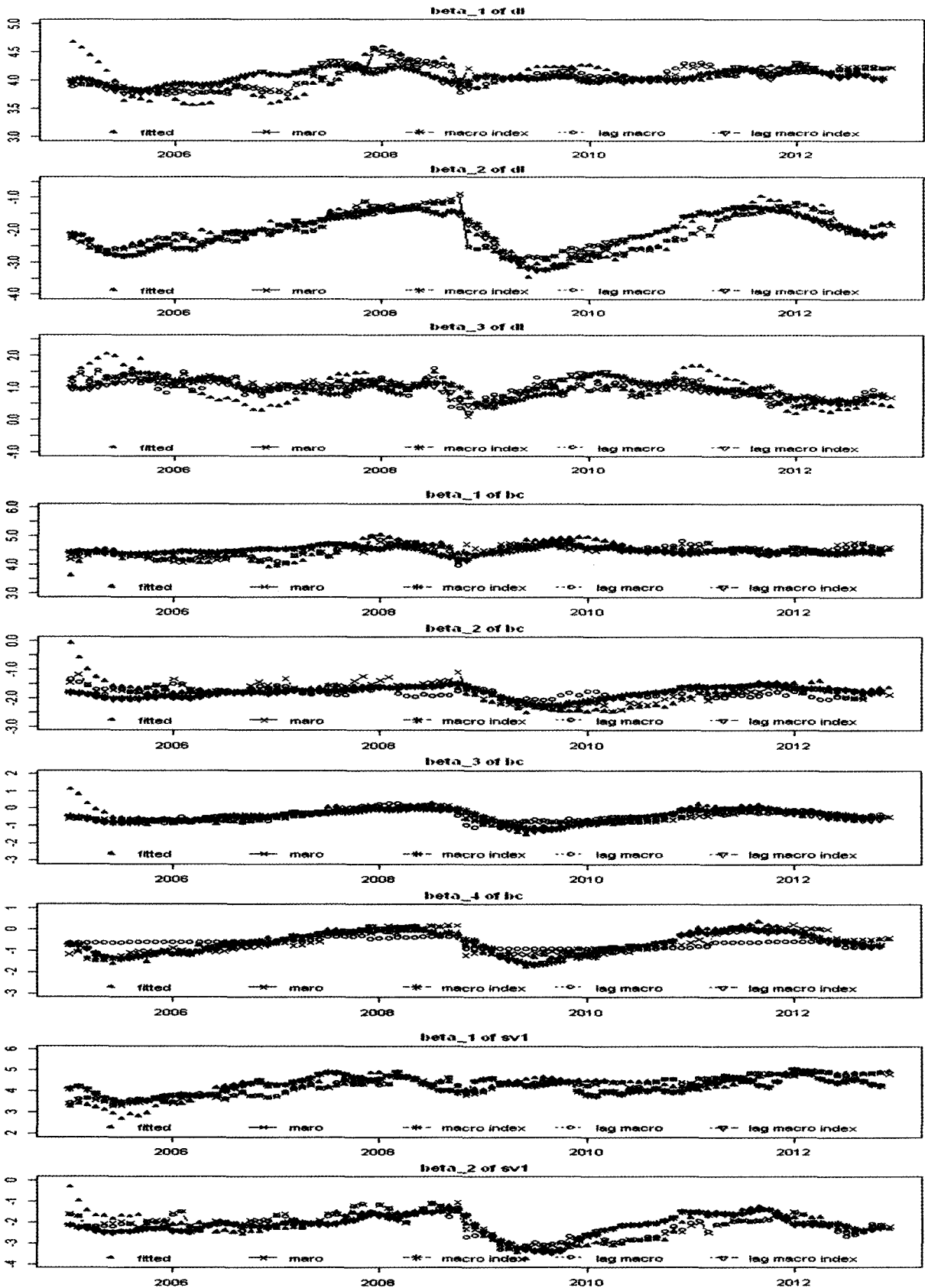


附图1 Nelson-Siegel族模型拟合国债到期收益率结果对比

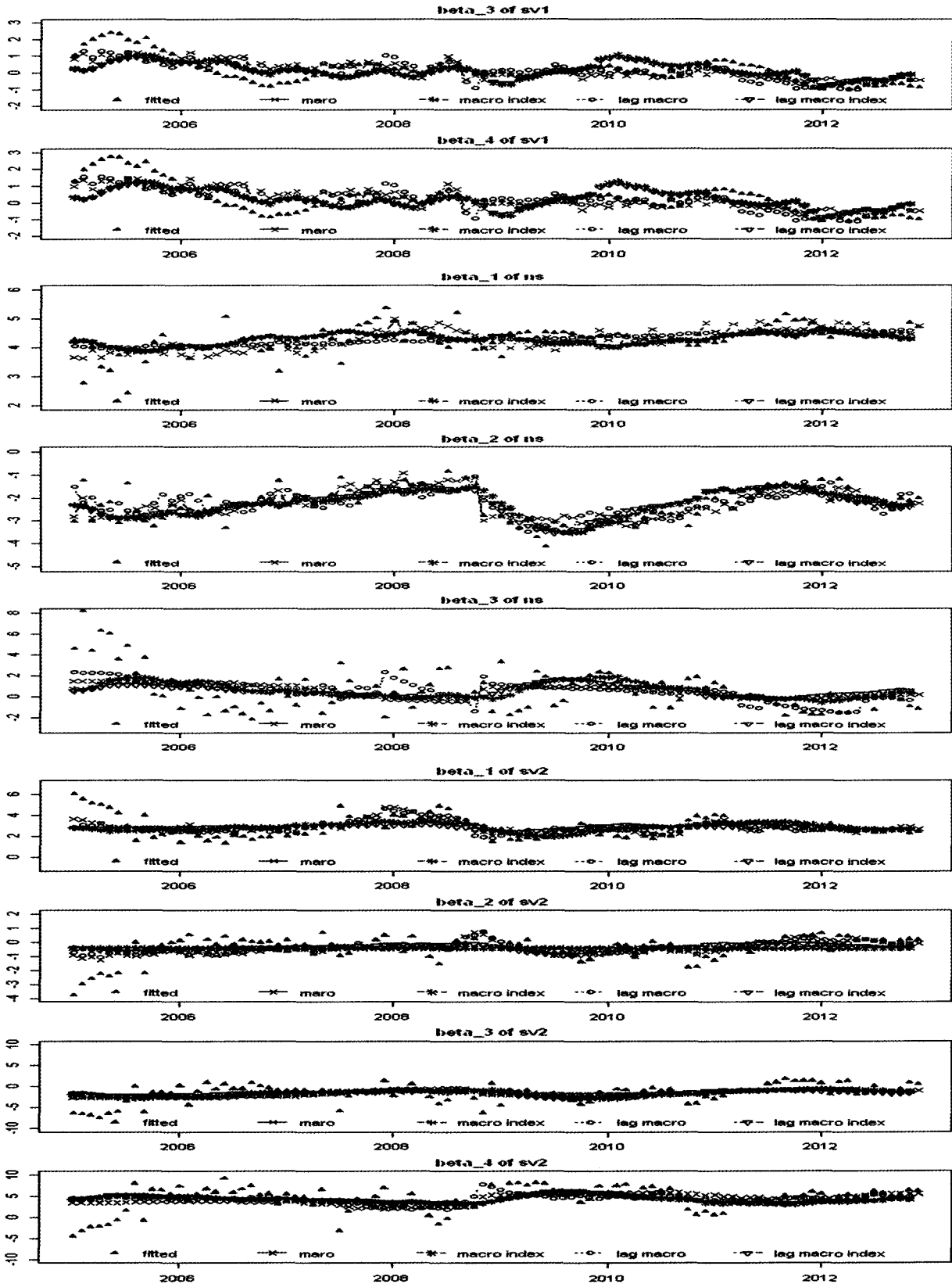
注:图中列示了样例时点dl、bc、sv1、ns以及sv2模型所模拟的利率期限结构,Nelson-Siegel族模型估计时段为2005年1月~2012年12月。

利率期限结构的动态机制：由实证检验到理论猜想

中国金融·财政论坛



附图2 基于宏观经济变量对潜在因子线性拟合结果图



续附图2 基于宏观经济变量对潜在因子线性拟合结果图

注:图中分别给出了应用宏观经济变量对Nelson-Siegel族模型潜在因子线性模拟的对比图。宏观经济指标变量数据时段为2005年1月至2012年12月,宏观经济指数变量数据时段为2005年1月至2012年11月。