

# 调预期、防风险：央行金融稳定沟通效果研究

## ——基于文本分析的视角

姜富伟 李梦如 孟令超

### 目录

附录 I 文本情绪计算示例 .....	2
附录 II 央行金融稳定沟通情绪的内涵 .....	3
附录 III 投资者情绪和意见分歧对股票收益率和波动率的影响 .....	5
附录 IV 稳健性检验 .....	6

## 附录 I 文本情绪计算示例

表II展示了央行金融稳定沟通文本中一句话的分词与文本情绪计算示例。分词后的句子中一共包含9个金融稳定情感词,因此可以划分出9个情感单元,并且每个情感单元内都不含否定词。其中,“走弱”、“萎缩”、“严峻”等词为消极情感词,分别赋予-1分;“及时”、“增强”、“强化”、“夯实”、“稳定”、“健康发展”等词为积极情感词,分别赋予1分。将以上得分全部加总后除以9得到的0.333即为该句话的文本情绪值。

表 I 1 使用情感单元法计算文本情绪示例

原句	分词结果
中国股票市场持续走弱,市场成交量萎缩,资本市场经历了严峻考验。有关部门及时出台一系列政策措施,增强了市场信心,强化了市场主体抗风险能力,进一步夯实了市场稳定健康发展的内在基础。	中国/股票市场/持续/ <b>走弱</b> ,市场成交量/ <b>萎缩</b> ,资本市场/经历/了/ <b>严峻</b> /考验。有关部门/ <b>及时</b> /出台/一系列/政策措施, <b>增强</b> /了/市场信心, <b>强化</b> /了/市场主体/抗风险能力,进一步/ <b>夯实</b> /了/市场/ <b>稳定</b> / <b>健康发展</b> /的/内在基础。

注:表格中加粗词语为金融稳定情感词。

## 附录 II 央行金融稳定沟通情绪的内涵

为了探究央行金融稳定沟通情绪是否包含了宏观经济金融信息,本文选取了一系列反映宏观经济金融运行情况和央行政策执行情况的指标,进而考察这些指标对央行金融稳定沟通情绪的解释作用。对于每个指标,本文参考 Correa et al. (2021) 设定如下单变量回归方程:

$$TONE_t = \alpha + \beta X_{t-h} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

其中,  $X_{t-h}$  表示宏观经济金融指标,  $h$  表示滞后期数。宏观经济指标包括 CPI 同比增速、工业增加值同比增速, 金融体系指标包括 SRISK 对数变化 (Brownlees and Engle, 2017)、存款性公司信贷增速、上证指数收益率和波动率, 央行政策指标包括银行间七天回购利率、宏观审慎政策指数 (Alam et al., 2024)。考虑到宏观经济数据发布存在滞后, 我们同时考察同期及滞后一期指标对央行金融稳定沟通情绪的解释作用。在估计回归方程时, 标准误统一经过 Newey-West 调整。表 III 报告了各个指标的回归结果, 结果显示央行金融稳定沟通情绪与部分指标之间确实具有显著的相关性。其中, 工业增加值上升、股票回报上升以及系统性风险下降代表宏观经济与金融体系运行情况较好, 此时央行金融稳定沟通情绪显著上升。宏观审慎政策指数与央行金融稳定沟通情绪正相关, 说明通过宏观审慎监管维护金融稳定也使得央行金融稳定沟通情绪上升。此外, 各指标回归的  $R^2$  均较小, 说明这些指标对央行金融稳定沟通情绪的解释力有限。在表格的最后一行, 我们还将全部指标一起放入方程 (1) 右侧作为解释变量, 结果显示  $R^2$  仍然较小, 分别只有 0.118 和 0.163。以上结果说明央行金融稳定沟通情绪确实包含了部分已知的宏观经济金融信息, 但更与市场未预期到的新信息相关。

表 II 1 宏观经济金融指标对央行金融稳定沟通情绪的解释作用

指标	$h = 0$		$h = 1$	
	$\beta$ (1)	$R^2$ (2)	$\beta$ (3)	$R^2$ (4)
CPI 同比增速	0.046 (0.77)	0.005	0.079 (1.51)	0.016
工业增加值同比增速	0.050** (2.00)	0.034	0.064*** (2.97)	0.058
SRISK 对数变化	-0.649*** (-2.79)	0.016	-0.809** (-2.38)	0.025
存款性公司信贷增速	-0.013 (-0.46)	0.004	-0.015 (-0.52)	0.006
上证指数收益率	0.016 (1.40)	0.012	0.022** (2.01)	0.022
上证指数波动率	0.056 (0.32)	0.001	-0.027 (-0.19)	0.000
银行间七天回购利率	0.134 (1.43)	0.020	0.133 (1.45)	0.020
宏观审慎政策指数	0.035 (0.53)	0.001	0.119* (1.68)	0.014
全部指标		0.118		0.163

注: 括号内数字为经 Newey-West 调整的  $t$  值, \*\*\*, \*\*, \* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

在央行沟通创造的新信息中,既有经济基本面信息,即央行关于经济形势的看法,又有政策信息(Nakamura and Steinsson, 2018; Cieslak and Schrimpf, 2019)。那么在本文的研究框架下,这两类信息在金融市场上是否都能产生效果?为探究这一问题,本文也采用文本分析方法分别构建反映基本面信息的央行金融稳定沟通情绪指数和反映政策信息的央行金融稳定沟通情绪指数。具体来说,我们搜索出央行金融稳定沟通文本中包含政策关键词的句子,然后将其加总作为沟通的政策信息部分,其余部分则作为基本面信息部分。在政策关键词选取上,我们以“政策”作为初始词,同样借助 Word2Vec 算法找出其相似词构建关键词列表。我们分别计算出上述两部分文本的情绪指数序列,并进行回归检验。表II2 结果显示,央行金融稳定沟通情绪所反映的基本面信息和政策信息都具有调预期和防风险效果,这说明市场既关心央行沟通中基本面的增量信息,又关心政策的增量信息(王博和高青青, 2022)。

表 II 2 区分基本面信息和政策信息后央行金融稳定沟通效果

变量	基本面信息		政策信息	
	RETURN (1)	VOLATILITY (2)	RETURN (3)	VOLATILITY (4)
<i>TONE</i> × <i>RETAIL</i>	0.177*** (2.65)	-0.050** (-2.07)	0.330*** (5.11)	-0.047** (-2.06)
<i>RETAIL</i>	-0.550*** (-4.76)	-0.014 (-0.36)	-0.552*** (-4.78)	-0.015 (-0.39)
控制变量	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本数	122 312	122 312	122 312	122 312
$R^2$	0.028	0.159	0.029	0.159

注:括号内数字为经公司层面聚类调整的  $t$  值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著,所有回归都包含常数项,下表同。

## 附录 III 投资者情绪和意见分歧对股票收益率和波动率的影响

表 III1 展示了股票收益率和波动率作为因变量，投资者情绪和意见分歧作为自变量的回归结果，其中控制变量与本文基准回归模型保持一致。表 III1 第 (1) 和 (2) 列结果显示，投资者情绪主要对股票收益率具有显著的正向影响，这和信号渠道效应的观点一致，即投资者的乐观预期能够提高股票收益率。第 (3) 和 (4) 列结果显示，投资者意见分歧对股票收益率具有显著的负向影响，并对股票波动率具有显著的正向影响，这和协同渠道效应的观点一致，即投资者意见分歧的扩大会导致更低的市场回报和更大的市场波动。

表 III1 投资者情绪和意见分歧对股票收益率和波动率的影响

变量	<i>RETURN</i>		<i>VOLATILITY</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SENTIMENT</i>	0.250*** (7.12)	-0.010 (-0.86)		
<i>DISAGREEMENT</i>			-6.108*** (-7.71)	1.843*** (6.86)
控制变量	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本数	122 300	122 300	122 300	122 300
$R^2$	0.029	0.159	0.029	0.160

## 附录 IV 稳健性检验

## (一) 人工添加词组

在特定情形下,一些词语的情感倾向可能会发生转变。举例来说,“增加”、“上升”在大多数情况下表达的是积极情感,但当它们与某些词语组合成词组时会表达消极情感,例如“不良贷款增加”、“风险上升”表达的就是消极情感。为进一步保证金融稳定沟通词典的准确性,我们通过人工阅读语料与逐一复核的方式,将这类词组添加进词典。表IV1 第(1)、(2)列的结果表明,这类词组对本文结果影响较小。

## (二) 剔除 Word2Vec 扩充词语

本文还剔除了金融稳定沟通词典中 Word2Vec 扩充得到的词语,仅使用来自现有词典的词语重新进行检验。从表IV1 第(3)、(4)列的结果来看,央行金融稳定沟通效果依然存在。但同时我们也发现,系数大小和显著性水平有所下降。通过绘制金融稳定沟通词典和现有词典在语料中的词云图,我们发现两个词典在一些高频情感词上存在重合,但现有词典会遗漏央行金融稳定沟通中许多常见的重要情感词。因此,使用现有词典的分析仍有一定效果,但由于现有词典不能充分识别和提取中文金融稳定语境的情绪信息,所以其效果有所减弱。而本文通过 Word2Vec 算法尽可能发现并补充了现有词典遗漏的这些重要情感词。以上结果排除了本文发现是受特定词典驱动的可能性,同时也体现了构建一款中文金融稳定沟通词典的必要性,以及本文在词典构建方法上的优越性和创新性。

表IV1 调整情感词典的稳健性检验结果

变量	人工添加词组		剔除 Word2Vec 扩充词语	
	RETURN (1)	VOLATILITY (2)	RETURN (3)	VOLATILITY (4)
<i>TONE</i> × <i>RETAIL</i>	0.205*** (3.05)	-0.056** (-2.39)	0.179** (2.10)	-0.051* (-1.87)
<i>RETAIL</i>	-0.544*** (-4.71)	-0.016 (-0.40)	-0.597*** (-4.46)	-0.022 (-0.53)
控制变量	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本数	122 312	122 312	122 312	122 312
$R^2$	0.028	0.160	0.027	0.154

## (三) 改变情绪指数加权方法

本文在调整情感单元权重时只考虑了否定词数量,接下来我们进一步引入逆文档频率(IDF)加权方案,这在金融文本分析领域是一种常用的方法(Loughran and McDonald, 2011)。采用 IDF 加权方案的情绪指数计算公式如下:

$$TONE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (1 + \log_2 D/D_i) \times (-1)^{n_i} \times W_i \quad W_i = \begin{cases} 1, & \text{positive} \\ -1, & \text{negative} \end{cases} \quad (2)$$

其中,  $(1 + \log_2 D/D_i)$  是第  $i$  个情感词的 IDF 权重,  $D$  表示所有文档数量,  $D_i$  则表示包含第  $i$  个情感词的文档数量。IDF 加权方案相当于对高频词赋予更低的权重, 而对低频词赋予更高的权重, 可以在一定程度上突出非常用词与罕见词的重要程度。此外, 我们还使用了最简单的等权重方法计算情绪指数, 即不考虑否定词的影响, 仅关注积极情感词相对消极情感词的占比。表 IV2 报告了改变情绪指数加权方法的稳健性检验结果, 结果显示央行金融稳定沟通效果依然显著存在。

表 IV2 改变情绪指数加权方法的稳健性检验结果

变量	IDF 权重		等权重	
	RETURN (1)	VOLATILITY (2)	RETURN (3)	VOLATILITY (4)
<i>TONE</i> × <i>RETAIL</i>	0.261*** (4.04)	-0.046** (-2.00)	0.175*** (2.65)	-0.060** (-2.57)
<i>RETAIL</i>	-0.534*** (-4.70)	-0.016 (-0.42)	-0.533*** (-4.69)	-0.016 (-0.40)
控制变量	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本数	122 312	122 312	122 312	122 312
$R^2$	0.029	0.160	0.028	0.160

#### (四) 改变股票分组标准

本文基本结果中划分散户持股高低的标准为当月机构投资者持股比例是否低于当期 20% 分位数水平, 接下来我们将这一分位数水平分别向下调整为 15%, 向上调整为 25%, 以检验结果是否依然稳健。表 IV3 的结果表明, 本文结论对分组标准并不敏感, 结论依然成立。

表 IV3 改变股票分组标准的稳健性检验结果

变量	15%分位数		25%分位数	
	RETURN (1)	VOLATILITY (2)	RETURN (3)	VOLATILITY (4)
<i>TONE</i> × <i>RETAIL</i>	0.153** (2.04)	-0.067** (-2.55)	0.151** (2.00)	-0.068*** (-2.58)
<i>RETAIL</i>	-0.657*** (-5.58)	-0.107*** (-2.66)	-0.374*** (-3.35)	-0.009 (-0.23)
控制变量	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
样本数	122 312	122 312	122 312	122 312
$R^2$	0.028	0.160	0.028	0.160

## (五) 控制货币政策操作

本文使用银行间七天回购利率 *REPO* 作为货币政策操作的代理变量, 加入基准回归方程, 以控制货币政策操作的影响。表IV4的结果表明本文结论依然成立, 说明央行金融稳定沟通对市场的影响并非来自于货币政策操作。

表IV4 控制货币政策操作的稳健性检验结果

变量	<i>RETURN</i>		<i>VOLATILITY</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TONE</i>	0.777*** (11.39)	-0.113*** (-4.95)		
<i>REPO</i>	-3.749*** (-15.15)	2.369*** (22.41)		
<i>TONE</i> × <i>RETAIL</i>			0.209*** (3.11)	-0.056** (-2.39)
<i>REPO</i> × <i>RETAIL</i>			0.119 (1.41)	0.013 (0.44)
<i>RETAIL</i>			-0.895*** (-3.32)	-0.055 (-0.58)
控制变量	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	否	否	是	是
样本数	122 312	122 312	122 312	122 312
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.031	0.163	0.028	0.160

## (六) 工具变量估计

虽然个股层面的回报和波动难以反向影响宏观层面的央行沟通, 但股票市场上同时存在着其他信息的冲击, 遗漏变量问题也可能导致基准模型估计存在内生性。因此本文接下来采用工具变量估计缓解内生性问题。现有文献通常采用国外宏观经济政策或政治局势变动作为国内宏观经济政策的工具变量 (Ng et al., 2020; 葛新宇等, 2021)。参考这些文献做法, 本文基于美国党派冲突指数 (Azzimonti, 2018) 构建央行金融稳定沟通情绪的工具变量。Azzimonti (2018) 利用新闻媒体对于意识形态分歧、立法僵局和总统否决等问题的报道衡量美国党派内外的政治分歧程度。该研究使用词典法统计了美国主流报纸上每月报道政治分歧的文章频率, 据此构建美国党派冲突指数, 该指数越大代表党派冲突越剧烈。本文用变量 *PCI* 表示该指数的对数变化, 然后参考葛新宇等 (2021) 的做法使用交乘项 *PCI* × *RETAIL* 作为 *TONE* × *RETAIL* 的工具变量。一个合格的工具变量应满足相关性和外生性两个基本条件。从相关性来看, 较高的 *PCI* 会引发我国央行对于国际政治局势的担忧, 此时央行金融稳定沟通情绪会更偏向负面。从外生性来看, 国外政治局势变动对于国内金融市场而言具有较强外生性, 难以造成直接影响。

表IV5展示了2SLS第一阶段和第二阶段的全部回归结果, 其中最后两行还报告了弱工具变量检验的 *F* 统计量和不可识别检验的 *LM* 统计量。在第一阶段回归中, *PCI* × *RETAIL* 系数显著为负, 与本文预期相符, 而且根据 *F* 统计量和 *LM* 统计量结果可以认为不存在弱



工具变量问题。在第二阶段回归中,  $TONE \times RETAIL$  系数保持在 5% 水平下显著, 而且方向与基本结果一致, 表明本文结果在使用工具变量法后依然十分稳健。

表 IV 5 使用工具变量估计的稳健性检验结果

变量	第一阶段	第二阶段	
	$TONE \times RETAIL$ (1)	$RETURN$ (2)	$VOLATILITY$ (3)
$PCI \times RETAIL$	-0.377*** (-18.57)		
$TONE \times RETAIL$		2.599** (2.16)	-0.376** (-2.47)
$RETAIL$	0.032*** (5.17)	-0.611*** (-5.15)	-0.007 (-0.17)
控制变量	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
样本数	122 312	122 312	122 312
$R^2$	0.238	0.018	0.158
F 统计量	344.968***		
LM 统计量	222.055***		

### (七) 金融稳定报告效果

本文基本结果分析中的央行金融稳定沟通多为篇幅短、频率高的不定期沟通, 那么金融稳定报告这类篇幅长、频率低的定期沟通在金融市场上是否同样具有效果? 为了探究这一问题, 本文基于 2009 年至 2019 年的 11 篇金融稳定报告样本, 参考 Born et al. (2014) 采用事件研究法来考察金融稳定报告的文本情绪对股票回报和波动的影响。

#### 1. 事件研究法

由于中国人民银行网站发布报告的时间均处于非交易时间段, 所以本文定义报告发布后的第一个交易日为事件日。参考邹文理等 (2020) 的做法, 本文选取 Wind 行业指数 (能源指数、材料指数、工业指数、可选消费指数、日常消费指数、医疗保健指数、金融指数、信息技术指数、电信服务指数、公用事业指数) 作为股指样本, 数据来自 Wind 资讯。以往文献在事件研究法中使用的个股正常收益率预测模型并不适用于股票指数, 因此在借鉴 Born et al. (2014) 和肖争艳等 (2019) 的模型设定方法后, 本文预测股指正常收益率的模型如下:

$$R_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}R_{it-1} + \alpha_{2i}R_{mt-1} + \alpha_{3i}R_{mt} + \alpha_{4i}D_t + \alpha_{5i}T_{it-1} + \alpha_{6i}S_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

其中,  $R_{it}$  为行业指数  $i$  在第  $t$  日的收益率。  $R_{mt}$  为国际市场指数收益率, 此处我们使用纳斯达克指数, 并且我们假设  $R_{mt}$  是外生的, 也即国内金融稳定报告的发布并不影响国际市场。  $D_t$  是一组表示周一至周四的虚拟变量。  $T_{it-1}$  为前 20 个交易日指数收益率的均值, 用来衡量收益率趋势。  $S_{it-1}$  为前 20 个交易日指数收益率的标准差, 用来衡量收益率波动。这里涉及的收益率均为日频, 并且均为对数收益率。我们用事件日前 120 个交易日的收益率数据来估计出模型中的参数, 估计窗口与事件日之间保留了一段时间作为间隔。利用模型参数, 我们可以估计出事件日的正常收益率, 进而计算出异常收益率  $\hat{\varepsilon}_{it}$ , 计算公式如下:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_{0i} + \hat{\alpha}_{1i}R_{it-1} + \hat{\alpha}_{2i}R_{mt-1} + \hat{\alpha}_{3i}R_{mt} + \hat{\alpha}_{4i}D_t + \hat{\alpha}_{5i}T_{it-1} + \hat{\alpha}_{6i}S_{it-1}). \quad (4)$$

报告发布后,行业指数收益率会受到影响,因此若要计算事件日之后的异常收益率,上式中行业指数收益率的滞后项需要用其预测值替代。定义事件日为第0天<sup>①</sup>,则计算事件后第 $k(k > 0)$ 天异常收益 $\hat{\varepsilon}_{it+k}$ 的公式如下:

$$\begin{aligned} \hat{\varepsilon}_{it+k} = & R_{it+k} - (\hat{\alpha}_{0i} + \hat{\alpha}_{1i}\hat{R}_{it+k-1} + \hat{\alpha}_{2i}R_{mt+k-1} \\ & + \hat{\alpha}_{3i}R_{mt+k} + \hat{\alpha}_{4i}D_{t+k} + \hat{\alpha}_{5i}\hat{T}_{it+k-1} + \hat{\alpha}_{6i}\hat{S}_{it+k-1}). \end{aligned} \quad (5)$$

其中, $\hat{R}_{it+k-1}$ 表示第 $k-1$ 天正常收益率的预测值,在计算 $\hat{T}_{it+k-1}$ 和 $\hat{S}_{it+k-1}$ 时,20个交易日中事件日后的收益率也使用预测值替代。此外,由于我们假设纳斯达克指数外生,所以此处仍然沿用其实际值。为了识别出金融稳定报告带来的新信息对市场的影响,我们分别计算事件前后 $k$ 天累计异常收益率的变化和市场波动的变化,计算公式如下<sup>②</sup>:

$$\Delta CAR_{it+k} = CAR_{i,t-t+k} - CAR_{i,t-1-k-t-1}, \quad (6)$$

$$\Delta SD_{it+k} = SD_{i,t-t+k} - SD_{i,t-1-k-t-1}, \quad (7)$$

其中, $CAR_{i,t-t+k}$ 和 $CAR_{i,t-1-k-t-1}$ 分别表示事件后 $k$ 天与事件前 $k$ 天的累计异常收益率,由各自时间窗口内异常收益率累加得到。 $SD_{i,t-t+k}$ 和 $SD_{i,t-1-k-t-1}$ 分别表示事件后 $k$ 天与事件前 $k$ 天的市场波动,由各自时间窗口内异常收益率的标准差衡量。

## 2. 分组检验

本文首先使用金融稳定沟通词典计算每篇金融稳定报告的文本情绪<sup>③</sup>,然后采用分组的方式来检验金融稳定报告是否能够引导异常收益率向预期方向变动,也就是报告对外释放悲观的情绪信号时,累计异常收益率是否会为负,而当释放积极的情绪信号时,累计异常收益率是否会为正。此外,本文还同步考察报告能否降低市场风险,也就是异常收益率的波动是否会降低。参考 Born et al. (2014) 的做法,我们利用金融稳定报告情绪的中位数对报告样本进行分组,若某篇报告情绪小于中位数,我们认为情绪是悲观的,否则我们认为情绪是乐观的。由此可以得到5篇情绪悲观的报告和6篇情绪乐观的报告。最后,本文同时采用非参数检验和参数检验两种方式(MacKinlay, 1997)。非参数检验方面,本文检验情绪悲观组中 $\Delta CAR_{it+k} < 0$ 的样本占比或情绪乐观组中 $\Delta CAR_{it+k} > 0$ 的样本占比是否显著大于50%,以及各组中 $\Delta SD_{it+k} < 0$ 的样本占比是否显著大于50%;参数检验方面,本文检验各组样本中 $\Delta CAR_{it+k}$ 和 $\Delta SD_{it+k}$ 的均值是否显著异于0。

表IV6展示了从事件发生后第1天一直到第10天 $\Delta CAR$ 和 $\Delta SD$ 的非参数检验结果。从 $\Delta CAR$ 的检验结果来看,情绪悲观组中 $\Delta CAR$ 小于0的样本占比从第1至5天都显著超过50%,并且情绪乐观组中 $\Delta CAR$ 大于0的样本占比在绝大多数时间内也都显著超过50%。从 $\Delta SD$ 的检验结果来看,两组中 $\Delta SD$ 小于0的样本占比在绝大多数时间内都显著超过50%,并且从大小和显著性来看,情绪乐观时效果更为强烈和持久。上述结果表明,市场回报在金融稳定报告情绪悲观时趋于下降,而在金融稳定报告情绪乐观时趋于上涨;市场波动在金融稳定报告发布后趋于下降,并且金融稳定报告情绪越乐观效果越强。

参数检验方面,图IV1展示了事件窗口内 $\Delta CAR$ 和 $\Delta SD$ 均值的变化情况。从图中可以很直观地看到, $\Delta CAR$ 均值在情绪悲观时显著负向变动,而在情绪乐观时显著正向变动。在

① 本文所说的“天”均指的是交易日。

② 由于我们定义事件日为第0天,从事件日当天一直到第 $k$ 天实际上包含 $k+1$ 天的时间,对应事件日前 $k$ 天的时间窗口实际上也包含 $k+1$ 天的时间,因此在计算 $CAR_{i,t-t+k}$ 、 $CAR_{i,t-1-k-t-1}$ 、 $SD_{i,t-t+k}$ 、 $SD_{i,t-1-k-t-1}$ 时均使用 $k+1$ 天的数据。

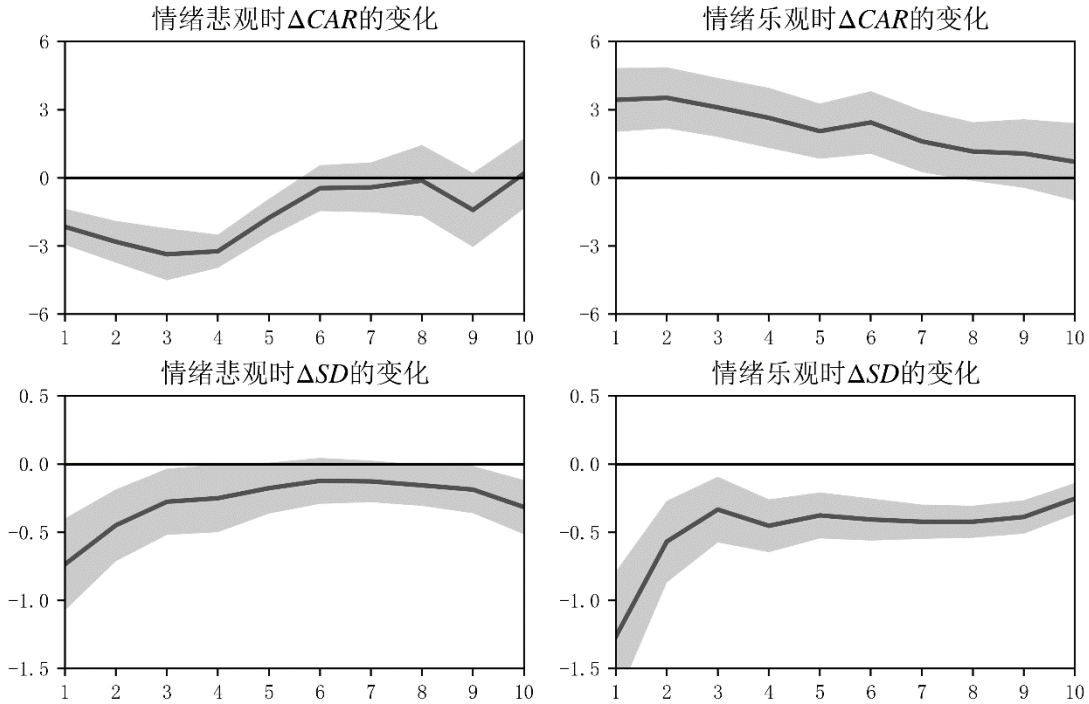
③ 本文使用金融稳定报告的全文计算其文本情绪。

降低波动的表现方面, 两组中  $\Delta SD$  均值从第 1 至 10 天都为负值, 尤其是乐观组中  $\Delta SD$  均值一直显著小于 0。并且从大小来看, 情绪乐观时波动下降幅度更大。以上结果与非参数检验结果一致, 说明金融稳定报告同样具有引导市场预期和降低市场风险的效果。金融稳定报告的情绪越积极, 异常收益率正向变动, 累计异常收益率越大, 波动率下降幅度越大。

表 IV 6 非参数检验结果

第 $k$ 天	$\Delta CAR$		$\Delta SD$	
	悲观 (1)	乐观 (2)	悲观 (3)	乐观 (4)
1	0.820*** (4.53)	0.867*** (5.68)	0.760*** (3.68)	0.783*** (4.39)
2	0.860*** (5.09)	0.783*** (4.39)	0.720*** (3.11)	0.633** (2.07)
3	0.820*** (4.53)	0.783*** (4.39)	0.620* (1.70)	0.583 (1.29)
4	0.940*** (6.22)	0.667*** (2.58)	0.620* (1.70)	0.717*** (3.36)
5	0.740*** (3.39)	0.683*** (2.84)	0.620* (1.70)	0.717*** (3.36)
6	0.560 (0.85)	0.767*** (4.13)	0.620* (1.70)	0.783*** (4.39)
7	0.580 (1.13)	0.683*** (2.84)	0.620* (1.70)	0.833*** (5.16)
8	0.520 (0.28)	0.567 (1.03)	0.620* (1.70)	0.867*** (5.68)
9	0.600 (1.41)	0.633** (2.07)	0.740*** (3.39)	0.817*** (4.91)
10	0.500 (0.00)	0.667*** (2.58)	0.720*** (3.11)	0.750*** (3.87)
N	50	60	50	60

注: 括号内数字为统计量  $J = \left(\frac{n}{N} - 0.5\right) \frac{\sqrt{N}}{0.5}$ ,  $n$  为符合条件的样本数,  $N$  为样本总数, 且  $J \sim N(0,1)$ 。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

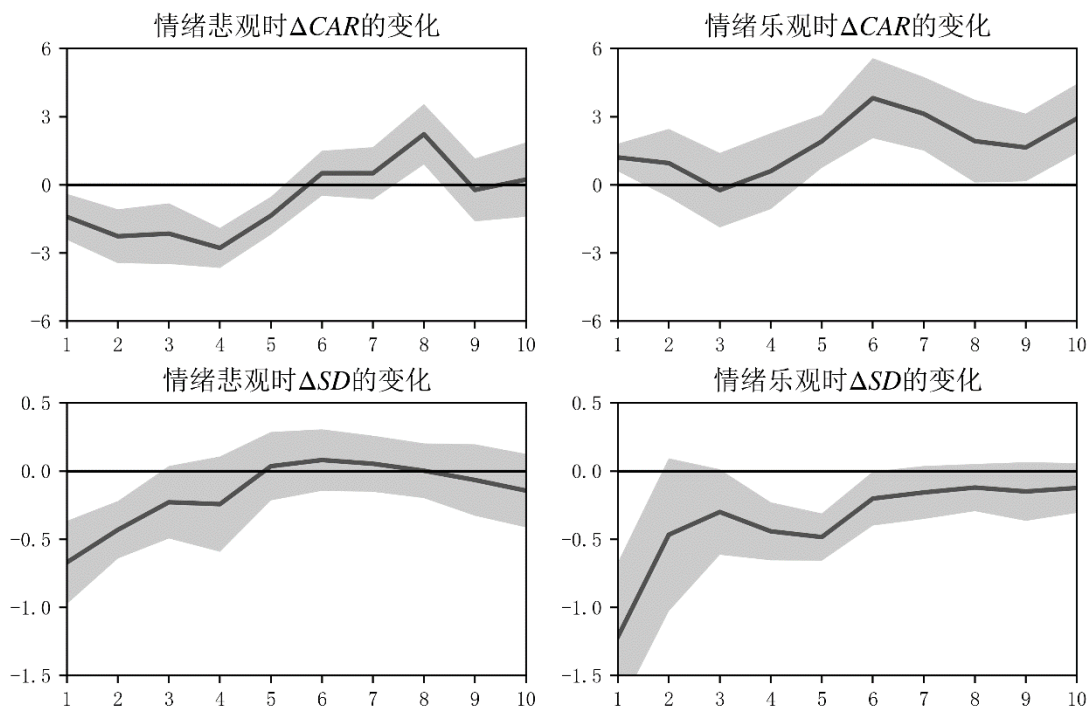
图IV1  $\Delta CAR$  和  $\Delta SD$  均值的变化

注：图中横坐标表示事件窗口，纵坐标表示均值且单位为%，阴影部分表示 95%的置信区间，下图同。

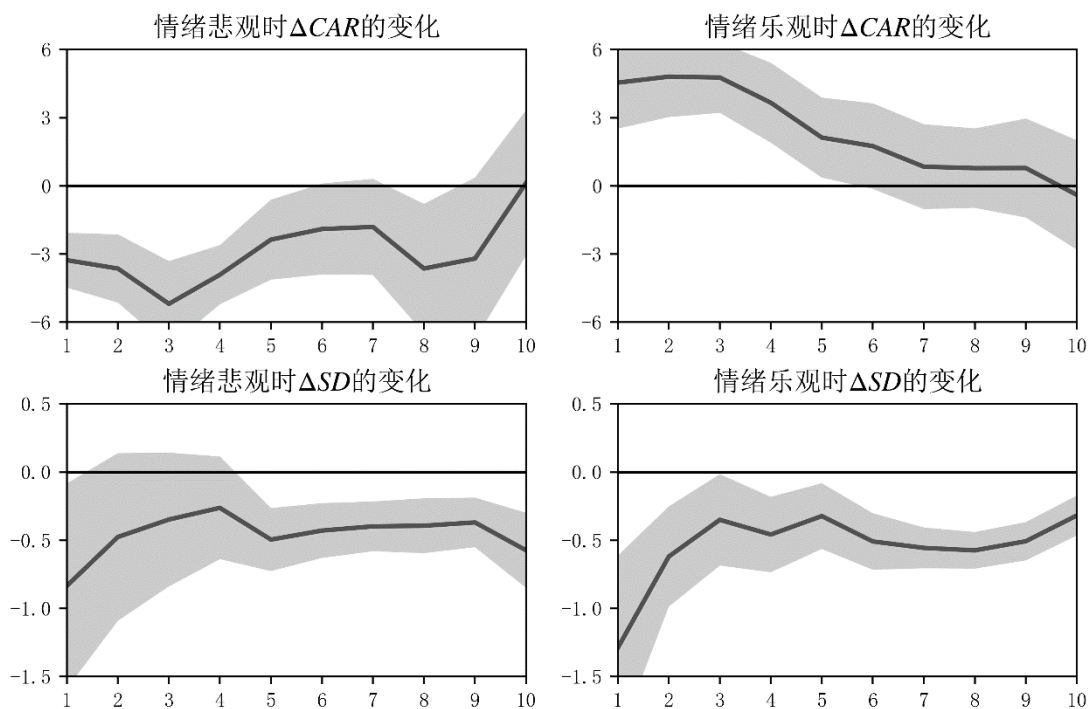
接下来本文考虑货币政策信息发布的影响。我们按照事件前 11 天到事件后 10 天共 22 天的时间窗口内有无货币政策信息发布将总样本分为两组以控制其影响，在每一组中又可以将子样本分为悲观和乐观两组，进而继续进行参数检验<sup>①</sup>。图IV2 和图IV3 分别展示了有无货币政策信息发布时  $\Delta CAR$  和  $\Delta SD$  均值的变化情况。首先可以发现，无论是否存在货币政策信息，在金融稳定报告发布后的一段时间内，悲观的报告都能创造负的异常收益，而乐观的报告都能创造正的异常收益，并且也都能使得市场波动降低。我们也仍然可以看到，报告的情绪越积极，累计异常收益率越大，波动率下降幅度也越大。接下来对比图IV2 和图IV3 可以发现，相比无货币政策一组，有货币政策一组中金融稳定报告引导预期和降低风险的效果更弱。这说明货币政策信息的发布也会给市场带来影响，但由于金融稳定报告相对于货币政策而言具有新信息，市场仍然会对金融稳定报告的情绪做出反应。

以上所有结果表明，央行金融稳定沟通可以引导预期和降低风险的基本结论并没有发生变化，同时这一影响也不由货币政策所驱动。

<sup>①</sup> 在本文的样本中，货币政策信息往往在金融稳定报告发布之后的几天内发布，所以我们考虑的时间窗口包括事件后 10 天。货币政策信息发布包括存贷款基准利率、存款准备金和再贷款的调整，以及《中国货币政策执行报告》的发布，公开市场操作由于较频繁则不纳入考虑范围。



图IV2 有货币政策时  $\Delta CAR$  和  $\Delta SD$  均值的变化



图IV3 无货币政策时  $\Delta CAR$  和  $\Delta SD$  均值的变化

## 参考文献

- [1] Alam, Z., A. Alter, J. Eiseman, G. Gelos, H. Kang, M. Narita, E. Nier, and N. Wang, “Digging Deeper—Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from a New Database”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 2024, Forthcoming.
- [2] Azzimonti, M., “Partisan Conflict and Private Investment”, *Journal of Monetary Economics*, 2018, 93, 114-131.
- [3] Born, B., M. Ehrmann, and M. Fratzscher, “Central Bank Communication on Financial Stability”, *Economic Journal*, 2014, 124(577), 701-734.
- [4] Brownlees, C., and R. F. Engle, “SRISK: A Conditional Capital Shortfall Measure of Systemic Risk”, *Review of Financial Studies*, 2017, 30(1), 48-79.
- [5] Cieslak, A., and A. Schrimpf, “Non-Monetary News in Central Bank Communication”, *Journal of International Economics*, 2019, 118, 293-315.
- [6] Correa, R., K. Garud, J. M. Londono, and N. Mislav, “Sentiment in Central Banks’ Financial Stability Reports”, *Review of Finance*, 2021, 25(1), 85-120.
- [7] 葛新宇、庄嘉莉、刘岩, “贸易政策不确定性如何影响商业银行风险——对企业经营渠道的检验”, 《中国工业经济》, 2021 年第 8 期, 第 133-151 页。
- [8] Loughran, T., and B. McDonald, “When Is a Liability Not a Liability? Textual Analysis, Dictionaries, and 10-Ks”, *Journal of Finance*, 2011, 66(1), 35-65.
- [9] MacKinlay, A. C., “Event Studies in Economics and Finance”, *Journal of Economic Literature*, 1997, 35(1), 13-39.
- [10] Nakamura, E., and J. Steinsson, “High Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality: The Information Effect”, *Quarterly Journal of Economics*, 2018, 133(3), 1283-1330.
- [11] Ng, J., W. Saffar, and J. J. Zhang, “Policy Uncertainty and Loan Loss Provisions in the Banking Industry”, *Review of Accounting Studies*, 2020, 25, 726-777.
- [12] 王博、高青青, “央行沟通语义的金融市场响应”, 《经济学动态》, 2022 年第 3 期, 第 35-55 页。
- [13] 肖争艳、黄源、王兆瑞, “央行沟通的股票市场稳定效应研究——基于事件研究法的分析”, 《经济学动态》, 2019 年第 7 期, 第 80-93 页。
- [14] 邹文理、王曦、谢小平, “中央银行沟通的金融市场响应——基于股票市场的事件研究”, 《金融研究》, 2020 年第 2 期, 第 34-50 页。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。