

# 信用利差与债券市场流动性的动态关系分析

■ 陈淼鑫, 何 彪

本文利用我国交易所和银行间两个国债市场流动性差异提取我国债券市场的流动性溢价,首先运用多元线性回归模型验证了流动性溢价是影响信用利差的系统性因子,然后运用VAR模型和Granger因果检验探讨流动性溢价与信用利差之间的动态关系,并进一步引入带马尔可夫机制转换的VAR模型,分析在正常机制和危机机制下流动性溢价对信用利差的不同影响。实证结果表明:前一期流动性溢价对当期信用利差有显著为正的影响,危机机制下的影响要显著高于正常机制,而且危机机制下流动性溢价对低等级债信用利差的冲击程度要大于对高等级债信用利差的冲击程度,但冲击效应的持续时间则少于高等级债。

**[关键词]** 信用利差;流动性溢价;马尔可夫机制转换向量自回归

**[中图分类号]** F830.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-169X(2017)04-0004-06

**基金项目:** 国家自然科学基金青年项目“限价指令簿的信息内涵研究:基于市场微观结构的视角”(71301137)。

陈淼鑫,福建人,博士,厦门大学经济学院金融系副教授,研究方向为金融工程、资本市场和风险管理;  
何彪,安徽人,硕士,厦门大学经济学院金融系,研究方向为金融工程。(福建厦门 361005)

## 一、引言

信用债收益率超过无风险收益率的部分即信用利差,是投资者承担企业违约风险而要求的超额收益率。经典理论模型如结构化模型、简约模型都只能解释信用利差的一小部分,大量的实证研究也都发现信用风险只能解释一小部分信用利差,剩余的大部分都不能被信用风险所解释,这被称为“信用利差之谜”。

自从Amihud and Mendelson(1986)发现债券价格中包含流动性溢价以来,债券市场流动性就一直是理论界和实务界持续关注的话题,特别是在金融危机之后更是引起了广泛激烈的争论。大量固定收益类资产价格在次贷危机期间大幅下跌,投资者要求的回报率急剧上升。最初人们的认识是次贷危机引起信用风险溢价上升,导致信用利差上升,进而导致债券价格下跌,但最近越来越多的研究发现,信用风险溢价并不足以解释如此高的信用利差,也不能解释极短时间内债券的高价差。因此,越来越多研究者逐渐达成共识,这场次贷危机引发的金融危机更多的是流动性危机而不是信用危机。

随着我国金融市场改革的推进,多层次资本市场体系正在不断完善中,全社会融资结构中债券直接融资比例和债券发行结构中信用债比例都在不断提升,越来越多的企业选择发行包括企业债在内的信用债券,可以预见未来中国信用债券一级市场和二级市场将会迎来大扩容的时代,因此加强对与信用债最紧密的两个风险——信用风险和流动性风险及两者动态关系的研究显得尤为重要。

尽管目前国内外已有部分学者对信用利差的影响因素进行了相关的研究,但本文的主要创新与贡献在于:首先,我国银行间债券市场和交易所债券市场为研究债券市场流动性溢价提供了天然的场所,两个市场的国债发行主体都是国家财政部,没有违约风险,通过相同周期控制了利率风险之后,两个市场上的债券收益率之差就是纯粹的流动性溢价,尽管这部分溢价包含了市场分割的因素,但从债券风险的角度来说,其表现出来的仍然是流动性的差异,二者的价差仍然主要体现了流动性的溢价,只是此处的流动性风险可能与其他情况下的流动性风险略有差异。因此,本文通过这两个市场

上的国债即期利率期限结构之差估计出我国债券市场流动性溢酬的期限结构,进而提炼出一个从整个市场层面而非具体债券特质层面的衡量债券市场流动性程度的综合指标,从而可以更好地剔除市场微观结构噪音的影响。其次,为了区分在不同经济状态下流动性溢酬对信用利差的不同影响,并且为了避免人为划分经济形势变化时间点的主观性,本文引入带马尔可夫机制转换的向量自回归(MSVAR)模型,分析在正常机制和危机机制下流动性对信用利差的不同影响,该模型内生决定了两种机制发生的概率,实证结果验证了流动性风险对信用利差的影响是时变的,危机机制下流动性对信用利差的影响程度要显著高于正常机制,而且危机机制下市场流动性溢酬对低等级债信用利差的冲击程度要大于对高等级债信用利差的冲击程度,但冲击效应的持续时间则少于高等级债。

## 二、数据与变量

### (一)数据说明

本文选取2007.06~2013.12中央国债登记结算有限责任公司从银行间、交易所国债以及不同信用等级之间的企业债交易价格中估计得到的日度即期利率数据,构建流动性溢酬期限结构和各信用等级的信用利差期限结构<sup>①</sup>。最终得到的时间序列样本数为314个周数据,所有数据来源于Wind数据库和中国债券信息网。

### (二)变量定义和选取

#### 1. 信用利差

首先将每日银行间市场不同信用等级(AAA级和AA级)企业债的即期利率期限结构与银行间市场国债的即期利率期限结构相减,得到相应信用等级企业债的信用利差期限结构,然后提取出信用利差期限结构中0.5、1、2、3、4、5、6、7、8、10、15年这11个关键期限的信用利差进行简单平均,分别得到AAA级和AA级的信用利差平均数:AAAcs、AAcs。取每日该指标的周平均序列作为被解释变量。

#### 2. 流动性溢酬

首先将每日交易所市场国债的即期利率期限结构与银行间市场国债的即期利率期限结构相减,

得到流动性溢酬期限结构,然后提取流动性溢酬期限结构中0.5、1、2、3、4、5、6、7、8、10、15年这11个关键期限的流动性溢酬进行简单平均,得到衡量市场非流动性程度的综合指标:illiquidity<sup>②</sup>。取每日该指标的周平均序列作为代表流动性的解释变量。

### 3. 影响信用利差的其他因素

#### (1)工业增加值

企业的信用风险与宏观经济周期密切相关,工业增加值作为广受关注的综合性指标,可以很好地反映企业运行的外部环境和宏观经济周期的变动。而且工业增加值为月度数据,相比国内生产总值(季度数据)更优。因此本文选取工业增加值同比增长率(IG)数据作为控制变量,同一月份的每周采用相同的IG数据。

#### (2)无风险利率

Merton(1974)结构化模型中无风险利率与信用利差负相关,因为无风险利率能反映宏观经济运行的情况,较高的无风险利率一般伴随着较好的经济形势,因此与信用利差成负相关关系。本文采用三年期银行间市场国债即期收益率作为无风险利率(rf)的代表,取每日该指标的周平均序列作为控制变量。

#### (3)国债收益率曲线斜率

本文使用10年期国债即期收益率减去3年期国债即期收益率作为斜率(slope)的代理变量,取每日该指标的周平均序列进行回归。

#### (4)国债收益率曲线曲度

本文使用7年期国债即期收益率减去3年期、10年期国债即期收益率的平均值作为曲度(curvature)的代理变量,取每日该指标的周平均序列进行回归。

#### (5)沪深300指数收益率和波动率

Bedendo et al.(2007)、Davies(2008)和Tang and Yan(2010)都使用股票市场数据作为信用风险的代理变量。因为在Merton的结构化模型中信用风险与公司股票价格和股价波动率有着密切关系。如果公司运营转好,股价就会上升,信用风险降低,信用利差收缩,即信用利差与股票收益率之间存在负相关。但如果股价波动率上升,公司资产价值触及

①没有选择更前时间段的数据是源于交易活跃度的考虑。没有选择更后时间段的数据则是由于2014年之后,随着两个市场的融合,银行间市场与交易所市场国债的即期利率期限结构差距在逐渐缩小。

②本文的非流动性和流动性溢酬表达的是同一个意思,illiquidity值越大说明市场流动性越差。

违约边界的可能性上升,则信用风险上升,信用利差扩大,即信用利差与股价波动率之间存在正相关。因此,本文参考 Cui et al.(2013),用沪深300指数上一周的累计收益率作为股票收益率(sr)的代理变量,用沪深300指数上一周日收益率的标准差作为股价波动率(sv)的代理变量。

(6) 税收因素

由于企业投资国债所获得的利息收入免征所得税,但投资金融债则无法享受该优惠,这种税收政策的不同直接导致了两者利差的出现。但由于决定税收利差的因素较多,如债券投资主体其他业务的盈亏状况也决定了金融债利差,如果其他业务亏损,则金融债投资收益一样可以免所得税。同时鉴于信用利差中税收因素相对比较稳定,且没有合适的度量方法,在实证研究中可以不用考虑在内。

(7) 跳跃概率

Collin-Dufresne et al.(2001)认为跳跃因素很难用代理变量来表示,因为跳跃的历史发生次数是如此之少以致其在预测未来跳跃概率和强度时几乎没有效力。本文虽然未使用单独的跳跃因素代理变量,但由于本文考虑了沪深300股指收益率(股票收益率能及时反映跳跃),这在某种程度上使我们的分析考虑了跳跃的影响。

表1给出了关键期限的信用利差和流动性溢酬的描述性统计。总体来看,低等级的信用利差一般高于高等级的信用利差,各等级的信用利差期限结构大体是向上倾斜的,但斜率不大,表现相对比较平稳;流动性溢酬随着期限增加而增加,其期限结构呈现向上的形状。

表1 关键期限的AAA(AA)信用利差和流动性溢酬描述性统计 (单位:%)

	AAAs			AAcs			illiquidity		
	1年	5年	10年	1年	5年	10年	1年	5年	10年
均值	1.248	1.458	1.500	1.960	2.394	2.530	-0.188	0.077	0.086
中位数	1.227	1.474	1.571	1.862	2.348	2.626	0.059	0.088	0.123
最大值	2.521	2.329	2.427	4.222	3.855	3.850	1.069	0.947	0.875
最小值	0.499	0.413	0.178	0.702	0.631	0.387	-1.933	-0.551	-0.563
标准差	0.389	0.265	0.323	0.655	0.592	0.663	0.650	0.198	0.267
偏度	0.948	-0.716	-0.988	1.322	0.007	-0.615	-0.901	0.302	-0.212
峰度	4.100	5.541	5.564	5.692	3.501	3.329	2.904	4.788	2.759

三、多元线性回归分析

在进行多元回归之前,首先对模型中涉及到的每个变量进行ADF检验,结果显示,曲度 curvature 和

沪深300股指收益率 sr 为平稳的时间序列,其余变量均为一阶单整。因此,回归模型设定为:

$$\Delta cs_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta cs_{t-1} + \beta_2 \Delta IG_t + \beta_3 \Delta rf_t + \beta_4 \Delta slope_t + \beta_5 curvature_t + \beta_6 sr_t + \beta_7 \Delta sv_t + \beta_8 \Delta illiquidity_t + \epsilon_t$$

其中, Δcs 分别用 ΔAAAs 和 ΔAAcs 代入进行回归,下同。

回归结果如表2所示。从表中可以看到,本文重点关注的流动性溢酬指标在对AAA级和AA级信用利差的回归中都显著为正:即当市场流动性变差时,信用利差随之扩大。而且从调整的R<sup>2</sup>来看,加入流动性溢酬指标后,信用利差回归模型的解释力度都有所提升。就其他影响因素而言,工业增加值增长率对信用利差没有显著影响,这可能是由于在样本期内中国债券市场上尚未发生真正的违约,使得信用利差不能够真实反映企业经营的宏观环境。无风险利率水平和无风险利率曲线斜率在所有情形下均显著为负,说明无风险利率期限结构中的确包含有信用利差的丰富信息,这与国内外实证结果是一致的。但是,股指收益率对信用利差的影响显著为正,与前文分析不符,这说明在中国市场上该指标并不纯粹是信用风险的代理变量,当股市表现好的时候,投资者会更多地配置股票而不是信用债券,从而使得信用利差扩大,这反映出资产配置效应才是主导因素。

表2 信用利差影响因素回归结果

	回归1 (不考虑流动性因素)		回归2 (考虑流动性因素)	
	AAA级	AA级	AAA级	AA级
β <sub>0</sub>	0.000	0.000*	0.000	0.000*
Δcs <sub>t-1</sub>	0.140***	0.215***	0.148***	0.221***
ΔIG <sub>t</sub>	-0.003	-0.000	-0.003	-0.001
Δrf <sub>t</sub>	-0.383***	-0.369***	-0.324***	-0.313***
Δslope <sub>t</sub>	-0.156**	-0.171**	-0.140**	-0.156**
curvature <sub>t</sub>	-0.046	-0.044	-0.046	-0.045
sr <sub>t</sub>	0.001***	0.001*	0.001**	0.000
Δsv <sub>t</sub>	-0.022	-0.011	-0.024	-0.014
Δilliquidity <sub>t</sub>			0.178**	0.170*
调整R <sup>2</sup>	0.214	0.216	0.226	0.225

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著。

四、VAR模型与Granger因果检验

为了进一步分析市场流动性与信用利差之间的动态关系,下文运用向量自回归(VAR)模型来进行研究,模型设定如下:

$$\Delta cs_t = \alpha_0^{cs} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta illiquidity_{t-i} + \varepsilon_{t,i}^{cs}$$

$$\Delta illiquidity_t = \alpha_0^{illiquidity} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta cs_{t-i} + \varepsilon_{t,i}^{illiquidity}$$

综合考虑 AIC、FPE 和 HQ 准则后,AAA 级和 AA 级信用利差 VAR 模型最后都选择滞后一阶为最优模型。VAR 模型参数估计以及 Granger 因果检验结果如表 3 和表 4 所示。VAR 模型结果显示:t-1 期的市场流动性溢价对 t 期的 AAA 级(AA 级)信用利差具有显著的预测力,当 t-1 期市场流动性不佳时,t 期的 AAA 级(AA 级)企业债信用利差会扩大。同时,t-1 期的 AAA 级(AA 级)信用利差变动对 t 期的市场流动性溢价也有显著的预测力,当 t-1 期的信用利差扩大到一定幅度时,t 期市场流动性将有所好转,这可能是由于随着信用利差的扩大,配置型或交易型资金进入市场缓解了流动性所引致的。Granger 因果检验的结果则显示:市场流动性溢价与 AAA 级(AA 级)信用利差互为 Granger 因果关系。

表 3 AAA 级信用利差变动与流动性溢价的关系

VAR(1)估计:		
	$\Delta AAcs_t$	$\Delta illiquidity_t$
$\Delta AAcs_{t-1}$	0.342***	-0.001*
$\Delta illiquidity_{t-1}$	0.227***	0.405***
Granger 因果检验:		
原假设	F 统计量	P 值
$\Delta AAcs$ 不是 $\Delta illiquidity$ 的 Granger 原因	3.259*	0.072
$\Delta illiquidity$ 不是 $\Delta AAcs$ 的 Granger 原因	36.013***	0.000

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平下显著。

表 4 AA 级信用利差变动与流动性溢价的关系

VAR(1)估计:		
	$\Delta AAcs_t$	$\Delta illiquidity_t$
$\Delta AAcs_{t-1}$	0.499***	-0.001*
$\Delta illiquidity_{t-1}$	0.217***	0.405***
Granger 因果检验:		
原假设	F 统计量	P 值
$\Delta AAcs$ 不是 $\Delta illiquidity$ 的 Granger 原因	2.781*	0.096
$\Delta illiquidity$ 不是 $\Delta AAcs$ 的 Granger 原因	33.430***	0.000

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平下显著。

①本文中“高非流动性冲击机制”和“高流动性冲击机制”表达的是一个意思,均表示信用价差对流动性溢价更敏感的机制。

### 五、MSVAR 模型

相比一般的向量自回归(VAR)模型,马尔可夫机制转换向量自回归(MSVAR)模型可以捕捉到经济结构中可能存在的结构变化。因此,为了区分在不同经济状态下流动性溢价对信用利差的不同影响,并且为了避免人为划分经济形势变化时间点的主观性,下文运用 MSVAR 模型进行研究,模型设定如下:

$$\Delta cs_t = \alpha_{0,s}^{cs} + \sum_{i=1}^p \beta_{i,s} \Delta illiquidity_{t-i} + \varepsilon_{t,i}^{cs}$$

$$\Delta illiquidity_t = \alpha_{0,s}^{illiquidity} + \sum_{i=1}^p \beta_{i,s} \Delta cs_{t-i} + \varepsilon_{t,i}^{illiquidity}$$

其中,机制  $S_t \in \{1, 2\}$  服从同质的马尔可夫链机制转换模型,其转移概率为常数:

$$P(s_t=1 | s_{t-1}=1) = p_{1,1}$$

$$P(s_t=2 | s_{t-1}=2) = p_{2,2}$$

误差项  $(\varepsilon_{s,t}^{cs}, \varepsilon_{s,t}^{illiquidity})$  服从多维正态分布,均值为 0,方差协方差矩阵为  $\Omega_s$ ,其中:

$$\Omega_s = \begin{pmatrix} (\sigma_s^{cs})^2 & \\ & (\sigma_s^{illiquidity})^2 \end{pmatrix}$$

模型估计使用 Hamilton (1990) 和 Hamilton (1994) 的最大似然估计法。根据 AIC 准则,AAA 级和 AA 级信用利差 MSVAR 模型最后都选择滞后一阶为最优模型,估计结果如表 5 和表 6 所示。

从表 5(表 6) 可以看出,就信用利差而言,在机制 1 下,t-1 期流动性溢价的变动对 AAA 级(AA 级)信用利差变动的显著为正,值为 0.261(值为 0.395);在机制 2 下,t-1 期流动性溢价的变动对信用利差变动的显著为正,值为 0.198(值为 0.139),显示了机制 1 下 100bps 的上期流动性溢价冲击对信用利差变动的显著影响要比机制 2 下高 6.3bps (25.6bps),即在机制 1 下流动性正向冲击对信用价差扩大的影响要比在机制 2 下更为显著。因此,可以合理地推断机制 1 对应高非流动性冲击的机制<sup>①</sup>(危机机制),机制 2 则对应正常机制。

就流动性溢价而言,在机制 1 下,t-1 期 AAA 级(AA 级)信用利差的变动对 t 期流动性溢价的变动有显著为负的影响,这与之前普通 VAR 模型的实证结果一致;但在机制 2 下,这种关系消失了,影响系数为正且不显著。

此外,回归结果还表明机制1发生的频率更高、持续时间更长。AAA级(AA级)估计结果中,机制1和机制2的期望持续期分别为10.11(8.22)和5.28(4.39),显示中国债券市场上高流动性冲击的时刻更频繁,高流动性冲击机制平均持续时间为10.11周(8.22周),低流动性冲击机制平均持续时间为5.28周(4.39周)。转移概率 $p_{1,1}=0.90(0.88)$ , $p_{2,2}=0.81(0.77)$ 说明当处于某一种机制下,其仍处于该机制的概率很高。根据模型估计的内生概率,我们得出了不同时间点上高流动性冲击发生的概率图,如图1(图2)所示。

表5 AAA级信用利差变动与流动性溢酬的MSVAR估计结果

	机制1		机制2	
	$\Delta AAAs_t$	$\Delta illiquidity_t$	$\Delta AAAs_t$	$\Delta illiquidity_t$
截距项	0.000	0.000*	-0.000	-0.000
转移概率	$p_{1,1}=0.90$		$p_{2,2}=0.81$	
$\Delta AAAs_{t-1}$	0.640***	-0.003***	0.089	0.003
$\Delta illiquidity_{t-1}$	0.261***	0.280***	0.198**	0.497***
期望持续期	10.11		5.28	

注:\*,\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著。

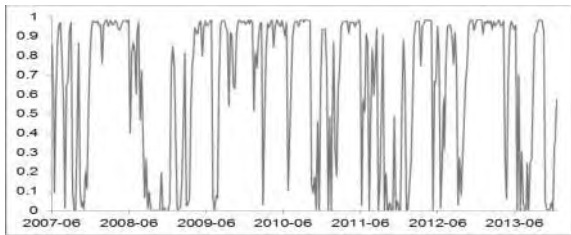


图1 不同时间高流动性冲击机制发生概率图(AAA级)

表6 AA级信用利差变动与流动性溢酬的MSVAR估计结果

	机制1		机制2	
	$\Delta AAAs_t$	$\Delta illiquidity_t$	$\Delta AAAs_t$	$\Delta illiquidity_t$
截距项	0.000	0.000	0.000	-0.000
转移概率	$p_{1,1}=0.88$		$p_{2,2}=0.77$	
$\Delta AAAs_{t-1}$	0.708***	-0.002**	0.263**	0.002
$\Delta illiquidity_{t-1}$	0.395***	0.230***	0.139*	0.505***
期望持续期	8.22		4.39	

注:\*,\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平下显著。

水平下显著。

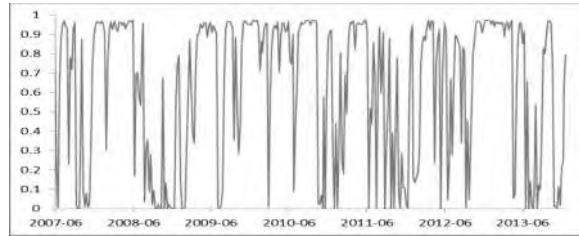


图2 不同时间高流动性冲击机制发生概率图(AA级)

对比AAA级与AA级的MSVAR估计结果可见,AAA级与AA级的机制1概率图具有高度的一致性,说明使用马尔可夫机制转换模型可以内生地识别外部流动性冲击,且不同信用等级确认的流动性冲击具有高度的一致性。但高流动性冲击机制下,非流动性对AA级信用利差的影响程度要高于对AAA级信用利差的影响程度,但持续时间少于AAA级。这与Dick-Nielsen et al.(2012)的结论相似。他们对美国债券市场的研究同样发现:非流动性冲击对投机级信用利差的影响程度要大于对投资级信用利差的影响程度,但持续时间较短。

## 六、结论

首先,我国银行间债券市场和交易所债券市场为研究债券市场流动性溢酬提供了天然的场所,两个市场的国债发行主体都是国家财政部,没有违约风险,通过相同周期控制了利率风险之后,两个市场上的债券收益率之差就是纯粹的流动性溢酬,尽管这部分溢价包含了市场分割的因素,但从债券风险的角度来说,其表现出来的仍然是流动性的差异,二者的价差仍然主要体现了流动性的溢价,只是此处的流动性风险可能与其他情况下的流动性风险略有差异。本文首先通过这两个市场上的即期利率期限结构之差估计我国债券市场的流动性溢酬的期限结构,接着拟合银行间市场各等级企业债的利率期限结构,将其与银行间国债的利率期限结构相减便得各等级企业债的信用利差期限结构。

第二,在信用利差影响因素的多元线性回归模型中,本文将信用利差期限结构各期限的信用利差简单平均作为回归模型的被解释变量,将流动性溢酬期限结构各期限的流动性溢酬简单平均作为模型的关键解释变量,发现在控制宏观层面和市场层面其他影响因素的基础上,加入本文的市场流动性衡量指标可以提升模型的拟合优度,而且该指标系

数是显著的,验证了流动性确实是影响信用利差的系统因子。

第三,在验证了流动性溢酬是影响信用利差的系统性因子基础之上,本文分别运用VAR模型和Granger因果检验进一步研究流动性溢酬与信用利差之间的动态关系,实证结果发现前期的市场非流动性变动能够明显影响AAA级和AA级企业债信用利差的变动,即前期的市场非流动性增加,则AAA级和AA级企业债信用利差也随之扩大。

最后,为了区分在不同经济情况下流动性溢酬对信用利差的不同影响,并且为了避免人为划分经济形势变化时间点的主观性,本文引入MSVAR模型分析在正常机制和危机机制下流动性对信用利差的不同影响,该模型内生决定了两种机制发生的概率,实证结果验证了流动性风险对信用利差的影响是时变的,流动性对信用利差的影响在正常机制和危机机制下有着显著的差异,危机机制下的影响程度要显著高于正常机制。而且危机机制下,市场非流动性对低等级债信用利差的冲击程度要大于对高等级债信用利差的冲击程度,但冲击效应的持续时间少于高等级债。此外,实证结果还表明前一期信用利差变动对非流动性变化的影响在不同机制下不仅程度不同,而且方向相反:危机机制下前一期信用利差对当期流动性溢酬的影响显著为负,但正常机制下则为正且不显著。

#### [参考文献]

[1]Amihud Y, Mendelson H. Asset Pricing and

the Bid-ask Spread[J]. Journal of Financial Economics, 1986, 17(2).

[2]Merton R C. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates[J]. The Journal of Finance, 1974, 29(2).

[3]Bedendo M, Cathcart L, El-Jahel L. The Slope of the Term Structure of Credit Spreads: An Empirical Investigation[J]. Journal of Financial Research, 2007, 30(2).

[4]Davies A. Credit Spread Determinants: An 85 Year Perspective[J]. Journal of Financial Markets, 2008, 11(2).

[5]Tang D Y, Yan H. Market Conditions, Default Risk and Credit Spreads[J]. Journal of Banking & Finance, 2010, 34(4).

[6]Cui C, Liu H, Zhang Y. On Credit Spread Change of Chinese Corporate Bonds: Credit Risk or Asset Allocation Effect?[J]. China Finance Review International, 2013, 3(3).

[7]Collin-Dufresne P, Goldstein R S, Martin J S. The Determinants of Credit Spread Changes[J]. The Journal of Finance, 2001, 56(6).

[8]Hamilton J D. Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime[J]. Journal of Econometrics, 1990, 45(1).

[9]Hamilton J D. Time Series Analysis[M]. Princeton: Princeton university press, 1994.

(上接第46页)步改善亚洲地区的创新环境、提升亚洲创新能力,加强亚洲知识产权保护体系建设,形成新能源、养老健康、医药、新材料、“互联网+”等新兴产业蓬勃发展的新格局。

#### (六)绿色发展和低碳经济将驱动亚洲经济

进入21世纪,低碳和绿色发展逐步成为全球共识和大势所趋。2016年9月G20杭州发峰会将“绿色金融”纳入会议主题,11月初《巴黎协定》正式生效,全球应对气候变化进入快车道。世界各国均已提出2020年后温室气体减排目标。美国承诺到2025年温室气体比2005年减少26%~28%。中国力争将温室气体排放量从2030年左右开始减少,承诺到2020年单位国内生产总值二氧化碳排放比2005年下降40%~45%。亚洲各国应将应对气候变化作

为国家战略,制定长期低碳发展路线图,以抢占应对全球气候变化进程领导者地位,谋求新一轮工业革命的领跑者,追求全球低碳技术的制高点,追求全球绿色贸易标准的制定者,寻求全球绿色金融体系下新话语权。

#### [参考资料]

[1]全球低碳经济发展趋势、影响与对策[EB/OL]. 国研网, 2015-11-09.

[2]商务部谈“一带一路”:中国企业为东道国创税11亿美元[EB/OL]. 中国新闻网, 2017-02-21.

[3]魏尚进,永年. 2016亚洲面临五大经济风险[J]. 博鳌观察, 2016, (2).

[4]“一带一路”战略为沿线国家创造发展新机遇[EB/OL]. 新华网, 2015-01-10.