货币政策不确定性的定义、测度及成因分析

刘慧 张勇

（华南师范大学 经济与管理学院 广东广州 510631）

摘要：货币政策不确定性可以定义为公众未预期到的货币政策调整，并表现为货币政策目标不确定性、货币政策工具不确定性及货币政策传导的不确定性。基于TVP-SV-FAVAR模型，这篇论文从货币政策目标、工具和传导三个方面选取指标，采用主成分分析和马尔科夫链蒙特卡洛(MCMC)方法，测度了2007-2020年期间的中国货币政策不确定性。进一步研究发现，在一定程度上中国货币政策不确定性外生于经济波动，其成因在于货币政策决策的不确定性、内外部环境不确定性和外生突发事件冲击。政策建议是：（1）精简和优化货币政策目标、工具和传导机制；（2）保持货币政策决策人员、沟通、信息发布、政策调整的稳定性，特别是在国内外货币政策分化严重的时期；（3）降低宏观经济政策不确定性，对国外货币政策进行科学、可信的解读，防止不确定性的共鸣效应；（4）避免重大突发外生事件冲击对货币政策预期造成太大压力。

关键词：货币政策不确定性 定义 测度 成因

1. 引言

2008年经济危机以来，学术界重新燃起了对不确定性的研究热情，但主要侧重研究宏观经济不确定性和经济政策不确定性，鲜有文献对中国货币政策不确定性的定义及成因进行深入分析。目前国际经济运行复杂多变，对货币政策调控的时机、节奏和力度的把握更难（罗大庆和傅步奔，2020），加之中国货币政策当前正处于数量型向价格型的货币政策过渡中，调控模式的不确定增加了货币政策预期的难度。国内经济下行压力增大，以稳为大方向的货币政策需同时兼顾增长、通胀、楼市、金融风险等因素，在具体操作过程中存在着诸多不确定性（张晓慧，2021）。货币政策不确定性是一国货币政策调控的潜在成本（王立勇和王申令，2020），会对股市、债券、经济增长、利率、汇率（Herro & Murray，2013;Bundick et al，2017；丁剑平和刘璐，2020）等产生影响，削弱货币政策的调控效果，影响宏观经济运行。若央行能降低货币政策不确定性，提高货币政策的可预测性，减轻政策调整本身对市场的冲击，引导经济按照央行期望的状态平稳发展，则可以达到“语控经济”的目的。

国内现有的货币政策相关文献主要关注的是宽松的、紧缩的货币政策等水平层面（马勇和姚驰，2021），对货币政策不确定性的研究尚处于初始阶段。现有少量研究主要侧重于货币政策不确定性影响的研究，尚存在以下缺口。其一，对于如何界定中国情境下的货币政策不确定性，国内尚无明确的概念。现有文献分别货币政策波动性及宏观经济的不确定性、央行沟通的不完全性等方面对货币政策不确定性进行了初步界定（王立勇和王申令，2020；Tillmann，2019），但还没有文献深入探析货币政策不确定性的内涵。其二，有关货币政策不确定性的测度各显神通，还没有达成一致。例如通过同业拆借率的波动、测算货币增长预测误差的条件方差、主成分分析等方法测度货币政策不确定性（王博等，2019；杨鸣京等，2019；Jurado et al，2015；Husted et al，2020），不同测度方法有不同的侧重，测度的准确性有待于进一步提高。其三，关于货币政策不确定性的成因，鲜有文献涉及。现有的文献从内生性方面探讨了不确定性的成因（祝梓翔等，2020；Ludvigson et al，2021），但对货币政策不确定性成因探讨的文献相对欠缺。

因此，本文的目的在于更深入地探讨货币政策不确定性的定义、测度和成因，并以此提出相关政策建议，来提高货币政策的有效性。首先，在对经典文献和前沿研究的认真梳理后，试图就中国货币政策不确定性的概念进行界定，以明确其内涵和表现形式。其次，基于货币政策目标、工具和传导机制的不确定性来选取相应指标，借鉴Jurado et al(2015)因子模型的估计方法，利用主成分分析和马尔科夫链蒙特卡洛(MCMC)方法测度了2007-2020年期间的中国货币政策不确定性，并对其进行了稳健性分析。再次，对测度出的货币政策不确定性进行内生性分析，发现货币政策不确定性外生于经济波动，难以通过平滑经济波动降低货币政策不确定性，而需要深入分析其成因并采取相应措施来降低。最后通过成因分析发现货币政策决策的不确定性、内外部环境不确定性和外生冲击是导致货币政策不确定性产生的重要原因，并据此提出了相应的政策建议。本文的逻辑框架图如图1所示。



图1 逻辑框架图

本文可能的贡献有以下三点：第一，王立勇和王申令（2020）对货币政策不确定性文献进行了较清晰的梳理，在此基础上，本文进一步厘清了货币政策不确定性的概念界定，揭示了货币政策不确定性的三种表现形式，并基于这三种表现形式构建指标体系来测度中国货币政策不确定性。第二，祝梓翔等（2021）发现在一定程度上中国经济政策不确定性是经济波动的外生因素，受此启发，本文进一步检验所测的中国货币政策不确定性的内生性，发现中国货币政策不确定性外生于经济波动，从而有必要深入探究货币政策不确定性的成因。第三，王博和高青青（2022）指出央行沟通对于降低货币政策不确定性发挥着重要作用，在此指引下，本文进一步从货币政策决策的不确定性、内外部环境不确定性和外生冲击三个层面分析中国货币政策不确定性的成因，并据此提出相应的政策建议。

本文的结构安排如下：第二部分探讨货币政策不确定性的界定及表现形式；第三部分对中国货币政策不确定性进行测度并进行相关稳健性分析；第四部分讨论中国货币政策不确定性的内生性；第五部分分析中国货币政策不确定性的成因；第六部分为结论和政策启示。

1. 中国货币政策不确定性的界定

（一）货币政策不确定性的定义

从现有文献来看，学术界关于货币政策不确定性的概念还没有统一的界定，进而导致这一概念的内涵和外延尚不够清晰。本文将现有的关于货币政策不确定性定义从不同视角进行了以下四种分类。

第一种观点从货币政策波动性视角来界定。货币政策本身的波动性导致的货币政策取向或传导的不可预期性，称之为货币政策不确定性（王立勇和王申令，2020）。该观点认为较高的货币政策波动性意味着较高的货币政策不确定性。但波动性与不确定性并不是等价的，货币政策不确定性外生于政策波动。若货币政策透明度低，即使较小的货币政策波动，仍然可能有较大的货币政策不确定性。同理，如果在货币政策透明度高、信息对称的情况下，即使货币政策波动较大，货币政策不确定性仍然可能较低。因此货币政策波动性不能代表货币政策不确定性。

第二种观点从央行与公众沟通的视角来界定。由于货币政策沟通仍然存在一定的不足，导致了货币政策预期的不完美称之为货币政策不确定性（Tillmann，2019）。实际上货币政策沟通不可能完全有效，完全透明的沟通很难实现，仅从沟通的视角判定货币政策不确定性的定义，不够全面。因为，即使央行与公众充分沟通，但由于公众作为接收信息的主体，本身存在较大的异质性。即使在外界环境相同的情况下，仍然可能对同一事物产生不同的看法，更不用说公众面临的外界环境本身存在较大的差异，外界环境的差异也会加剧预期的不完美，进而导致货币政策不确定性。

第三种观点从外界经济环境变化的视角来定义。宏观经济的波动会导致货币政策的真实结构及其对经济影响的不确定性增加，导致不确定性是货币政策的本质特征（Greenspan，2004）。重大金融危机是多年来全球货币政策不确定性水平上升的重要原因（Trung，2019）。货币政策不确定性在经济发展面临高度不确定的时期将会加剧（Fernández-Villaverd et al，2011）。该观点单纯强调外界环境对货币政策的影响，忽略了信息接收的主体——公众在货币政策不确定性中的作用。

第四种观点从货币政策目标的角度来定义。中国法定的货币政策目标与实际存在偏离，当人们根据“双目标”的货币政策规则来判断实际货币政策时，就会出现预期与实际的偏离，这种偏离程度的波动形成了货币政策的不确定性（罗大庆和傅步奔，2020）。该观点认为法定的货币政策目标与实际政策目标存在偏差，一定程度上给公众造成了误导，导致预期出现偏差，进而导致货币政策不确定性。但仅从货币政策目标不确定的角度来理解货币政策不确定性，不够全面，过于偏颇。

可以看出，现有的文献主要从货币政策的波动性、公众与央行之间的沟通、外界环境的影响、货币政策目标四个方面分别对货币政策不确定性进行了界定，各有侧重，对货币政策不确定性的理解尚未达成一致。同时，各自从单一的视角来界定货币政策不确定性，不够全面。此外，现有的文献仅仅是对货币政策不确定性下了简单的定义，缺乏对货币政策不确定性内涵的深入分析，进而导致货币政策不确定性的内涵不清晰。

清晰界定货币政策不确定性的概念，需综合货币政策和不确定性两个关键词。米什金（2011）将货币政策定义为央行为了实现既定的经济目标（物价稳定、经济增长、充分就业和国际收支平衡）而运用各种政策工具来调节货币供应量及利率，进而对宏观经济方针及措施产生影响的总和。从货币政策概念中本文可以提炼三个关键词：货币政策目标、政策工具以及政策传导机制。凯恩斯（1937）认为不确定性是由于经济主体的知识过于有限，导致其无法真正预测到未来的变化。

综合上述分析，本文认为货币政策不确定性的定义应兼顾货币政策和不确定性两个概念，应在两个概念有机融合的基础上进行凝练。由此，本文将货币政策不确定性定义为公众由于不能简单、方便、及时、准确获取货币政策相关信息，加之外界复杂经济环境的干扰及认知能力的有限，导致其不能正确理解和把握货币当局关于政策目标、政策工具、政策传导机制等因素相关的信息，而导致货币政策的不可预测性。

（二）货币政策不确定性的三种表现形式

从货币政策不确定性的定义可以看出，货币政策不确定性即货币政策的不可预测性，理解货币政策是降低货币政策不确定性的前提。而认知货币政策的关键就是理解货币政策决策与实施中的关键因素——货币政策目标、传导机制以及中央银行所依据相关信息(Walsh,2002)。2020年10月党的十九届五中全会明确了“建设现代央行制度”的内涵，即构建健全的现代货币政策框架，为经济高质量发展提供支持，加快构建新的发展格局[[1]](#footnote-1)。2021年第一季度的中国货币政策执行报告清晰地指出现代货币政策框架包含优化的货币政策目标、创新的货币政策工具以及畅通的货币政策传导机制。因此，可以看出货币政策框架主要由三个重要的变量构成：货币政策目标、货币政策工具、货币政策传导机制，其中任何一个环节的信息不对称都会导致货币政策不确定性。基于上述分析，本文认为货币政策不确定性具体表现为三种形式：货币政策目标不确定性、货币政策工具不确定性、货币政策传导路径不确定性。

1.货币政策目标不确定性。货币政策目标不确定性是指由于货币政策目标的不明确或多个目标引起的冲突，导致公众不能理解和把握当期的货币政策目标，进而导致货币政策目标的不可预测性。央行可选择的货币政策目标可以有多个，如经济增长、稳定物价、稳定汇率、稳定货币供应量等（米什金，2011），其中“经济增长”与“稳定物价”是中国法定的目标，也是货币政策最主要的目标。但两个目标的相互制约常常将货币政策置于调控困境中，导致货币政策调控过程中存在“稳增长”和“控通胀”间的理论两难（王婷和李成，2017）。而货币政策目标的多重性也导致央行的目标随机，进而导致货币政策目标的不可观测，多目标之间可能存在冲突且容易引发相机抉择（徐忠，2017）。加之，各目标之间的重要性时常此消彼长，且在很大程度上依赖于央行的相机抉择，使得公众难以预测央行的真实意图，货币政策目标的多样性及目标之间的矛盾冲突使得央行倾向于“相机而动”，并频繁调整货币政策 (许志伟和王文甫，2019)，进一步加剧货币政策的不可预测性（祝梓翔等，2020），导致货币政策目标不确定性。

2.货币政策工具不确定性。货币政策工具不确定性是指由于货币政策目标的不确定性而导致央行选取货币政策工具的不确定，致使公众难以预期央行会采取哪种货币政策工具来调控经济，进而产生货币政策工具的不可预测性。货币政策工具是指央行为实现货币政策目标而采取的措施及手段的总和。央行采用的货币政策工具会对利率或货币供给量等中介变量产生影响，进而影响产出、就业、物价和国际收支等最终目标变量。为了实现不同的货币政策目标，央行通常会通过选择不同的货币政策工具，但不同货币政策工具的选取会对中国宏观经济产生不确定和复杂的影响（于群和于振硕，2015）。张晓慧（2021）认为以“稳”为大方向的货币政策需要同时兼顾经济增长、通货膨胀、楼市、金融风险等因素，因此在具体操作过程中也存在诸多的不确定性。现实中货币政策目标排序处于不断转换中，在此情形下，公众难以预期当前阶段的货币政策目标及工具，进一步加剧了货币政策不确定性。

3.货币政策传导机制不确定性。货币政策传导机制不确定性指的是由于货币政策传导的复杂性及多变性，而导致公众对货币政策传导机制的不可预测性。货币政策传导机制指的是央行通过对货币政策工具的调整，影响中介目标和中间渠道，最后对经济运行产生影响的过程，相比于可直接“落地”的财政政策，货币政策从宏观层面到微观主体的传导机制较为复杂，并存在一定时滞效应（张成思和计兴辰，2019）。由于货币政策操作从其开始运用政策工具到目标的实现这一传导过程中存在着各种冲击因素，这就使得这一传导机制存在不确定性（张勇和章中信，2006）。货币政策传导渠道的多样性及传导过程中的不确定性也增加了公众预期的难度，导致了货币政策传导机制的不确定性。

（三）货币政策不确定性表现形式之间的逻辑关系

在货币政策不确定性的三种表现形式中，起基础性作用的是货币政策目标不确定性，因为货币政策目标会影响货币政策工具的选择，而不同的货币政策工具会经由不同的货币政策传导机制来影响经济。货币政策目标体系在货币政策框架中起基础性作用，决定了货币政策工具的设立及传导机制（张勇和范从来，2017）。货币政策目标是货币政策框架的核心，政策工具服务于政策目标，目标的改变会导致整个货币政策框架的改变（李斌和吴恒宇，2019）。然而由于宏观经济波动及经济形式的复杂性，央行会依据真实的经济现状对当初定下的货币政策目标进行调整，进而导致货币政策目标的不确定性。货币政策目标的不确定性会引起货币政策工具的不确定性。而不同的货币政策工具的传导渠道存在差异，加之宏观经济不确定性的影响，共同导致了货币政策传导机制的不确定性。

从图2可以看出，央行通过对当期经济形势的研判，确定当前的货币政策目标，并依据所确定的目标来选择货币政策工具，而不同的政策工具会经由不同的传导渠道对货币政策中介目标产生影响，进而影响公众的决策及行为。同时，外部冲击也会影响货币政策的传导以及公众的决策，最后影响宏观经济。当相关宏观经济指标偏离央行的预期时，央行会根据宏观经济状况进一步的调整货币政策目标，进入新一轮的循环。



图2货币政策不确定性各组成部分关系图

1. 中国货币政策不确定性的测度

本文货币政策不确定性指数的测算主要基于Jurado et al(2015)提出的因子模型。选择该方法的原因主要有两个：一是该方法使用变量预测误差的波动率来度量不确定性，较好地诠释了不确定性的定义；二是该方法利用大量的现有变量信息，将政策相关变量中的可预测部分剔除，测度的结果更能体现不确定性。具体步骤如下：我们首先运用主成分分析法提取共同因子；其次将提取的公共因子当作解释变量，利用向量自回归模型进行估计，进而得到每个变量的预测方差，然后将该方差来度量变量的不确定性；最后是对所有宏观变量的不确定性进行加权平均，计算得到整体不确定性的测度指标。

 （一）数据的选取及预处理

在上文，我们提到货币政策不确定性主要表现为三种形式：货币政策目标不确定、货币政策工具不确定、货币政策传导机制不确定。以下将分别围绕这三种不确定性选取相应的指

标[[2]](#footnote-2)。

围绕货币政策目标选取的指标。就货币政策目标而言，央行可选择的货币政策目标可以有多个，如经济增长、稳定物价、稳定汇率、稳定货币供应等（米什金，2011）。对经济增长目标，由于GDP包含的内容多且繁杂，政府平滑GDP的动机也较强（Fernald et al，2021），而贸易波动似乎更能影响政策波动（王立勇等，2021），我们选用固定资产投资增长、社会消费品零售增长、进出口增长等指标来代替GDP的增长，以反映经济发展状况。对稳定物价目标，我们主要选择了居民消费价格、商品零售价格指数等相关指标反映物价情况。对稳定汇率目标，我们选用人民币兑美元汇率及实际有效汇率来表示。对稳定货币供应目标，我们选择M0、M1、M2这三种口径的货币供应量来代表。

围绕货币政策工具选取的指标。中国人民银行网站公布的货币政策工具主要包括利率、存款准备金率、再贴现、公开市场操作、常备借贷便利、中期借贷便利和抵押补充贷款。在以上货币政策工具中，我们尽可能全面地选用能有效反映货币政策工具调整的指标，如在存款准备金率中选用了大型金融机构的存款准备金率和中小型金融机构的存款准备金率，来综合捕捉“全面降准”和“定向降准”的不确定性，在中期借贷便利中选用了中期借贷便利余额和1年期中期借贷便利利率两个指标，来综合捕捉该政策工具的数量和价格因素的不确定性。

围绕货币政策传导选取的指标。货币政策会通过利率、资产价格等渠道（Bundick et al，2017）影响宏观经济，因此我们选取银行间同业拆借利率、国债期限利差、企业债期限利差、股票指数收益率、房地产价格波动指数增长率等指标表示货币政策传导。为了使构造出来的货币政策不确定性指数具有更强的灵动性和外生性，在考虑货币政策传导时加入了充足且异质的资产价格波动变量。

总结而言，我们从货币政策目标、工具和传导机制三方面选择指标，各变量指标均统一为月度数据，初始数据区间为2007年1月至2020 年12月。同时，对数据进行以下处理：一是用上期值对缺失数据进行填补；二是对变量进行平稳化处理，水平值不平稳的数据采用一阶差分，再不平稳的采用二阶差分，经二阶差分后数据均可转变为平稳的数据；三是进行主成分分析前将数据进行标准化处理。经变换后最终的观测值所覆盖的时间区间为2007年3月到2020年12月。主要变量的定义可见表1。

表1 变量定义

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 变量符号 | 变量名称 | 变量定义 |
| **货币政策目标** |
| CPI | 居民消费价格 | 当期同比增速 |
| RPI | 商品零售价格指数 | 当期同比增速 |
| CGPI | 企业商品价格指数 | 当期同比增速 |
| PPI | 工业生产者出厂价格 | 当期同比增速 |
| API | 农业生产资料价格指数 | 当期同比增速 |
| FI | 固定资产投资：累计 | 当期同比增速 |
| SCR | 社会消费品零售总额 | 当期同比增速 |
| IM | 进口贸易额 | 当期同比增速 |
| EX | 出口贸易额 | 当期同比增速 |
| PBC | 人民币兑美元 | 均值 |
| BIS | 实际有效汇率 | 当期同比增速 |
| M0 | 货币供应量M0  | 当期同比增速  |
| M1 | 货币供应量M1  | 当期同比增速  |
| M2 | 货币供应量M2  | 当期同比增速  |
| **货币政策工具** |
| LRI | 贷款利率：1年以内(含1年) | 均值 |
| LR1-5 | 贷款利率：1—5 年 | 均值 |
| LR5 | 贷款利率：5年以上 | 均值 |
| DR1 | 存款利率：储蓄存款1年期 | 均值 |
| DR2 | 存款利率：储蓄存款2年期 | 均值 |
| DR3 | 存款利率：储蓄存款3年期 | 均值 |
| DRRB | 大型金融机构存款准备金率 | 均值 |
| DRRS | 中小型金融机构存款准备金率 | 均值 |
| DIR | 再贴现利率 | 均值 |
| REPOQ | 7天期回购操作中标量 | 当期同比增速 |
| REPOP | 7天期回购操作中标利率 | 均值 |
| SLFB | 常备借贷便利余额 | 当期同比增速 |
| SLFP | 1月期常备借贷便利利率 | 均值 |
| MLFB | 中期借贷便利余额 | 当期同比增速 |
| MLFP | 1年期中期借贷便利利率 | 均值 |
| PSLB | 抵押补充贷款余额 | 当期同比增速 |
| PSLP | 抵押补充贷款利率 | 均值 |
| **货币政策传导** |
| ILR7 | 银行间同业拆借利率：7天加权平均 | 均值 |
| ILR1 | 银行间同业拆借利率：1个月加权平均 | 均值 |
| ILR3 | 银行间同业拆借利率：3个月加权平均 | 均值 |
| y3mTS1 | 1年期国债期限利差 | 1年期国债收益率减去3月期国债收益率 |
| y3mTS3 | 3年期国债期限利差 | 3年期国债收益率减去3月期国债收益率 |
| y3mTS5 | 5年期国债期限利差 | 5年期国债收益率减去3月期国债收益率 |
| y3mTS10 | 10年期国债期限利差 | 10年期国债收益率减去3月期国债收益率 |
| y3mCS1 | 1年期3A企业债期限利差 | 1年期3A企业债收益率减去3月期国债收益率 |
| y3mCS3 | 3年期3A企业债期限利差 | 3年期3A企业债收益率减去3月期国债收益率 |
| y3mCS5 | 5年期3A企业债期限利差 | 5年期3A 企业债收益率减去3月期国债收益率 |
| y3mCS10 | 10年期3A企业债期限利差 | 10年期3A企业债收益率减去3月期国债收益率 |
| R\_SH | 上证综指收益率 | 利用月度上证综合指数得到收益率 |
| R\_SZ | 深证综指收益率 | 利用月度深证综合指数得到收益率 |
| SVOL\_SH | 上证综指波动率 | 由GARCH(1,1) 得到综指收益率的条件标准差 |
| SVOL\_SZ | 深证综指波动率 | 由GARCH(1,1) 得到综指收益率的条件标准差 |
| TO\_SH | 上证综指换手率 | 日度换手率平均得到月度换手率 |
| TO\_SZ | 深证综指换手率 | 日度换手率平均得到月度换手率 |
| House | 房地产价格波动指数 | 当期同比增速 |
| CS | 信贷规模 | 当期同比增速 |

（二）模型的构建

本文参考Jurado et al (2015)的方法，从货币政策不确定性的内涵出发，选用货币政策相关的宏观经济变量的条件方差，也即变量不可预测部分的条件波动率来表示货币政策不确定性程度，进而衡量货币政策不确定性的大小。经济变量条件方差越大（越小）、越分散（集中），说明货币政策不确定性的程度越高（越低）。如公式(1) 所示，*yt*∈*Yt*代表经济变量，*Uyjt*(*h*)表示经济中全部*j*个个体在第*t*期预测未来 *h* 期的误差的条件波动率：

*Uyjt*(*h*)=(E[(*yjt*+*h*-E[*yjt+h*|*It*])2|*It*)1/2 (1)

E(·|*It*)是给定在*t*时刻所有*j*个经济个体可得到的信息*It*的条件期望，如果今天去预测*yjt+h*的方差上升，那么变量中的不确定性也会上升。为了识别真实的预测误差，预测模型中包含的信息需要足够地丰富，以便将预测误差从可预测成分中分离出来。一个标准的方法是选择*K*个前定的条件变量**X***t*，然后用最小二乘法进行估计：

*y*j*t*+1=*β*′**X***t*+*εjt+*1 (2)

在(2)式中，**X**t=(*X*1*t*,…,*XNt*)表示预测因子集合（下文将作详细定义），扰动项表示经济变量第*t*+1期的不可预测部分。然而，如果经济主体拥有比条件变量更多的信息的话，那么就会出现遗漏信息的问题。为了解决这个问题，可以使用扩散指数法进行预测。遗漏信息的问题可以通过估计因子和这些因子的非线性函数或从非线性函数中提取出来的因子得以缓解。目前扩散指数预测被越来越广泛的用于大数据环境下的分析。

本文将**X***t*=(*X*1*t*，…，*XNt*)′定义为在分析中可以使用到的预测因子。假设预测因子已经通过合适的变换来使得变量平稳。为了避免“维度灾难”，本文假定*Xit*有一个合适的因子结构，形式如下：

 (3)

其中，**F***t*是*rF*×1的潜在共同因子。通过运用主成分分析法(PCA)，从总信息集合(**X**t)中提取了的共同因子 **F**t，这些因子能够解释88.95%的变异。Λ*iF*是对应的*rF*×1的潜在因子载荷向量，*eitX*是有限截面相关的特异误差。*rF*远小于序列个数*N*。

定义因变量 *yjt* 是未来 *h* 期的预测误差为 *vyt+h* = *yt+h*－E[*yt+h*|*It*]，为了计算预测误差的条件波动率E[(*vyt+h*)2|*It*]，本文利用提取得到的共同因子**F***t*构建因子增强型预测模型来估计出*yjt*：

 (4)

其中，*ϕjy*(*L*)、*γjF*(*L*)和*γjW*(*L*)是关于滞后算子*L*的有限阶的多项式，阶数分别为*py*、*pF*和*pW*。一步提前预测的误差*yjt*+1，每个因子*Fk*，*t*+1和额外预测子*Wl*，*t*+1都可以有一个时变的波动性，分别表示为*σjt*+1*y*、*σkt*+1*F*、*σlt*+1*W*。这些特征产生了在序列*yjt*中的时变的不确定性。

当因子有自回归动态时，一个更紧凑的形式为因子增强向量自回归(FAVAR)。设是一个*r*=*rF*+*rW*的向量，定义，*Yjt*=(*yjt*，*yjt*-1，…，*yjt-q*+1)′，那么预测可以从该FAVAR系统中获得，将它写成一阶伴随形式为：

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  | (5) |

 (6)

其中，Λ*j*′和Φ*jY*是滞后多项式系数的函数，Φ堆叠了*t*成分的自回归系数，根据假设，Φ*j*Y的特征值不大于1，最优的*h*阶预测是条件均值：

 (7)

在*t*时刻预测误差的方差为：

 (8)

当*h*=1时，有

 (9)

当*h*>1时，预测误差方差依照下列规律演进：

当*h*→∞，预测即为无条件均值，预测误差的方差也即*yjt*的无条件方差。这意味这当*h*增加时，Ω*jt*y(*h*)的可变性会更小。

此外，给定在时间*t*的信息，标量序列*yjt*+*h*的预期不确定性*Ujty* (*h*)。这可以通过选择合适的预测误差方差Ω*jt*y(*h*)再取平方根后得到。如果1*j*是一个选择向量的话，那么有：

 (11)

通过对单个不确定性估计进行加权平均来估计货币政策不确定性：

 (12)

一个简单的权重分配方法是给每个序列同等的权重，即*wj*=1/*Ny*。

为了使二阶矩的冲击构造和新信息*yj*相独立，采用随机波动的方法进行估计。这和大部分关于不确定性的理论文献相一致，这些文献假定不确定性冲击的存在并外生影响实体经济(Bloom,2014)。GARCH类模型不具备这种特征，相反，它们和新信息是不独立的。

首先考虑**F***t*（**W***t*是类似的）。假设**F***t*的每个元素是自相关的，并可以由AR（1）模型(13)表示：

 (13)

如果*vtF*是一个鞅差分并带有一个常方差(*σF*)2，预测方差Ω*F*(*h*)= Ω*F*(*h*-1)+(Φ*F*)2(*h*-1)(*σF*)2会随着*h*增加，但对于所有的*t*是一样的。允许对**F**的冲击具有时变的波动性，即*vtF*=*σtFεtF*，对数波动性有一个自回归结构如下：

 (14)

其中*ηtF*服从均值为0方差为1的独立同分布。

随机波动模型允许对二阶矩的冲击独立于一阶矩，模型意味着：

 (15)

根据假定，*εtF*服从均值为0方差为1的独立同分布，因此E*t*(*vt*+*hF*)2= E*t*(*σt*+*hF*)2，在*h*>1时，关于*F*的预测误差方差遵循递归式：

 (16)

提前*h*期预测子的不确定性是预测子的预测误差方差的平方根，设1*F*为合适的选择向量，则有：

 (17)

回到一般情况中，为了明确不同成分对预测误差方差的影响，可以将提前*h*期的*Yjt*+*h*的预测误差方差进行分解：

 (18)

这表明时变的不确定性由四个部分组成：自回归部分、共同因子（预测子）部分、随机波动部分、预测误差和预测因子的协方差部分。为了计算等号的左侧，需要对每个***y****j*序列的残差和预测变量**Z**的每一个部分的随机波动进行估计。

基于以上分析的基础上，本文计算了货币政策不确定性指数。首先，对数据进行主成分分析，提取第一主成分。然后，将主成分和**W***t*一起用于估计TVP-SV-FAVAR模型，其中**W***t*包含第一主成分的平方项和在*Xit*2中估计出来的因子，这些因子被收集于NG×1维向量中。通过马尔科夫链蒙特卡洛（MCMC）方法估计出随机波动参数*αj、βj、τj*。这些参数在MCMC过程中的平均值被用于估计*Uyjt*(*h*)。通过简单平均可以得到*h*期货币政策不确定性指数（见图3）：

 (19)

（三）货币政策不确定性指数

本文测度的中国货币政策不确定性指数如图3。图3展示了未来1个月、3个月和12个月（即*h*=1,3,12）的中国货币政策不确定性指数。具体而言，中国货币不确定指数存在多个峰值，均出现在国内外重要形势变换的关键时间节点。可以看出，对未来预测的时间跨度越大，货币政策不确定性也相应越大，这符合公众的认知规律，因为时间越长，预测的精度越小、难度越大。

为了检验货币政策不确定性的波动是否反映现实情况，本文对中国货币政策执行情况的季度报告要点进行了梳理，发现货币政策不确定指数的波动能够对大事件及中国货币政策的调整进行有效捕捉。从图中可以看出，2008年底的全球金融危机期间，中国的MPU波动很大。原因可以进行回溯，从2007年到2008年初，消费者物价指数（CPI）水平的上升和房地产的高速增长，使控制通胀成为中国货币政策的主要关注点。然而，2008年底国际金融危机突然爆发，在2008年第三季度，央行猛然将货币政策目标从遏制通货膨胀转向刺激产出，货币政策立场瞬间由紧缩转为宽松，这突如其来的巨大变化使MPU达到了新的高点。随着金融危机后的货币政策出台落地，MPU回到了低位水平，但2011年的“十二五”规划提出了利率市场化改革，霎时推高了货币政策不确定性。2012年中，贷款利率市场化正式拉开序幕，使货币政策不确定性有所降低。2015年，欧洲债务危机爆发，外围不确定性瞬间陡增。与此同时，中国国内股票市场热度异常增加，供给侧结构性改革酝酿提出，存款利率市场化改革快速推进，央行五次下调人民币存贷款基准利率，多次调增再贴现、再贷款额度，扩宽抵押补充贷款发放的范围，九次引导公开市场逆回购操作利率下行，使货币政策不确定性再度推高。2015年年末，随着股票价格的回落、供给侧结构性改革的落地、利率市场化改革的基本完成，MPU又回到低位。2017年初，Donald Trump当选美国总统，意味着共和党接替民主党，成为新的美国执政党，外围政策转向的可能性增加了不确定性。2018年的中美贸易争端、2019年美联储政策的突然转向和2020年爆发的新冠疫情，将货币政策不确定性推向一波又一波的高位。原因在于央行出台了一系列货币政策来应对经济波动，使得货币政策调整的频率增加，快速变化的货币政策调整频率、调整强度，以及日新月异的传导机制，使经济主体更难对当前的货币政策形成稳定、一致的预期（饶品贵等，2017）。在新冠疫情爆发后，货币政策基本的导向是刺激增长、稳定物价，具体政策的落地又降低了不确定性。

总体而言，本文计算的货币政策不确定性指数基本与经济政治生活中重大事件的发生及变迁相互吻合，进一步说明货币政策不确定性指数较好地反映了实际货币政策各个维度的调整所伴随出现的不确定性。



图3中国货币政策不确定性指数

（四）稳健性检验

为了检测货币政策不确定性指数的稳健性，我们以未来一期的货币政策不确定性为比较基准，采用多种不同的方式来对货币政策不确定性指数进行稳健性分析。

1.与文本分析法构建的货币政策不确定性指数对比[[3]](#footnote-3)。Huang & Luk（2020）利用新闻关键词文本分析法构建了2000-2018年中国经济政策不确定性、货币政策不确定性和财政政策不确定性的月度层面指数[[4]](#footnote-4)。这些指数基于《北京青年报》、《人民日报（海外版）》等10家报纸的数据进行计算，所选取的文章在经济、不确定性、货币政策（如宏观调控、央行、公开市场操作、存款准备金率、资本流动性、利率、货币供应、借贷便利工具、量化宽松、减息等）三个类目中至少包含其中的一个关键词。具体步骤如下：首先，将符合准则的文章数除以发布的所有文章数。其次，对序列进行标准化，使其在2000年1月至2011年12月期间具有统一的标准差。最后，计算所有报纸的简单平均值，并将其标准化，使其在2000年1月至2011年12月期间的平均值为100。相比于Baker利用香港《南华早报》计算的中国经济政策不确定性指数，Huang & Luk（2020）利用10家中国大陆报纸的关键词来计算中国的货币政策不确定性指数，因此更能捕捉中国大陆公众对政策波动的反应，更能反映中国货币政策不确定性。此外，该货币政策不确定性指数的计算方法与本文的不同，可以与本文计算的货币政策不确定性指数进行对比分析（如图4所示）。

从图4可以看出，在2007—2016年期间，本文计算的未来1月的货币政策不确定性指数与Huang&Luk（2020）计算的货币政策不确定性指数趋势基本一致，但2017-2020年期间两个指数的波动趋势发生了分离。哪个指数更能准确反映真实的货币政策不确定性呢？从重大事件来看，我们的货币政策不确定性指数似乎与现实更相符。2018年开始的新一轮中美贸易战，使全球贸易摩擦增大，而民营企业作为外贸出口的重要力量，出口受阻将导致经济发展的不确定因素增多。在此背景下，民营企业融资难问题更为突出，投资乏力的问题更加严峻，于是央行增加了对货币政策的改革创新，新型结构性货币政策工具的推出和使用，推高了货币政策不确定性。2019年美国货币政策突然转向，由紧缩转为宽松，3次降息并重启正回购和短期国债购买，加剧了中国在货币政策上应对的不确定性。2019年末2020年初爆发的新冠疫情显然对不确定性产生了较大的影响，但中国货币当局随后采取的果断措施，如超预期逆回购等，及时稳定了市场情绪。



图4与文本法计算的货币政策不确定性指数进行对比

2. 货币政策不确定性指数在不同分位点上的影响。借鉴Jurado et al（2015），在基准情形下，货币政策不确定性由第*S*次蒙特卡洛试验中抽取获得，如果总共实施*S*次抽取，那么可以使用*S*次抽取的后验均值、后验10分位数和后验90分位数来计算得到货币政策不确定性。我们进一步考察不同后验分布的位置点的选取对货币政策不确定性估计的影响。从图5可以看出，对于货币政策不确定性的波动，不同分位点的选取只有常量偏移的影响，而对货币政策不确定性估计的动态影响不大。后验分布的90分位数和10分位数与基准估计值有超过0.993的相关性，这说明货币政策不确定性指数对于个体不确定性的极端估计而言仍然保持稳健。



图5基准指数与后验均值、后验10分位数和后验90分位数的指数对比

3. 变换不同方法计算的货币政策不确定性指数。参考Jurado et al（2015），使用不同的方法来计算货币政策不确定性指数，结果如图6所示。在基准估计中，采用的是CSA，即简单平均法，用单个指标的不确定性的算术平均得到总的不确定性。为了避免这些因子的多重共线性影响不确定性的估计，可以使用PCA，即主成分分析法，先提取所有指标的主成分，再据此进行估计。借鉴文献的经典做法，由于第一个主成分可以解释较多的预测误差，因此主成分数选为1，这也有助于与基准的简单平均法进行对比。从图6可以看出，使用不同方法计算的货币政策不确定性指数并没有显著影响不确定性的动态效应，由此表明货币政策不确定性指数具有一定的稳健性。



图6 四种不同方法计算的MPU对比图

4.与EGARCH方法对比。EGARCH模型常常被用于对数据波动性的分析和预测（蔡光辉和吴志敏，2022），因此，我们考虑使用EGARCH(1,1)来估计个体序列的波动性。从图7可以看出，当以同样的方式加总不确定性的时候，EGARCH模型估计出的加总不确定性与基准估计非常相似。但EGARCH模型的方差冲击并不独立于均值，这与不确定性文献中假定不确定性冲击是独立的并不一致，而且也会带来额外的识别问题。



图7与EGARCH模型计算的货币政策不确定性指数对比

5.与低波动的货币政策不确定性指数对比。我们尝试剔除标准差超过0.05的高波动的变量，重新计算货币政策不确定性指数，以观察在不同波动状况的数据下，货币政策不确定性会发生何种改变。图8的结果表明，剔除波动率较高的变量所构造出来的货币政策不确定性在整体上呈现出相对较低的波动性，这表明在货币政策不确定性的构建过程中添加合适的高波动变量有助于捕捉无法观测的异常不确定性。



图8 与剔除波动率高的数据的测度进行对比

四、货币政策不确定性的内生性分析

（一）检验货币政策不确定性内生性的方法

祝梓翔等（2021）指出，如果政策不确定性内生于经济波动，那么平滑经济波动就可以消除政策不确定性，但若外生于经济波动，那么只平滑经济波动可能并不能完全消除政策不确定性。因此在深入探究货币政策不确定性的成因之前，我们先对货币政策不确定性的内生性进行分析。已有研究（祝梓翔等，2020；祝梓翔等，2021；Ludvigson et al，2021）运用事件约束和外部变量约束等方法深入地讨论了政策不确定性的内生性，为我们的检验奠定了很好的模型基础。我们借鉴Ludvigson et al（2021）的识别方法，检验货币政策不确定性是否内生。

 考虑一个带有两个变量(*n*=2)的系统：**X***t*=(*UMPt*,*Yt*)′，其中*UMPt*代表货币政策不确定性，*Yt*代表实际经济活动的度量。假设**X***t*有一个简约有限阶的自回归表达式 其中**P**是带有非负对角元素的特异下三角Cholesky因子。简约型参数可以收集到 中。简约型新息***η****t*=(*ηMPt*,*ηYt*)′通过一个可逆矩阵**H**与结构冲击***e****t*=(*eMPt*,*eYt*)′相关：

 (20)

其中**B≡HΣ**，**Σ**是一个对角矩阵，对角项中的是冲击方差。结构冲击**e***t*均值为0，方差为1，序列不相关且相互不相关。对每一单位的效应进行标准化，即对于所有的*j*而言，*Hjj*=1。

我们的目标是分析***e****t*对**X***t*的动态影响，变量戴帽表示该变量经过估计得到。因为自回归参数**A***j*在正则性条件下可以被一致估计，样本残差 是的一致估计，所以实证中的SVAR估计问题简化为从中寻找**B**。由于**B**中有4个参数，而的协方差结构只以下列形式提供了*n*(*n*+1)/2=3个约束条件：

(21)

因为有无限多的解满足协方差约束，所以这个模型是不足以识别的。设这些数不清的解由数集收集，是*n*×*n*正交矩阵集。我们将“无约束集”简记为，但考虑到简约型协方差约束施加在这个数集上，这个“无约束集”实际上并不是完全无约束。为了简化记号，对**Q**和的依赖关系不明示标出。

点识别需要超越协方差结构所蕴含的约束，来将坍缩为唯一数集。如上面讨论的那样，文献中并没有共同使用的识别框架，因此需要寻找外部变量。但是要寻找对于货币政策不确定性而言外生的有效工具变量较为困难。

我们将约束施加于结构冲击上，来解决这个问题。尽管无约束集大得难以数清，但我们提供的识别约束可以明显辨别出并不是中的每一个解都是可信的。我们将这些约束称为基于冲击的约束，因为我们使用这些冲击的特征来决定无约束集的解是否应该保留。尽管任何SVAR的目标都是识别**e***t*，但其实很少注意力是放在冲击本身上的。

我们首先基于简约型协方差约束建构了一个无约束集，然后研究在无约束集中，不确定性冲击什么时候是最大的，以便确定在样本期内什么时候发生大冲击。为了建构无约束集，我们将**B**初始化为有非负对角元素的特异下三角Cholesky因子，然后将它用150万次随机正交矩阵**Q**来旋转。每一次旋转都从*NID*(0,1)随机变量中抽取一个*n×n*矩阵**M**。然后**Q**可以从**M**的**QR**分解中提取出来。因为，所以在这样操作时，程序就会施加协方差约束。设 是对于给定隐含在中的冲击。隐含在协方差结构的矩给了我们150万个**B**的值，因此对于*t*=1,……,*T*，有150万个**e***t*(**B**)。

搜寻这150万次旋转，我们发现在样本里*eMPt*(**B**)的最大值出现在2008年9月，正是雷曼兄弟破产的月份，进一步发现这个分布是右偏的，只有为数不多的负值，32%的**e***MPt*(**B**)超过3倍标准差，18%的超过4倍标准差，5%的有5倍及以上标准差。在这150万次旋转中，*eMPt*(**B**)的第二大值出现在2015年6月，正是中国大额存单正式推出、允许私募投资基金进入银行间债券市场、股灾开始爆发、货币政策委员会大规模人员调整、定向降准、下调存贷款准备金率的月份，上证指数在随后的一年里的最大跌幅达到近49%。类似地，26%的**e***MPt*(**B**)超过3倍标准差，12%的有4倍及以上的标准差。

我们考虑两类基于冲击的约束来协助我们识别：事件约束和外部变量约束。

1.事件约束。事件约束是指历史上的一些不寻常的事件，这些事件在当时的读物上都有历史上的和统计上的广泛影响，并可以指明结构冲击的专有特色。可信的识别框架应该可以产生那些总体上不会和我们对事件的事后认知有太大矛盾的冲击。我们需要的**e***t*(**B**)来自于下列事件约束：

（1）

（2）

（3）

（4）

（5）

前两个约束表明，在雷曼兄弟破产和股灾开始爆发这两个时间点上，不确定性冲击应该至少超过临界值和。第三和第四个约束表明，在主权债务危机和贷款利率市场化改革的起始时间区间，货币政策不确定性冲击应该至少为非负。第五个约束表明，在经济大衰退时期，累积货币政策不确定性要为非正，因为这段时期对宽松货币政策的预期加强。

以上五个约束可以用一个关于**B**的不等约束系统来表示：

 (22)

其中 代表参数)代表事件发生时期。

2.外部变量约束。如果变量的理论和经济意义对于我们感兴趣的冲击而言是富有信息的，那么，VAR外部的变量也有利于识别。我们使用不确定冲击和外部变量的相关性来添加额外的不等约束。设***S****t*=(*S*1*t*,*S*2*t*)′表示外部变量集，*S*1*t*代表加总股票市场回报，*S*2*t*代表实际黄金价格的对数差分。外部变量约束要求任何在在中的满足下列约束：

（1）

（2）

第一个约束要求不确定性冲击与股票市场回报负相关，第二个约束要求不确定性冲击与实际黄金价格的对数变化正相关。这两个约束可以合在一起用一个不等约束系统来表示：

 (23)

这些外部变量约束提供了在**B**中参数的跨方程约束条件。这些约束条件重要之处在于它们对于正交旋转是恒定不变的。

值得注意的是，这里的外部变量约束和工具变量并不相同。工具变量要求满足两个假定，工具变量和某些冲击不相关（外生性假定），并和另外一些冲击相关（相关性假定）。之所以工具变量的设定要求这么高，是因为要进行点估计，但我们只需要缩小解集就可以了，并不需要获得点估计，因此外部变量约束并不需要和特定冲击完全不相关。此外，黄金价格和股票价格本身并不是实际经济活动和不确定性的指标，我们对它们的行为也不感兴趣。或许失业率也和不确定性冲击正相关，但经济下行往往是以失业率提高为特征的，因此并不能有效地将它和产出冲击相分离，所以不是一个有用的识别指标。

（二）数据处理

借鉴以往文献，我们使用上文构造的*h*=1的货币政策不确定性，设定VAR的滞后期数为6。产出数据使用以支出法来核算的实际产出的对数值。对于*S*1*t*，使用中证800指数的股票回报率，以反映沪深股票市场大中小盘的综合回报情况。对于*S*2*t*，使用黄金价格水平的对数差分，以2007年3月的CPI指数作为基期进行平减。样本的时间跨度为2007年3月到2020年12月，在我们的样本中，在*h*=1不确定性时间跨度上，在无约束集中最大的冲击已经超过3倍标准差，在2008年9月e*MPt*的第75分位值达到3.62，在2015年6月则达到3.05，表明第75分位值已经可以捕捉超过3倍标准差的大冲击事件。根据这个结果和前期文献的做法，我们将 设为各自的第75分位值，意味着大冲击需要是无约束集中所有冲击的最大的那25%。虽然2008年和2015年的事件约束就排除了90%的解，再加上其他的事件约束就已经合计排除了无约束集中的99%的解，但150万的1%毕竟也不是一个小数字。不过，如果将事件约束和外部变量约束结合在一起，我们仅剩下33个可以接受的抽取值，大约占样本大小的20%。

（三）脉冲响应结果

图9展示了脉冲响应的结果，实线围成的区域表示在一个标准差的正冲击下，脉冲响应识别集，虚线报告了该识别集的95%置信区间。可以发现，产出冲击对货币政策不确定性的影响既微弱又短暂，且在5%的显著性水平下并非是统计上显著的。相反，货币政策不确定性冲击对产出的影响不仅较大而且持久，同时在统计上十分显著。综上来看，这意味着货币政策不确定性冲击很有可能外生于经济波动。同时，根据该时间跨度的中位数响应，在50期的时候1个标准差的货币政策不确定性冲击导致了产出下降了约3%，其经济显著性也较大。此外，考虑到在事件约束中，部分事件的货币政策不确定性在识别时超过了3个标准差，这意味着在这些事件发生时，货币政策不确定性冲击对产出的影响可能会超过9%。



图9 SVAR的脉冲响应图

注：实线报告了基准情形下，一个标准差的正冲击所产生的脉冲响应识别集，以百分数为单位。虚线报告了识别集的95%置信区间。样本期为2007年3月到2020年12月。

（四）方差分解结果

为了理解这些冲击的历史重要性，我们对识别集中的每一个解都进行了方差分解。我们报告了每一个结构冲击在提前*s*期的预测误差方差，包括*s*=1，*s*=12，*s*=∞和*smax*，*smax*是预测误差方差成分最大的时间跨度。

表2报告了方差分解的结果。首先，从短期来看，货币政策不确定性冲击只解释了产出变异的很小部分，在*s*=1的时间跨度上仅仅解释了产出预测误差方差的0.05到0.13。但从长期来看，货币政策不确定性冲击对产出产生了明显的负向影响，在解释能力最强的时间跨度*smax*上可达0.39到0.62。其次，产出冲击对货币政策不确定性的影响无论是在短期还是长期都比较小，在具有最大解释能力的时间跨度*smax*上也只达到0.03到0.11，从而为货币政策不确定性冲击的外生性提供了一定证据。最后，与产出冲击不同，货币政策不确定性冲击可以解释自身变异的很大部分。货币政策不确定性冲击能够解释提前一期的货币政策不确定性的预测误差方差的0.87到0.96，在*s*=∞维度上的解释力也达到0.72到0.85。在VAR预测的所有维度上，它的预测误差方差除了受到自身的影响外，几乎很少受到别的冲击影响，这意味着货币政策不确定性是系统中最重要的外生脉冲。

表2 方差分解

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 预测时间跨度 | 产出变异成分 | 货币政策不确定性变异成分 |
| 产出冲击 | 货币政策不确定性冲击 | 产出冲击 | 货币政策不确定性冲击 |
| 1 | [0.34,0.56] | [0.05,0.13] | [0.01,0.08] | [0.87,0.96] |
| 12 | [0.43,0.63] | [0.28,0.37] | [0.00,0.06] | [0.74,0.88] |
| ∞ | [0.51,0.68] | [0.36,0.58] | [0.03,0.06] | [0.72,0.85] |
| *smax* | [0.51,0.68] | [0.39,0.62] | [0.03,0.11] | [0.87,0.96] |

注：表中报告了由特定冲击来解释的变量*s*阶提前的预测误差方差变异。“*s*=*smax*”行报告了在所有 VAR 预测时间跨度*s*中，能解释预测误差方差成分最大的时间跨度的结果。括号中的数字代表识别集里面全部的解所涵盖的数值范围。样本期为2007年3月到2020年12月。

1. 中国货币政策不确定性的成因

凯恩斯（1937）认为不确定性主要来源于两个方面：一是有关系统的重要变化，二是经济主体对变化的认知偏差。因此货币政策不确定性的成因既有实质性因素的影响，又有时变因素的影响，不确定性一方面由政策系统的重要变化，如货币政策决策的不确定性、内外部环境的不确定性和外生冲击所引致，另一方面由经济主体在不同体制下对这些重要变化的认知偏差所引起。

（一）理论分析

1.货币政策决策的不确定性。（1）货币政策委员会人员的不稳定性。中国目前货币政策的决策机制仍然不透明，既不公布决策流程也不公布决策所参考的模型或理论。央行决策机制的不透明也加剧了货币政策不确定性。1997年开始成立中国人民银行货币政策会委员，该机构是中国人民银行制定货币政策的咨询议事机构[[5]](#footnote-5)，货币政策委员会并不具备完全的决策职能，但其在货币政策制定和调整中发挥重要作用[[6]](#footnote-6)。可见，货币政策委员会对货币政策产生较大的影响。但从2010年颁发的《中国人民银行货币政策委员会条例》中可以看出，委员中大半的是政府官员（政府官员往往变动频繁），导致委员会队伍的稳定性不强，不同委员不同的教育、工作背景对投票有决定作用（李永宁和吴练达，2008）。因此，委员的大量更替可能会导致央行政策立场发生意料之外的变化，并引入不同且未知的声音，从而难以用连贯的货币政策信息说服公众（Husted et al，2020），进而产生货币政策不确定性。

（2）央行决策的不确定性。从实践来看，中国是以相机抉择为主的货币政策，而相机抉择产生的“松—紧—松”的模式，促使中国经济常处于冷热交替中（刘杰，2016）。经济的波动反过来进一步加速了货币政策的调整，加剧了货币政策的不可预测性。相机抉择的模式有利于政府灵活应对多变且复杂的经济形势，但欠缺延续性的政策加剧了经济主体对货币政策进行预期的难度，进而导致货币政策不确定性（祝梓翔等，2020）。此外，相机抉择的货币政策容易导致“动态不一致”，降低了货币政策的可信度。因此，若央行在会议决策中过多地受不确定性的影响，就难以确保后来实施的政策不随环境的变化而变化，由此推测，央行决策的不确定性将会加剧公众对货币政策预期的不确定，增加货币政策不确定性。

（3）货币政策事件报道频数。央行信息披露是指央行向公众披露货币政策目标、策略、意向等相关信息的过程（Blinder et al，2008）。央行是货币政策的制定机构，掌握大量的非公开数据和消息，会根据自身掌握的信息对经济形势进行分析，在此基础上制定并出台相应的货币政策对经济进行调节。这些货币政策事件主要通过语言和行为两种形式释放货币政策信号（汪莉和王先爽，2015），而社会公众则会依据需求收集并加工央行发布的信息，并结合自身对经济现状的认知对未来的经济和政策走势做出预测。如果公众需要了解货币政策频繁或不规则变动的信息，则央行推出更多的货币政策事件会降低货币政策不确定性，否则会增加不确定性。

（4）货币政策调整的频数。货币政策的调整次数增加可能会加剧其本身的不确定性，导致经济主体无法预期货币政策的变化（祝梓翔等，2020）。从表3可以看出，2007-2020年期间，中国货币政策总调整次数为234次，出台新政策148个，年均调整次数达到16.71次，每年平均出台10.57个新政策，也即平均每个月都有1.39次的货币政策调整以及0.88个新政策或意见的出台。为了应对经济运行过程中出现的一系列新问题，央行加大了货币政策调整的频率，这本无可厚非，但如果公众还没有来及对政策形成预期，或者还停留在当初的经济形势判断中，央行就突然推出改革或者实施方向相反的密集货币政策调整，会导致公众的认知困难和预期偏差，进而提高了货币政策的不确定性。比如，2008年第四季度央行货币政策执行报告显示，2008年美联储七次下调联邦基金目标利率、八次下调贴现率；2008年第三季度到第四季度，欧洲央行三次下调基准利率累计达175个基点；2008年第四季度，英格兰银行三次下调官方利率共300个基点。在此背景下，中国在2008年9月后五次下调存贷款基准利率、四次下调存款准备金率来应对金融危机的冲击就容易被公众预期。但根据2015年第四季度央行货币政策执行报告，在2015年发达经济体和新兴经济体的货币政策出现分化，特别是美联储加息的情况下，“中国速度”依旧不变，连续五次下调存贷款基准利率、九次引导逆回购利率下调，多少会令部分公众惊讶。总的来说，如果货币政策的调整能够被公众及时预期，那么货币政策的调整就不容易增加货币政策不确定性，反之则容易增加货币政策不确定性。

表3 2007-2020年中国货币政策调整次数

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 年份 | 公开市场操作 | 再贴现利率 | 再贷款利率 | 存贷款基准利率 | 存款准备金率 | 外汇市场干预 | 窗口指导 | 常备借贷便利 | 央行贷款、票据 | 总调整次数 | 新出台的政策或意见 |
| 2007 | (1) |  |  | (7) | (10) | (4) | (2) |  | (2) | 26 | (14) |
| 2008 | (3) | (3) | (3) | (5) | (9) |  |  |  | (3) | 26 | (9) |
| 2009 | (5) |  |  | (5) | (4) | (4) | (1) |  | (2) | 21 | (9) |
| 2010 | (2) |  | (1) | (2) | (6) | (2) | (1) |  |  | 14 | (7) |
| 2011 | (2) |  |  | (3) | (7) | (3) |  |  | (2) | 17 | (7) |
| 2012 | (1) |  |  | (2) | (3) | (3) |  |  | (1) | 10 | (5) |
| 2013 |  |  |  |  |  | (1) |  | (1) |  | 2 | (11) |
| 2014 |  |  |  | (1) | (3) | (1) |  |  | (3) | 8 | (11) |
| 2015 |  |  |  | (8) | (4) | (2) |  |  |  | 14 | (12) |
| 2016 |  |  |  | (1) | (3) | (4) |  |  |  | 8 | (12) |
| 2017 | (2) |  |  |  | (2) | (3) |  | (1) |  | 8 | (10) |
| 2018 | (2) |  |  |  | (5) | (3) |  | (2) | (2) | 14 | (21) |
| 2019 |  | (1) | (2) | (3) | (4) |  |  | (11) |  | 21 | (8) |
| 2020 | (9) | (2) | (4) |  | (2) |  |  | (9) | (19) | 45 | (12) |
| 合计 | 27 | 6 | 10 | 37 | 62 | 30 | 4 | 24 | 34 | 234 | 148 |
| 主要调节对象 | 调节流动性 | 调节基础货币投放 | 调节短期流动性和金融机构头寸 | 调节投资、储蓄、消费、信贷、通货膨胀等。 | 调节银行可用资金，回收银行体系过剩的流动性 | 稳定汇率 | 引导信贷，传达调控意图，提示风险。 | 满足长期大额流动性需求 | 控制货币供应总量 |  |  |

注：括号内数字为货币政策的调整次数。

数据来源：作者依据2007-2020年中国货币政策大事记整理得到。

2.内外部环境不确定性的影响。（1）中国宏观经济政策不确定性。中国经济目前正处于不断发展和转型阶段，复杂的经济环境导致中国货币政策具有较大的复杂性（罗大庆和傅步奔，2020），宏观经济形势的不确定性等因素导致货币政策取向或传导的不可预期性（王立勇和王申令，2020）。宏观层面中未预期到的总体冲击，会引发经济主体信息集变动和信息缺失，进而使得经济主体认知能力受限，导致了公众对货币政策预期的不确定性（屈文洲和崔峻培，2018；Husted et al，2020)。

（2）美国货币政策不确定性。在全球化的大趋势下，一国实施的货币政策会引发一系列的连锁反应，导致各国货币政策的独立性显著下降。美国是全球最大的经济体，在全球金融市场中处于主导地位，因此美联储货币政策的溢出效应最为明显（韩景倜和孟凡祥，2020）。美国货币政策主要通过利率渠道对中国信贷规模、资本市场收益率、资本投资结构等产生冲击（魏玮和张兵，2021），会显著影响中国债券市场和股票市场回报率，并影响中国实体企业杠杆率，导致企业债务偏离稳态水平（严佳佳和梁英豪，2021）。面对美国货币政策不确定性对中国金融、经济带来的影响，央行需采取相应的措施来应对，以减轻美国货币政策不确定性带来的冲击，但公众难以预测这种不确定性所带来的实际冲击和央行应对的程度，进而产生货币政策不确定性。

3.外生冲击的影响。预料之外的事件或波动会导致不确定性（祝梓翔等，2020）。坏消息或异常事件通常会引发较大的预测偏差，如贸易摩擦、局部战争、新冠疫情病毒的变异及扩散等重大事件以及坏消息常常会影响人们对未来的预测，进而导致产生较大预期偏差（Kozeniauskas et al，2018）。自然灾害通常都具有突发性和不确定性：一方面，自然灾害的发生会打乱原本正常的经济活动，决策者需对现有的政策进行调整，导致政策的波动性增加，政策不确定性增大。另一方面，自然灾害等异常事件也会影响公众的情绪，导致公众过度悲观，进而增加对宽松政策的预期，降低不确定性。因此，重大突发外生冲击导致的政策和主体预期的同步调整，具有多变性、复杂性和不连续性，呈现出一定的时变特征（王存峰等，2017）。

（二）实证分析

理论研究表明，货币政策对于经济稳定十分重要（祝梓翔和郭丽娟，2017），而上文发现，货币政策不确定性在一定程度上外生于经济波动，因此通过平滑经济波动，可能不能完全消除货币政策不确定性，为此有必要对货币政策不确定性的成因进行深入探究。为了更好地对货币政策不确定性的成因进行定量评估，借鉴经典文献的做法，本文选取2007-2020年的成因变量并进行相应的实证分析[[7]](#footnote-7)。

1.变量设置与数据说明。首先，从中国人民银行网站搜索整理出货币政策委员会原有委员的人数、央行货币政策会议摘要中不确定性的词频、货币政策事件的频数数据以及常用货币政策工具的调整次数，分别用以反映货币政策的连贯性、扰动政策的可能性、政策完善的努力性和政策变动的频繁性。另外，借鉴Baker et al（2016），使用Scott R. Baker等人编制并一直更新的美国货币政策不确定性指数代表国际经济金融环境的变化，用中国经济政策不确定性指数反映国内宏观经济政策不确定性。最后，借鉴Husted et al（2020），使用自然灾害损失占GDP之比来衡量自然灾害等重大事件的外生冲击，原始数据从国泰安数据库获得。数据的时间跨度为2007年3月到2020年12月。

2.换频马尔科夫两体制转换模型。借鉴前期文献（Hamilton，1989，1990），本文采用换频马尔科夫两体制转换模型进行实证分析，先采用Match-Merge方法进行数据频率转换，再使用马尔科夫两体制转换模型进行估计。模型设定如下：

|  |  |
| --- | --- |
| ***yt***=***α*(*St*)**+***β*(*St*) *xt*+*ε*(*St*)**,***ε*(*St*)**~*NID*(0,*σ*2(*St*)),*t*=1,2…,*T* | (24) |

其中，*t*代表时间标识，***yt***是被解释变量（货币政策不确定性），***xt***是随体制转换的解释变量（原有委员人数、会议摘要不确定性词频、货币政策事件频数、货币政策调整次数、中国经济政策不确定性、美国货币政策不确定性、自然灾害），*T*是样本个数。***α***、***β***是准备估计的参数。***ε***是残差项。

在状态*St*={1,2}下，体制转移过程遵循以下列转移概率定义的遍历马尔科夫链：

*pij****=****Pr*(*St*+1*=j|St=i*) (25)

 (26)

可以采用极大似然法求解上述模型，似然函数为

 (27)

其中*f*(*yt|*Ω*t*-1)是给定到时间*t*-1的信息Ω*t*-1，*yt*的条件概率密度，*f*(*yt|*Ω*t*-1)可以写为：

 (28)

3.实证结果。表4报告了体制转换模型的估计结果。首先，从货币政策决策因素的角度来分析，原有委员人数增加在特定时期会降低不确定性，会议不确定性词频增加会提高不确定性，但值得注意的是，无论体制如何发生变化，原有委员人数和会议不确定性词频都没有在10%显著性水平上显著地影响货币政策不确定性。虽然这些因素在理论上会影响货币政策不确定性，但在实际上影响却甚少。一个可能的原因是这些因素对公众预期产生的实际扰动不如理论影响大，这可能也是中国货币政策决策体系的特点之一，反映了货币政策决策过程具有相对独立性和较强的稳定性。

与此形成对比的是货币政策事件频数和货币政策调整次数，在体制1中，货币政策事件频数和货币政策调整次数对货币政策不确定性在统计上并没有显著的影响，但在体制2中这两者对货币政策不确定性的影响为正，且在1%显著性水平上显著。现有研究表明，央行的沟通更加清晰透明有利于降低货币政策的不确定性（王博和高青青，2022）。货币政策事件频数的影响取决于公众当时对货币政策变动信息的获取需求度，如果需求度强有利于降低货币政策不确定性。货币政策的调整作为一种强沟通手段，可以比文本信息传递出更明确、更清晰、更透明的立场信息，但有时恰恰是因为沟通能力过于强劲，如果其传递出的信息与经济主体的预期不一致，就容易产生更大的货币政策不确定性。

其次，从内外部环境不确定性的角度来分析，无论体制如何发生变化，中国经济政策不确定性和美国货币政策不确定性都显著地提高了中国货币政策不确定性，这和理论预期较为相符。同时，也反映出不确定性具有一定的传递特点，并且这种传递特点始终存在，表明始终都应注意对其他不确定性的管控，提防不确定性的共鸣放大效应。

最后，从外生冲击的角度来分析，自然灾害的发生在体制1显著提高了货币政策不确定性，但在体制2却显著地降低了货币政策不确定性。这反映了外生冲击对货币政策影响的双重性和时变性，如在汶川地震时期，货币政策本应宽松以对冲信贷收紧等负面影响，但由于当时的经济仍然过热，灾后重建反而推高了通胀压力，所以是否该放松货币政策一下子就成为了讨论的焦点。但在存款利率市场化改革时期，自然灾害的发生可能会促使人们增加降息预期和货币宽松预期，导致货币政策不确定性降低。

表4 体制转换模型估计结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 系数 | 标准误 | *z*统计量 | *P*值 |
| 体制1 |
| 原有委员人数 | -0.0056 | 0.0042 | -1.3389 | 0.1806 |
| 会议摘要不确定性词频 | 0.0008 | 0.0019 | 0.4360 | 0.6629 |
| 货币政策事件频数 | 0.0007 | 0.0014 | 0.5403 | 0.5890 |
| 货币政策调整次数 | 0.0013 | 0.0032 | 0.4182 | 0.6758 |
| 中国经济政策不确定性 | 0.0006\*\*\* | 0.0000 | 14.5138 | 0.0000 |
| 美国货币政策不确定性 | 0.0011\*\*\* | 0.0001 | 10.7725 | 0.0000 |
| 自然灾害 | 1.8176\* | 1.0533 | 1.7256 | 0.0844 |
| 常数项 | 0.1269\*\* | 0.0522 | 2.4305 | 0.0151 |
| 对数标准差 | -3.2231\*\*\* | 0.0875 | -36.8246 | 0.0000 |
| 体制2 |
| 原有委员人数 | 0.0002 | 0.0032 | 0.0599 | 0.9522 |
| 会议摘要不确定性词频 | 0.0014 | 0.0014 | 1.0344 | 0.3009 |
| 货币政策事件频数 | -0.0016\*\*\* | 0.0006 | -2.8547 | 0.0043 |
| 货币政策调整次数 | 0.0070\*\*\* | 0.0013 | 5.5240 | 0.0000 |
| 中国经济政策不确定性 | 0.0007\*\*\* | 0.0000 | 16.0036 | 0.0000 |
| 美国货币政策不确定性 | 0.0012\*\*\* | 0.0001 | 8.1744 | 0.0000 |
| 自然灾害 | -9.9136\* | 5.7629 | -1.7203 | 0.0854 |
| 常数项 | 0.2656\*\*\* | 0.0411 | 6.4642 | 0.0000 |
| 对数标准差 | -3.2590\*\*\* | 0.0872 | -37.3541 | 0.0000 |
| 模型统计量 |
| 对数似然值 | 288.7700 |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别代表在1%、5%和10%水平的统计显著性。样本的时间区间为2007年3月到2020年12月。

上文提到，货币政策调整次数对货币政策不确定性的影响会在不同体制呈现出不同特点。为了探究这种异质性影响的根源，首先需要观察体制1和体制2分别出现在什么时期。图10报告了在不同时期处于不同体制的概率。体制1主要位于三个时间段，2007年中到2009年中，2013到2014年中，2017年中到2020年。体制2主要位于两个时间段，2009年中到2012年，2014年中到2017年中。2007年中到2009年中，经济在前期过热势头十分明显，但金融危机之后迅速转为过冷，由于分界十分明显，所以经济主体容易预期在不同时间所使用的货币政策工具，此时货币政策的调整不会影响货币政策不确定性。2009年中到2012年，超预期的货币政策工具使用，容易导致货币政策不确定性的提高。以利率工具为例，2010-2011年在金融危机的负面影响仍然笼罩时连续加息，随后的2012年政策突然转向为利率市场化改革并开启降息周期，这就使得经济主体对货币政策的预期更加不确定。2013-2014年中，贷款利率市场化改革逐步完成，小步降息预期也已经形成，货币政策工具的使用频率相对降低，方向较为一致，因此政策工具的使用没有对货币政策不确定性产生显著影响。2014年中到2017年中，存款利率市场化改革在时隔贷款利率市场化两年之后突然开启，叠加密集性货币政策改革、经济下行压力、供给侧结构性改革、股票泡沫风险，多重因素使得经济主体难以厘清货币政策工具频繁使用背后的真实原因，打乱了原本应有的温和预期。此时货币政策的调整增加了不确定性。2017年中到2020年，经济下行压力加大的预期逐渐形成，利率市场化改革基本完成，货币政策工具对货币政策不确定性的影响减弱，但这个时期国内外经济形势变得更加错综复杂，中国经济政策的不确定性和美国货币政策的不确定性成为推动中国货币政策不确定性的重要原因。



图10 不同时期经济处于不同体制的概率

1. 结论和政策建议

在货币政策不确定性上升，货币政策调控效果减弱的背景下，正确理解货币政策不确定性的内涵，准确测度货币政策不确定性指数并深入分析其成因，对于有针对性地采取措施降低货币政策不确定性，进而提高货币政策的有效性至关重要。鉴于此，本文立足于中国货币政策的实际，系统分析了货币政策不确定性的定义、测度及成因。

（一）研究结论

第一，本文将中国货币政策不确定性定义为公众由于不能简单、方便、及时、准确获取货币政策相关信息，加之外界复杂经济环境的干扰及认知能力的有限，导致其不能正确理解和把握货币当局关于政策目标、政策工具、政策传导机制等因素相关的信息，而导致货币政策的不可预测性。具体表现为三种形式：货币政策目标不确定性、货币政策工具不确定性、货币政策传导路径不确定性。其中，起基础性作用的是货币政策目标不确定性，因为货币政策目标会影响货币政策工具的选择，而不同的货币政策工具会经由不同的货币政策传导机制来影响经济。

第二，本文用因子增强向量自回归(FAVAR)模型、马尔科夫链蒙特卡洛(MCMC)方法测度了中国货币政策不确定性指数，通过梳理2007-2020年中国季度货币政策执行报告要点及重大事件，发现本文计算的货币政策不确定性指数与经济政治生活中重大事件的发生及变迁相互吻合。

第三，本文运用事件约束和外部变量约束方法检验货币政策不确定性的内生性，发现在一定程度上可以认为货币政策不确定性外生于经济波动。进一步研究发现货币政策决策的不确定性、内外部环境不确定性和外生突发事件冲击是中国货币政策不确定性的重要成因。

（二）政策建议

1.精简和优化货币政策目标、工具和传导机制。优化货币政策目标体系首先要明确货币政策总体目标，即使有多个目标，也必须有一定的排序和取舍规则，盯住主要目标。清晰、明确的货币政策目标是央行对货币政策目标的因素进行排序、分析和预测的前提，也是央行确定选择哪种措施以加强货币政策前瞻性的前提。其次，央行要承诺并达成设定的目标，稳定公众预期的同时约束自身的政策行为。例如：央行可以将通货膨胀率和经济增长率作为主要的经济目标，并约定清楚上下限，通胀率达到上限，货币政策收紧；经济增长率达到下限，货币政策放松。再次，要完善中介目标的锚定方式。例如：保持广义货币供应量(M2)和社会融资规模增速同名义经济增速基本匹配。货币供应量指标的相对量化有利于引导公众形成一致预期，降低货币政策不确定性，提高货币政策效力，减少经济波动。另外，要控制好货币政策工具的使用节奏，多样化的货币政策工具，尤其是新的货币政策工具，增加了公众理解货币政策的难度。因此，对于新的货币政策工具，央行应提前做好宣传和普及，让公众对新的货币政策工具有所认知，在公众有一定认知的前提下再应用，同时要控制好货币政策工具的使用节奏，能更好地引导公众预期，及时疏通和明确传导机制，以便达到预期目标。

2.保持货币政策决策人员、沟通、信息发布、政策调整的稳定性，特别是在国内外货币政策分化严重的时期。首先，保持货币政策委员会的稳定性，减少政府官员占比，增加经济、金融相关的专业人员设置，保障货币政策在制定过程中的独立性，减少宏观经济政策对货币政策的影响。央行应降低调整货币政策的频率。过高的调整频率会压缩公众对货币政策进行消化的时间，尤其是短期内连续不断的调整，加大了公众理解货币政策的困难，导致货币政策的不确定性增加。因此，央行应尽可能保持货币政策的延续性，降低货币政策调整的频率，预留相对充足的时间给公众理解货币政策。其次，央行应提升自身对未来经济进行预测的能力，避免在沟通中过多地强调不确定性，出台好配套的货币政策措施，减少后续对货币政策进行随机调整的频率。这样可以提高央行自身的信誉和货币政策的可信度，更好地赢得公众的信任，更有利于引导公众形成与央行一致的预期，降低货币政策不确定性。最后，把握好国内外货币政策的形势，健全政策决策机制，以合理的节奏和合适的时机来推出重大货币政策决定，避免国内外货币政策分化导致的货币政策不确定性。

3.降低宏观经济政策不确定性，对国外货币政策进行科学、可信的解读，防止不确定性的共鸣效应。首先，应保持央行在政策制定和执行过程中的独立性，减少其他宏观经济政策对央行货币政策的干预，提高货币政策的独立性和有效性。其次，保持货币政策的自主性，将中国经济形势和未来长远发展作为货币政策制定的主要依据，科学、可信地解读其他国家的货币政策及其影响，避免公众形成错误预期。最后，应及时处理其他政策执行过程中的不确定性，及时、合理地解读政策，防止不确定性的共鸣效应。

4.避免重大突发外生事件冲击对货币政策预期造成太大压力。首先，央行应该明确货币政策的定位和目标，并及时向公众传递，避免突发事件发生时民众对货币政策有过高预期。其次，制定应急预案，应对突发事件。央行应利用大数据的手段，监测并预测可能出现的大事件，并制定相应预案，来应对突发事件对货币政策造成的冲击，特别应充分利用先进科技手段监测系统风险，将风险防控前置。最后，充分利用非常规货币政策工具来应对突发事件，将其与常规货币政策进行互补，明确非常规货币政策的时效性和使用范围，减轻常规货币政策的预期压力。

参考文献：

蔡光辉 吴志敏，2022：《函数型EGARCH模型的构建及其波动预测研究》，《统计研究》第5期。

丁剑平 刘璐，2020：《中国货币政策不确定性和宏观经济新闻的人民币汇率效应》，《财贸经济》第5期。

韩景倜 孟凡祥，2020：《美联储非线性政策溢出效应及中国货币政策选择模拟》，《国际金融研究》第9期。

李斌 吴恒宇，2019：《对货币政策和宏观审慎政策双支柱调控框架内在逻辑的思考》，《金融研究》第12期。

李永宁 吴练达，2008：《货币政策委员会成员教育、职业背景与通货膨胀关系——国际比较与经验分析》，《财贸研究》第2期。

刘杰，2016：《规则还是相机抉择?——中国货币政策操作规范选择的动态模拟》，《金融经济学研究》第1期。

罗大庆 傅步奔，2020：《中国货币政策不确定性对宏观经济的影响——基于混合货币政策规则的分析》，《世界经济文汇》第4期。

马勇 姚驰，2021：《双支柱下的货币政策与宏观审慎政策效应——基于银行风险承担的视角》，《管理世界》第3期。

[美] 米什金著，郑艳文，荆国勇译，2001：《货币金融学》，《中国人民大学出版社》，第9版。

屈文洲 崔峻培，2018：《宏观不确定性研究新进展》，《经济学动态》第3期。

汪莉 王先爽，2015：《央行预期管理、通胀波动与银行风险承担》，《经济研究》第10期。

王博 高青青，2022：《央行沟通语义的金融市场响应》，《经济学动态》第3期。

王博 李力 郝大鹏，2019：《货币政策不确定性、违约风险与宏观经济波动》，《经济研究》第8期。

王存峰 刘志远 郭瑾，2017：《中央政府换届与企业风险承担——冒险还是守成》，《中国会计评论》第2期。

王立勇 王申令，2020：《货币政策不确定性研究进展》，《经济学动态》第6期。

王立勇 袁子乾 纪尧，2021：《贸易开放与财政政策波动性》，《经济研究》第2期。

王婷 李成，2017：《货币政策调控为何陷入“稳增长”与“抑泡沫”的两难困境——基于国有与非国有企业产权异质性视角的分析》，《经济学家》第10期。

魏玮 张兵，2021：《美国量化宽松货币政策对中国经济增长的溢出效应研究》，《国际经贸探索》第5期。

徐忠，2017：《中国稳健货币政策的实践经验与货币政策理论的国际前沿》，《金融研究》第1期。

许志伟 王文甫，2019：《经济政策不确定性对宏观经济的影响———基于实证与理论的动态分析》，《经济学(季刊) 》第1期。

严佳佳 梁英豪，2021：《美国货币政策对中国金融体系的影响研究——实体经济债务视角的解释论证》，《金融经济学研究》第3期。

杨鸣京 程小可 钟凯，2019：《股权质押对企业创新的影响研究——基于货币政策不确定性调节效应的分析》，《财经研究》第2期。

于群 于振硕，2015：《中国货币政策是否具有前瞻性——基于SVAR模型长期约束条件的实证研究》，《社会科学战线》第8期。

约翰·梅纳德·凯恩斯，1937：《就业通论》，《经济学季刊》第2期转载凯恩斯文集第19卷。

张成思 计兴辰，2019：《前瞻性货币政策转型与资产价格预期管理效果评估》，《国际金融研究》第5期。

张晓慧，2021：《美国通胀预期与全球金融市场》，浦山讲坛第23期。

张勇 范从来，2017：《货币政策框架：理论缘起、演化脉络与中国挑战》，《学术研究》第11期。

张勇 章中信，2006：《货币政策传导机制的不确定性理论及其启示》，《南京审计学院学报》第3期。

祝梓翔 高然 邓翔，2020：《内生不确定性,货币政策与中国经济波动》，《中国工业经济》第2期。

祝梓翔 车明 邓翔，2021：《中国的经济政策不确定性内生于经济波动吗?》，《经济学动态》第1期。

祝梓翔 郭丽娟，2017：《货币政策导致经济更稳定吗——基于MS-DSGE模型的分析》，《经济学动态》第11期。

Baker, S. R. et al(2016), “Measuring economic policy uncertainty”,*Quarterly Journal of Economics* 131(4): 1593-1636.

Blinder, A. S. & J.Morgan(2008), “Do monetary policy committees need leaders? A report on an experiment”,*American Economic Review* 98(2): 224-229.

Bundick, B. et al(2017),“Forward guidance, monetary policy uncertainty, and the term premium”, *SSRN Electronic Journal* 17(7):1-35.

Fernald J.G.et al(2021),“Is China fudging its figures? Evidence from trading partner data”, *Journal of International Money and Finance* 25(1):1022-1062.

Fernández-Villaverde,J.et al(2011),“Risk matters: the real effects of volatility shocks”, *American Economic Review* 101(6):2530—2561．

Greenspan, Alan.(2004), “Risk and uncertainty in monetary policy”,*American Economic Review* 94(2):33-40.

Hamilton, J.D.(1989), “A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle”, *Econometrica* 57(2):357-384.

Hamilton, J. D.(1990), “Analysis of time series subject to changes in regime”,*Journal of Econometrics*45(1-2): 39-70.

Herro, N. &J. Murray(2013),“Dynamics of monetary policy uncertainty and the impact on the macroeconomy”,*Economics Bulletin* 33(1): 257-270.

Huang, Y. & P. Luk(2020), “Measuring economic policy uncertainty in China”,*China Economic Review* 59(2):1-18.

Husted, L. et al(2020),“Monetary policy uncertainty”, *Journal of Monetary Economics*115(11): 20-36.

Jurado, K. et al(2015),“Measuring Uncertainty”,*American Economic Review*105(3): 1177-1216.

Kozeniauskas, N.A. et al(2018),“What are uncertainty shocks?”, *Jourmal of Monetary Economics*100(12):1-15.

Ludvigson, S. C. et al(2021), “Uncertainty and business cycles: exogenous impulse or endogenous response?”,*American Economic Journal:Macroeconomics* 13(4): 369-410.

Tillmann, P. (2019),“Monetary policy uncertainty and the response of the yield curve to policy shocks”, *Journal of Money, Credit and Banking* 52(4): 803-833.

Trung, N.B.(2019), “The spillover effects of US economic policy uncertainty on the global economy: A global VAR approach”,*North American Journal of Economics and Finance* 48(4):90-110.

Walsh, C. E. (2002),“Transparency in monetary policy”,*FRBSF Economic Letter*30(12):353-365.

Definition, Measurement and Cause of Monetary Policy Uncertainty

LiuHui ZhangYong Li Mingjie

(School of Economics and Management, South China Normal University GuangDong GuangZhou 510631)

**Abstract**: Monetary policy uncertainty can be defined as an unanticipated monetary policy adjustment by the public. Based on the TVP-SV-FAVAR model, this paper selects indicators from three aspects of monetary policy objectives, tools and transmission, adopts principal component analysis and Markov Chain Monte Carlo (MCMC) method, and measuresChina's monetary policy uncertainty from 2007 to 2020. Further research finds that, to a certain extent, the uncertainty of China's monetary policy is exogenous to economic fluctuations. The policy recommendations are: (1) Streamline and optimize monetary policy objectives, tools and transmission mechanisms; (2) Maintain the stability of monetary policy decision-makers, communication, information release, and policy adjustments, especially during periods of severe domestic and foreign monetary policy differentiation; (3) Reduce the uncertainty of macroeconomic policies, carry out scientific and credible interpretation of foreign monetary policies, and prevent the resonance effect of uncertainty; (4) Avoid major sudden exogenous events that cause too much monetary policy expectations pressure.

**Key words:** Monetary Policy Uncertainty；Definition；Measure；Cause

1. 共产党员网https://www.12371.cn/2020/12/24/ARTI1608768623401688.shtml [↑](#footnote-ref-1)
2. 感谢匿名评审专家的有益建议。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 感谢匿名评审专家的有益建议。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 详细请见https://cbade.hkbu.edu.hk/epu-mainland-china/ [↑](#footnote-ref-4)
5. 中国人民银行官网（http://www.pbc.gov.cn/zhengcehuobisi/125207/3870933/3870939/3870948/index.html） [↑](#footnote-ref-5)
6. 《中国人民银行法》第十二条 [↑](#footnote-ref-6)
7. 感谢匿名评审专家的有益建议。 [↑](#footnote-ref-7)