

# 中央银行公告与资产价格反应<sup>\*</sup>

## ——基于双因素模型的实证分析

张成思 陈紫琳

**[摘要]**本文以中国人民银行的书面公告为研究对象,分析公告对股票和债券市场资产价格的即时影响以及预期引导效果,并检验单因素模型是否足以描述公告产生的利率冲击。分析发现,对于中国市场,单一变量——市场基准利率变动——不足以描述央行公告的利率冲击,而需要两个因素来实现。为此,本文使用主成分分析法,获得即时因素和预期因素,通过两个因素来分别分析市场对公告的即时反应和预期反应。通过研究双因素模型的估计结果,我们发现股票市场和债券市场对人民银行公告都有显著的即时反应,且反应方向与公告的利率目标调整方向一致,即公告具备正确引导市场价格即时变动的能力。但另一方面,尽管债券市场价格对公告有较长时间的显著反应,反应方向显示人们会预期货币政策朝市场原始预期的方向回归,即大部分公告不具备引导市场长期预期的能力,公告中不符合市场预期的信息对市场的影响被认为是暂时的。

**关键词:**中央银行公告 即时因素 预期因素

**JEL 分类号:**E43 E52 E58 G14

基于中国的实践积累,我国货币政策的目标实现开始向多元化发展。宏观调控市场资产价格的目标实现,不再单一地依靠货币政策的实际行为,也期望央行的信息传达能对市场预期产生正确的引导。1996年6月起,在每季度货币政策委员会会议之后,中国人民银行均会在官方网站上发布会议决议。2001年起,中国人民银行定期对外公布季度《中国货币政策执行报告》,并于2004年开始发布公开市场操作的公告,对外公布具体的公开市场操作时间、操作类型以及相关详细信息。此外,中国人民银行于2005年开始在官方网站上新增“沟通与交流”专栏,以期引导市场形成正确的预期。这些举措都说明了我国中央银行近年来越来越重视货币政策沟通,不仅是因为货币政策沟通使得货币政策更加公开透明,也因为可能具备辅助调整市场价格的潜力。发达国家同样发现货币政策效应的实现需要中央银行信息沟通的辅助。如美联储货币政策操作中的利率平滑机制、新西兰等国的公告操作,以及欧洲中央银行等的利率走廊调控模式,都是发达国家成熟的货币政策沟通机制。

各国重视货币政策沟通的观念有其学术上的实证支持。从Blinder(1998)表示中央银行的信息传达能促进货币政策的执行效果,到Woodford(2001)认为中央银行沟通是货币政策预期管理的必要工具,货币政策沟通的效益得到的国外学术界较广泛的认可。然而,对中国货币政策沟通的研究却没有一致的结论。余力和陈红霞(2010)发现对上调存款准备金率的公告效应明显强于实际执行的效应。冀志斌和周先平(2011)对口头沟通和书面沟通的效力进行比较,发现口头沟通的效力

<sup>\*</sup> 张成思,中国人民大学财政金融学院教授、博导,货币金融系主任,中国财政金融政策研究中心研究员。陈紫琳,中国人民大学,硕士研究生。本研究得到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(项目批准号:12JJD790039)资助。

更强。但熊海芳和王志强(2012)以通胀预期管理为切入点,却发现中央银行沟通对通胀预期的管理效果不佳。最近,吴国培和潘再见(2014)研究了央行沟通对金融资产价格的影响,得出与以往论文相似的结论。

需要注意的是,已有文献主要采用 Ehrmann and Fratzscher(2007)提出的赋值法来衡量货币政策信号,例如,紧缩的货币政策沟通事件赋值为-1,宽松的货币政策沟通事件赋值为1,中性货币政策沟通事件赋值为0。但是,这种方法理论上有两点不足:一是数据掺杂人为因素,存在分类错误的可能;二是无法区分货币政策信号中的不同信息,而有效的资本市场一般只对货币政策信号中超出预期的要素进行反应。

另外,从数据分析的方法上看,已有研究一般停留在使用一维变量来衡量货币政策公告对市场资产价格的冲击,但这种方法可能存在有偏性。事实上,Gürkaynak et al.(2007)发现货币政策公告带来的市场冲击无法由单一因素充分解释,而是由代表中央银行公告即时效应的目标利率变动和代表公告预期引导效应的远期利率变动这两个因素共同解释的。他们还发现资产价格变化方向与美联储公开市场委员会的货币政策预期目标方向一致,并且美国的中央银行公告具备引导市场价格较长期预期的能力。这一研究结果给出两点重要暗示:一是货币政策沟通的作用远不仅限于保证信息公开透明,而是渐渐成为一种辅助货币政策执行的货币政策工具;二是央行信息沟通指标中的即时与预期因素分别如何影响市场预期值得关注。

因此,本文在已有文献的基础上,通过对我国央行沟通的指标进行分解,获得即时因素和预期因素,进而分析这两个因素如何影响资产价格。具体来说,我们使用回购利率变动来代表中国人民银行公告对市场造成的冲击,并对期限为7天至3个月的回购利率在中国人民银行公告影响日的日变动数据进行主成分分析。本文发现,中国人民银行公告对市场的影响无法用单一变量完全捕捉,需要两个变量来充分反映市场价格的变动。此后,我们通过进一步对这两个变量进行合理旋转,得到了两个具备经济学涵义的变量——即时因素和预期因素——来衡量中国人民银行公告对市场资产价格的影响。在文中,我们通过三种方式验证了预期因素和中国人民银行公告的紧密关联,说明市场价格对某一个中国人民银行公告的反应时间大约可达三个月。因此,本文证实了以往文献使用单因素分析的结果存在偏颇。

在数据频率的选择上,我们使用日度数据,而非月数据或季度数据,目的在于尽量避免同一窗口内掺入其他重大事件对市场资产价格的影响。我们同时通过剔除同天伴随财政部或统计局发布经济数据的中国人民银行公告事件,得出了最终的研究数据。此外,根据大部分中国人民银行公告的发布时间在我国股票市场和债券市场的交易时间外的事实基础,本文合理获取2013年1月至2014年2月的中国人民银行公告的影响日期,而非单纯中国的人民银行公告的发布日期,并以此为基础展开本文的事件研究以及两个因素的估计。

本文中由两个因素估计的即时影响和预期影响是互相联系的。分析显示中国人民银行公告发布后,其发布的货币政策决议或重要经济数据会对市场产生即时影响,且市场资产价格是顺应公告想要达到的目标方向变化的。即是说宽松的货币政策决议公告或景气的经济数据发布,会产生股票市场价格上升以及债券收益率下降的即时影响;紧缩的货币政策决议公告或不景气的经济数据发布,会产生股票市场价格下降以及债券收益率上升的即时影响。这同时说明,若把中国人民银行公告作为货币政策工具,它可以达到调整即时市场价格的目的。

另一方面,预期影响是指中国人民银行公告通过影响人们对未来货币政策的预期,而反映在现时市场资产价格变动的公告影响,即预期影响是即时影响的延伸影响。估计的结果显示,股票市场价格不受预期因素的显著影响,这应该与股票流动性强、反映预期信息较少有关。但两年期至十年期的债券收益率变动受到预期因素的显著影响。这说明人民银行公告的确会在一段时间内改变

市场预期,但预期因素的符号显示这种预期不是中国人民银行公告的潜力,而是人们认为市场会向他们原本的预期回归。即现在的中国人民银行公告还不具备在较长时间内引导市场预期的能力,人们认为意料外的货币政策变动会在三个月之内回归原本的市场预期。因此,在央行公告对市场资产价格的影响构成中,预期影响有抵消即时影响的作用。而对于收益率曲线尾端的债券收益率,这种预期因素的作用更强,其对市场资产价格的边际影响比即时因素的影响更大。

本文的结构安排如下:第一部分通过分析上证综指波动和两年期国债收益率波动,发现波动前四大的时间点与中央银行公告发布的时间点吻合,显示中国人民银行公告很可能的确能造成市场资产价格的较大波动,并细致描述了单因素度量公告冲击的估计方法、事件的筛选原则以及单因素模型的估计结果;第二部分则描述了即时因素和预期因素的数学推导和生成过程,双因素模型的估计结果以及估计结果的合理解释;第三部分总结全文并进行结论概括。

## 一、央行公告与资产价格变动:典型事实与数据

### (一)典型事实

在市场资产中,股票可以反映市场对中国人民银行公告的短期反应,而长期债券可以相应反映市场对中国人民银行公告的长期反应。因此,在研究中国人民银行公告的市场反应时,需要对股票市场和债券市场的反应作综合分析。本节将观察股指价格和国债收益率变动较大的日期是否与央行公告的影响日期重合。若重合程度较大,则可侧面说明股票市场和债券市场的资产价格很有可能受到央行公告的显著影响,进而实现货币政策沟通的目的。

在股票市场的反应方面,本文选取上证综指价格波动作为股票市场价格波动的代表,并将从2013年1月4日到2014年2月21日的上证综指日度变动显示在图1中。从图1可以看出,上证综指价格波动幅度较大的日期,往往与央行公告发布的日期重合。即说明,人民银行公告的发布会对上证综指的价格产生较大冲击并非是偶然事件,可能是普遍规律。我们选取价格变动幅度较大的四个时间点作简要说明。2013年1月14日,央行推出合格境内个人投资试点,刺激个人投资的宽松政策,导致当日上证综指价格应声上升68.72。2013年6月23日17:01,央行发布了有关货币政策委员会召开2013年第二季度例会的公告,表露了央行对商业银行流动性管理要求变高的信息,则上证综指在2013年6月24日相应下跌109.85。2013年9月9日,央行行长周小川发布署名文章《资本市场的多层次特性》,提及丰富资本市场工具产品,上证综指于当日相应上升72.53。

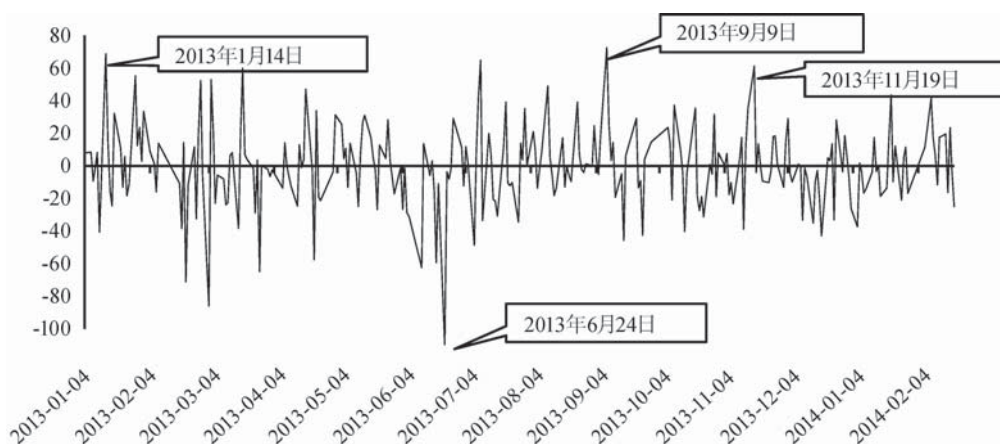


图1 上证综指价格变动分析

相似地,2013年11月19日,央行逆回购规模放量至350亿元,缓解资金面紧张,因而可从图1看出上证综指相应上升61.39。

在债券市场的反应方面,本文选取2年期国债收益率波动作为债券市场价格波动的代表,并将从2013年1月4日到2014年2月21日的2年期国债收益率日变动显示在图2中。图2显示与股票市场相似的结果,即在2年期国债收益率日变动幅度较大时,通常伴随货币政策变动。我们选取收益率变动幅度较大的四个时间点作简要说明。2013年6月20日,央行坚持发行央票,市场资金面保持紧缩,图2中显示当日2年期国债收益率上升0.263%。同月28日,中国人民银行增加再贴现额度120亿元,对符合宏观审慎要求的金融机构提供流动性,2年期国债收益率闻声下降0.165%。2014年1月22日,央行开展7天期750亿元、21天期1800亿元的逆回购操作,2年期国债收益率当天下跌0.111%。2013年11月11日,央行发出续作100亿元3年期央票的公告,2年期国债收益率相应上升0.140%。

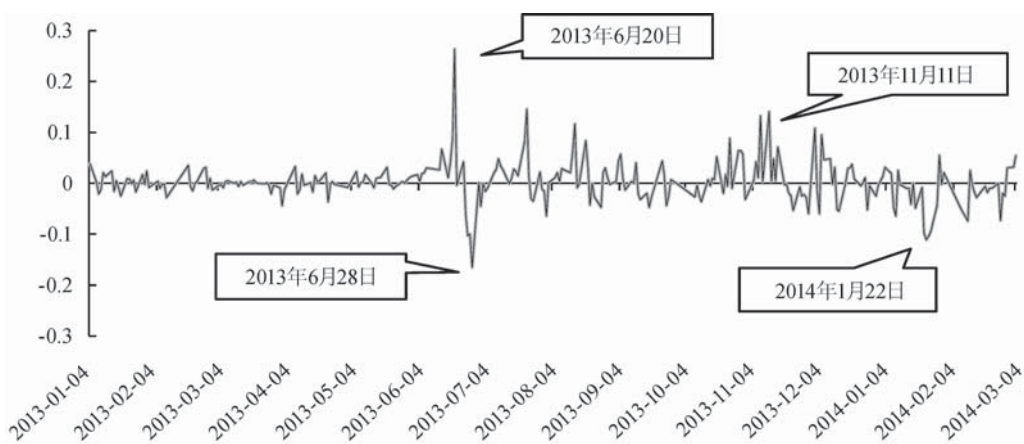


图2 两年期国债收益率变动折线图

因此,从图1和图2可以看出股票市场和债券市场的确对人民银行公告有一定的反应,且反应的方向显示市场可以充分理解人民银行公告的信息并做出相应的理性回应。但这种反应是否在统计意义上显著,我们将在实证分析部分进一步探讨。

## (二)数据说明

在数据频度的选择上,本文选择使用日度数据来进行回归分析,以减少联立方程偏误和遗漏变量偏误的问题。当央行公告传达新调整时,其目的可能在于调整此月或此季度中发生在公告发布以前的资产价格的异常变动,因而如果使用月度数据或者季度数据,可能导致联立方程偏误。此外,此月或此季度中发生在公告发布以前的宏观经济新闻也可能影响资产价格,而这些宏观经济信息被压缩在随机扰动因素中,就可能带来遗漏变量偏误问题。因此,选择高频数据有利于保证回归估计结果的准确性。

对于中央银行书面公告发布的日期和时间,首先需要确定一个完整的中央银行书面公告发布的日期和时刻列表。本文的事件研究时间范围为2013年1月1日至2014年2月21日,内容包含中国人民银行公布的2013年货币政策大事件,央行网站货币政策专栏的补充事件,重大的公开市场操作,以及资本市场相关数据的发布。注意,我国央行于2013年发布的书面沟通信息的时间超过85%的书面沟通发布时间在股票交易时间范围之外,而且不存在时间间隔超过3分钟的事件在同一天发生,因此同一天的事件可当作同时发生,进而不同央行公告事件造成的影响用日度数据即可区分。

此外,为了避免扩大中央银行书面公告的市场反应,本文对财政部数据和统计局数据发布涉及的日期进行了整理,并剔除同日有财政部数据发布或同日有统计局数据发布的事件。其中,央行发布书面信息的具体时间可在中国人民银行官网上查询,统计局数据发布的时间亦可在中国统计局官网上查询,时间精确到分钟。财政部的官方网站只显示发布的日期,不显示具体时间。因而本研究将新华网财经快讯显示的财政部相关数据发布时间作为其官方网站发布时间。

在确定了中央银行书面公告发布时间后,针对债券市场交易时间与股票市场交易时间的不同,分别确定体现信息影响的日期。债券市场交易时间为早上 9:00 至 12:00,下午 13:30 至 16:30。股票市场交易时间为早上 9:30 至 11:30,下午 13:00 至 15:00,且周六周日休市。因此,对于研究股票市场价格变动的事件来说,发布时间早于 15:00 的事件定义的受影响日期为当日,即当日股市收盘价与前一日的股市收盘价体现了事件对资产价格的影响;晚于 15:00 的事件定义的受影响日期为次日,即次日股市收盘价与当日的股市收盘价体现了事件对资产价格的影响。同理,对于研究债券市场价格变动的事件来说,发布时间早于 16:30 的事件定义的受影响日期为当日,晚于 16:30 的事件定义的受影响日期为次日。此外,对于事件影响日为周末的事件,将其影响日期调整为下周日的日期。如果有中央银行的公告在节假日发布,也需要对影响日期做调整。

接下来,对货币政策书面通知发布的日期进行排查。对于股票市场,收录货币政策公告通知 153 个,得到相应的影响公告日后,将同一影响公告日的事件合并,得 110 个货币政策公告事件。财政部数据发放信息 41 个,统计局数据发放事件 107 个,将与财政部和统计局数据发布冲突的货币政策沟通事件剔除,得到 85 个货币政策公告事件。对于债券市场,收录货币政策公告通知 153 个,得到相应的影响公告日后,将同一影响公告日的事件合并,得到 109 个货币政策公告事件。财政部数据发放事件 41 个,统计局数据发放事件 107 个,将与财政部和统计局数据发布冲突的货币政策沟通事件剔除,得到 93 个货币政策公告事件。整体来说,影响股票市场的央行公告事件研究样本 74 个,影响债券市场的央行公告事件研究样本 93 个。

## 二、央行公告对资产价格的影响:双因素模型

### (一)央行公告利率冲击的二维分解

单因素模型的数据分析基于一个前提假设,即央行公告对市场价格的影响可完全由基准利率目标的意外变动来衡量。但 Gürkaynak et al.(2007) 和 Raes(2011)指出美国联邦公开市场委员会发布的公告对市场的影响,应该由基准利率目标变动(Target Factor)和长期路径影响因素(Path Factor)共同衡量。同时单因素模型的结果显示 7 日回购利率变动对预料外货币政策公告导致的股票价格变动的解释度(即  $R^2$ )较低,约为 0.10。因此较为可能的猜测是中国的货币政策公告也从两个或者更多的渠道影响市场价格变动,可通过预期因素来影响市场价格的较长期预期。为了检验这一猜测,本节使用因子分析来判断中国的货币政策变动是否也需要两个变量或者更多的变量来衡量。

下面阐述本文使用的因子分析模型。令  $X$  为一个  $T \times n$  的矩阵,行对应货币政策公告时间,列对应不同期限的回购利率变化,则  $X$  中的因素对应相应货币政策公告发布影响日期发生的回购利率变化。 $F$  为一个  $T \times m$  的矩阵( $m < n$ ), $m$  为需要的因子数量。为找出潜在的因子来解释  $X$ ,需要分解  $X$ 。令  $X$  的行向量为  $X_i$ ,采用式(1)来解释  $X$ :

$$X_i - \mu = LF_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, $\mu$  是一个代表变量均值的  $n \times 1$  向量, $F_i$  是一个代表不可观测因子的  $n \times 1$  向量,即为公共因子, $\varepsilon_i$  是一个代表特征变量的  $n \times 1$  向量。 $L$  是对应的  $n \times m$  因子载荷矩阵。

Jackson(1993)指出,可以分离出前  $m$  个特征值之和超过  $X$  总方差的 95%的因子来有效衡量  $X$ 。而使用这种方法需要如下假设。

$$E(F_i)=0, E(\varepsilon_i)=0, E(F_i \varepsilon_i)=0 \quad (2)$$

$$E(F_i F_i')=I \quad (3)$$

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_i)=\Psi \quad (4)$$

其中,  $\Psi$  是特征变量方差的对角矩阵。在假设(2)~(4)的基础上,可以得出  $X$  的方差表达式:

$$\text{var}(X)=E[(X_i-\mu)(X_i-\mu)'] = E[(LF_i+\varepsilon_i)(LF_i+\varepsilon_i)'] = LL'+\Psi \quad (5)$$

令变量的真实协方差矩阵为  $\Sigma$ , 则有  $\Sigma$  的估计量

$$\hat{\Sigma} = \hat{L}\hat{L}' + \hat{\Psi} \quad (6)$$

令观察到的变量协方差矩阵为  $S$ , 得到总方差的残差矩阵

$$\hat{E} = S - \hat{\Sigma} \quad (7)$$

选择分解因子个数的原理和迭代算法来自 Jöreskog(1977), 即最小化由因子载荷和特异性方差构成的偏离函数。其中使用最大似然估计的偏离函数定义为

$$D_m(S, \Sigma) = \text{tr}[\Sigma^{-1}S] - \ln|\Sigma^{-1}S| - n \quad (8)$$

并定义卡方统计量  $T$

$$T = (N-k)D_m(S, \Sigma) \quad (9)$$

其中,  $N$  为样本量,  $k$  为限制条件数量, 卡方分布的自由度  $df = n(n+1)/2 - n(m+1) + m(m-1)/2$ 。检验原假设为当前因素模型设置正确。

结合上述因子分解原理和研究目的, 定义

$$X = [X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6] = \begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{61} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1T} & \cdots & x_{6T} \end{bmatrix} \quad (10)$$

其中,  $x_{1t}(t=1, \dots, T)$  是第  $t$  个事件影响日的 7 天加权平均回购利率收盘价差,  $x_{2t}(t=1, \dots, T)$  是 14 天加权平均回购利率收盘价差,  $x_{3t}(t=1, \dots, T)$  是 21 天加权平均回购利率收盘价差,  $x_{4t}(t=1, \dots, T)$  是 1 个月加权平均回购利率收盘价差,  $x_{5t}(t=1, \dots, T)$  是 2 个月加权平均回购利率收盘价差,  $x_{6t}(t=1, \dots, T)$  是 3 个月加权平均回购利率收盘价差。获得分解结果后, 发现中国货币政策变动应该由两个因素  $F_1^0$  和  $F_2^0$  来描述。股票市场的  $F_1^{0s}$  和  $F_2^{0s}$  表达式分别为

$$F_1^{0s} = 0.47 \times X_1 + 0.74 \times X_2 + 0.56 \times X_3 + 0.05 \times X_4 + 4.68e^{-17} \times X_5 + 0.63 \times X_6 \quad (11)$$

$$F_2^{0s} = -0.34 \times X_1 - 0.09 \times X_2 - 0.11 \times X_3 + 0.61 \times X_4 + 1.00 \times X_5 + 0.15 \times X_6 \quad (12)$$

债券市场的  $F_1^{0b}$  和  $F_2^{0b}$  表达式分别为

$$F_1^{0b} = 0.63 \times X_1 + 0.69 \times X_2 + 0.68 \times X_3 + 6.16e^{-17} \times X_4 - 0.04 \times X_5 + 0.39 \times X_6 \quad (13)$$

$$F_2^{0b} = 0.25 \times X_1 + 0.10 \times X_2 + 0.41 \times X_3 + 1.00 \times X_4 + 0.65 \times X_5 + 0.64 \times X_6 \quad (14)$$

卡方检验的结果如表 1 所示。

其中, 股票市场和债券市场的卡方检验的  $p$  值均大于 0.05, 原假设不被拒绝; 同时 Bartlett 球形检验的  $p$  值也均显示原假设不被拒绝, 说明对于两个市场构建的双因素与数据拟合度良好, 具有代表性。

为了使两因素正交, 需要对股票市场的  $F_1^{0s}$  和  $F_2^{0s}$ , 以及债券市场的  $F_1^{0b}$  和  $F_2^{0b}$  做相应的旋转。获得  $F_1^{1s}$  和  $F_2^{1s}$  的表达式为

$$F_1^{1s} = 0.48 \times X_1 + 0.74 \times X_2 + 0.56 \times X_3 + 0.03 \times X_4 - 0.03 \times X_5 + 0.63 \times X_6 \quad (15)$$

$$F_2^{1s} = -0.33 \times X_1 - 0.07 \times X_2 - 0.09 \times X_3 + 0.61 \times X_4 + 1.00 \times X_5 + 0.17 \times X_6 \quad (16)$$

表 1 因子分析卡方检验结果

股票市场		债券市场	
指标	数值	指标	数值
偏离函数	0.017	偏离函数	0.087
卡方统计量	1.067	卡方统计量	6.604
卡方检验的 p 值	0.900	卡方检验的 p 值	0.158
Bartlett 球形检验统计量	0.997	Bartlett 检验统计量	6.242
Bartlett 检验的 p 值	0.910	Bartlett 球形检验的 p 值	0.182

其中,旋转矩阵为  $\begin{bmatrix} 1.00 & -0.03 \\ -0.03 & 1.00 \end{bmatrix}$ 。从  $F_1^s$  的表达式可知,  $X_1, X_2, X_3$  的系数均大于 0.48,  $F_1^s$  主要解释期限小于 21 天的短期利率。同时,  $F_2^s$  的表达式显示  $X_4, X_5$  的系数均大于 0.61, 故  $F_2^s$  主要解释期限为 1 月和 2 月的较长期利率。

另一方面,债券市场的  $F_1^b$  和  $F_2^b$  表达式为

$$F_1^b = 0.66 \times X_1 + 0.70 \times X_2 + 0.73 \times X_3 + 0.13 \times X_4 + 0.05 \times X_5 + 0.47 \times X_6 \quad (17)$$

$$F_2^b = 0.17 \times X_1 + 0.00 \times X_2 + 0.32 \times X_3 + 0.99 \times X_4 + 0.65 \times X_5 + 0.58 \times X_6 \quad (18)$$

其中,旋转矩阵为  $\begin{bmatrix} 0.99 & 0.13 \\ 0.13 & 0.99 \end{bmatrix}$ 。从  $F_1^b$  的表达式可知,  $X_1, X_2, X_3$  的系数均大于 0.66, 故  $F_1^b$  主要解释期限小于 21 天的短期利率。同时,  $F_2^b$  的表达式显示  $X_4, X_5, X_6$  的系数均大于 0.58, 故  $F_2^b$  主要解释期限为 1 月至 3 月的较长期利率。

## (二) 两因素的结构化解释

上述得到的两个因素  $F_1^s$  和  $F_2^s$  ( $F_1^b$  和  $F_2^b$ ) 较大程度解释了  $X$  的方差, 具备统计涵义, 但至此并不具备经济学涵义。因此为了使解释因素具备经济学涵义, 此节将分别对两个市场的  $F_1^s$  和  $F_2^s$  进行矩阵变换得到相应的  $Z_1$  和  $Z_2$ , 其中用  $Z_1$  反映货币政策的意外变动所体现的利率目标变动, 用  $Z_2$  反映货币政策的意外变动中能对较长期限的回购利率产生影响的其他方面。即用  $Z_1$  来衡量即时利率的变动, 同时用  $Z_2$  来衡量对利率预期的变动, 因此从数理上要求  $Z_2$  与衡量即时货币政策冲击的变量  $mp$  无关, 其中本文  $mp$  定义为货币政策公告影响日期当天的 7 天回购利率变动。因此下文中, 本文相应地称  $Z_1$  为即时因素, 称  $Z_2$  为预期因素。

令  $Z = [Z_1, Z_2]$ ,  $F = [F_1^s, F_2^s]$ 。矩阵变换过程中,  $Z_1$  和  $Z_2$  仍然保持正交, 且对矩阵  $X$  的解释度与  $F_1$  和  $F_2$  相同。不同的是让  $Z_2$  对即时基准利率变动无影响。为此, 本文定义

$$Z = FU \quad (19)$$

其中,  $U$  为一个  $2 \times 2$  的正交矩阵。假设

$$U = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \beta_1 \\ \alpha_2 & \beta_2 \end{bmatrix} \quad (20)$$

则  $U$  需要满足四个限制。首先,  $U$  的两列向量具备单位长度, 即

$$\alpha_1^2 + \alpha_2^2 = 1 \quad (21)$$

$$\beta_1^2 + \beta_2^2 = 1 \quad (22)$$

其次,  $Z_1$  和  $Z_2$  需要保持相互正交, 即

$$E(Z_1 Z_2) = \alpha_1 \beta_1 + \alpha_2 \beta_2 = 0 \quad (23)$$

最后,需要导出能使  $Z_2$  不影响即时货币政策利率冲击的限制条件,其中即时货币政策利率冲击用  $mp$  表示,本文中用货币政策公告影响日期当天的 7 天回购利率差来衡量。用  $\gamma_1$  和  $\gamma_2$  分别表示  $F_1^1$  和  $F_2^1$  对货币政策冲击的回归系数,即

$$mp = \gamma_1 F_1^1 + \gamma_2 F_2^1 \quad (24)$$

由式(19)可知

$$F_1^1 = \frac{1}{\alpha_1 \beta_2 - \alpha_2 \beta_1} (\beta_2 Z_1 - \alpha_2 Z_2) \quad (25)$$

$$F_2^1 = \frac{1}{\alpha_1 \beta_2 - \alpha_2 \beta_1} (\alpha_1 Z_2 - \beta_1 Z_1) \quad (26)$$

则代入式(24)可得

$$mp = \frac{1}{\alpha_1 \beta_2 - \alpha_2 \beta_1} (\gamma_1 \beta_2 - \gamma_2 \beta_1) Z_1 + \frac{1}{\alpha_1 \beta_2 - \alpha_2 \beta_1} (\gamma_2 \alpha_1 - \gamma_1 \alpha_2) Z_2 \quad (27)$$

从而第四个限制条件为

$$\gamma_2 \alpha_1 - \gamma_1 \alpha_2 = 0 \quad (28)$$

结合式(21)、(22)、(23)、(24)、(28)可得到  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  的表达式如下:

$$\alpha_1 = \frac{|\gamma_2|}{\sqrt{\gamma_1^2 + \gamma_2^2}} \frac{\gamma_1}{\gamma_2} \quad (29)$$

$$\alpha_2 = \frac{1}{\sqrt{\gamma_1^2 + \gamma_2^2}} |\gamma_2| \quad (30)$$

$$\beta_1 = -\frac{\alpha_2}{\alpha_1} \frac{|\alpha_2|}{\sqrt{\alpha_1^2 + \alpha_2^2}} \quad (31)$$

$$\beta_2 = \frac{|\alpha_1|}{\sqrt{\alpha_1^2 + \alpha_2^2}} \quad (32)$$

根据  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  的数值以及式(25)、(26)可以构造最终需要的即时因素  $Z_1$  和预期因素  $Z_2$ 。

(三)即时因素和预期因素的估计

为估计市场资产价格对即时因素和预期因素的反应,需要构造出即时因素( $Z_1$ )和预期因素( $Z_2$ )。因此(二)中的推导过程,对股票市场 and 债券市场分别回归式(24),获  $\gamma_1^s$  和  $\gamma_2^s$ 、 $\gamma_1^b$  和  $\gamma_2^b$  的估计值。其中  $\gamma_1^s=0.265$ ,  $\gamma_2^s=-0.078$ ,  $\gamma_1^b=0.331$ ,  $\gamma_2^b=0.012$ 。

表 2  $\gamma_1$  和  $\gamma_2$  的估计结果

股票市场		债券市场	
$\hat{\gamma}_1^s$	0.265*** (0.034)	$\hat{\gamma}_1^b$	0.331*** (0.048)
$\hat{\gamma}_2^s$	-0.078* (0.042)	$\hat{\gamma}_2^b$	0.012 (0.043)

注:表中系数估计的上角标代表估计的显著性水平,\*\*\*代表系数估计在 99%的置信水平下显著,\*\*代表系数估计在 95%的置信水平下显著,\*代表系数估计在 90%的置信水平下显著,系数估计无上角标的表示在 90%的置信水平下仍然不显著。括号内为系数估计的标准偏差。其中  $F_1^1$ 、 $F_2^1$  和的单位均为%。

经过之前描述的矩阵变换过程,得到  $Z_1$  和  $Z_2$  两个调整后的因素变量,并使用即时市场资产价格变动对即时因素( $Z_1$ )和预期因素( $Z_2$ )回归。其中  $Z_1^s$  和  $Z_2^s$  为股票市场的即时因素和预期因素, $Z_1^b$  和  $Z_2^b$  为债券市场的即时因素和预期因素。可以看出构造出的  $Z_2^s$  和  $Z_2^b$  与货币政策意外变动无关。具体回归结果如表 3 显示。



表 3 意外央行公告的二维分解结果

股票市场		债券市场	
变量名称	估计系数	变量名称	估计系数
$Z_1^s$	0.276 <sup>***</sup> (0.037)	$Z_1^b$	0.331 <sup>***</sup> (0.047)
$Z_2^s$	0.000(0.039)	$Z_2^b$	0.000(0.044)
常数项	0.051(0.061)	常数项	-0.024(0.069)

注：表中系数估计的上角标代表估计的显著性水平，\*\*\* 代表系数估计在 99%的置信水平下显著，\*\* 代表系数估计在 95%的置信水平下显著，\* 代表系数估计在 90%的置信水平下显著，系数估计无上角标的表示在 90%的置信水平下仍然不显著。括号内为系数估计的标准偏差。其中即时因素、预期因素的单位均为%。

#### (四) 预期因素和货币政策公告的联系

从部分(二)的分解原理可知,预期因素  $Z_2$  代表的是货币政策冲击中除了即时市场基准利率变动之外的全部变动,从数学意义上类似一个残差项。因此本节将通过论证预期因素与货币政策公告之间的联系。

图 3 以条形图的形式表现股票市场从 2013 年 1 月 4 日至 2014 年 2 月 21 日的即时因素( $Z_1^s$ )和预期因素( $Z_2^s$ ),而图 4 则以条形图的形式表现债券市场从 2013 年 1 月 4 日至 2014 年 2 月 21 日的即时因素( $Z_1^b$ )和预期因素( $Z_2^b$ )。其中货币政策公告影响日的因素用黑色条形表示,不受货币政策公告直接影响的因素用灰色表示。从图 3 可以看出,即时因素和预期因素震动较大的日期,基本伴随货币政策公告的发布,部分预期因素的震动会持续到货币政策公告影响日次日。

表 4 中显示的是用预期因素绝对值,即预期因素变动幅度,对货币政策事件哑变量进行回归的结果。其中受到货币政策事件影响的日期对应的货币政策事件哑变量设为 1,不受到货币政策事件影响的日期对应的货币政策事件哑变量设为 0。由于股票市场和债券市场开市闭市时间不同,定义的事件影响日期不同,估计分股票市场和债券市场分别进行。回归结果显示对股票市场,货币政策公告事件对预期因素变动幅度的影响是在 90%置信水平上是显著的。相似地,对债券市场,货币政策公告事件对预期因素变动幅度的影响是在 95%置信水平上是显著的。该结果从统计上显示预期因素与货币公告事件有密切的相关关系。

#### (五) 市场资产价格对即时因素和预期因素的反应

构造出即时因素和预期因素之后,本文对双因素模型进行了回归估计。

$$\Delta y_i = \alpha + \beta_1 z_{1i} + \beta_2 z_{2i} + \varepsilon_i \quad (33)$$

其中, $\Delta y_i$ 代表公告影响日内资产价格的变动; $z_1$ 和 $z_2$ 分别为即时因素和预期因素; $\varepsilon_i$ 代表影响资产价格变动的其他宏观影响; $\alpha$ 、 $\beta_1$ 和 $\beta_2$ 是待估计常数。具体的估计结果如表 5 所示。

从表 5 可以看出,股票市场对政策意外变动的反应主要由即时因素来解释,方向与货币政策目标是一致的,但预期因素对其的解释统计上不显著。具体来说,即时因素每上升 1 个基点,上证综指会相应下降 0.03,而沪深 300 指数会相应下降 0.06。除估计系数外,双因素模型和单因素模型回归  $R^2$  的比较也提供了两因素重要性方面的信息。比较表 2 和表 7 可知,用双因素模型估计政策意外变动对股指的影响时,其  $R^2$  明显小于单因素模型的  $R^2$ ,加之预期因素的估计系数不显著,则股票市场对央行公告的反应应该使用单因素模型更为适合。

与股票市场不同,债券市场对政策意外变动的反应中预期因素的解释作用较大,各期限的国债收益率变动均受到预期因素显著反向影响。对于即时因素,2 年期国债收益率变动不受即时因素的显著影响,但较长期限的两种国债收益率变动受到即时因素的显著正向影响。关于估计系数

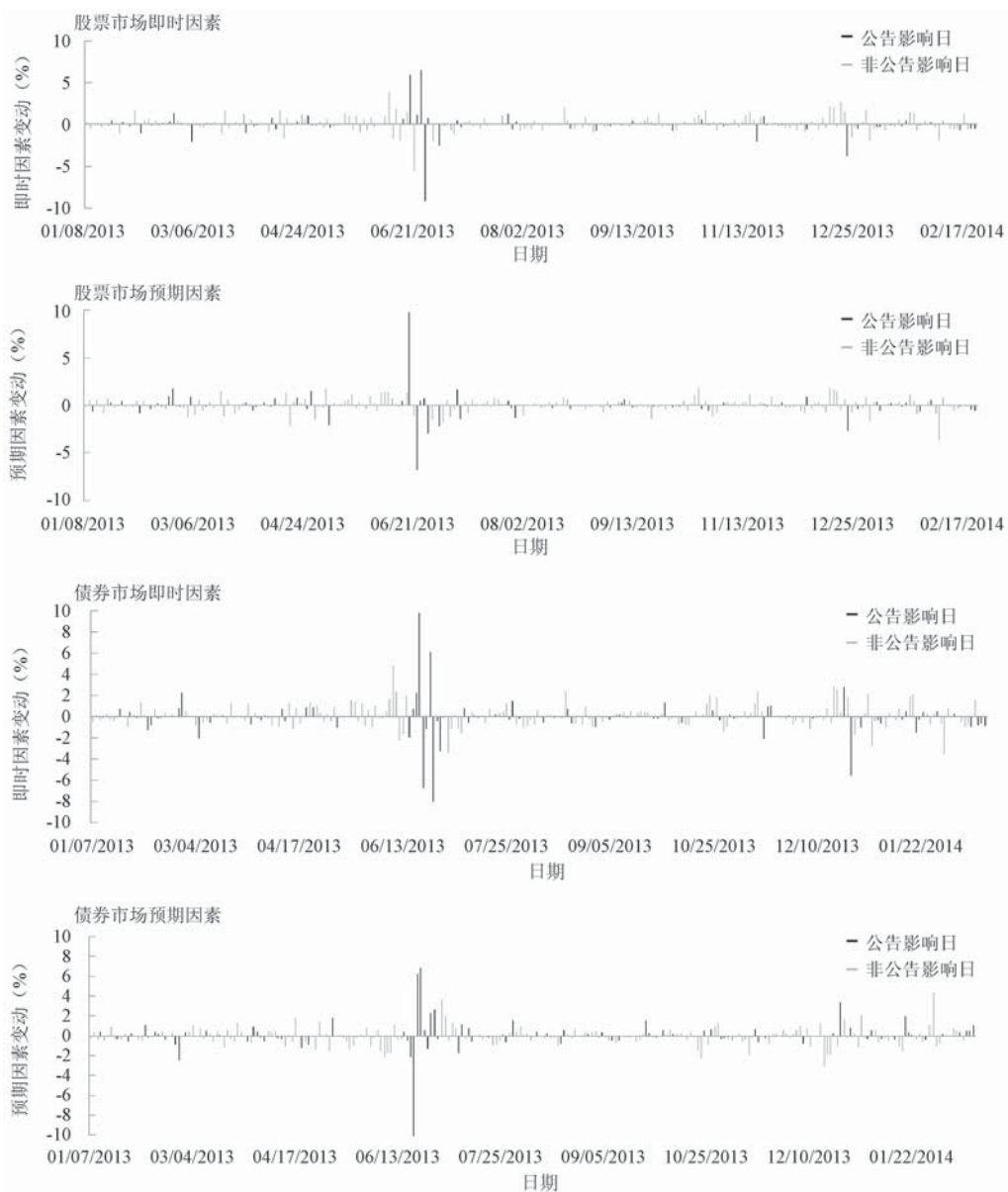


图 3 股票市场和债券市场中即时因素、预期因素与公告发布的联系

表 4 货币政策事件对预期因素变动幅度的贡献估计

股票市场		
因变量	公告事件哑变量	R <sup>2</sup>
Z <sub>2</sub> 绝对值	0.299 <sup>**</sup> (0.129)	0.022
债券市场		
Z <sub>2</sub> 绝对值	0.328 <sup>**</sup> (0.160)	0.016

注:表中系数估计的上角标代表估计的显著性水平,\*\*\*代表系数估计在 99%的置信水平下显著,\*\*代表系数估计在 95%的置信水平下显著,\*代表系数估计在 90%的置信水平下显著,系数估计无上角标的表示在 90%的置信水平下仍然不显著。括号内为系数估计的标准偏差。其中预期因素的单位均为%。

表 5 市场价格对目标因素和预期因素的反应

资产价格变动	目标因素	预期因素	R <sup>2</sup>
上证综指变动	-3.929 <sup>**</sup> (1.942)	1.706(2.024)	0.06
沪深 300 指数变动	-5.762 <sup>***</sup> (2.577)	2.821(2.685)	0.07
2 年期国债收益率变动	0.005(0.003)	-0.010 <sup>***</sup> (0.003)	0.287
5 年期国债收益率变动	0.007 <sup>***</sup> (0.002)	-0.008 <sup>***</sup> (0.002)	0.466
10 年期国债收益率变动	0.005 <sup>**</sup> (0.002)	-0.006 <sup>***</sup> (0.002)	0.357

注：表中系数估计的上角标代表估计的显著性水平，\*\*\* 代表系数估计在 99% 的置信水平下显著，\*\* 代表系数估计在 95% 的置信水平下显著，\* 代表系数估计在 90% 的置信水平下显著，系数估计无上角标的表示在 90% 的置信水平下仍然不显著。括号内为系数估计的标准偏差。其中即时因素、预期因素和各期限国债收益率的单位均为%。

的符号问题，因为即时利率上升时，债券价格下降，收益率上升；而预期利率上升时，相当于即时利率相对下降，则债券价格上升，收益率下降。具体来说，每当市场基准利率上升 1 个百分点，2 年期国债收益率会因预期利率的上升而下降约 0.01 个百分点之外。对于 5 年期国债收益率，会因即时利率的上升 1 个百分点而上升约 0.007 个百分点，因预期利率上升 1 个百分点而下降 0.008 个百分点。对于 10 年期国债收益率，结论相似。它会因即时利率的上升 1 个百分点而上升约 0.005 个百分点，因预期利率上升 1 个百分点而下降 0.006 个百分点。从此可知，因公告对市场预期的影响，中国人民银行的货币政策通知对债券市场价格的长期影响比货币政策通知本身体现的目标利率变动幅度更大。

除估计系数外，双因素模型和单因素模型回归 R<sup>2</sup> 的比较也提供了两因素重要性方面的信息。比较表 2 和表 7 的对应回归 R<sup>2</sup> 可知，单因素模型对 2 年期国债收益率变动的解释度仅为 0.125，而加上了预期因素之后，双因素模型对半年期国债收益率变动的解释度提升至 0.287。这说明预期因素解释了大部分的 2 年期国债收益率的变动。对 5 年期国债收益率和 10 年期国债收益率有同样的结论。单因素模型对 5 年期国债收益率变动的解释度也仅为 0.158，而加上了预期因素之后，双因素模型对半年期国债收益率变动的解释度提升至 0.466。单因素模型对 10 年期国债收益率变动的解释度也仅为 0.231，而加上了预期因素之后，双因素模型对半年期国债收益率变动的解释度提升至 0.357。这说明预期因素解释了大部分的国债收益率的变动。

### 三、结 论

中国人民银行公告发布之后，股票市场和债券市场资产价格会因此发生不同程度的变化，且这种变化的方向显示市场投资者充分理解公告的涵义。具体来说，当中国人民银行发布宽松的货币政策决议或者景气的经济数据时，股指会相应上升，债券的收益率也会相应下降；而当中国人民银行发布紧缩的货币政策决议或者不景气的经济数据时，股指就会闻声下降，债券收益率也随之相应上升。这与以往文献中单因素估计的结论基本一致。

但以此说明中国人民银行公告对市场预期有指导意义，甚至说中国人民银行公告有能力作为一项独立的货币政策工具的结论并不准确。本研究通过合理构造预期因素并对其估计结果进行分析，发现中国人民银行公告对市场的定向冲击是有限的。根据预期因素的估计系数为负的现象，我

们推知中国投资者认为市场预期外的中国人民银行公告决议或政策是暂时的,不影响长期的货币政策方向。而这种认为货币政策会回归市场预期的态度,会抵消人民银行公告对市场资产价格的即时效应。投资者认为,在公告后的一段时间,中国人民银行将出台新的货币政策使得宏观调控方向与市场预期一致。这说明了中国人民银行公告不能改变人们对货币政策未来趋势的预期。当人们认为市场产生流动性紧张时,即使中国人民银行公告表示问题不严重,也只能短期影响市场资产价格,而人们照常预期货币政策在短期内会从紧,价格仍会回落;而当人们认为经济景气,即使中国人民银行公告发布一些利空消息或操作说明,也只能短期降低市场资产价格,而人们照常预期货币政策在短期内不会从紧,因而重新推高资产价格。

本文认为,这种现象之所以发生,是因为 2013 年中国的货币政策总体保持谨慎中性,且中国人民银行公告的用词比较委婉,未能明确传达信息。我们认为,用词委婉是因为政府不希望对市场造成太大的冲击,这一点在中国人民银行公告大部分在股票市场和债券市场交易时间外发布的规律中也有体现。但这一特点也很可能是导致中国人民银行公告只有短期的市场影响能力的原因。

#### 参考文献

- 卞志村、张义(2012):《央行信息披露,实际干预与通胀预期管理》,《经济研究》,第 12 期。
- 冀志斌、周先平(2011):《中央银行沟通可以作为货币政策工具吗》,《国际金融研究》,第 2 期。
- 李云峰、李仲飞(2011):《中央银行沟通,宏观经济信息与货币政策有效性》,《财贸经济》,第 1 期。
- 潘再见(2013):《中央银行沟通与金融市场预期:一个文献综述》,《金融理论与实践》,第 11 期。
- 孙艳梅、郭红玉(2013):《我国货币政策传导的央行沟通路径研究》,《经济问题探索》,第 6 期。
- 吴国培、潘再见(2014):《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》,第 5 期。
- 熊海芳、王志强(2012):《货币政策意外,利率期限结构与通货膨胀预期管理》,《世界经济》,第 6 期。
- 余力、陈红霞(2010):《上调存款准备金率对市场利率结构的影响研究——基于流动性过剩时期的经验证据》,《财经论丛》,第 3 期。
- 曾刚、万志宏(2014):《中央银行沟通与货币政策:最新实践与启示》,《国际金融研究》,第 2 期。
- Blinder, A., M.Ehrmann, M.Fratzcher, J. De Haan and D.Jansen (2008): "Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence," *Journal of Economic Literature*, 46, 910-945.
- Brand, C., D.Buncic and J. Turunen (2010): "The Impact of ECB Monetary Policy Decisions and Communication on the Yield Curve," *Journal of the European Economic Association*, 8, 1266-1298.
- Garcia-Herrero, A. and E. Girardin (2011): "China's Monetary Policy Communication: Money Markets Not Only Listen, They also Understand," HKIMR Working Paper, No. 02/2013.
- Gurkaynak, R., B. Sack and E. Swanson (2005): "Do Actions Speak Louder than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements," *International Journal of Central Banking*, 1, 55-95.
- Jackson, D. (1993): "Stopping Rules in Principal Components Analysis: A Comparison of Heuristical and Statistical Approaches," *Ecology*, 74, 2204-2214.
- Jöreskog, K. (1977): "Factor Analysis by Least-Squares and Maximum Likelihood Methods," In: Enslein, K., Ralston, A., Wilt, H. S. eds. *Statistical Methods for Digital Computers*. Wiley, New York.

(责任编辑:周莉萍)