

货币政策不确定性是中国股票 市场的定价因子吗?

林建浩 陈良源 田磊*

摘要 本文以 M2 增长率度量中国的数量型货币政策, 基于结构向量自回归模型和随机波动率模型测度货币政策不确定性 (MPU) 指数, 发现其具有明显的反周期特征。在随机折现因子模型框架下对 MPU 指数进行截面定价。研究结果表明: MPU 因子定价核的系数显著为正, 风险溢价显著为负; 在 Fama-French 的 25 个规模-账面市值比投资组合中, 控制其他风险因子之后, 最低 MPU β 投资组合的收益要比最高 MPU β 投资组合的收益平均每年高出 1.428%, 即 MPU 是中国股市的重要定价因子。

关键词 货币政策不确定性, 资产定价, 随机折现因子模型

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.04.08

一、引言

2008 年金融危机以来, 全球经济形势持续低迷, 各国经济政策也随之频繁变动且分歧扩大, 市场面临着较大的政策不确定性。尤其是, 货币政策作为主要的经济政策之一, 其变动往往引起广泛关注, 货币政策不确定性 (monetary policy uncertainty, MPU) 已成为常态。已有研究发现经济政策不确定性能够迅速影响实体经济 (Baker *et al.*, 2016; Huang *et al.*, 2018), 田磊等 (2017) 发现在中国政策不确定性冲击具有“通胀效应强于产出效应”的特色。Husted *et al.* (2020) 进一步指出货币政策不确定性会提高信贷利差并减少产出。除了实体经济, 金融市场更是能立刻对刚出台或将要出台的货币政策做出反应 (Pástor and Veronesi, 2013)。以中国为例, 继 2012 年降准后, 央行在 2015 年 2 月 5 日首次下调存款准备金率, 股市成交量与沪深 300

* 林建浩、陈良源, 中山大学岭南学院; 田磊, 浙江财经大学财政税务学院。通信作者及地址: 陈良源, 广东省广州市海珠区新港西路 135 号中山大学岭南学院, 510275; E-mail: chenly58@mail2.sysu.edu.cn。本文得到国家自然科学基金 (71773147、72073148、71873152、71991474)、中央高校基本科研业务费专项资金青年重点项目 (19wkzd09)、广东省普通高校创新团队项目 (2016WCXT001) 的资助。作者特别感谢李幸、李欢和宋登辉等前期的助研工作, 感谢匿名审稿专家的宝贵意见。当然, 文责自负。

指数积极响应,同时也引起了A股的剧烈波动。而2015年9月18日,在美联储宣布是否加息的前一刻,道琼斯等金融指数均有明显波动。可见,货币政策不确定性对于金融市场的影响已不可忽视。

不确定性对于资产定价的影响是广泛共识,且已有大量研究,但货币政策不确定性的定价研究则相对较少,一个核心难题在于:货币政策与实体经济紧密相关,如何将货币政策不确定性与实体经济不确定性区分开来? Brogaard and Detzel (2015)运用两个相互独立的布朗运动过程 dW_t 和 dZ_t 来分别刻画实际总产出增长率不确定性冲击和纯信息类冲击,并认为政策不确定性与经济不确定性都受到这两类冲击的影响,但经济不确定性受 dW_t 影响较大,而政策不确定性受 dZ_t 影响较大。Bloom (2009)和Bond *et al.* (2007)等学者已经验证了经济不确定性能够影响投资的机会集;在控制经济不确定性基础上,Pástor and Veronesi (2013)证实了美国政治不确定性能提高股票的风险溢价,Brogaard and Detzel (2015)则证实Baker *et al.* (2016)构造的美国经济政策不确定性指数是重要的定价因子。

相较于美国等发达国家,中国对资源配置和经济运行具有很强的干预意愿和调控能力(周黎安,2007)。而中国股票市场经常被认为具有明显的“政策市”特征。那么,在中国,货币政策不确定水平如何?货币政策不确定性是股票市场重要的定价因子吗?

目前尚未有针对中国货币政策不确定性的资产定价实证研究,一个重要原因就是货币政策不确定性定量测度的缺失。现有的事件分析法和选举法都未能连续量化经济政策不确定性,Baker *et al.* (2016)基于新闻的测度虽然实现了连续量化的目标,但缺乏单独针对中国货币政策不确定性的合理测度。为此,本文借鉴Born and Pfeifer (2014)以及Fernández *et al.* (2015)的时序模型方法,根据中国数量型货币政策为主的特性,建立结构向量自回归模型获得货币政策冲击序列,进而基于随机波动率模型和贝叶斯估计测度货币政策不确定性指数。根据ICAPM模型的理论结果,本文构造了MPU因子以及相应的因子模拟投资组合,并在随机折现因子模型框架下进行截面定价实证研究。首先,估计MPU因子定价核的系数和风险溢价;其次,在Fama-French 25个规模-账面市值比投资组合中,计算最低MPU β 投资组合的收益与最高MPU β 投资组合的收益之差;最后,与Fama-French三因子、Carhart (1997)动量因子以及Pástor and Stambaugh (2002)流动性因子相比,评估MPU对于中国股市的定价能力。

因此,本文的创新之处在于,首次通过随机波动率模型构造货币政策不确定性指数,这既区别于利用GDP等经济指标构造的经济不确定性,也不同于Baker *et al.* (2016)构造的经济政策不确定性,能够较好地刻画货币政策本身的不确定性;继而基于随机折现因子模型分析货币政策不确定性是否为

中国股市的定价因子，拓展了关于经济政策不确定性的研究领域。

下文安排如下：第二部分是文献综述；第三部分介绍数据来源和变量的构造，着重介绍货币政策不确定性指数（MPU）的测度，考察 MPU 序列的逆周期特点；第四部分提取不确定性冲击、构造因子模拟投资组合进行截面定价分析，进而检验 MPU 是否为定价因子；最后得出结论。

二、文献综述

（一）资产定价理论

在资产定价理论中，Sharpe（1964）的资本资产定价模型（即 CAPM）是重要基础。然而，CAPM 诸多严格假设与现实不相符，为此，学者们对 CAPM 进行修正，寻求更拟合现实的资产定价模型。Merton（1973）考虑多期投资，构建了跨期资本资产定价模型（ICAPM）。与 CAPM 模型相比，ICAPM 表明投资者不仅因为承担了系统风险而得到溢价补偿，还会因为承担了使得投资机会集合恶化的风险而获得溢价补偿。参照 Ang *et al.*（2006）、Brogaard and Detzel（2015）等的研究思路，本文同样基于 ICAPM 理论，检验 MPU 是否在股票的截面收益上被定价。ICAPM 模型中风险和收益均衡关系为：

$$E_t(r_{i,t+1} - r_{f,t+1}) = A \cdot \text{Cov}(r_{i,t+1}, r_{m,t+1}) + B \cdot \text{Cov}(r_{i,t+1}, \Delta x_{t+1}), \quad (1)$$

其中， $r_{f,t+1}$ 是无风险利率， $r_{i,t+1}$ 是资产 i 的事后收益， $r_{m,t+1}$ 是市场的事后收益， x_t 是影响投资机会集合的状态变量向量。 $\text{Cov}(r_{i,t+1}, r_{m,t+1})$ 为时间 t 所有可获取信息的协方差，系数 A 反映市场投资者的相对风险厌恶程度，系数 B 代表控制了状态变量改变带来的风险的协方差价格。如果 MPU 是影响投资机会集合的状态变量，那么投资者应该获得由 MPU 带来的溢价补偿。

另一方面，大量学者对 CAPM 模型进行了实证检验，盈余报酬率效应、规模效应、账面市值比效应、收益率反转效应、惯性效应等大量“异象”被发现。Fama and French（1992）认为这些“异象”的存在是因为 CAPM 中缺乏考虑其他必要的风险因子所导致的，在此基础上提出三因子模型：市场溢价因子 MKT、市值因子 SMB 和账面市值比因子 HML。Carhart（1997）在三因子模型基础上添加体现惯性效应的动量因子 UMD，Pástor and Stambaugh（2002）在 Carhart 四因子模型上构造了体现流动性效应的流动性因子 LIQ。而 Fama and French（2015）提出五因子模型，利用盈利能力因子 RWM 和投资模式因子 CMA 来反映公司的成长性。上述定价因子均在实证中得到了良好

的检验,因此本文在构建因子投资组合时也引用上述七个因子作为影响股票超额收益的风险因子。

(二) 经济政策不确定性溢价研究

现有研究发现经济政策不确定性是一个影响投资机会集合的状态变量,但是其溢价为正为负尚无定论。Belo *et al.* (2013) 通过截面数据发现政府政策风险敞口越大的公司伴随着更高的收益。虽然该文章尚未提及不确定性,但是表明政府政策的调整影响了股票的收益,即政策不确定性带来了溢价。Pástor and Veronesi (2012) 研究表明政策改变会加剧股市的波动、提高股票风险溢价以及股票之间的相关系数,并且政策不确定性带来的风险溢价是正的。Brogaard and Detzel (2015) 基于随机折现因子模型,使用标准 GMM 两步法得出 EPU 具有显著为负的风险溢价。Bali *et al.* (2017) 通过截面定价分析得出最低经济不确定性 β 投资组合比最高不确定性 β 组合收益高 6%。

国内文献方面,主要集中在研究经济政策不确定性对宏观经济变量和企业投资的影响(黄卓等,2017),例如王义中和宋敏(2014)指出宏观经济不确定性对公司投资有正向促进作用,田磊和林建浩(2016)则认为中国经济政策不确定性的产出效应微弱是由于国有企业微观投资行为等因素导致的。林建浩等(2014)较早地利用基于新闻文本测度的中国经济不确定性指数进行定价分析,研究发现中国经济政策不确定性具有正的风险溢价。陈国进等(2018)利用随机折现模型发现经济政策不确定性会显著提高股票风险。

(三) 货币政策不确定性研究

具体到货币政策不确定性,其测度方法是国内外研究的难点,这里可以借鉴关于经济政策不确定性测度的相关研究。第一类为事件法,Ait-Sahalia *et al.* (2012) 将特定事件按照发生到结束的发展顺序进行记录,特别是记录市场对政策宣布的反应,并据此构建政策不确定指数,但是由于信息存在一定的传导过程,其定义事件的发生和完成并不能反应不确定性的开始与结束。第二类为选举法,Belo *et al.* (2013) 则将政府选举作为不确定性的代理指标,但是由于选举具有时间间隔,这一指数不具有连续性。第三类则是 Baker *et al.* (2016) 基于新闻报道连续量化了经济政策不确定性。但以上三种测度方法均是综合衡量经济政策不确定性,并没有对货币政策或财政政策进行区分,其不确定性测度不具有针对性。而 Fernández *et al.* (2015) 以及 Born and Pfeifer (2014) 通过构建货币政策、财政政策的时间序列模型,并以时变标准差作为货币政策不确定性的代表,给出了量化政策不确定性的科学方案。

在资产定价方面,普遍发现货币政策不确定性对债券收益率以及期限溢价具有显著影响。Buraschi *et al.* (2013) 利用泰勒规则的回归残差序列来衡

量货币政策冲击，发现政策路径冲击可以解释2—5年到期债券的预期超额收益率的10%—15%，并且这种冲击能够在股权收益的截面定价中体现。Jiang and Tong (2016) 基于新闻测度的MPU指数，发现货币政策不确定性能够较好地预测国债的超额收益。Tillmann (2017) 指出货币政策的短期不确定性往往会使较长期债券的收益率相对更具吸引力。

国内目前并没有文献研究货币政策不确定性对资产定价的影响，仅从货币政策冲击对资产价格水平的影响进行研究。王培辉 (2010) 表明货币冲击对股票价格的非对称影响关系明显依赖于经济状态，紧缩货币政策效果更明显。王少林等 (2015) 发现货币政策变动对股票市场具有较强的同期影响，但持续时间较短。陈浪南和刘劲松 (2018) 发现当股票市场存在较大程度的资产价格泡沫时，紧缩货币政策反而可能导致股价的进一步上升。

综上所述，国外研究中针对政策不确定性的研究较为丰富，提出了不同的经济政策不确定测度方法，分析了其对宏观经济和金融市场的影响。然而，经济政策不确定性涵盖了财政、货币、监管、进出口等诸多方面的不确定性，对货币政策不确定性的独立作用仍缺乏深入探索。尤其是对于中国市场，当前研究仅是从货币政策冲击对资产价格水平的影响进行分析，缺乏针对中国特殊性的货币政策不确定性测度方法，更没有分析其在资产定价中的具体表现。因此，本文的主要贡献在于通过结构向量自回归模型测度了中国数量型货币政策不确定性，并通过随机折现因子模型框架分析货币政策不确定性是否为股票市场定价因子，这对于拓展政策不确定性的研究领域具有创新意义。

三、数据说明与变量构造

(一) 因子数据与经济周期变量

首先，本文将Fama-French五因子、Carhart (1997) 动量因子及Pástor and Stambaugh (2002) 流动性因子作为影响股票超额收益的风险因子。同时，控制经济不确定性的影响。参考Brogaard and Detzel (2015) 等文献，以市场收益率波动测度经济不确定性，包括市场收益率方差VAR、利用GARCH(1, 1)模型得到市场收益波动指数GARCH。严太华和陈明玉 (2009) 等学者认为上海股市存在时间久，相对成熟，市场能够对各类冲击迅速反应，能更好地反映中国股市的波动。通过计算上证综指和沪深300指数的相关性，也发现两者高度相关。因此，本文选择上证综指来刻画中国股票市场的表现，继而计算上证综指月回报率方差VAR以及基于对数收益GARCH波动率构造的上证综指月波动率GARCH指数。

其次，为研究MPU指数的周期特征，本文引入一系列经济周期变量。具

体包括：宏观经济景气指数 JQI，三个月国库券收益率 BILL，BILL 减去其前 12 个月的移动平均值得到的利差 RREL，十年期国债与三月期国库券到期收益率差 TERM，中债资信评估 AA 级公司债券与 AAA 级公司债券收益率差 DEFAULT。其中 JQI 和 BILL 均是顺周期变量，与宏观经济走势一致，而后三个变量为期限结构利差。康书隆和王志强（2010）指出长短期利差同经济景气指数一致变动，两者能够有效预测和判断宏观经济走势；这种利差实际上包含了远期利率信息变化，从而让市场对未来经济形势形成预期，因此在研究中常用于预测未来 GDP（郑挺国和尚玉皇，2013）。在分析美国经济政策不确定性的定价能力时，Brogaard and Detzel（2015）认为 DEFAULT、TERM 为逆周期变量，而 BILL、RREL 为顺周期变量。

最后，利用 A 股月度交易数据（收益率、流通市值、所有者权益）来构造因子模拟投资组合¹，并选用已有的 25 个规模和账面市值比投资组合月收益率来分析 MPU 风险敞口的 β 系数。

通常采用流通市值或者总市值衡量公司规模，本文实证研究的基准结果均采用流通市值加权法，同时使用总市值加权的相关因子数据进行稳健性分析。

以上变量说明详见表 1。

表 1 主要变量总结表

主要变量	符号	名称	构造方法	时间范围	数据来源
市场风险因子	MKT	市场溢价因子	---	2001m1—2018m12	中国资产管理研究中心
	SMB	市值规模因子	---	2001m1—2018m12	
	HML	账面市值比因子	---	2001m1—2018m12	
	UMD	动量因子	---	2001m1—2018m12	
	RMW	盈利能力因子	---	2001m1—2018m12	
	CMA	投资模式因子	---	2001m1—2018m12	
	LIQ	流动性因子	---	2001m1—2018m4	CSMAR
经济不确定性	VAR	上证综指月回报率方差	计算每月日收益率方差	2001m1—2018m12	Resset
	GARCH	上证综指月波动率指数	每月日 GARCH 指数均值乘以交易日开根号	2001m1—2018m12	

¹ 只保留月度交易 15 天以上、年度交易 100 天以上的非 ST 股票。

(续表)

主要变量	符号	名称	构造方法	时间范围	数据来源
经济周期变量	BILL	三个月国库券收益率	——	2002m1—2018m12	Wind
	RREL	三个月国库券收益与其前12个月移动平均收益之差	(如左)	2003m1—2018m12	
	TERM	十年期国库券与三个月国库券收益差	(如左)	2002m1—2018m12	
	JQI	中国宏观经济景气先行指数	——	2001m1—2017m12	
	DEFAULT	AA公司债收益与AAA公司债收益差	(如左)	2007m5—2018m12	
收益率数据	r_f	市场无风险收益率	——	2001m1—2018m12	Resset
	r_i	全部A股个股收益率	——	2001m1—2018m12	
	R_i	25规模-账面市值比投资组合收益率	——	2001m1—2018m12	

注：“构造方法”一列中如出现“——”，表示该变量可直接从数据库取得。

(二) 货币政策不确定性的测度

1. MPU的测度

根据货币政策不确定性的经济含义，Born and Pfeifer (2014) 利用带随机波动率的AR(1)模型拟合泰勒规则的残差项表示货币政策冲击序列 $\{m_t\}_{t=1}^T$ ，将得到的时变标准差序列 $\{\sigma_t^m\}_{t=1}^T$ 测度货币政策不确定性(MPU)。由于学术界对我国是否存在泰勒规则存在较大争议，因此本文参考王君斌等(2013)的做法，利用SVAR模型识别出货币政策冲击序列。具体的，在由实际产出、价格水平和货币政策变量组成的三变量VAR模型中，利用经典的乔列斯基分解法识别出货币政策冲击序列 $\{m_t\}_{t=1}^T$ ，然后利用随机波动率模型拟合 $\{m_t\}_{t=1}^T$ ，类似做法有黄卓等(2018)通过随机波动率模型测度中国金融市场不确定性。带有随机波动率的AR(1)模型的具体设定为：

$$m_t = \rho_m m_{t-1} + \exp(h_t/2) \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, 1), \quad (2)$$

$$h_t = h + \rho_h h_{t-1} + \sigma_h \nu_t, \quad \nu_t \sim N(0, 1), \quad (3)$$

其中 ϵ_t 和 ν_t 相互独立，时变标准差序列 $\exp(h_t/2)$ 即可表示货币政策不确定性水平。参考Kastner(2016)，本文采用MCMC算法估计上述模型，得到的 $\exp(h_t/2)$ 表示货币政策不确定性水平。相关参数的先验分布信息和后验分布信息见表2。

表 2 带随机波动率的 AR (1) 模型的先验分布和后验分布信息

参数	先验分布			后验分布		
	分布	均值	标准差	均值	5%分位数	95%分位数
ρ_m	Normal	0.0	10^3	0.01	-0.04	0.05
ρ_h	Beta	0.9	0.3	0.69	0.59	0.84
σ_h	Gamma	1.0	1.0	0.46	0.32	0.58
h	Normal	-0.8	3.0	-0.27	-0.39	-0.15

注：由于估计出的货币政策冲击序列 $\{m_t\}_{T=1}$ 已被正规化为均值为 0、标准差为 1 的时序过程，所以时变对方差 h_t 的均值 h 的值要大于 Born and Pfeifer (2014) 估计的结果。

本文以 M2 增长率作为货币政策变量的代理指标，主要是因为 M2 增长率目前仍然是最为重要的中介目标。2018 年中国人民银行 4 次下调存款准备金率，易纲行长在回应是否放松银根时表示，广义货币增速与名义 GDP 增速基本相当，社会融资规模增速约为 10%，处于合理水平。综合上述因素，可以得出中国货币政策维持稳健中性的结论。可见我国央行在实际操作中依然盯住 M2 增长率，而且众多国内文献也采用 M2 增长率作为我国货币政策的中间变量（胡志鹏，2014；谭政勋和王聪，2015）。因此，本文基于 M2 增长率测算货币政策不确定性指数是合理的，测度结果如图 1 所示²，图中 MPU 波峰上升拐点与外部冲击以及大量经济政策的出台时点一致。

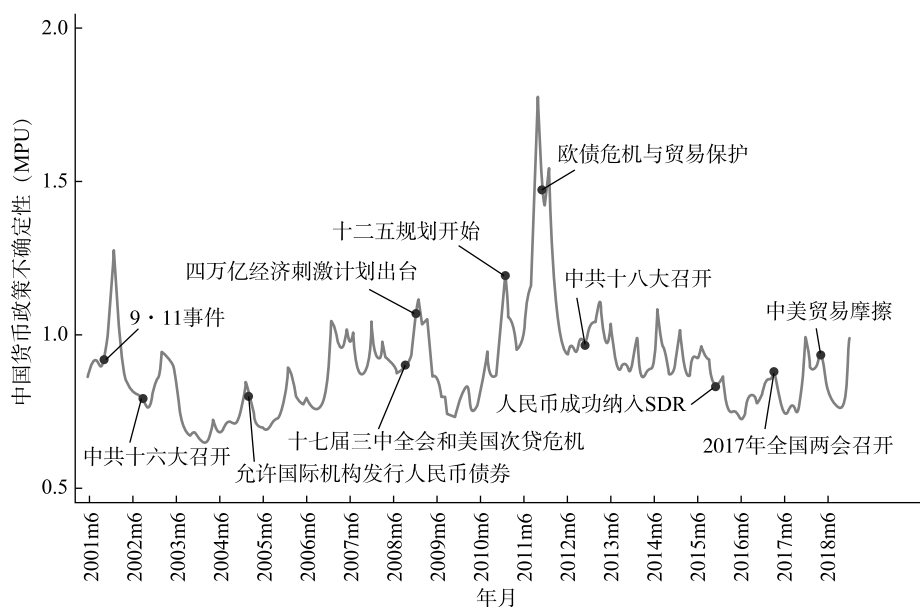


图 1 中国货币政策不确定性序列

² M2 增长率时间范围为 2001 年 1 月到 2018 年 12 月，而提取不确定性时需要有一定的先验信息，因此 MPU 的时间范围为 2001 年 6 月到 2018 年 12 月。下文的分析时间范围参照此处说明。

2. MPU 的逆周期特征

Pástor and Veronesi (2013) 指出经济繁荣时，政策当局倾向于继续沿用现有政策，而经济衰退时，政策调整的可能性大幅上升。因此，MPU 应该是逆周期变量。图 2 刻画了货币政策不确定性与宏观经济景气指数的变化轨迹，二者呈反向变动关系，即宏观经济越不景气，MPU 越大。进一步观察图 3 货币政策不确定性与三个月国债收益率的关系，高不确定性往往伴随着国债的低收益率，通常来说，当经济处于衰退时，投资者倾向于将投资资金从高风险资产向以三个月国债为代表的低风险资产转移，导致三个月国债需求上升，收益率下降。综合来看，图 2 和图 3 表明 MPU 具有逆周期特征。

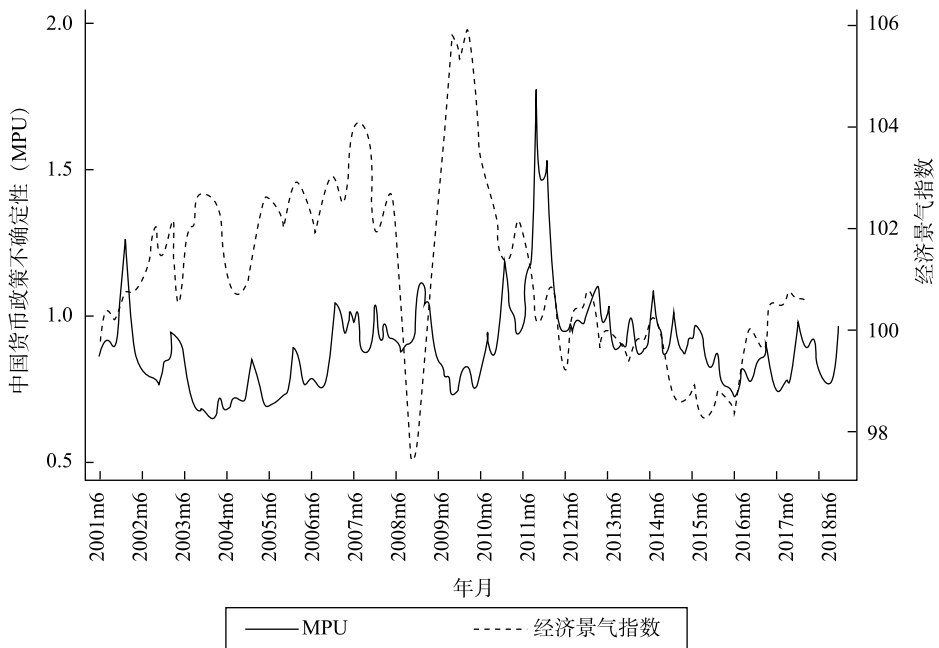


图 2 中国货币政策不确定性与中国宏观经济景气指数

更一般地，将 MPU 对经济周期变量进行线性回归，表 3 第 (1) — (6) 列分别引入前文所述的六个经济周期变量。结果显示 MPU 是逆周期变量，体现经济不确定性的两个常用指标 VAR 和 GARCH 与 MPU 均呈现显著正向相关，逆周期变量 DEFAULT 与 MPU 显著正相关，顺周期变量 JQI 与 MPU 显著负相关。第 (7)、(8) 列则是同时引入这些变量，大部分变量系数与单独引入时是一致的，只有 JQI 的符号发生变化但无显著影响；而且一系列经济周期变量对 MPU 仅有 26% 左右的解释力，意味着 MPU 是有别于其他经济周期变量的不确定性变量，包含着独立的不确定性信息。

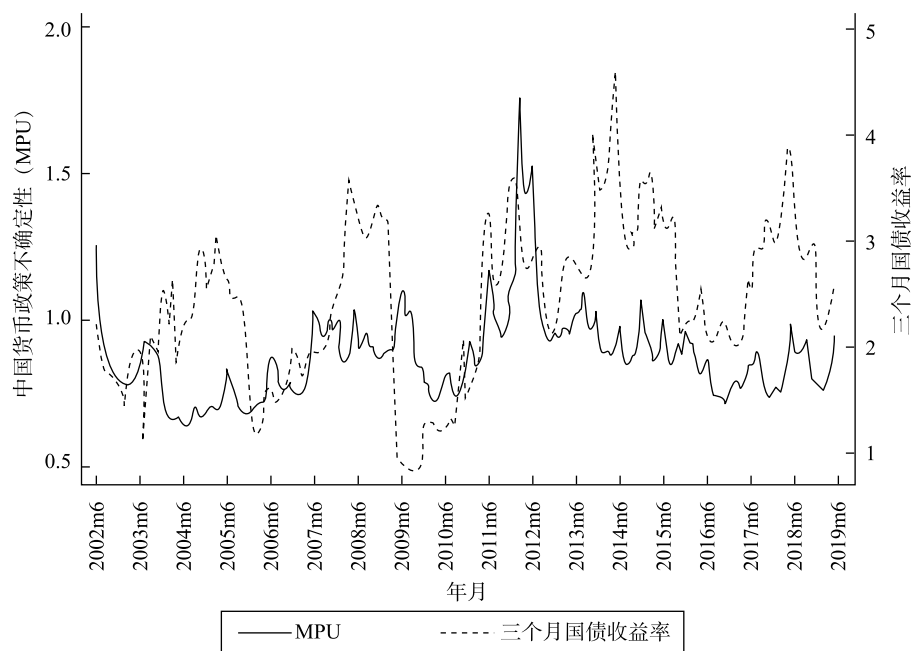


图3 中国货币政策不确定性与三个月国债收益率

表3 MPU对经济不确定性、经济周期变量的回归

	MPU	MPU	MPU	MPU	MPU	MPU	MPU	MPU
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
VAR	0.145** (2.11)						0.129 (1.58)	
GARCH		0.148** (2.16)						0.132 (0.96)
TERM			-0.295*** (-4.38)				-0.417** (-2.26)	-0.425** (-2.30)
JQI				-0.233* (-3.37)			0.314 (1.64)	0.312 (1.63)
DEFAULT					0.482*** (6.47)		0.503*** (6.04)	0.500*** (6.03)
RREL						-0.039 (-0.53)	-0.183 (-1.08)	-0.189 (-1.12)
N	211	211	204	199	140	193	128	128
调整R ²	0.016	0.017	0.082	0.050	0.227	-0.004	0.264	0.265

注：(1) 表格中显示的回归系数为标准化系数，括号内为 t 统计量。(2)* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。(3) 变量说明见表1。

四、货币政策不确定性与截面定价

接下来，将从截面上检验 MPU 是否为影响投资机会集合的状态变量。本文首先使用了 Cochrane (2005) 随机折现因子模型来构造衡量 MPU 的因子模拟投资组合 F_{MPU} ；类似地，构造衡量经济不确定性冲击的因子模拟投资组合 F_{VAR} 和 F_{GARCH} ，以便于在后续的分析中控制经济不确定性。其次，构造不同 MPU 风险敞口的投资组合进行初步的定价分析。最后，利用随机折现因子模型来检验在给定其他因子的情况下，MPU 定价核的回归系数是否显著。

(一) 不同 MPU 风险敞口的资产组合性质

利用经过上述筛选的 A 股样本，对给定月份的所有个股，参照 Ang *et al.* (2006) 以及 Pástor and Stambaugh (2002) 等，逐个利用前 60 个月的交易数据对以下方程进行估计。

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT}(r_{MKT,t} - r_{f,t}) + \beta_i^{MPU}MPU_t + \varepsilon_{i,t};$$

$$t = m - 60, \dots, m - 1, \quad (4)$$

其中， $r_{i,t}$ 表示个股 i 在时间 t 的收益， $r_{f,t}$ 、 $r_{MKT,t}$ 分别代表时间 t 处的无风险收益和市场收益。估计得到的 $\hat{\beta}^{MPU}$ 代表 MPU 的风险敞口，且 $\hat{\beta}^{MPU}$ 值越大表示 MPU 风险敞口越大。每个月份按 $\hat{\beta}^{MPU}$ 对个股排序，利用价值加权法构造 $\hat{\beta}^{MPU}$ 依次增大 (MPU 风险敞口依次增大) 的 P_{MPU1} 至 P_{MPU5} 五个投资组合。 P_{MPU5-1} 为本文构造的多头-空头投资组合，即做多 P_{MPU5} 、做空 P_{MPU1} 。

表 4 展示了不同 MPU 风险暴露程度资产组合的性质。列 (4) 和列 (5) 表明五个投资组合的规模相差不大，账面市值比略有差异，而列 (2) 说明 P_{MPU1} 至 P_{MPU5} 的平均超额收益先下降后上升，并且 P_{MPU5-1} 的平均超额收益为负。整体而言， β 系数绝对值越大，与 MPU 相关性越高，收益率越高。因此，可以初步认为 MPU 对股市的收益率有显著影响，能够影响投资机会集合。但正如 Fama and French (1992) 所指出的，在不考虑其他风险因素的影响下，CAPM 模型可能存在收益率异像，因此需要对 MPU 具体的风险溢价方向和大小做进一步的研究分析。

表 4 不同 MPU 风险敞口的资产组合性质

	β 系数均值	平均超额收益	收益标准差	规模	账面市值比
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
P_{MPU1}	-0.102	1.97%	0.086	22.62	0.384
P_{MPU2}	-0.022	1.39%	0.083	22.49	0.439

(续表)

	β 系数均值	平均超额收益	收益标准差	规模	账面市值比
P_{MPU3}	0.026	1.30%	0.080	22.49	0.448
P_{MPU4}	0.074	1.52%	0.084	22.52	0.446
P_{MPU5}	0.171	1.61%	0.086	22.61	0.408
P_{MPU5-1}		-0.36%			

注：第(2)列平均超额收益为投资组合内股票流通市值加权平均；第(4)列投资组合规模为流通市值的对数平均值；第(5)列账面市值比为所有者权益与流通市值之比的均值。

(二) 不确定性冲击的构造

在金融市场上，只有未预期到的信息才能带来风险溢价，因此本文通过AR(p)过程提取MPU中的不可观测部分。同时，Campbell and Yogo(2006)指出在股票收益预测中，如果预测变量的持续性大(非平稳)，传统的检验 t 统计量将会过度拒绝原假设，使得检验出现偏差。因此本文检验MPU、VAR和GARCH时间序列是否平稳，检验结果如表5所示，ADF统计量表明所使用的序列都是平稳的，三者都拒绝了序列具有单位根的原假设。

表 5 AR(p)系数与 ADF 统计量

	MPU	VAR	GARCH
	(1)	(2)	(3)
AR (1)	0.885*** (14.21)	0.436*** (6.67)	0.497*** (7.66)
AR (2)		0.127* (1.79)	0.096 (1.35)
AR (3)		0.044 (0.61)	0.106 (1.50)
AR (4)		-0.132* (-1.84)	-0.223*** (-3.16)
AR (5)		0.345*** (5.26)	0.379*** (5.90)
ADF	-3.557***	-7.571***	-6.914***
样本量	210	206	206
调整 R^2	0.510	0.440	0.532

注：(1)本表对应的是方程(5)的回归结果，AR(p)表示对应变量的滞后 p 阶，滞后阶数由BIC准则确定；(2)括号内为 t 统计量；(3)显著性水平：* $p < 0.10$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

为提取不确定性指标中的不可预测部分，本文运用自回归模型对三个不同不确定性指标 MPU、VAR、GARCH 的时间序列进行分析，运用 BIC (Bayesian Information Criterion) 准则对 AR (p) 模型滞后阶数 p 进行选择³。结果显示 MPU、VAR 和 GARCH 分别在 1 阶滞后、5 阶滞后和 5 阶滞后达到最小 BIC 值，故对以下方程组进行估计⁴，并将残差序列提取出来用于截面定价分析。

$$\begin{aligned} MPU_t &= \alpha_{MPU} + \sum_{i=1}^P \beta_i MPU_{t-i} + \varepsilon_t^{MPU}, \\ VAR_t &= \alpha_{VAR} + \sum_{i=1}^P \beta_i VAR_{t-i} + \varepsilon_t^{VAR}, \\ GARCH_t &= \alpha_{GARCH} + \sum_{i=1}^P \beta_i GARCH_{t-i} + \varepsilon_t^{GARCH}. \end{aligned} \quad (5)$$

(三) 构造因子模拟投资组合

Merton (1973) 的 ICAPM 线性因子模型可写为如下的线性定价核模型：

$$E(m_t R_t^e) = 0, \quad (6)$$

$$m_t = a + b'(f_t - E(f)), \quad (7)$$

其中 R_t^e 表示超额收益向量， f_t 表示因子向量， a 是一个常数， b' 是系数向量 (Cochrane, 1996)。定价核 m_t 投射在超额收益 R_t^e 的空间得到：

$$m_t = b'R_t^e + \varepsilon_t, \quad (8)$$

$$E(\varepsilon_t R_t^e) = 0, \quad (9)$$

由方程 (6)–(9)，可以推出：

$$E(m_t R_t^e) = E((b'R_t^e + \varepsilon_t) R_t^e) = E(b'R_t^e R_t^e) = 0, \quad (10)$$

其中 $b'R_t^e$ 就叫作因子模拟投资组合。结合方程 (6) 和 (10) 可以看出，因子模拟投资组合就是一个折现因子，将资产的超额收益进行折现，期望值为 0。特别地， $b'R_t^e$ 包含了所有相关的定价信息， ε_t 并不提供定价信息，即 ε_t 和 R_t^e 正交。因此，在实证研究中构造一个因子模拟投资组合来代表折现因子剔除无关信息。

根据 Breeden *et al.* (1979) 以及 Ang *et al.* (2006) 的方法，本文通过估计下面的回归方程来构造不确定性因子的模拟投资组合 F_X ， $X = MPU, VAR, GARCH$ 。

$$\hat{\varepsilon}_t^X = \alpha_X + b'_X R_t^e + \eta_t^X, \quad X = MPU, VAR, GARCH, \quad (11)$$

其中 $\hat{\varepsilon}_t^X$ 表示方程 (5) 回归所得的残差序列，即不确定性冲击； R_t^e 表示资产

³ BIC 信息准则在有限样本之下表现最为良好，故以它作为滞后阶数的选择准则。

⁴ 本文尝试在方程 (5) 中加入其他因子作为控制变量，但是并不显著，因此仅为简单 AR 过程。

集合的超额收益。估计式 (11) 可得 \hat{b}'_X ，再构造出以下因子模拟投资组合：

$$F_{Xt} = \hat{b}'_X R_t^e, \quad X = MPU, VAR, GARCH. \quad (12)$$

为了验证 F_X 作为 $\hat{\epsilon}_t^X$ 的替代因子是否有效，用因子模拟投资组合 F_X 对 $\hat{\epsilon}_t^X$ 以及一系列经济周期变量进行如下回归：

$$F_{Xt} = \alpha + \beta_1 \hat{\epsilon}_t^{MPU} + \beta_2 \hat{\epsilon}_t^{VAR} + \beta_3 \hat{\epsilon}_t^{GARCH} + \gamma' \Delta Z_t + \eta_t, \\ X = MPU, VAR, GARCH, \quad (13)$$

其中 ΔZ_t 为前文所述经济周期变量的一阶差分值，回归结果如表 6 所示。可见每一个因子模拟投资组合 F_X 都和与其相对应的 $\hat{\epsilon}_t^X$ 显著相关，并且 F_X 仅受 $\hat{\epsilon}_t^X$ 影响，而其他周期变量不具有解释力，因此 F_X 作为 $\hat{\epsilon}_t^X$ 的替代因子是有效的。

表 6 因子模拟投资组合性质

	F_{MPU}	F_{MPU}	F_{MPU}	F_{VAR}	F_{VAR}	F_{VAR}	F_{GARCH}	F_{GARCH}	F_{GARCH}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$\hat{\epsilon}_t^{MPU}$	0.259*** (3.86)	0.252*** (3.66)	0.311*** (3.45)		-0.037 (-0.58)	0.001 (0.02)		-0.014 (-0.22)	0.041 (0.53)
$\hat{\epsilon}_t^{VAR}$		-0.062 (-0.55)	-0.100 (-0.72)	0.448*** (7.15)	0.360*** (3.44)	0.489*** (4.16)		0.141 (1.34)	0.239*** (2.00)
$\hat{\epsilon}_t^{GARCH}$		0.113 (1.00)	0.132 (0.95)		0.118 (1.13)	0.126 (1.07)	0.443*** (7.06)	0.333*** (3.19)	0.373*** (3.13)
$\Delta TERM$			-0.141 (-0.83)			-0.057 (-0.40)			-0.099 (-0.69)
$\Delta DEFAULT$			0.083 (0.09)			0.076 (1.01)			0.067 (0.88)
$\Delta REEL$			-0.160 (-0.94)			-0.008 (-0.006)			-0.062 (-0.43)
ΔJQI			0.006 (0.06)			-0.050 (-0.59)			-0.012 (-0.14)
N	210	206	127	206	206	127	206	206	127
调整 R^2	0.063	0.058	0.068	0.197	0.195	0.339	0.193	0.192	0.322

注：(1) 本表报告方程 (13) 的回归结果；(2) 括号内为 t 统计量；(3) 显著性水平： $*$ $p < 0.10$, $**$ $p < 0.05$, $***$ $p < 0.01$ 。

(四) MPU 的风险溢价分析

参照 Brennan *et al.* (2004) 等研究，本文选择了 25 个 Fama-French 规模-

账面市值比投资组合的超额收益来对方程(10)进行估计,从而得到不同因子的影响系数以及风险溢价。估计方法是标准的GMM两步方法。

表7中报告了14个线性资产组合,列(1)和列(2)分析基础为Fama and French(1992)三因子模型,列(3)和列(4)为Carhart(1997)四因子模型,列(5)和列(6)为Fama and French(2015)提出的五因子模型,列(7)和列(8)则是添加Pástor and Stambaugh(2002)提出的流动性因子LIQ。列(9)—(12)为Fama五因子模型分别与惯性因子UMD和流动性因子LIQ组合,列(13)和列(14)则是全部七个风险因子构成的投资组合。根据GMM估计结果, F_{MPU} 在不同的资产组合内定价核系数均显著为正,能够作为一个有效的定价因子。另外,随着因子个数的增加, F_{MPU} 的定价核系数逐渐稳定在10左右,这也表明在分析其对收益率影响时需要控制其他市场因素的效应。

定价核系数 \hat{b} 显著则是说明了在控制其他因子的影响下, F_{MPU} 能够帮助市场进行定价,但并不能反映其风险溢价的大小。参照Cochrane(2005),风险溢价 $\hat{\lambda}$ 与定价核系数 \hat{b} 的关系为:

$$\hat{\lambda} = -\text{Var}(f)\hat{b}, \quad (14)$$

其中, $\text{Var}(f)$ 为因子向量 f 的方差-协方差矩阵。根据公式(14)和表7的估计结果,可以得到表8中各因子的风险溢价方向及大小,其中风险溢价的标准误差为Delta方法估计。

如表8所示,MKT因子风险溢价的变化范围是2.70%到4.66%每月,且在所有线性投资组合里面都显著为正。在列(13)和(14)中控制了所有因子信息,市值规模因子SMB和投资模式因子CMA溢价均显著为正,符合已有研究发现。HML的溢价方向在绝大部分模型中显著为负。控制不同因子信息,动量因子UMD因子定价能力变化较大,表明在A股市场反转现象并不明显,这也与研究中认为我国股市不具有动量效应一致(舒建平等,2012;高秋明等,2014)。流动性因子LIQ的溢价显著为负,范围从-0.73%到-4.32%。 F_{MPU} 的风险溢价范围从-0.113%到-0.946%,在全部投资组合中均是显著为负的溢价,对于市场来说是一个方向一致的定价因素。

上文表明MPU在统计意义上是一个显著的定价因子,接下来从经济意义上考察MPU的影响。表7第(13)列中控制最多的风险因子,以此为基准,利用25个规模-账面市值比投资组合收益来量度 F_{MPU} 所贡献的收益。具体地,对于每一个规模-账面市值比投资组合,通过如下的回归方程来估计每个因子的风险敞口:

表7 线性资产定价模型GMM估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
MKT	-3.355*** (-105.99)	-3.449*** (-96.88)	-3.451*** (-103.91)	-3.459*** (-93.91)	-3.049*** (-97.44)	-3.142*** (-89.40)	-3.314*** (-100.25)	-3.338*** (-93.16)	-3.038*** (-97.84)	-3.128*** (-90.50)	-3.039*** (-109.20)	-3.100*** (-98.50)	-3.036*** (-108.47)	-3.089*** (-99.13)
SMB	3.382*** (9.66)	10.847*** (19.79)	3.983*** (9.44)	10.342*** (18.93)	-29.915*** (-25.85)	-33.099*** (-25.22)	5.877*** (14.23)	12.181*** (19.55)	-29.615*** (-25.92)	-32.447*** (-25.35)	-24.476*** (-28.82)	-27.077*** (-26.66)	-24.342*** (-28.78)	-26.654*** (-26.66)
HML	-1.022*** (-2.77)	8.678*** (18.94)	-2.547*** (-6.33)	6.236*** (15.33)	6.740*** (13.73)	7.356*** (13.54)	1.744*** (4.62)	9.980*** (18.78)	6.641*** (13.46)	7.096*** (13.23)	7.885*** (15.65)	8.352*** (15.86)	8.022*** (15.31)	8.251*** (15.62)
UMD	-0.157 (-0.56)	-3.589*** (-12.65)	-0.157 (-0.56)	-3.589*** (-12.65)	-1.822*** (-6.96)	-3.825*** (-12.67)	0.023 (0.13)	-3.825*** (-12.67)	0.023 (0.13)	-0.552*** (-2.88)	-0.552*** (-2.88)	0.601*** (3.55)	0.601*** (3.55)	-0.151 (-0.86)
RMW					-41.548*** (-24.31)	-46.058*** (-25.49)			-41.022*** (-24.42)	-44.975*** (-25.71)	-34.950*** (-26.50)	-38.098*** (-27.62)	-34.889*** (-26.37)	-37.543*** (-27.71)
CMA					-26.378*** (-22.75)	-28.419*** (-22.96)			-26.177*** (-22.75)	-28.185*** (-23.06)	-20.913*** (-22.29)	-21.644*** (-22.82)	-20.716*** (-22.22)	-21.487*** (-22.92)
LIQ							-0.090*** (-8.12)	-0.172*** (-9.27)			-0.026*** (-3.20)	-0.004 (-0.56)	-0.027*** (-3.36)	-0.002 (-0.24)
F_{MPT}	17.339*** (27.60)	25.648*** (29.28)	16.098*** (22.28)	26.860*** (28.66)	8.291*** (17.84)	11.173*** (20.37)	27.592*** (28.00)	31.578*** (24.52)	8.205*** (17.15)	11.102*** (19.65)	7.638*** (18.07)	11.028*** (21.49)	7.359*** (17.04)	10.762*** (20.45)
F_{VAR}	-0.185*** (-7.01)		-0.255*** (-9.41)		-0.127*** (-5.08)		-0.032 (-1.01)		-0.121*** (-4.89)		-0.184*** (-7.74)		-0.180*** (-7.75)	
F_{GARCH}	-0.030 (-1.44)		-0.007 (-0.33)		0.094*** (5.25)		-0.144*** (-6.27)		0.090*** (5.07)		0.128*** (7.27)		0.124*** (7.15)	
样本量	5 275	5 275	5 275	5 275	5 275	5 275	5 075	5 075	5 275	5 275	5 075	5 075	5 075	5 075

注：(1) 本表样本时间段为2001年6月到2018年12月，检测资产是25个Fama-French的规模-账面市值比投资组合的超额收益，每一列展现的是不同因子线性组合的定价系数。(2) 括号内表示的是基于Newey-West滞后4阶标准误差的*t*统计量。

表 8 线性资产定价模型因子风险溢价 (%/每月)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
MKT	4.654*** (72.39)	4.648*** (67.35)	4.658*** (68.00)	4.592*** (58.54)	2.733*** (29.62)	2.701*** (25.80)	4.170*** (54.65)	3.876*** (45.79)	2.766*** (30.61)	2.742*** (26.94)	2.793*** (31.09)	2.888*** (30.29)	2.803*** (31.09)	2.906*** (30.91)
SMB	-0.281*** (-8.63)	-0.421*** (-9.52)	-0.439*** (-11.11)	-0.632*** (-11.15)	0.598*** (18.30)	0.645*** (17.66)	-0.437*** (-10.53)	-0.658*** (-10.27)	0.609*** (19.66)	0.633*** (18.31)	0.450*** (14.58)	0.521*** (14.65)	0.471*** (16.14)	0.511*** (15.21)
HML	0.360*** (11.39)	-0.309*** (-9.02)	0.507*** (13.40)	-0.143*** (-4.48)	-0.324*** (-10.39)	-0.347*** (-10.06)	0.203*** (7.10)	-0.415*** (-9.80)	-0.317*** (-10.10)	-0.331*** (-9.72)	-0.451*** (-14.24)	-0.478*** (-14.07)	-0.457*** (-13.92)	-0.470*** (-13.89)
UMD		0.067 (1.27)	0.804*** (10.57)				0.337*** (5.63)	0.930*** (11.36)	-0.097*** (-2.87)	0.001 (0.04)			-0.071** (-2.21)	0.030 (0.87)
RMW					-0.058 (-1.49)	-0.040 (-0.90)			-0.080** (-2.15)	-0.045 (-1.06)	0.022 (0.57)	-0.008 (-0.18)	-0.003 (-0.09)	-0.007 (-0.17)
CMA					0.285*** (11.15)	0.308** (10.59)			0.295** (12.13)	0.308** (11.12)	0.119** (5.13)	0.150** (5.77)	0.132** (5.89)	0.149** (5.94)
LIQ							-4.324*** (-7.55)	-2.253** (-2.57)			-0.786** (-2.12)	-1.353** (-3.45)	-0.728** (-1.98)	-1.472** (-3.71)
F_{MPU}	-0.509*** (-23.40)	-0.818*** (-27.53)	-0.452*** (-19.97)	-0.814*** (-26.47)	-0.132** (-8.44)	-0.204*** (-11.76)	-0.808*** (-25.05)	-0.946*** (-22.51)	-0.132*** (-8.60)	-0.200*** (-11.76)	-0.116*** (-7.84)	-0.212*** (-13.26)	-0.113*** (-7.73)	-0.203*** (-12.85)
F_{VAR}	6.008*** (7.02)		10.962*** (12.32)		-9.440** (-8.14)		5.223*** (4.21)		-9.741*** (-8.70)		-6.899** (-6.75)		-7.026*** (-7.03)	
F_{GARCH}	6.426*** (6.26)		11.996*** (11.37)		-11.407*** (-8.41)		6.450*** (4.66)		-11.626*** (-8.85)		-10.189*** (-8.53)		-10.437*** (-9.10)	
样本量	5 275	5 275	5 275	5 275	5 275	5 275	5 075	5 075	5 275	5 275	5 075	5 075	5 075	5 075

注：(1) 每一列展现的是不同因子线性组合的风险溢价；(2) 括号内表示的是基于 Delta 方法标准误的 t 统计量。

$$\begin{aligned}
 R_{ij,t}^e = & \gamma_{ij} + \beta_{ij, MKT} MKT_t + \beta_{ij, SMB} SMB_t + \beta_{ij, HML} HML_t + \beta_{ij, RMW} RMW_t \\
 & + \beta_{ij, CMA} CMA_t + \beta_{ij, UMD} UMD_t + \beta_{ij, LIQ} LIQ_t + \beta_{ij, FMPU} F_{MPU,t} \\
 & + \beta_{ij, FVAR} F_{VAR,t} + \beta_{ij, FGARCH} F_{GARCH,t} + \varepsilon_{ij,t}, \quad (15)
 \end{aligned}$$

其中 i 表示规模维度, 即 $i=Small, 2, 3, 4, Big$; j 表示账面市值比维度, 取值 $j=Low, 2, 3, 4, High$ 。表 9 报告了在控制其他所有因子情况下, 不同风险因子最大最小 β 的估计结果, 以及根据表 8 的风险溢价计算得到的不同风险敞口的年化收益率。

表 9 25 个规模-账面市值比投资组合的 β 估计值

因子	Max β	Min β	Max-Min	因子风险溢价 (%)	年化收益 (%)
MKT	0.348	0.178	0.170	2.803	5.718
SMB	1.655	-0.030	1.685	0.471	9.522
HML	0.219	-1.275	1.494	-0.457	8.193
UMD	-0.065	-0.296	0.231	-0.071	0.197
RMW	1.833	0.836	0.997	-0.003	0.036
CMA	1.160	0.322	0.838	0.132	1.327
LIQ	0.031	0.024	0.007	-0.728	0.059
F_{MPU}	-0.314	-1.367	1.053	-0.113	1.428
F_{VAR}	0.036	0.004	0.032	-7.026	2.710
F_{GARCH}	0.000	-0.031	0.031	-10.437	3.853

注: (1) 本表报告的是表 7 列 (13) 25 个规模-账面市值比投资组合的最大最小 β 系数; (2) 年化收益等于最大最小 β 系数差乘以每月风险溢价绝对值乘以 12 个月。

从表 9 可以看出, 在 25 个规模-账面市值比投资组合中, 市场规模因子 SMB 能够提供的超额收益为 9.522%, 价值因子 HML 可以提供 8.193% 的年化收益, 市场溢价因子 MKT 提供 5.718% 的超额收益率, 可见 Fama-French 三因子仍然是超额收益的主要来源。而最低 F_{MPU} β 投资组合的收益要比最高 F_{MPU} β 投资组合的收益平均每年高出 1.428%, 即货币政策不确定性收益率溢价为 1.428%, 与表 4 的分析结果一致, 即低 F_{MPU} β 的收益率更高。另外两个市场不确定性 F_{VAR} 和 F_{CARCH} 的收益率溢价分别为 2.710% 和 3.853%。总的来说, 货币政策不确定性因子 F_{MPU} 对这 25 个规模-账面市值比投资组合贡献的溢价虽然不及 Fama-French 三因子, 但是优于动量因子 UMD、盈利因子 RMW、投资因子 CMA 和流动性因子 LIQ, 影响的量级也与 F_{VAR} 和 F_{CARCH} 相同。

（五）稳健性分析

1. 总市值加权指数

在前面的分析中均采用流通市值来衡量公司规模，组合收益率和因子指标均是通过流通市值加权得到。而我国公司由于股本结构的不同，在大多数情况下流通股和总股本存在一定的差异，因此下面用总市值来替代流通市值进行稳健性分析，即25个规模-账面市值比投资组合收益率、相关因子指标数据均为总市值加权序列。从表10可以发现，各因子的定价核系数的大小、方向和显著性均与表7相同，特别地，货币政策不确定性因子 F_{MPU} 的定价核系数仍然显著为正。而表11的风险溢价稳健性表明，在控制其他因子的影响后， F_{MPU} 风险溢价显著为负，虽然与表8的大小有所不同，但是数量级一致，也不影响不同因子之间溢价能力的相对比较。因此，前面的研究结论具有稳健性。

表10 线性资产定价模型GMM估计稳健性检验

\hat{b}	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
MKT	-3.229*** (-90.52)	-3.302*** (-86.71)	-3.000*** (-100.66)	-3.320*** (-81.26)	-2.934*** (-106.59)	-2.862*** (-109.75)	-2.826*** (-113.94)
SMB	2.127*** (8.12)	3.410*** (12.15)	-12.482*** (-26.32)	5.008*** (15.07)	-10.225*** (-25.36)	-7.662*** (-24.61)	-6.889*** (-23.75)
HML	2.730*** (10.52)	5.908*** (15.13)	0.144 (0.52)	8.753*** (17.00)	1.553*** (6.01)	-0.493** (-2.34)	0.173 (0.87)
UMD		4.706*** (18.30)		4.888*** (17.04)	0.667*** (5.97)		0.182* (1.74)
RMW			-11.306*** (-26.79)		-10.677*** (-28.54)	-6.102*** (-25.07)	-6.072*** (-26.70)
CMA			-3.618*** (-14.86)		-4.547*** (-18.69)	-0.932*** (-4.41)	-1.233*** (-5.71)
LIQ				0.155*** (10.38)		0.040*** (3.28)	0.043*** (3.38)
F_{MPU}	13.549*** (27.15)	17.453*** (26.81)	4.321*** (15.83)	18.101*** (25.55)	4.441*** (17.36)	2.892*** (12.40)	2.840*** (13.07)

(续表)

\hat{b}	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
F_{VAR}	-0.068*** (-4.60)	-0.053*** (-3.60)	-0.136*** (-12.19)	-0.005 (-0.32)	-0.121*** (-11.85)	-0.180*** (-16.57)	-0.173*** (-16.13)
F_{GARCH}	-0.278*** (-25.94)	-0.294*** (-23.25)	-0.044*** (-4.81)	-0.289*** (-22.04)	-0.039*** (-4.46)	-0.038*** (-4.86)	-0.027*** (-3.36)
样本量	5 275	5 275	5 275	5 075	5 275	5 275	5 075

注：(1) 本表检测资产是25个Fama-French的规模-账面市值比投资组合的超额收益，每一列展现的是不同因子线性组合的定价核系数；(2) 括号内表示的是基于Newey-West滞后4阶标准的 t 统计量。

表11 线性资产定价模型因子风险溢价稳健性检验(%每月)

$\hat{\lambda}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
MKT	4.153*** (57.41)	4.129*** (58.40)	3.975*** (76.17)	4.001*** (51.98)	3.811*** (81.99)	3.854*** (99.70)	3.769*** (106.58)
SMB	-0.343*** (-7.66)	0.016 (0.33)	0.780*** (21.64)	-0.005 (-0.08)	0.670*** (21.42)	0.462*** (17.80)	0.411*** (17.39)
HML	0.161*** (5.07)	-0.139*** (-3.18)	-0.048* (-1.78)	-0.456*** (-8.18)	-0.104*** (-4.08)	0.038* (1.91)	-0.008 (-0.41)
UMD		-0.803*** (-11.56)		-0.726*** (-9.42)	-0.119*** (-3.63)		-0.005 (-0.18)
RMW			-0.411*** (-12.61)		-0.353*** (-11.92)	-0.327*** (-13.09)	-0.280*** (-12.15)
CMA			0.312*** (16.34)		0.280*** (16.29)	0.179*** (11.39)	0.144*** (9.56)
LIQ				-0.003 (-0.01)		0.421 (1.59)	0.300 (1.07)
F_{MPU}	-0.487*** (-22.12)	-0.690*** (-22.97)	-0.180*** (-12.95)	-0.730*** (-21.85)	-0.181*** (-14.12)	-0.078*** (-6.59)	-0.080*** (-7.22)
F_{VAR}	4.451*** (5.61)	1.221 (1.52)	-5.597*** (-8.76)	-1.201 (-1.43)	-5.169*** (-8.87)	-1.274*** (-2.85)	-1.394*** (-3.21)

(续表)

$\hat{\lambda}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
F_{GARCH}	13.251*** (12.68)	5.708*** (4.77)	-3.510*** (-3.73)	0.985 (0.80)	-3.931*** (-4.50)	0.536 (0.80)	-0.436 (-0.66)
样本量	5 275	5 275	5 275	5 075	5 275	5 275	5 075

注：(1) 每一列展现的是不同因子线性组合的风险溢价；(2) 括号内是基于 Delta 方法标准误的 t 统计量。

2. 货币政策沟通不确定性

Baker *et al.* (2016) 提出的 EPU 指数，其衡量的是新闻媒体中传达出来的不确定性。基于相同思想，货币政策的不确定性也可能隐含在央行的信息沟通中。为此，本文基于文本分析方法，构造中国的货币政策沟通不确定性指数，并与前文的时序模型结合，构造更为综合的货币政策不确定性指数。

首先，本文结合书面沟通和口头沟通两个渠道构造货币政策沟通不确定性指数。其中，林建浩和赵文庆 (2015) 指出央行书面沟通的核心载体是《中国货币政策执行报告》，而口头沟通中以央行行长的沟通最为权威和系统。因此收集 2003 年 1 月到 2018 年 12 月的书面报告以及央行行长的沟通文本。前者从央行网站下载，后者则是在百度新闻中以央行行长（周小川、易纲）等关键词进行搜索，同时以央行官方报道和《紫光阁》期刊作为补充。然后利用 Python 软件对文本进行分词处理，剔除语气词、标点符号等停用词后，按月度统计表示不确定性词语出现的次数。最后，除以文本总长度，构建货币政策沟通不确定性指数。计算公式为：

$$MPCU_t = \frac{n_{uncertainty, t}}{N_{total, t}}, \quad (16)$$

其中 $n_{uncertainty, t}$ 为当月所有口头沟通文本和该季度公布的书面报告出现的不确定性词语总和， $N_{total, t}$ 为相对应的文本总词数。具体而言，若当年第一季度书面报告通常在 5 月份公布，第二度在 8 月份公布，则 5、6、7 月份的书面报告均以第一季度报告为基础，同时加上当月口头沟通文本作为总文本。而不确定性词语参考 Baker *et al.* (2016) 的主要用词，同时考虑中文的用语习惯，选择“不确定、不稳定、可能、波动”四类措辞，具体的则包括“不确定性、存在较大不确定性、金融市场波动增大、经济可能面临以下风险”等词语组合。

进而对 M2 增长率残差的随机波动率 $\exp(h_t/2)$ 、央行沟通不确定性指数 MPCU 和 Baker *et al.* (2016) 构造的中国 EPU 指数进行主成分分析，补充单纯利用时序模型来估计货币政策不确定性指数的不足。选取特征值大于 1 的第一主成分构造最终的货币政策不确定性指数 MPU。

最后,通过不确定性提取、构造因子投资组合等过程,分析其定价能力,结果如表 12 所示。虽然结果与单纯考虑 M2 增长率不确定性指标相比有所变化,但是主要结论依然成立。即货币政策不确定性因子 F_{MPU} 对这 25 个规模-账面市值比投资组合贡献的溢价虽然不及 Fama-French 三因子,但是优于动量因子 UMD、流动性因子 LIQ。

表 12 25 个规模-账面市值比投资组合的 β 估计值

因子	Max β	Min β	Max-Min	因子风险溢价 (%)	年化收益 (%)
MKT	0.296	0.110	0.186	2.263	5.051
SMB	1.482	-0.230	1.712	0.336	6.903
HML	0.225	-1.266	1.491	-0.578	10.342
UMD	-0.085	-0.312	0.227	-0.116	0.316
RMW	1.717	0.662	1.055	0.166	2.102
CMA	1.184	0.334	0.850	0.063	0.643
LIQ	0.031	0.024	0.007	-0.854	0.067
F_{MPU}	-0.081	-0.219	0.138	0.325	0.540
F_{VAR}	0.036	0.006	0.030	-0.086	0.031
F_{GARCH}	0.000	-0.033	0.033	-4.137	1.626

注: (1) 本表报告的是控制所有定价因子后 25 个规模-账面市值比投资组合的最大最小 β 系数; (2) 年化收益等于最大最小 β 系数差乘以每月风险溢价绝对值乘以 12 个月。(3) MPU 为对 M2 增长率残差的随机波动率、央行沟通不确定性指数 MPCU 和 Baker *et al.* (2016) 构造的 CEPU 进行主成分分析的结果。

五、结 论

经济政策不确定性对宏观经济和金融市场具有显著效应,在中国股市更是具有“政策市”的说法。由此出发,本文选取市场最为关注以及反应迅速的货币政策为研究对象,重点探究中国货币政策不确定性是否为股票市场的定价因子。

首先,本文基于 SVAR 模型提取 M2 增长率的残差序列,进而利用随机波动率模型估计货币政策不确定性指数,并表明 MPU 为逆周期的经济变量。在截面分析上,MPU 敞口越大的投资组合收益越高,但没有控制其他风险因子。进一步,在随机折现因子模型下证实 MPU 是中国股市的重要定价因子,虽然风险溢价不及 Fama-French 三因子,但大于 Carhart (1997) 的动量因子和 Pástor and Stambaugh (2002) 的流动性因子。

目前，国内关于经济政策不确定性的研究主要集中在其影响效应上，缺乏对货币政策不确定性的科学测度，本文采取随机波动率模型科学量化货币政策不确定性，并且在截面定价分析中发现货币政策不确定性（MPU）在中国股市中具有显著的定价能力，对今后货币政策不确定性的资产定价能力的相关研究具有参考意义。

参考文献

- [1] Ait-Sahalia, Y., J. Andritzky, A. Jobst, S. Nowak, and N. Tamirisa, "Market Response to Policy Initiatives During the Global Financial Crisis", *Journal of International Economics*, 2012, 87 (1), 162-177.
- [2] Ang, A., R. J. Hodrick, Y. Xing, and X. Zhang, "The Cross-Section of Volatility and Expected Returns", *The Journal of Finance*, 2006, 61 (1), 259-299.
- [3] Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, "Measuring Economic Policy Uncertainty", *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (4), 1593-1636.
- [4] Bali, T. G., S. J. Brown, and Y. Tang, "Is Economic Uncertainty Priced in the Cross-Section of Stock Returns?", *Journal of Financial Economics*, 2017, 126 (3), 471-489.
- [5] Belo, F., V. D. Gala, and J. Li, "Government Spending, Political Cycles, and the Cross-Section of Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 2013, 107, 305-324.
- [6] Bloom, N., "The Impact of Uncertainty Shocks", *Econometrica*, 2009, 77 (3), 623-685.
- [7] Bond, S., N. Bloom, and J. V. Reenen, "Uncertainty and Investment Dynamics", *The Review of Economic Studies*, 2007, 74 (2), 391-415.
- [8] Born, B., and J. Pfeifer, "Policy Risk and the Business Cycle", *Journal of Monetary Economics*, 2014, 68, 68-85.
- [9] Breeden, D. T., "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities", *Journal of Financial Economics*, 1979, 7 (3), 265-296.
- [10] Brennan, M. J., A. W. Wang, and Y. Xia, "Estimation and Test of a Simple Model of Intertemporal Capital Asset Pricing", *The Journal of Finance*, 2004, 59 (4), 1743-1776.
- [11] Brogaard, J., and A. Detzel, "The Asset-Pricing Implications of Government Economic Policy Uncertainty", *Management Science*, 2015, 61 (1), 3-18.
- [12] Buraschi, A., A. Carnelli, and P. Whelan, "Monetary Policy and Treasury Risk Premia", 2013, Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2411782>.
- [13] Campbell, J. Y., and M. Yogo, "Efficient Tests of Stock Return Predictability", *Journal of Financial Economics*, 2006, 81 (1), 27-60.
- [14] Carhart, M. M., "On Persistence in Mutual Fund Performance", *The Journal of Finance*, 1997, 52 (1), 57-82.
- [15] 陈国进、张润泽、赵向琴, "经济政策不确定性与股票风险特征", 《管理科学学报》, 2018年第4期, 第1—27页。
- [16] 陈浪南、刘劲松, "货币政策冲击对股票市场价格泡沫影响的时变分析", 《统计研究》, 2018年第8期, 第39—47页。

- [17] Cochrane, J. H., "A Cross-Sectional Test of an Investment-Based Asset Pricing Model", *Journal of Political Economy*, 1996, 104 (3), 572-621.
- [18] Cochrane, J. H., *Asset Pricing*. New Jersey: Princeton University Press, 2005.
- [19] Fama, E. F., and K. R. French, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *The Journal of Finance*, 1992, 47 (2), 427-465.
- [20] Fama, E. F., and K. R. French, "A Five-Factor Asset Pricing Model", *Journal of Financial Economics*, 2015, 116 (1), 1-22.
- [21] Fernández, V. J., P. G. Quintana, K. Kuester, and J. R. Ramirez, "Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity", *American Economic Review*, 2015, 105 (11), 3352-3384.
- [22] 高秋明、胡聪慧、燕翔, "中国A股市场动量效应的特征和形成机理研究", 《财经研究》, 2014年第2期, 第97—107页。
- [23] 胡志鹏, "'稳增长'与'控杠杆'双重目标下的货币当局最优政策设定", 《经济研究》, 2014年第12期, 第60—71+184页。
- [24] 黄卓、邱晗、沈艳等, "测量中国的金融不确定性——基于大数据的方法", 《金融研究》, 2018年第11期, 第30—46页。
- [25] 黄卓、童晨、梁方, "经济不确定性对金融市场的影响: 一个文献综述", 《金融科学》, 2017年第2期, 第20—35页。
- [26] Huang, Z., C. Tong, H. Qiu, and Y. Shen, "The Spillover of Macroeconomic Uncertainty Between the US and China", *Economics Letters*, 2018, 171, 123-127.
- [27] Husted, L., J. Rogers, and B. Sun, "Monetary Policy Uncertainty", *Journal of Monetary Economics*, 2020, 115 (C), 20-36.
- [28] Jiang, F. W., and G. S. Tong, "Monetary Policy Uncertainty and Bond Risk Premium", 2016. Available at SSRN; <https://ssrn.com/abstract=2831092>.
- [29] 康书隆、王志强, "中国国债利率期限结构的风险特征及其内含信息研究", 《世界经济》, 2010年第7期, 第121—143页。
- [30] Kastner, G., "Dealing with Stochastic Volatility in Time Series Using the R Package Stochvol", *Journal of Statistical Software*, 2016, 69 (i05).
- [31] 林建浩、李幸、李欢, "中国经济政策不确定性与资产定价关系实证研究", 《中国管理科学》, 2014年第11期, 第222—226页。
- [32] 林建浩、赵文庆, "中国央行沟通指数的测度与谱分析", 《统计研究》, 2015年第1期, 第52—58页。
- [33] Merton, R. C., "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1973, 41 (5), 867-887.
- [34] Pástor, L., and P. Veronesi, "Uncertainty About Government Policy and Stock Prices", *The Journal of Finance*, 2012, 67 (4), 1219-1264.
- [35] Pástor, L., and P. Veronesi, "Political Uncertainty and Risk Premia", *Journal of Financial Economics*, 2013, 110 (3), 520-545.
- [36] Pástor, L., and R. F. Stambaugh, "Liquidity Risk and Expected Stock Returns", *Journal of Political Economy*, 2002, 111 (3), 642-685.
- [37] Sharpe, W. F., "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk", *The Journal of Finance*, 1964, 19 (3), 425-442.

- [38] 舒建平、肖契志、王苏生，“动量效应与反转效应的演化：基于深圳A股市场的实证”，《管理评论》，2012年第1期，第52—57页。
- [39] 谭政勋、王聪，“房价波动、货币政策立场识别及其反应研究”，《经济研究》，第2015年第1期，第67—83页。
- [40] 田磊、林建浩，“经济政策不确定性兼具产出效应和通胀效应吗？来自中国的经验证据”，《南开经济研究》，2016年第2期，第3—24页。
- [41] 田磊、林建浩、张少华，“政策不确定性是中国经济波动的主要因素吗——基于混合识别法的创新实证研究”，《财贸经济》，2017年第1期，第5—20页。
- [42] Tillmann, P., “Monetary Policy Uncertainty and the Response of the Yield Curve to Policy Shocks”, 2017, Joint Discussion Paper Series in Economics, No. 24-2017.
- [43] 王君斌、郭新强、王宇，“中国货币政策的工具选取、宏观效应与规则设计”，《金融研究》，2013年第8期，第1—15页。
- [44] 王培辉，“货币冲击与资产价格波动：基于中国股市的实证分析”，《金融研究》，2010年第7期，第59—70页。
- [45] 王少林、林建浩、杨燊荣，“中国货币政策与股票市场互动关系的测算——基于FAVAR-BL方法的分析”，《国际金融研究》，2015年第5期，第15—25页。
- [46] 王义中、宋敏，“宏观经济不确定性、资金需求与公司投资”，《经济研究》，2014年第2期，第4—17页。
- [47] 严太华、陈明玉，“基于马尔科夫切换模型的上证指数周收益率时间序列分析”，《中国管理科学》，2009年第6期，第33—38页。
- [48] 郑挺国、尚玉皇，“基于金融指标对中国GDP的混频预测分析”，《金融研究》，2013年第9期，第16—29页。
- [49] 周黎安，“中国地方官员的晋升锦标赛模式研究”，《经济研究》，2007年第7期，第36—50页。

Is Monetary Policy Uncertainty a Pricing Factor for China's Stock Market?

JIANHAO LIN LIANGYUAN CHEN*

(Sun Yat-sen University)

LEI TIAN

(Zhejiang University of Finance and Economics)

Abstract We use structural vector autoregressive model and stochastic volatility model

* Corresponding Author: Liangyuan Chen, Lingnan (University) College, Sun Yat-sen University, No. 135 Xingangxi Road, Haizhu District, Guangzhou, Guangdong, 510275, China; E-mail: chenly58@mail2.sysu.edu.cn.

to measure monetary policy uncertainty (MPU) index with M2 growth rate and find it has obvious countercyclical characteristics. Under the framework of the stochastic discount factor model, the coefficient of the MPU factor pricing kernel is significantly positive and the risk premium is significantly negative. In the Fama-French 25 scale-book-to-market ratio portfolios, after controlling other risk factors, the year return rate of the lowest MPU beta portfolio is 1.428% higher than that of the highest MPU beta portfolio. Overall, MPU is an important pricing factor for China's stock market.

Keywords monetary policy uncertainty, asset pricing, stochastic discount factor model

JEL Classification C82, E51, G12