

不确定性会影响央行沟通效果吗*

郭豫媚 郭俊杰

内容提要:在复杂的国内外经济形势下,通过央行沟通引导预期对稳定经济变得越发关键。本文通过构建包含经济不确定性和央行沟通在内的理论模型,分析了央行沟通如何通过信息机制起作用,并探讨了经济不确定性可能产生的影响。理论模型分析表明,央行沟通通过信息机制能够降低市场波动,但是经济不确定性会对央行沟通的信息机制产生削弱作用。本文以中国人民银行发布的《中国货币政策执行报告》为沟通样本进行了实证分析,回归结果表明中国人民银行的沟通能够通过信息机制降低金融市场波动,但经济不确定性会抵消上述影响。在此基础上,本文将基准模型拓展到汇率市场,探讨了人民币汇率改革对信息机制的影响,并通过“8·11”汇改进一步在实证层面证实了央行沟通能够通过信息机制发挥作用。本文是对央行沟通理论机制研究的重要补充,不仅从经济不确定性视角为已有研究的分歧提供了一种解释,而且对改善央行沟通的政策效果、提高央行沟通引导预期的能力具有重要意义。

关键词:央行沟通 信息机制 文本相似度 不确定性

作者简介:郭豫媚,中央财经大学金融学院副教授、博士,102206;

郭俊杰(通讯作者),中央财经大学金融学院副教授、博士,102206。

中图分类号:F822.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2024)06-0088-17

一、引言

在复杂多变的国际环境以及中国经济增长新旧动能转换、人口老龄化等多重因素叠加之下,能否通过央行沟通稳定市场预期对中国经济健康平稳发展变得越发关键。2018年7月,中共中央政治局会议首次提出“六稳”方针——稳就业、稳金融、稳外贸、稳外资、稳投资、稳预期。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出,要“健全宏观政策制定和执行机制,重视预期管理和引导”,表明“稳预期”成为中国经济稳中求进的主要着力点之一。易纲(2022)指出,我国

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“中国货币政策预期管理效果的定量评估:模型仿真与指标体系构建”(72273159);国家自然科学基金青年项目“中国财政政策空间对财政政策有效性的影响:实证分析与模型仿真”(72103216);中央高校基本科研业务费专项资金和中央财经大学科研创新团队支持计划。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。郭俊杰电子邮箱: junjguo@cufe.edu.cn。

经济迈向高质量发展阶段,面临需求收缩、供给冲击、预期转弱等短期压力,中央银行要支持经济发展方式转变和经济结构优化,稳妥应对经济发展中的各种挑战。2022年12月的中央经济工作会议进一步强调,“明年经济工作千头万绪,要从战略全局出发,从改善社会心理预期、提振发展信心入手,纲举目张做好工作”。

在此背景下,中国货币政策预期管理仍存在两个问题有待解释和研究。第一个问题是现实经济中出现“预期转弱”的现象是否意味着央行沟通效果欠佳,还是由于其他因素的干扰?关于央行沟通引导预期的效果,已有文献主要从宏观经济预期和资产价格两个角度展开了丰富的研究。宏观经济预期是影响市场主体决策的重要预期,是央行沟通的主要作用对象。李云峰(2012)、卞志村和张义(2012)、汪莉和王先爽(2015)、闫先东和高文博(2017)、王少林和林建浩(2017)、林建浩等(2021)均认为央行沟通能够有效引导公众预期,提高预测精确度。资产价格方面,由于金融资产价格是对经济预期的反映且资产价格数据具有高频的特征,已有文献通常使用资产价格作为预期的代理变量来检验央行沟通的效果。在对利率的研究中,已有研究发现央行沟通能够有效引导短期利率及其波动(冀志斌、周先平,2011;马理等,2013;王博、刘翀,2016)。在对股票市场的研究中,早期的文献发现中央银行沟通对股票市场的影响较弱(张强、胡荣尚,2013;王博、刘翀,2016)。近年来,通过更细致的模型刻画和对央行沟通的测度,已有不少文献识别出了中国货币政策预期管理对股票市场存在显著影响(吴国培、潘再见,2014;张成思、陈紫琳,2015;邹文理等,2020;姜富伟等,2021)。由此可见,已有文献基本认为央行沟通效果良好,因此如何解释现实中市场预期偏离政策理想水平的现象亟待进行更深入的研究。

第二个问题是理论与实证不一致,具体表现为基于前沿文本分析方法的央行沟通文本相似度实证研究结果难以用理论研究的主要机制进行解释。Mussa(1981)、C. D. Romer和D. H. Romer(2000)、Blinder等(2008)、Jansen(2011)认为,央行沟通能够降低市场波动,这是因为央行沟通为市场提供了新的信息,这些信息可以减缓市场的投机行为和协调市场预期。随着文本分析技术在央行沟通领域中的逐步应用,已有文献主要使用文本相似度来度量央行公告的信息含量,考察央行沟通文本相似度对市场波动的影响。例如,Ehrmann和Talmi(2020)在对加拿大央行的研究中发现,央行沟通文本相似度越高,市场波动越小。他们并未对该结论的机制进行分析,但如果从信息机制^①的角度来看,央行沟通文本相似度越低,新信息越多,此时才能起到降低市场波动的效果,这与文本相似度的实证结果并不一致。姜富伟等(2021)对央行沟通的研究结果也得到了与Ehrmann和Talmi(2020)基本一致的结论。由此可见,如何解释文本相似度的实证结果,以及央行沟通的信息机制在中国是否起作用,这些问题都有待进一步研究。

为了改善央行沟通效果进而更好地应对“预期转弱”的现实问题,本文试图从不确定性视角对上述两个问题进行解释。本文首先通过构建理论模型探究央行沟通的信息机制效应以及不

^① 本文与C. D. Romer和D. H. Romer(2000)、Nakamura和Steinsson(2018)提出的信息效应(Information Effect)存在根本的差异。第一,侧重的货币政策操作不同。C. D. Romer和D. H. Romer(2000)、Nakamura和Steinsson(2018)提出的信息效应是指传统货币政策操作(如美联储联邦基金利率调整)产生的一种附加效果。这可能也是C. D. Romer和D. H. Romer(2000)、Nakamura和Steinsson(2018)并没有将“信息”的这种作用视为传统货币政策的一种传导机制,而仅仅是一种效应。鉴于信息的发布是央行沟通的重要方面,在针对央行沟通的分析中,本文将通过“信息”产生的政策效应及其路径称为信息机制,即信息机制是央行沟通的一种传导机制。第二,央行的主动程度不同。C. D. Romer和D. H. Romer(2000)、Nakamura和Steinsson(2018)提出的信息效应主要取决于市场对央行行为的主观解读。例如,央行降息行为既可能被解读为对经济的刺激,也可能被解读为央行对经济前景的悲观态度。这主要取决于市场的解读,央行在这一效应中较为被动。而本文所探讨的信息机制强调央行释放新信息所产生的影响,这种效应主要取决于央行所释放的新信息的准确度等特征,央行具有较强的主动性。

确定性对其产生的影响,通过引入公共信息刻画央行沟通,并将经济不确定性和新信息引入对公共信息特征的刻画,在此基础上分析公共信息对私人部门决策的影响。模型研究表明,在其他条件不变的情况下,央行沟通文本相似度的下降会通过信息机制降低市场波动,即新信息越多,市场波动越小。但是,不确定性的上升会引起央行沟通文本相似度的下降和市场波动的加剧,从而削弱央行沟通信息机制的作用。这表明已有研究的分歧很可能在于忽视了不确定性的作用。

为进一步验证上述机制和假设,本文以中国人民银行发布的《中国货币政策执行报告》为沟通样本进行实证分析,通过在回归中控制不确定性因素对信息机制进行识别。基于EGARCH模型的实证结果显示,在不控制不确定性因素的情况下,央行沟通对债券市场、股票市场和外汇市场波动的影响不存在明显的规律,回归系数可能存在一定的偏误。但是,在控制不确定性因素后,央行沟通文本相似度的回归系数均明显增大且为正。这从实证层面验证了央行沟通信息机制的具体作用,即新信息越多,央行沟通文本相似度越低,市场波动越小。在此基础上,本文将基准模型拓展到汇率市场,探讨了人民币汇率改革对信息机制的影响。如果央行沟通的信息机制成立,那么在人民币汇率改革后央行信息机制的作用会相对减弱。本文利用“8·11”汇改进行机制识别,实证结果显示人民币汇率改革之后央行沟通文本相似度对市场波动的影响系数减小,为央行沟通的信息机制进一步提供了实证证据支持。

本文的贡献主要包括以下三点。一是本文基于理论和实证研究论证并识别了央行沟通的信息机制,这不仅是对央行沟通理论研究的重要补充,而且对提高央行沟通政策实践效果具有重要意义。已有的央行沟通文献聚焦对央行沟通的影响及其有效性的研究,仍然缺少对央行沟通影响机制的深入研究。本文通过理论分析提出了央行沟通影响市场波动的信息机制,论证并验证了央行沟通通过信息机制降低市场波动的作用,发现中国人民银行的沟通能够通过信息机制影响金融市场。二是本文提出和分析了不确定性因素对信息机制产生的抵消作用,为货币政策预期管理领域存在的两个问题提供了一种解释。本文研究表明,央行沟通能够通过信息机制发挥积极作用,但不确定性因素会抵消沟通的效果。因此,现实中的预期转弱并不意味着央行沟通的无效,这对本文提出的第一个问题进行了回答。与此同时,不确定性因素造成了文本相似度的下降和市场波动的加剧,进而为基于文本相似度的央行沟通实证研究与理论研究结论不一致的现象提供了一种解释。三是本文将央行沟通的文本特征模型化,为央行沟通的文本研究提供了一个动态理论分析框架。随着大数据和文本分析法在央行沟通中的广泛应用,已有研究能够从相似度、情绪、主题等多个维度对央行沟通展开丰富而深入的实证研究。但是,尚没有文献将上述特征模型化,这也使得在对央行沟通进行文本分析时缺少理论框架进行深入的机制研究。本文在Morris和Shin(2002)、郭豫媚和周璇(2018)的基本框架下将央行沟通文本相似度模型化,为央行沟通的文本研究提供了一个可借鉴的动态理论分析框架。

二、模型和理论分析

本文通过引入公共信息和私人信息,探究央行沟通影响市场波动的具体机制。其中,公共信息为央行发布的报告文本。在 t 期,央行依据先验认知 y_{t-1} 和新信息 x_t 发布报告 y_t 。公众收到报告 y_t 后会进行阅读,并对比与上一期报告 y_{t-1} 的相似度。之后,个体 i 将根据个人先验认知 z_{t-1}^i 和报告 y_t 进行决策,并采取行动 a_t^i 。模型具体设定及其结果如下。

(一)效用函数

假定个体 i 的最优化问题为:

$$\max_{a_i} V_i = E_i u_i(a_i, \theta_i) + \beta E_i(V_{i+1}) \quad (1)$$

其中, $u_i(a_i, \theta_i) = -(1-r)(a_i - \theta_i)^2 - r(L_i - \bar{L}_i)$, $L_i = \int_0^1 (a_i^j - a_i^j)^2 dj$, $\bar{L}_i = \int_0^1 L_j dj$ 。 r 为常数, 且 $0 < r < 1$, r 越大表明公众之间的差异对效用的影响越大, r 越小则表明公众越关心其决策与真实情况的差异。 β 为贴现因子。 θ_i 为表征经济运行的基础变量, 运动方程为: $\theta_i = \theta_{i-1} + v_i$, $v_i \sim N(0, \rho^2 \sigma_v^2)$ 。 v_i 为当期产生的冲击, 这种冲击包括经济中出现的突发事件和央行的政策干预。 $\rho > 0$, 用以度量经济的不确定性, 体现了 θ_i 在多大程度上受到当期外生冲击的影响。 ρ 越大表示当期外生因素的影响越大, θ_i 相对上一期的变化越大, 经济不确定性越高。

对上述最优化问题求解可得个体 i 的最优决策为:

$$a_i(I_i) = (1-r)E_i(\theta_i) + rE_i(\bar{a}_i) \quad (2)$$

其中, I_i 为个体 i 的信息集, $E_i(\theta_i)$ 为个体 i 对 market 价格的预期, \bar{a}_i 为市场个体行为的均值。

(二)公共信息与央行沟通

定义 y_t 为央行撰写的文本, 假设 y_t 受两方面信息的影响。一是央行对宏观经济的先验认知 y_{t-1} , 即央行上一期的文本信息。二是央行在当期接收到的新信息 x_t 。这样设定的原因在于, 央行沟通的内容通常包括两个方面。一是对过去经济运行状况和货币政策操作的回顾。这部分信息通常为过去已经发布过的信息, 对应本文模型中的 y_{t-1} 。二是对宏观经济和货币政策的展望。这部分信息通常为央行新掌握的信息, 对应本文模型中的 x_t 。由于 x_t 是相对于先验认知 y_{t-1} 的新信息, 因此假定 $x_t \neq y_{t-1}$ 。

具体而言, 假定 t 期期初, 央行拥有上一期结束时的后验认知 $\theta_{t-1} \sim N(y_{t-1}, \sigma_{y,t-1}^2)$, $\alpha_{t-1} = \sigma_{y,t-1}^{-2}$ 为其准确度。根据 $\theta_t = \theta_{t-1} + v_t$, 央行形成关于 θ_t 的先验认知 $\theta_t \sim N(y_{t-1}, \sigma_{y,t-1}^2 + \rho^2 \sigma_v^2)$, 其准确度为 $\alpha_t^y = 1/(\sigma_{y,t-1}^2 + \rho^2 \sigma_v^2)$ 。同时, 央行在当期获取对 θ_t 的新信息 x_t 满足 $x_t = \theta_t + e_t$, $e_t \sim N(0, \sigma_e^2)$, 其准确度为 $\alpha^x = 1/\sigma_e^2$ 。

央行对宏观经济的先验认知 y_{t-1} 的准确度受两方面因素的影响。一是央行上一期期末信息的准确度 α_{t-1} 。 α_{t-1} 越大, 表明信息准确度越高。二是经济的不确定性 ρ 。 ρ 越大, 表明不确定性越高, 这会使得央行先验认知的信息准确度下降。这是因为经济不确定性的上升使得过去经济状况和未来经济状况的相关性下降, 利用先验信息判断未来宏观经济的有效性减弱。 α^x 是央行新信息的准确度, α^x 越大意味着新信息的准确度越高。

基于此, 央行通过贝叶斯更新形成后验认知 y_t 并将其公布给市场: $y_t = \omega_t y_{t-1} + (1 - \omega_t) x_t$ 。其中, $\omega_t = \alpha^x / (\alpha_t^y + \alpha^x) = \sigma_e^2 / (\sigma_{y,t-1}^2 + \rho^2 \sigma_v^2 + \sigma_e^2)$ 。信息 y_t 的准确度 α_t 为:

$$\alpha_t = \alpha_t^y + \alpha^x = 1/(\sigma_{y,t-1}^2 + \rho^2 \sigma_v^2) + 1/\sigma_e^2 \quad (3)$$

不妨用 $Sim_t = |y_t - y_{t-1}|^{-1}$ 度量文本相似度。央行的新文本与上一期文本越接近, 相似度越高; 反之, 央行的新文本与上一期文本相差越大, 相似度越低。其表达式为:

$$Sim_t = |y_t - y_{t-1}|^{-1} = (1 - \omega_t)^{-1} |x_t - y_{t-1}|^{-1} \quad (4)$$

于是, 可以通过对 Sim_t 求导分析新信息的准确度和不确定性对文本相似度的影响:

$$\frac{\partial Sim_t}{\partial \alpha^x} = \frac{\partial \left(\frac{\alpha_t^{y-1} + \alpha^{x-1}}{\alpha_t^{y-1}} \right)}{\partial \alpha^x} \Big|_{x_t - y_{t-1}}^{-1} = -\frac{\alpha^{x-2}}{\alpha_t^{y-1}} \Big|_{x_t - y_{t-1}}^{-1} < 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial Sim_t}{\partial \rho} = \frac{\partial Sim_t}{\partial \alpha_t^y} \frac{\partial \alpha_t^y}{\partial \rho} = -\alpha^{x-1} \frac{2\sigma_v^2 \rho}{(\sigma_{y,t-1}^2 + \rho^2 \sigma_v^2)^2} \Big|_{x_t - y_{t-1}}^{-1} < 0 \quad (6)$$

由于 x_t 是相对于先验认知 y_{t-1} 的新信息, 因此 $|x_t - y_{t-1}| \neq 0$ 。可见, 由于新信息的加入, 央行当期文本与上一期文本之间会存在差异。这种差异主要受到两方面因素的影响。一是新信息的准确度。新信息的准确度越高 (α^x 越大), 文本相似度就越低。这是因为新信息的准确度越高, 信息越可靠、越有用, 此时央行会提高新信息在文本 y_t 中的比重, 即 ω_t 下降。二是不确定性。不确定性越高 (ρ 越大), 文本相似度就越低。其原因在于, 不确定性的上升会使得央行先验认知的准确度下降, 从而使得上一期文本在新文本中所占的比重 ω_t 下降。

(三) 私人信息与信息处理

t 期期初私人部门的个体 i 拥有先验认知 $\theta_{t-1} \sim N(z_{t-1}^i, \sigma_{z,i,t-1}^2)$, 其中 $z_{t-1}^i = E_{t-1}^i(\theta_{t-1})$ 。根据 $\theta_t = \theta_{t-1} + v_t$, 形成关于 θ_t 的先验认知 $\theta_t \sim N(z_{t-1}^i, \sigma_{z,i,t-1}^2 + \rho^2 \sigma_v^2)$ 。由此可得先验认知的准确度为 $\beta_t^{z,i} = 1/(\sigma_{z,i,t-1}^2 + \rho^2 \sigma_v^2)$ 。在此基础上, 个体获得央行发布的信息 y_t 。个体通过贝叶斯更新得到关于 θ_t 的预期, 即后验认知 $z_t^i = E_t^i(\theta_t) = (\alpha_t y_t + \beta_t^{z,i} z_{t-1}^i) / (\alpha_t + \beta_t^{z,i})$ 。其中, $E_t^i(\theta_t)$ 代表条件期望 $E_t^i(\theta_t | I_t)$, $I_t = I\{z_{t-1}^i; y_t\}$ 。后验认知的方差为 $\sigma_{z,i,t}^2 = 1/(\alpha_t + \beta_t^{z,i})$ 。

由此, 可以求解个体 i 的最优决策 a_t^i 。借鉴 Morris 和 Shin (2002) 的思路, 假定最优决策是关于央行公共信息和个体私人信息的线性函数:

$$a_t^i(I_t) = \kappa z_{t-1}^i + (1 - \kappa) y_t \quad (7)$$

则个体 i 对私人部门所有个体平均决策的条件期望为:

$$E_t^i(\bar{a}_t) = \kappa E_t^i(\theta_t) + (1 - \kappa) y_t = \frac{\kappa \beta_t^{z,i}}{\alpha_t + \beta_t^{z,i}} z_{t-1}^i + \left(1 - \frac{\kappa \beta_t^{z,i}}{\alpha_t + \beta_t^{z,i}} \right) y_t \quad (8)$$

因此, 根据式(2), 个体 i 的最优决策为:

$$a_t^i(I_t) = (1 - r) E_t^i(\theta_t) + r E_t^i(\bar{a}_t) = \frac{(\kappa r + 1 - r) \beta_t^{z,i}}{\alpha_t + \beta_t^{z,i}} z_{t-1}^i + \left[1 - \frac{(\kappa r + 1 - r) \beta_t^{z,i}}{\alpha_t + \beta_t^{z,i}} \right] y_t \quad (9)$$

结合式(6)求解可得: $\kappa = (1 - r) \beta_t^{z,i} / [\alpha_t + (1 - r) \beta_t^{z,i}]$ 。于是可得最优决策:

$$a_t^i(I_t) = \frac{\alpha_t y_t + (1 - r) \beta_t^{z,i} z_{t-1}^i}{\alpha_t + (1 - r) \beta_t^{z,i}} \quad (10)$$

(四) 央行沟通的信息机制分析

个体行动变化最终会导致市场波动, 不妨用个体行动的方差来代表市场波动:

$$var(a_t^i(I_t)) = \frac{\alpha_t + (1 - r)^2 \beta_t^{z,i}}{[\alpha_t + (1 - r) \beta_t^{z,i}]^2} \quad (11)$$

将市场波动对央行公布信息的准确度和私人先验认知的准确度求导可得:

$$\frac{\partial var(a_i^i(I_i))}{\partial \alpha_i} = -\frac{\alpha_i + (2r^2 - 3r + 1)\beta_i^{2,i}}{[\alpha_i + (1-r)\beta_i^{2,i}]^3} < 0 \quad (12)$$

$$\frac{\partial var(a_i^i(I_i))}{\partial \beta_i^{2,i}} = -(1-r) \frac{(1+r)\alpha_i + (1-r)^2\beta_i^{2,i}}{[\alpha_i + (1-r)\beta_i^{2,i}]^3} < 0 \quad (13)$$

于是,根据式(3)和式(12)可得:

$$\frac{\partial var(a_i^i(I_i))}{\partial \alpha^x} = \frac{\partial var(a_i^i(I_i))}{\partial \alpha_i} \frac{\partial \alpha_i}{\partial \alpha^x} = -\frac{\alpha_i + (2r^2 - 3r + 1)\beta_i^{2,i}}{[\alpha_i + (1-r)\beta_i^{2,i}]^3} < 0 \quad (14)$$

根据式(5)和式(14)可得:

$$\frac{\partial Sim_t}{\partial \alpha^x} < 0 \quad (15)$$

$$\frac{\partial var(a_i^i(I_i))}{\partial \alpha^x} < 0 \quad (16)$$

式(15)和式(16)表明央行沟通会通过信息机制降低市场波动。为了更直观地展示上述机制,本文对相关参数予以校准并进行数值模拟。本文随机生成新信息冲击 e_t 和经济冲击 v_t 的时间序列,长度各为200期。得到 e_t 和 v_t 后,本文计算市场信息 y_t 的准确度 α_t 以及先验认知的准确度 $\beta_t^{2,i}$,进而根据式(11)得到市场波动 var 。重复以上数值模拟过程100次并取平均值,即可得到图1实线的基准结果。为刻画央行沟通信息机制对市场波动 var 的影响,本文假设在第101期新信息的标准差 σ_e 从1.0下降至0.5,由此得到图中虚线。可见,从第101期至第200期新信息准确度的提升使得市场波动平均下降了约7%。由此,本文提出定理1。

定理1:在其他条件不变的情况下,央行沟通会通过信息机制降低市场波动。

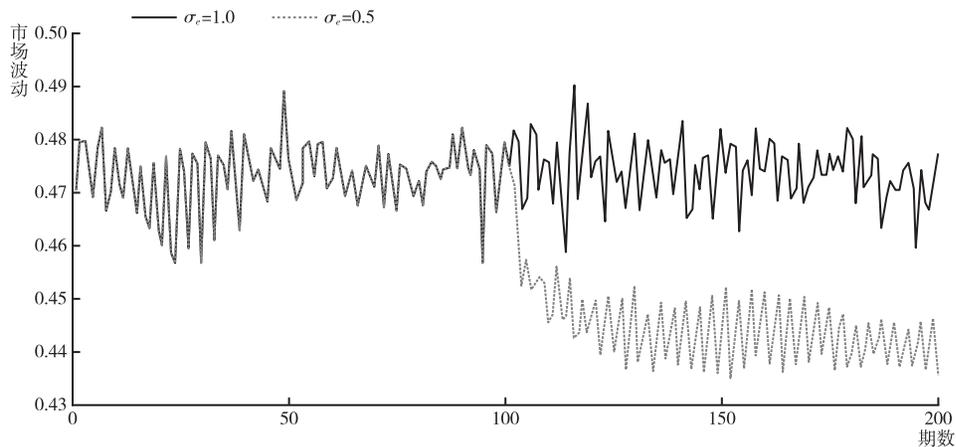


图1 新信息准确度提升对市场波动的影响

注:图中实线对应参数设定为 $\sigma_e = 1.0, \sigma_v = 0.6, \rho = 1.70$;虚线对应参数设定为 $\sigma_e = 0.5, \sigma_v = 0.6, \rho = 1.70$ 。图中结果为100次重复数值模拟实验的平均值。

(五)不确定性如何影响文本相似度与市场波动的关系

鉴于不确定性会影响央行的信息发布,因此央行沟通文本相似度与市场波动的关系并不能直接用来反映信息机制的强弱。本文将进一步探讨不确定性如何影响央行沟通信息机制的识别,即忽视不确定性因素如何影响对央行沟通信息机制的认识。

将市场波动对不确定性求导,并结合式(3)、式(5)、式(12)和式(13)可得:

$$\frac{\partial \text{var}(a_i^i(I_i))}{\partial \rho} = \frac{\partial \text{var}(a_i^i(I_i))}{\partial \alpha_i} \frac{\partial \alpha_i}{\partial \rho} + \frac{\partial \text{var}(a_i^i(I_i))}{\partial \beta_i^{z,i}} \frac{\partial \beta_i^{z,i}}{\partial \rho} > 0 \quad (17)$$

这表明,不确定性的上升会加剧市场波动,因此可能会对央行沟通通过信息机制降低市场波动的效果产生削弱作用。具体而言,在其他条件不变的情况下,若不确定性上升,央行先验信息用于判断当期经济状况的准确度会下降,这会使得央行沟通文本相似度下降[见式(6)]。与此同时,式(17)表明不确定性的上升会加剧市场波动。此时央行沟通文本相似度与市场波动表现出负相关关系,这种影响会弱化甚至抵消央行沟通信息机制的作用。更为重要的是,这表明忽视不确定性因素的影响会导致实证中产生严重的遗漏变量问题,从而对央行沟通信息机制的作用产生误判。

基于此,为了更直观地展示不确定性上升对新信息准确度提升的削弱作用,本文在前述参数设定的基础上进一步开展数值模拟实验。假设在第101期新信息的标准差 σ_e 从1.0下降至0.5的同时,不确定性程度从1.70上升至1.78,其模拟结果见图2a中的虚线。可以看到,由于央行新信息准确度的提高,市场波动有所下降。但是,对比图1可以发现,图2a中市场波动的下降幅度明显减小。当不确定性程度从1.70上升至1.78时,新信息准确度的提升仅使得市场波动下降约3%,幅度不足图1情形的一半。这主要是因为不确定性的上升削弱了央行沟通信息机制的作用。不仅如此,当不确定性程度进一步提升至1.93时(见图2b),不确定性的上升完全抵消了新信息准确度提升对市场波动的抑制作用,并使得市场波动相对于实线的基准情形上升了3%。由此可见,尽管新信息准确度提升有助于减小市场波动,但是不确定性的上升会削弱新信息准确度提升的作用。由此,本文提出定理2。

定理2:在其他条件不变的情况下,不确定性的上升会抵消央行沟通的信息机制。

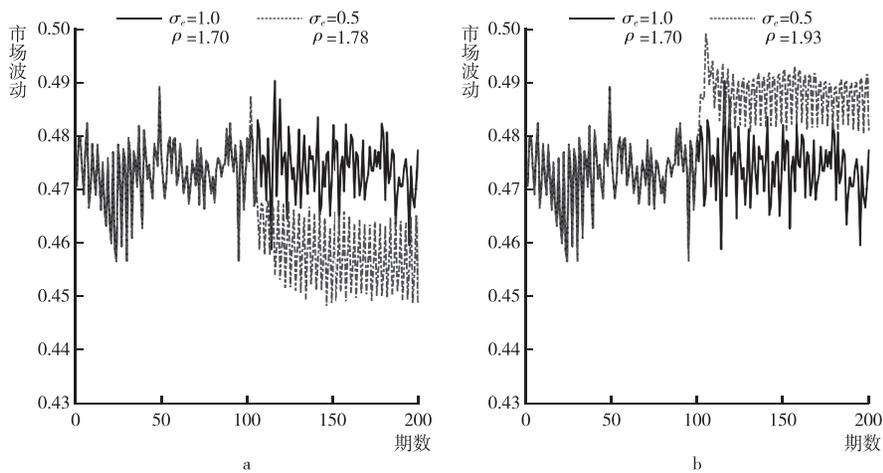


图2 不确定性上升对央行沟通信息机制的削弱作用

注:图2a中实线对应参数设定为 $\sigma_e = 1.0, \sigma_v = 0.6, \rho = 1.70$;虚线对应参数设定为 $\sigma_e = 0.5, \sigma_v = 0.6, \rho = 1.78$ 。图2b中实线对应参数设定与图2a一致,虚线对应参数设定为 $\sigma_e = 0.5, \sigma_v = 0.6, \rho = 1.93$ 。图中结果均为100次重复数值模拟实验的平均值。

三、实证研究设计

(一)识别方法与研究假设

本文以中国人民银行的沟通样本对央行沟通的信息机制进行识别,从而为上述理论分析结果提供实证证据支持。具体而言,本文将不确定性作为控制变量,考察央行沟通文本相似度与市场波动的回归系数来识别央行沟通的信息机制。根据定理1和定理2,不确定性的变动会影响央行沟通文本相似度和市场波动,因此探究央行沟通的信息机制需要控制不确定性因素。在控制不确定性因素的情况下,如果定理1和定理2成立,那么市场波动对央行沟通文本相似度的回归系数应当为正,从而证实央行沟通信息机制的存在。基于此,本文提出假设1。

假设1:在控制不确定性因素的情况下,央行沟通文本相似度越低,市场波动越小,表明央行沟通信息机制的存在。

(二)数据说明

1. 文本相似度指标

本文以中国人民银行发布的《中国货币政策执行报告》摘要为沟通样本构建央行沟通文本相似度指标。选择《中国货币政策执行报告》摘要的原因主要有以下四点。一是该报告具有较为固定的文本结构,能够较好地满足相似度指标构建的要求。二是该报告对后顾信息和前瞻信息的沟通有明确的划分,便于客观地将文本归类为后顾信息和前瞻信息。三是自2001年开始,中国人民银行每季度发布该报告,是中国人民银行使用时间最长、最有规律性的沟通方式之一,也是最受市场关注的央行沟通文本。四是该报告的摘要较好地凝练和总结了报告全文的核心内容,在文本相似度计算中的效果要优于全文。

借鉴 Acosta 和 Meade(2015)、Ehrmann 和 Talmi(2020)的方法,本文利用余弦相似度来衡量《中国货币政策执行报告》摘要的文本相似度,具体步骤如下。首先,对原始文本进行预处理。一方面,考虑到规范性话语和客观描述性语句会提升文本相似度,但缺乏实际意义,因此本文在预处理过程中剔除了相关语句。另一方面,本文运用 Python 的 jieba 分词剔除代词、介词、标点、停留词等没有实际意义的单词,并构建自定义词典以保证特定长词不被分词。其次,确定关键词,并生成词频向量。本文采用 TF-IDF 模型来计算文本中每个词语的词频和逆文档频率,以确定关键词,并在此基础上生成用于计算文本相似度的词频向量。最后,计算文本相似度。本文的计算方法为:如果两个文本的词语和词语对应的频率完全一样,则文本相似度为1;反之,则文本相似度为0。这种方法不依赖于词语的顺序和单一文本的长度,能够更为准确地测度文本相似度。

$$Sim_{i,t-1} = \frac{\sum_{j=1}^W FR_{j,t} FR_{j,t-1}}{\left(\sum_{j=1}^W FR_{j,t}^2\right)\left(\sum_{j=1}^W FR_{j,t-1}^2\right)} \quad (18)$$

其中, $FR_{j,t}$ 和 $FR_{j,t-1}$ 分别代表单词 w 在第 t 期和第 $t-1$ 期文本中出现的频次, W 是文本中的总词数。为便于表示,下文用 Sim_i 来表示相邻两期《中国货币政策执行报告》摘要的文本相似度。

2. 样本选择与变量说明

本文使用2006年10月至2019年12月的数据研究央行沟通文本相似度对金融市场波动的影响。在金融市场的选择方面,本文利用债券市场、股票市场和外汇市场的数据分别进行检验。针

对债券市场,本文选用中债1年期国债到期收益率(Rb_{1y})数据;针对股票市场,本文选用上证综指(Rs_{sh})和深证成指(Rs_{sz})的日涨跌幅数据;针对外汇市场,本文选用人民币兑美元汇率中间价(Er_m)数据。数据均来自Wind数据库。平稳性检验表明,上证综指和深证成指的日涨跌幅数据为平稳变量,而中债1年期国债到期收益率和人民币兑美元汇率中间价为非平稳变量。因此,对中债1年期国债到期收益率和人民币兑美元汇率进行对数差分,得到的序列均为平稳序列。

本文的央行沟通样本中共包含54篇货币政策执行报告。本文除了计算报告摘要的整体相似度 Sim 外,还对文本进行时态划分,分别筛选出后顾信息和前瞻信息的部分并计算后顾信息相似度(Sim_p)和前瞻信息相似度(Sim_f)。《中国货币政策执行报告》摘要的格式相对固定,前半部分是对过去情况的总结,最后1~2个段落会对未来情况进行展望,能够在保证客观性的情况下较容易地筛选出相应内容。相似度的计算方法与整体相似度相同。借鉴Ehrmann和Talmi(2020)的做法,在没有报告发布的日期将文本相似度取值为1,因为此时最新的报告仍然是最近一期发布的报告,这代表100%的相似度。文本来源于中国人民银行官网。

其他控制变量包括不确定性($Uncertainty$)、文本语气变化($\Delta Tone$)、货币政策冲击($MPsurprise$)、经济数据发布($News$)、人民币汇率改革($Reform$)和美联储货币政策冲击(UMP_{US})。本文选用后顾信息相似度的倒数度量不确定性。《中国货币政策执行报告》包含对过去经济和金融运行情况的总结。由于央行并不是经济数据和政策实施的唯一部门,《中国货币政策执行报告》的发布时间也具有一定的滞后性,因此对过去情况的总结,文本中有大部分是市场已经知晓的内容。后顾信息几乎不包含新信息,其文本内容的变化主要反映了经济实际运行状况的变化。基于此,关于后顾信息相似度主要度量了经济的不确定性,后顾信息相似度的倒数越大,则不确定性越高。相较于Baker等(2016)构造的中国政策不确定性指数,使用后顾信息构建不确定性指数能够较好地度量央行沟通文本发布当日的不确定性水平。^①本文采用人工编码方式将分词后的词标记为消极、中立、积极三类,用积极词数与消极词数之差除以总词数的方法来定义文本语气,并将相邻两期报告的文本语气差作为其变化 $\Delta Tone$ 。本文使用货币政策调整决定发布前后1日隔夜银行间质押回购利率的变化来度量货币政策冲击($MPsurprise$)。 $News$ 是一个虚拟变量,如果国家统计局在 t 期公布GDP增速或CPI数据则赋值为1,否则赋值为0。 $Reform$ 为控制“8·11”汇改的虚拟变量。如果交易日在2015年8月11日之后则 $Reform$ 为1,否则为0。 UMP_{US} 为借鉴Kuttner(2001)、Bernanke和Kuttner(2005)、姜富伟等(2019)计算得到的美联储未预期到的货币政策调整。 $Yield_{diff}$ 为中美10年期国债到期收益率之差,其中美国数据来源于FRED数据库。

(三) 计量模型

本文采用EGARCH模型分析文本相似度对金融市场波动的影响。EGARCH(p, q)模型的条件均值方程和条件方差方程分别为:

$$fr_t = \alpha_0 + \beta' Z_t + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (19)$$

^① 以2010年第一季度《中国货币政策执行报告》摘要为例,可以看到“下一阶段”这一关键词之前的文字均是对过去和当前情况的论述。“下一阶段”这一关键词之前的文本变化主要反映过去季度经济运行状况发生的转变。例如,CPI由“下降”变为“上涨”,M2增速从比上年同期“高”变为“低”,存款增速从“较快”转为“有所放缓”,贷款余额增长从比上年同期“多”增变为“少”增,贷款加权平均利率由“下降”转为“上升”;新加入了“内需保持较快增长,对外贸易加快恢复,工业生产快速回升,消费增长较快,固定资产投资增幅有所回落,价格总水平基本稳定”“保持政策的连续性和稳定性,根据新形势、新情况着力提高政策的针对性和灵活性,维护金融体系健康稳定运行”“欧洲主权债问题凸显”“改善收入分配”等关于上一季度经济运行状况的内容。

$$n(\sigma_t^2) = \gamma_0 + \sum_{j=1}^q \gamma_{1,j} \frac{u_{t-j}}{\sigma_{t-j}} + \sum_{j=1}^q \gamma_{2,j} \left(\left| \frac{u_{t-j}}{\sigma_{t-j}} \right| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \sum_{j=1}^p \gamma_{3,j} \ln(\sigma_{t-j}^2) + \theta Sim_t + \psi' Z_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

其中, fr 表示金融市场的价格变量, 针对不同金融市场, 本文依据 AIC 准则和 BIC 准则分别选择 ARCH 效应和 GARCH 效应的阶数。 Sim 表示央行沟通文本相似度, 在实证分析中分别考察文本相似度 Sim 对债券市场、股票市场和外汇市场波动的影响。 Z_t 表示控制变量。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

表 1 为本文实证分析所用变量的描述性统计。从金融市场变量可以看到, 中债 1 年期国债到期收益率的对数差分、上证综指和深证成指的日涨跌幅以及人民币兑美元汇率中间价对数差分的偏度和峰度均明显偏离 0, 表明 EGARCH 模型适用于本文的计量分析。文本相似度与不确定性的相关性为 -0.54, 且在 1% 的水平下显著, 与本文理论模型中式 (6) 的结论一致。

表 1 变量描述性统计

类别	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度
金融市场变量	<i>Rb_1y</i>	3314	0.0001	0.0350	-0.3500	0.3500	0.0206	19.4314
	<i>Rs_sh</i>	3223	0.0308	1.6461	-8.8400	9.4600	-0.4647	7.3161
	<i>Rs_sz</i>	3223	0.0453	1.8919	-9.2900	9.5900	-0.3922	5.7651
	<i>Er_m</i>	3223	0.0000	0.0015	-0.0093	0.0184	1.0925	20.2180
文本变量	<i>Sim</i>	3223	0.9903	0.0769	0.2227	1.0000	-7.9943	66.3858
	<i>Sim_f</i>	3223	0.9899	0.0802	0.1107	1.0000	-8.0887	68.7276
	$\Delta Tone$	3178	-0.0041	0.2374	-0.5100	0.6500	0.4056	3.4202
其他控制变量	<i>Uncertainty</i>	3223	1.0345	0.3225	1.0000	7.1989	12.1744	177.2400
	<i>MPsurprise</i>	3223	0.0011	0.3095	-5.9161	3.8714	-1.0641	81.7878
	<i>UMP_US</i>	3223	-0.2141	7.0100	-341.0000	45.3080	-39.4279	1802.9010
	<i>Reform</i>	3223	0.3320	0.4710	0.0000	1.0000	0.7135	1.5091
	<i>News</i>	3223	0.0698	0.2549	0.0000	1.0000	3.3763	12.3995
	<i>Yield_diff</i>	3223	0.8593	0.6757	-1.7778	1.8853	-0.5564	2.9186

注: (1) 由于交易日的差异, 表中的中债 1 年期国债到期收益率样本数多于其他金融市场变量样本数。在债券市场的交易中, 文本变量和其他控制变量的样本数也均为 3314 个。但是, 鉴于股票市场和外汇市场涉及的交易日均为 3223 个, 因此本表描述性统计中其他控制变量均按照 3223 个交易日来展示。(2) 文本变量中语调的变化涉及与上一期文本的比较, 因此样本量较其他控制变量少。

(二) 控制不确定性识别央行沟通信息机制

本文首先在回归中引入不确定性因素进行对比分析, 从而验证央行沟通信息机制的作用以及不确定性的抵消作用。表 2 展示了各类金融市场波动对央行沟通文本相似度的回归结果, 主要可以得到以下结论。

表 2 控制不确定性因素后央行沟通信息机制的变化

变量	债券市场		股票市场				外汇市场	
	1年期国债到期收益率		上证综指日涨跌幅		深证成指日涨跌幅		人民币兑美元汇率中间价	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Sim</i>	-0.4794*** (0.1261)	0.0434* (0.0242)	-0.0353 (0.0287)	0.0231 (0.0348)	0.0453 (0.0433)	0.0978* (0.0518)	1.1265*** (0.1335)	2.0105*** (0.1358)
<i>Uncertainty</i>		0.0500*** (0.0076)		0.0178** (0.0074)		0.0143 (0.0099)		0.3207*** (0.0452)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
EGARCH 滞后阶数	3,4	3,4	3,2	3,2	3,2	3,2	3,4	3,4

注:本文主要关注央行沟通对金融市场波动的影响,限于篇幅,仅报告方差方程结果。均值方程中控制了文本语气变化和货币政策冲击,方差方程中的控制变量包括文本语气变化和货币政策冲击的绝对值。在外汇市场的均值方程和方差方程中还控制了美联储货币政策冲击以及人民币汇率改革的影响,由于这不是本文关注的核心解释变量,因此在表中省略。括号内的数字为标准差,***、**和*分别代表在1%、5%和10%的水平下显著,下同。依据AIC准则和BIC准则,债券市场采用EGARCH(3,4),股票市场采用EGARCH(3,2),外汇市场采用EGARCH(3,4)。

第一,中国人民银行的沟通能够通过信息机制发挥作用,且该作用在不同类型的金融市场均得到验证。表2中列(1)、列(3)、列(5)和列(7)分别为不控制不确定性因素情况下的回归结果。不难发现,在不控制不确定性因素的情况下,市场波动对央行沟通文本相似度的回归系数可能为负也可能为正,这印证了前文图2的分析。依据这些回归结果,很容易得到央行沟通信息机制较弱和不稳健的结论。但是,在控制不确定性因素后,如表2中列(2)、列(4)、列(6)和列(8)所示,市场波动对央行沟通文本相似度的回归系数均为正,表明中国人民银行的沟通能够通过信息机制发挥作用,并且在不同类型的金融市场都存在一定的效应,表明本文假设1成立。

第二,不确定性会对央行沟通的信息机制产生抵消作用。对比是否控制不确定性因素的回归结果可以发现,在回归中加入不确定性因素后,文本相似度的回归系数发生了显著变化。在1年期国债到期收益率的方差方程中,文本相似度的系数在控制不确定性因素后从-0.4794变为0.0434。类似地,在上证综指和深证成指日涨跌幅以及人民币兑美元汇率中间价的方差方程中,文本相似度的系数也分别从-0.0353、0.0453和1.1265上升至0.0231、0.0978和2.0105。出现上述变化的根本原因在于,央行文本会对经济运行状况进行描述,这就使得经济不确定性水平影响央行沟通文本相似度的高低[如式(6)所示]。与此同时,不确定性也会影响市场波动。在债券市场、股票市场和外汇市场的回归中,不确定性有较为显著的正向影响。因此,表2中列(1)、列(3)、列(5)和列(7)的回归结果实际上存在遗漏变量的问题。由于不确定性与文本相似度呈负相关关系,与市场波动呈正相关关系,在不控制不确定性因素的情况下,不确定性的潜在作用拉低了文本相似度的回归系数,对信息机制产生了抵消作用。可见,结果印证了本文理论部分的逻辑。^①

本文研究结果检验了央行沟通信息机制的作用,探讨了不确定性对央行沟通信息机制的抵消

^① 本文进行了稳健性检验。第一,将Baker等(2016)的月度经济政策不确定性取对数差分,并使用该指标替换基准回归中的不确定性指标。第二,为了避免主观因素导致的实证偏差,采用姜富伟等(2021)构造的《中国货币政策执行报告》文本情绪指标进行稳健性检验。稳健性检验结果与本文基准结果保持一致,表明本文结论具有良好的稳健性。限于篇幅,检验结果未在文中展示,留存备索。

作用,为深入理解中国人民银行沟通的传导机制和预判沟通效果提供了实证证据。关于中国人民银行沟通的影响机制,已有研究进行了定性的讨论。朱宁等(2016)认为,央行沟通会通过信息机制和协调机制影响市场交易主体的汇率预期水平,进而影响交易行为和汇率波动。卢新生和孙欣欣(2017)论述了央行沟通的信号传导渠道和协作传导渠道,认为信号传导渠道是通过改变投资者的信息集和对中央银行货币政策意图的解读影响人民币汇率的,而协作传导渠道则主要通过信息异质化和实际交易过程实现对汇率的调控。但是,已有研究尚未从理论和实证层面论证上述机制。本文通过理论分析和实证检验,论证和识别了央行沟通影响市场波动的信息机制以及不确定性因素可能产生的抵消作用,对央行沟通影响机制的研究进行了补充和完善。

与此同时,本文研究结果也为调和已有研究的分歧提供了一种解释。国外文献对央行沟通如何影响市场波动存在分歧。Mussa(1981)、C. D. Romer和D. H. Romer(2000)、Blinder等(2008)、Jansen(2011)认为,央行沟通能够降低市场波动,这是因为央行沟通为市场提供了新信息,这些信息可以减缓市场的投机行为和协调市场预期。然而,Ehrmann和Talmi(2020)在对加拿大央行的研究中发现,央行沟通相似度越低,提供的信息越多,则市场波动越大,结论完全相反。但是,Ehrmann和Talmi(2020)并没有对上述结果的机制进行进一步的探讨。就国内研究而言,不同文献对央行沟通是否会影响市场波动也存在不同看法。以外汇市场为例,王博和刘翀(2016)研究发现宽松和紧缩的沟通对人民币汇率波动的影响均不显著,而朱宁等(2016)、卢新生和孙欣欣(2017)则发现了显著的影响。本文研究结果表明,已有文献产生分歧的原因可能在于忽视了不确定性因素的影响,不同沟通样本以及不同样本时间段内不确定性因素对央行沟通的信息机制产生了不同程度的影响,从而使得所得到的回归结果存在差异。当所研究的沟通样本和对应时间段内不确定性机制起主导作用时,就可能得到央行沟通提供的信息越多市场波动越大的结果;当信息机制起主导作用时,就可能得到央行沟通提供的信息越多市场波动越小的结果;而当两个机制的作用相当时,实证中就会得到央行沟通的影响不显著的结果。

五、拓展模型与实证：基于“8·11”汇改的分析

人民币汇率改革加深了人民币汇率的市场化程度,提高了市场因素在人民币汇率形成中的重要性。如果央行沟通的信息机制成立,那么在人民币汇率改革后央行干预弱化的情况下信息机制将会有所减弱。同时,人民币汇率改革对于央行沟通而言是外生事件,因此保证人民币汇率改革事件的识别方法是有效的。基于此,本部分首先将第二部分中的一般性模型具体化为关于汇率市场的分析,并将人民币汇率改革模型化以分析其对央行沟通信息机制的影响,进而选取2015年8月11日人民币汇率形成机制改革为事件进行实证分析。

(一)拓展模型与研究假设

以第二部分模型为基础,考虑 θ_t 为汇率的特殊情形。假定央行能够对 θ_t 实施干预 g_t ,此时 θ_t 的运动方程为: $\theta_t = \theta_{t-1} + g_t + v_t$, $g_t \sim N(0, \sigma_g^2)$ 。由于央行实施干预的主要目的在于稳定汇率,因此假定: $\sigma_g \leq \rho\sigma_v$, $corr(g_t, v_t) = \rho_{gv}$,且 $\rho_{gv} = -1$ 。于是可得 t 期央行的先验认知为: $\theta_t \sim N(y_{t-1}, \sigma_{y,t-1}^2 + \sigma_g^2 + \rho^2\sigma_v^2 + 2\rho_{gv}\rho\sigma_g\sigma_v)$ 。此时,央行先验认知的准确度为: $\bar{\alpha}_t^y = 1/(\sigma_{y,t-1}^2 + \sigma_g^2 + \rho^2\sigma_v^2 + 2\rho_{gv}\rho\sigma_g\sigma_v)$ 。其他条件与基准模型相同,即央行在当期仍然获取对 θ_t 的新信息 x_t , $x_t = \theta_t + e_t$, $e_t \sim N(0, \sigma_e^2)$ 。新信息的准确度为: $\alpha^x = 1/\sigma_e^2$ 。由此可得央行的后验认知为: $y_t = \bar{\omega}_t y_{t-1} + (1 - \bar{\omega}_t)x_t$ 。其中, $\bar{\omega}_t = \sigma_e^2/(\sigma_{y,t-1}^2 + \sigma_g^2 + \rho^2\sigma_v^2 + 2\rho_{gv}\rho\sigma_g\sigma_v + \sigma_e^2)$ 。此时,央行公布给市场的信息 y_t 的准确度 α_t 为:

$$\bar{\alpha}_t = \bar{\alpha}_t^y + \alpha^x = \frac{1}{\sigma_{y,t-1}^2 + \sigma_g^2 + \rho^2 \sigma_v^2 + 2\rho_{gv} \rho \sigma_g \sigma_v} + \frac{1}{\sigma_e^2} \quad (21)$$

由于 $\sigma_g \leq \rho \sigma_v, -1 < \rho_{gv} < 0$, 可得:

$$\frac{\partial \bar{\alpha}_t}{\partial \sigma_g} = -\frac{2\sigma_g + 2\rho_{gv} \rho \sigma_v}{(\sigma_{y,t-1}^2 + \sigma_g^2 + \rho^2 \sigma_v^2 + 2\rho_{gv} \rho \sigma_g \sigma_v)^2} > 0 \quad (22)$$

则此时文本相似度为:

$$\overline{Sim}_t = |y_t - y_{t-1}|^{-1} = (1 - \bar{\omega}_t)^{-1} |x_t - y_{t-1}|^{-1} = \left(\frac{\bar{\alpha}_t^y}{\alpha^x} + 1 \right) |x_t - y_{t-1}|^{-1} \quad (23)$$

σ_g 反映了央行的干预力度, 当 $\sigma_g = 0$ 时模型退化为与基准情形一致, 即没有央行干预; 当 $\sigma_g = \rho \sigma_v$ 时, 央行的干预力度达到最大, 由于 $\rho_{gv} = -1$, 因此此时 $\bar{\alpha}_t^y = 1/\sigma_{y,t-1}^2$, 即央行先验认知的准确度达到最大。

通过将文本相似度 \overline{Sim}_t 对 σ_g 求导可得:

$$\frac{\partial \overline{Sim}_t}{\partial \sigma_g} = -\left(2\sigma_g + 2\rho_{gv} \rho \sigma_v\right) \frac{\bar{\alpha}_t^y}{\alpha^x} |x_t - y_{t-1}|^{-1} > 0 \quad (24)$$

t 期期初私人部门的个体 i 拥有先验认知 $\theta_{t-1} \sim N(z_{t-1}^i, \sigma_{z,i,t-1}^2)$, 其中 $z_{t-1}^i = E_{t-1}^i(\theta_{t-1})$ 。假定公众获取央行干预 g_t 的信息与获取其他信息的能力没有差异, 因此不妨假设公众对 $g_t + v_t$ 的认知服从 $g_t + v_t \sim N(0, \rho^2 \sigma_v^2)$ 。根据 $\theta_t = \theta_{t-1} + g_t + v_t$, 则公众形成关于 θ_t 的先验认知: $\theta_t \sim N(z_{t-1}^i, \sigma_{z,i,t-1}^2 + \rho^2 \sigma_v^2)$ 。由此可得先验认知的准确度为: $\bar{\beta}_t^{z,i} = 1/(\sigma_{z,i,t-1}^2 + \rho^2 \sigma_v^2)$ 。在此基础上, 个体获得央行发布的信息 y_t 。个体通过贝叶斯更新得到关于 θ_t 的预期, 利用与第二部分相同的求解思路可得:

$$var(a_t^i(I_i)) = \frac{\bar{\alpha}_t + (1-r)^2 \bar{\beta}_t^{z,i}}{[\bar{\alpha}_t + (1-r) \bar{\beta}_t^{z,i}]^2} \quad (25)$$

为探究央行沟通信息机制的大小, 可将市场波动 $var(a_t^i(I_i))$ 和文本相似度 \overline{Sim}_t 分别对央行新信息准确度 α^x 求导:

$$\frac{\partial var(a_t^i(I_i))}{\partial \alpha^x} = -\frac{\bar{\alpha}_t + (2r^2 - 3r + 1) \bar{\beta}_t^{z,i}}{[\bar{\alpha}_t + (1-r) \bar{\beta}_t^{z,i}]^3} < 0 \quad (26)$$

$$\frac{\partial \overline{Sim}_t}{\partial \alpha^x} = -\frac{\bar{\alpha}_t^y}{\alpha^{x^2}} |x_t - y_{t-1}|^{-1} < 0 \quad (27)$$

可见, 央行新信息准确度的提高可以降低市场波动, 同时导致央行沟通文本相似度下降, 最终表现为央行沟通文本相似度与市场波动的同向变化。进一步地, 可得:

$$\frac{\partial \partial var(a_t^i(I_i))}{\partial \alpha^x \partial \sigma_g} = \frac{2\bar{\alpha}_t + (6r^2 - 8r + 2) \bar{\beta}_t^{z,i}}{[\bar{\alpha}_t + (1-r) \bar{\beta}_t^{z,i}]^4} |x_t - y_{t-1}| \left[-(2\sigma_g + 2\rho_{gv} \rho \sigma_v) \bar{\alpha}_t^y \right] > 0 \quad (28)$$

$$\frac{\partial \partial \overline{Sim}_t}{\partial \alpha^x \partial \sigma_g} = -\frac{[-(2\sigma_g + 2\rho_{gv} \rho \sigma_v) \bar{\alpha}_t^y]}{\alpha^{x^2}} |x_t - y_{t-1}|^{-1} < 0 \quad (29)$$

由于 σ_g 越小,央行的干预力度越小,当 $\sigma_g = 0$ 时,央行对汇率的干预力度 $g_t = 0$ 。因此,式(28)和式(29)意味着,在其他条件不变的情况下,央行的干预力度越小,1单位新信息准确度的提高将使文本相似度的变化增大,而市场波动的变化减小。这反映到文本相似度和市场波动的关系上将体现为文本相似度发生1单位变化时,市场波动的变化减小,即央行沟通的信息机制减弱。这意味着,随着人民币汇率改革的推进,央行沟通的信息机制会减弱。换言之,人民币汇率改革能够作为一个准自然实验帮助识别央行沟通信息机制的存在。据此,本文提出假设2。

假设2:人民币汇率改革之后文本相似度对市场波动的影响系数减小,央行沟通影响市场波动的信息机制存在。

(二)实证结果

“8·11”汇改后,人民币汇率波动性明显上升,表明人民币汇率在“8·11”汇改前后出现了结构性的变化,人民币汇率的市场化水平和弹性显著提高(易纲,2019)。基于此,本文利用“8·11”汇改对假设2进行检验。其中,央行沟通指标即第三部分构造的文本相似度指标,计量模型在前文的基础上加入文本相似度与“8·11”汇改虚拟变量的交乘项。本文首先基于《中国货币政策执行报告》摘要全文进行分析。如表3组A列(1)所示,央行沟通文本相似度与人民币汇率改革虚拟变量交乘项的系数为-2.2427,且在1%的水平下显著为负。不仅如此,如表3组A列(2)至列(4)所示,在控制宏观数据发布、美国货币政策冲击和中美利差等变量后,本文结论仍然成立。这意味着,随着人民币汇率改革的深入,市场因素的影响替代了部分政策干预的影响,央行沟通信息机制的作用有所减弱,也表明央行沟通信息机制的存在。

表3 利用汇率改革识别央行沟通的信息机制

变量	基准	控制宏观数据发布	控制美国货币政策冲击	控制中美利差
	(1)	(2)	(3)	(4)
A. 基准文本相似度指标				
<i>Sim</i> × <i>Reform</i>	-2.2427*** (0.6298)	-1.8852*** (0.5246)	-1.3884*** (0.2081)	-2.0258*** (0.5819)
B. 使用前瞻信息构建文本相似度指标				
<i>Sim_f</i> × <i>Reform</i>	-1.0173*** (0.1843)	-1.6412*** (0.4737)	-1.0623*** (0.1880)	-1.7031*** (0.5129)
C. 使用汇率沟通文本相似度指标				
<i>Sim_{er}</i> × <i>Reform</i>	-1.9431*** (0.4734)	-1.8605*** (0.4549)	-1.9215*** (0.4728)	-1.8406*** (0.4632)

注:表中为EGARCH回归方差方程的结果,方差方程均控制文本相似度、人民币汇率改革、文本语气变化的绝对值和货币政策冲击的绝对值。在此基础上列(2)至列(4)还新增了表头所注明的控制变量。

本文通过更换沟通指标进行了稳健性检验。首先,考虑到前瞻信息的“新信息”含量较高,信息机制的作用较强,本文基于前瞻信息对人民币汇率改革的分析进行稳健性检验。首先,从样本中筛选出前瞻信息构造文本相似度指标并重复表3组A的回归,结果如表3组B所示。央行沟通文本相似度与人民币汇率改革虚拟变量交乘项的系数均在1%的水平下显著为负,表明基于人民币汇率改革的分析具有较好的稳健性,也进一步佐证了信息机制的存在。其次,构建汇率沟通文本相似度指标(*Sim_{er}*)进行稳健性检验。具体做法是,将《中国货币政策执行报告》中涉及“汇率”“外汇”的语句筛选出来形成汇率沟通文本,并基于此文本计算汇率沟通文本相似度。使用汇率沟

通文本相似度指标重新对人民币汇率改革前后央行沟通信息机制进行检验,结果如表 3 组 C 所示,文本相似度与人民币汇率改革交乘项的系数均在 1% 的水平下显著为负,与基准结果一致。

六、结论与建议

本文通过构建含有公共信息和私人信息的央行沟通模型,探究了央行沟通如何通过信息机制影响市场波动以及不确定性对央行沟通的削弱作用,从不确定性视角对中国货币政策预期管理存在的矛盾进行了解释。文本相似度反映了当期文本与过去文本间的差异,是有关央行沟通的研究中度量信息含量和研究信息机制的重要指标。在信息机制下,央行沟通文本相似度下降会降低市场波动。这是因为,当文本相似度的下降源于央行提供了新信息时,公众将结合新信息进行决策。由于新信息具有协调市场预期的作用,因此文本相似度的下降会降低市场波动。但是,由于不确定性的上升会在降低央行沟通文本相似度的同时加剧市场波动,不确定性因素会抵消央行沟通信息机制的作用。这意味着,如果不考虑不确定性因素的情况下使用央行沟通文本相似度与市场波动的关系来度量央行沟通信息机制,那么将导致对央行沟通信息机制的作用方向和显著性的误判。在此基础上,本文以中国人民银行发布的《中国货币政策执行报告》为沟通样本,通过实证分析发现中国人民银行的沟通会通过信息机制影响债券市场、股票市场和汇率市场的运行。本文将基准模型拓展到汇率市场,探讨了人民币汇率改革对信息机制的影响,并利用“8·11”汇改进一步从实证层面识别了央行沟通的信息机制。

本文研究对加强央行沟通、提升央行沟通效果具有以下三点启示。第一,中国人民银行的沟通能够通过信息机制影响市场,应当积极与市场沟通。已有研究对央行沟通的效果并没有一致的结论。本文通过引入不确定性因素,验证了中国人民银行信息沟通降低市场波动的作用,并为已有研究的分歧提供了一种解释。本文结果表明,中国人民银行的沟通在稳定市场波动和引导预期方面是一个有效的政策手段。第二,央行沟通要想达到稳定预期的效果,相对对已有信息的重复论述,应当更加注重为市场提供新信息。本文研究表明,就单一沟通方式而言,央行通过该方式对市场提供新信息可以起到协调预期进而降低市场波动的作用。基于此,为了实现稳定预期和降低市场波动的目标,在保证不同沟通方式和沟通主体的沟通内容大体一致的情况下,央行在沟通中应当多为市场提供新信息。第三,在全球经济面临较高不确定性的形势下,央行沟通要想发挥既定的效应就需要更多地释放信息,通过强化央行沟通信息机制的作用来稳定市场。本文研究表明,在信息机制下有关新信息的沟通会降低市场波动,但不确定性会抵消这种效应。因此,如果央行要想降低市场波动,那么应当关注不确定性的变化及其给市场带来的影响,使央行沟通能够达到预期的效果。

参考文献:

1. 卞志村、张义:《央行信息披露、实际干预与通胀预期管理》,《经济研究》2012年第12期。
2. 郭豫媚、周璇:《央行沟通、适应性学习和货币政策有效性》,《经济研究》2018年第4期。
3. 冀志斌、周先平:《中央银行沟通可以作为货币政策工具吗——基于中国数据的分析》,《国际金融研究》2011年第2期。
4. 姜富伟、郭鹏、郭豫媚:《美联储货币政策对我国资产价格的影响》,《金融研究》2019年第5期。
5. 姜富伟、胡逸驰、黄楠:《央行货币政策报告文本信息、宏观经济与股票市场》,《金融研究》2021年第6期。
6. 李云峰:《中央银行沟通、实际干预与通货膨胀稳定》,《国际金融研究》2012年第4期。
7. 林建浩、陈良源、罗子豪、张一帆:《央行沟通有助于改善宏观经济预测吗?——基于文本数据的高维稀疏建模》,《经济研究》2021年第3期。

8. 卢新生、孙欣欣:《中央银行政策沟通的市场效应:基于人民币汇率的实证研究》,《金融研究》2017年第1期。
9. 马理、黄帆帆、孙芳芳:《央行沟通行为与市场利率波动的相关性研究——基于中国银行业同业拆放利率Shibor的数据检验》,《华中科技大学学报(社会科学版)》2013年第6期。
10. 汪莉、王先爽:《央行预期管理、通胀波动与银行风险承担》,《经济研究》2015年第10期。
11. 王博、刘翀:《央行沟通的金融市场效应——来自中国的证据》,《经济学动态》2016年第11期。
12. 王少林、林建浩:《央行沟通的可信性与通货膨胀预期》,《统计研究》2017年第10期。
13. 吴国培、潘再见:《中央银行沟通对金融资产价格的影响——基于中国的实证研究》,《金融研究》2014年第5期。
14. 闫先东、高文博:《中央银行信息披露与通货膨胀预期管理——我国央行信息披露指数的构建与实证检验》,《金融研究》2017年第8期。
15. 易纲:《坚守币值稳定目标 实施稳健货币政策》,《求是》2019年第23期。
16. 易纲:《建设现代中央银行制度》,载《党的二十大报告辅导读本》,人民出版社2022年版。
17. 张成思、陈紫琳:《中央银行公告与资产价格反应——基于双因素模型的实证分析》,《金融评论》2015年第1期。
18. 张强、胡荣尚:《中央银行沟通对金融资产价格的影响——以股票市场为例》,《财贸经济》2013年第8期。
19. 朱宁、许艺煊、邱光辉:《中央银行沟通对人民币汇率波动的影响》,《金融研究》2016年第11期。
20. 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。
21. Acosta, M., & Meade, E., Hanging on Every Word: Semantic Analysis of the FOMC's Postmeeting Statement. *FEDS Notes*, No. 2015-09-30, 2015.
22. Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J., Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 131, No. 4, 2016, pp. 1593-1636.
23. Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N., What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy. *Journal of Finance*, Vol. 60, No. 3, 2005, pp. 1221-1257.
24. Blinder, A. S., Ehrmann, M., Fratzscher, M., De Haan, J., & Jansen, D., Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence, *Journal of Economic Literature*, Vol. 46, No. 4, 2008, pp. 910-945.
25. Ehrmann, M., & Talmi, J., Starting from a Blank Page? Semantic Similarity in Central Bank Communication and Market Volatility. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 111, 2020, pp. 48-62.
26. Jansen, D. J., Does the Clarity of Central Bank Communication Affect Volatility in Financial Markets? Evidence from Humphrey-Hawkins Testimonies. *Contemporary Economic Policy*, Vol. 29, No. 4, 2011, pp. 494-509.
27. Kuttner, K. N., Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 47, No. 3, 2001, pp. 523-544.
28. Morris, S., & Shin, H., Social Value of Public Information. *American Economic Review*, Vol. 92, No. 5, 2002, pp. 1521-1534.
29. Mussa, M., *The Role of Official Intervention*. New York: Group of Thirty, 1981.
30. Nakamura, E., & Steinsson, J., High-Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality: The Information Effect. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 133, No. 3, 2018, pp. 1283-1330.
31. Romer, C. D., & Romer, D. H., Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates. *American Economic Review*, Vol. 90, No. 3, 2000, pp. 429-457.

Will Uncertainty Affect the Effectiveness of Central Bank Communication

GUO Yumei, GUO Junjie (Central University of Finance and Economics, 102206)

Summary: In the complex economic environment, managing expectations through central bank communication has become more and more crucial to stabilizing the economy, but China still needs to solve two puzzles regarding expectation management of monetary policy. The first puzzle is the contradiction between theory and reality: while most previous studies have found central bank communication effective,

“weaker expectations” still exist in the real economy. Is it because central bank communication is ineffective, or is it due to other factors? The second puzzle is the contradiction between theory and empirical evidence: the main mechanisms studied in theory are difficult to explain the results of empirical research on the similarity of central bank communication texts based on textual analysis.

This paper employs a dynamic model to investigate the impact of central bank communication on market volatility and the offsetting effects of economic uncertainty through the information mechanism. It also seeks to explain the puzzles of expectation management in China from the perspective of uncertainty. Text similarity, which reflects the difference between current and past texts, is an important indicator for measuring the information content and studying the information mechanism in the context of central bank communication. Under the information mechanism, a decrease in the similarity of central bank communication texts results in a decline in market volatility. This occurs when the decreased similarity is attributed to the dissemination of new information by the central bank, which is subsequently utilized by the public to inform their decision-making processes. The provision of new information can coordinate market expectations, and thus a decrease in similarity will reduce market volatility. However, as rising uncertainty increases market volatility while decreasing the similarity of central bank communication texts, the uncertainty factor dominates the effect of the information mechanism. This implies that if the relationship between the similarity of central bank communication texts and market volatility is used to assess the information mechanism of central bank communication without considering uncertainty, it will result in a misleading interpretation of the information mechanism. The results of our benchmark regressions and robustness tests indicate that the PBOC’s communication affects the operation of the bond market, stock market and exchange rate market through the information mechanism. Furthermore, the RMB exchange rate reform in 2015 was employed to test the information mechanism in the transmission of central bank communication.

The contributions of this paper are three-fold. First, this paper argues and identifies the information mechanism of central bank communication based on theoretical and empirical research. The study adds to theoretical research on central bank communication, and moreover is important for improving the effectiveness of central bank communication policy. Second, this paper proposes and analyzes the offsetting effect of the uncertainty factor on the information mechanism, which can be used to resolve the two puzzles that exist in the studies of expectation management, and reveals that the two puzzles are mainly caused by the neglect of the effect of uncertainty factor. Third, this paper provides a dynamic theoretical framework for the textual study of central bank communication.

Keywords: Central Bank Communication, Information Mechanism, Text Similarity, Uncertainty

JEL: E52, E58, E70

责任编辑:非 同