

不确定性下个股风险特征的政策敏感性分析^①

陈国进^{1,2}, 张润泽²

(1 厦门大学王亚南经济研究院, 厦门 361005

2 厦门大学经济学院, 厦门 361005)

摘要: 本文以 1999 年至 2013 年主板上市公司为样本, 运用面板模型、时间序列、门限模型和虚拟变量等方法全面分析了政策不确定性对个股波动性风险、异质性风险、相关性风险和尾部风险等特征的影响。研究的结论主要包括以下几点。第一, 政策不确定性能够对个股风险特征产生显著的冲击效应; 第二, 具有高市值和高账面市值比的个股抵抗政策不确定性风险的能力较强; 第三, 在不同外部经济环境下, 政策不确定性对个股的相关性风险冲击存在不对称性, 在经济萧条时能够更大幅度地提高个股的相关性风险; 第四, 在政策不确定性较高的改革阶段, 个股风险特征的政策敏感性也较高。

关键词: 政策不确定性; EPU 指标; 异质性风险; 相关性风险; 高阶矩风险

中图分类号: F832.5

文献标识码: A

Analysis on the Sensitivity of Stock Risk Characteristics to Policy Uncertainty Shock

CHEN Guo-jin, ZHANG Run-ze

(The School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: This paper examines how economic policy uncertainty affects stock volatility risk, heterogeneity risk, correlation risk and higher moments risk using the panel model, time series analysis, threshold model and dummy variable regression, based on companies of Main Board between 1999 and 2013. The central evidences are as follows. Firstly, economic policy uncertainty generates significant effects on stock risk characteristics. Secondly, companies with higher market value and book-to-market ratio manifest greater capability in shielding against policy uncertainty risk. Thirdly, policy uncertainty shock to correlation exhibits characteristic of asymmetry on different economic conditions, whose magnitude is larger when the economy is weaker. Fourthly, stock risk characteristics exhibit stronger sensitivity when the reforming stage contains more policy uncertainty.

Key words: Economic Policy Uncertainty, EPU Index, Heterogeneity Risk, Correlation Risk, Higher Moments Risk

作者简介: 陈国进 (1966-), 男, 经济学 (金融学) 博士, 厦门大学王亚南经济研究院副院长、王亚南经济研究院 和经济学院双聘金融学教授、博士生导师。研究方向: 资产定价, 金融计量经济学, 行为金融;

张润泽 (1989-), 男, 厦门大学经济学院博士研究生。研究方向: 资本市场, 计量经济学。

联系方式: 361005 福建省厦门市思明区厦门大学经济学院

通讯方式: 手机 18959281069; 13015915125

E-mail gjchenxmu@gmail.com; cszrz@126.com

^①本文为国家自然科学基金面上项目-《罕见灾难风险与资产定价: 理论拓展与基于我国股市实证研究》(批准号: 71471154)、国家自然科学基金面上项目-《我国股市投机性泡沫识别和投资者乘骑泡沫行为研究》(批准号: 71071132)的阶段性成果。

一、引言

所谓经济政策不确定性 (Economic Policy Uncertainty, 以下简称政策不确定性) 是指未来与经济相关的政策变动中包含的各类非预期成分。具体而言, 政策不确定性事件包括未来政策变迁的可能性、政策变迁的频率、政策变迁的内容、政策执行方式以及政策执行效果等。它并非等同于金融学中的风险事件, 包括决策者在内的各类群体并不能观测到未来潜在政策的集合, 也不能预期未来某项政策发生的概率, 因此, 经济政策层面的不确定性更多地表现为奈特不确定性。

从全球范围来看, 政策不确定性是普遍存在并且频繁出现的现象。全球每天都有不计其数的新政策推出, 而每一项新政策在推出之前就必定包含一定的不确定性。同时, 政府选举也是不确定性的重要来源, 不同的政治群体均代表了各自的发展理念。因此, 政策不确定性会伴随着政治选举悬念的上升而提高。

相对于西方发达国家, 中国的政策不确定性更加明显。在过去的 30 年里, 中国正是在改革开放等经济政策的引领下实现了快速发展。但随着中国经济增速放缓, 经济结构失调的现象日益明显, 政府开始进行新一轮大规模的经济金融体制改革, 以突破经济发展的瓶颈, 消除经济增长的不利因素。诸如“自贸区”、股票市场“注册制”和“T+0”制度改革、养老金体制改革、房产税改革等政策概念应运而生, 使得政策不确定性达到了前所未有的高度。

众所周知, 政策对于宏观经济和金融市场都将产生决定性的影响, 而政策不确定性由于在政策层面加入了新的风险因素, 因此能够将政策本身的冲击进一步放大。在中国新一轮改革拉开序幕的大背景下, 既要关注政策不确定性为经济金融注入的新的推动力, 也要关注其对经济金融稳定所带来的负面影响。中国股票市场作为政策的风向标, 其对不确定性冲击的敏感性表现得更加明显, 而股票市场又是中小投资者参与度最高的金融市场, 因此, 研究政策不确定性与股票市场风险特征的关系, 对于提高投资者的政策风险意识、增强股票市场的稳定性具有重要意义。

二、文献综述

国内外还鲜有研究政策不确定性与股票市场各类风险特征的文献。国外类似的研究主要是围绕政策不确定性与股票市场定价机制展开。Pástor 和 Veronesi (2012、2013) 首次从理论模型的角度较为全面地刻画了政策不确定性影响股票市场资产定价的机制。根据经典的资产定价理论, 股票的价格取决于公司未来现金流与随机贴现因子, 政策不确定性则是通过影响公司未来的现金流和随机贴现因子来影响股票价格。PV 模型证明了政策不确定性能够通过增强随机贴现因子波动性的方式提高股票市场的波动性以及股票之间的相关性, 同时, 政策不确定性的风险可以分解为持续性风险和极端跳跃风险, 而极端跳跃风险能够引起股票市场的暴涨暴跌。

在实证方面, Goodell 和 Vähämaa (2012)、Pástor 和 Veronesi (2013) 等通过时间序列研究了美国政策不确定性与股票市场风险特征的关系, 得出的结论包括 1) 美国政治选举悬念的下降能够降低股票市场的隐含波动率; 2) 美国政策不确定性与股票市场波动性和相关性显著正相关, 并且该效应在经济萧条期更加明显。Lam 和 Zhang (2013) 利用跨国面板数据和风险因子分析方法证明了政府稳定性和政府官员素质是反映跨国政策不确定性的良好代理变量, 两者都能影响国际股票市场收益率, 且政府官员素质的定价效应更加显著。Boutchkova et al. (2012) 基于行业层面研究了地方性和全球性的政治风险对股票波动率的影响, 研究发现不同行业的股票波动性对政治事件的敏感性存在显著差异。

国内关于政策不确定性的研究还处于起步阶段, 过去的文献大多倾向于研究政策本身与

股票市场的关系。早期的文献主要从“政策市”的角度研究中国股票市场是政策导向型还是市场导向型。许均华等（2001）、邹昊平等（2000）利用事件分析法鉴别出我国股市运行中的异常波动点，然后确定政策因素在这些异常波动中所占的比例，得出的结论都是政策较大幅度地影响了中国股市的波动。另一部分国内学者则较少关心政府干预股票市场的频率，而倾向于对具体政策在股市中的影响方式和不对称性特征进行实证分析。王明涛等（2012）研究发现政策因素是影响我国股市波动的主要因素，其在牛市行情中对市场波动的影响大于熊市行情，对股市向下波动的解释程度大于向上波动的解释程度。

上述研究的缺陷在于单纯的只是对已发生的政策变更频率和政策效果进行评估，而没有考虑未来政策变迁的可能性。但实际情况是，经济和政策的不确定性会影响各利益群体对于未来股票市场和政策效果的预期，从而改变当前的投资和决策行为。因此，本文以政策不确定性作为研究对象，包含了政策变迁的可能性以及各利益群体对未来政策效应的预期，能够对政策效果更加全面地刻画。除此之外，过去的研究一般是单独考虑股价异常点出现时离散性事件的影响，而没有寻找能够连续反映政策事件的集合指标，从而遗漏了大量政策信息对于股票市场的冲击效果。

国内学者在最近两年已经开始从实证角度研究政策不确定性与宏观经济、企业投资等变量的关系。王义中等（2014）研究了宏观经济不确定性影响企业投资的作用机制；王红建等（2014）针对企业现金持有水平在不同经济政策不确定性条件下的敏感性进行了分析。但国内还缺乏政策不确定性对于股票风险特征影响的系统性研究。同时，国内的研究往往没有严格区分政策不确定性与政策本身的差异，因此研究方法和结论并没有脱离传统的研究政策效应的范畴。

本文选取能够有效反映政策不确定性的指标，并分析个股的波动性风险、尾部风险、异质性风险、相关性风险等风险特征在面对政策不确定性冲击时的敏感性，有效填补了国内该领域实证研究的空白。实证的结论主要包括以下三点。第一，政策不确定性对个股风险特征具有显著的解释力，但不同风险特征的敏感性和变动方向存在差异；第二，不同市值和账面市值比个股的风险特征对政策不确定性冲击的敏感性存在显著差异，较高市值和账面市值比个股的政策敏感性较低；第三，政策不确定性在不同景气条件下对个股相关性风险的冲击存在不对称性，在经济萧条时表现出更强的冲击效应；第四，在政策不确定性波动较低的改革阶段，个股风险指标的政策敏感性也较低，反之，当政策不确定性处于高位的改革阶段，个股风险指标的政策敏感性也相应升高。

本文余下部分的结构如下。第三部分围绕政策不确定性和个股风险特征指标的选取展开，并对政策不确定性代理变量的基本性质进行分析；第四部分通过实证模型全面地分析了政策不确定性与股票风险特征的定量关系，并依据市值、账面市值比、外部环境和改革进程对样本进行了细分，比较不同子样本下政策不确定性对股票风险源冲击的差异化特征；第五部分针对上文的实证结果进行了稳健性检验。最后一部分为本文的结论。

三、政策不确定性与股票市场风险特征指标的选取

（一）政策不确定性指标的选取

1.政策不确定性指标的合成原理

本文采用的政策不确定性指标为 Baker 等（2013）提出的 EPU 指标。Baker 等人在构建中国 EPU 指标时采用了文本分析法，利用在报刊中与经济和政策不确定性相关词汇出现的频率衡量不确定性的高低，并通过频度转换和标准化处理得到连续的 EPU 指标。由于该指标既对不同类型的政策和不确定性事件进行了综合，又为不同频度的实证分析提供了有效的

代理变量，因此成为当下研究政策不确定性领域被广泛采用的指标。Pástor 和 Veronesi (2013)、Antonakakis 等 (2013)、陈国进等 (2014) 利用 EPU 指数分析了政策不确定性与股票市场的关系，Yizhong Wang (2014) 等分析了中国 EPU 指数与企业投资的关系。

随着网络的普及和大数据时代的到来，越来越多学者已经意识到文本分析法的重要性。学者开始利用数据挖掘技术寻找媒体与搜索引擎中的信息含量，并将其作为市场信息之外的又一重要数据库。从政治角度而言，Goel, Nelson和Naretta (2012) 利用网络信息来衡量政府贪污的比例和人们对于政府贪污的关心程度；Rose和Spiegel (2012) 发现媒体信息能够用来衡量国家和政府的主权信用风险。从市场角度而言，Peri, Vandone和Baldi (2014) 发现噪声交易者对于网络信息的搜索能够放大商品期货市场的价格波动；Vozlyublenniaia (2014) 以及Aouadi、Arouri和Teulon (2013) 将谷歌搜索量作为投资者参与度的衡量指标，并通过实证证明该指标对股票市场收益率存在显著影响；Vlastakis和Markellos (2012) 分析了网络搜索量与股票市场波动性的相关性特征。

2.中国 EPU 指标的特征

对1995年至2013年EPU的月度数据进行统计，可以得出EPU的均值和标准差分别为108.59和63.79，相比于西方发达国家，中国的政策不确定性及其波动性均较高。而从图1可以看出，EPU指标呈现出三大特征。^①第一，EPU指标具有很强的逆周期特征，两者的相关性为-0.419，这与大多数关于不确定性的研究成果相符；第二，EPU指标表现出与市场类似的时变特征。在1995年-2013年的所有月份中，EPU的最小值为9.067，而最大值达到363.52，两者相差近40倍。说明EPU指标能够反映市场的信息；第三，本文根据EPU指数出现峰值的时点，列举了与股票市场相关的主要政策事件。可以发现，EPU指数的峰值与政策事件和金融制度改革进程高度相关。由此证明了EPU指数能够较好地衡量政策不确定性。在实证分析中，将EPU指数除以100作为解释变量。

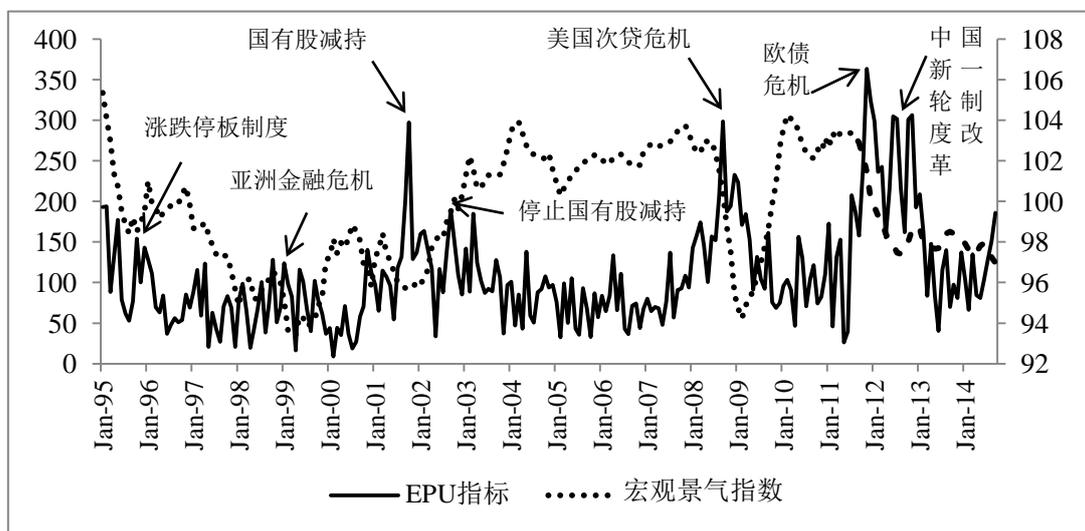


图1 EPU指标与宏观景气指数对比图

(二) 股票市场风险指标的选取

传统的资产定价模型一般将波动率作为衡量股票市场风险特征的指标，波动率越高，则代表市场的风险越大。然而，越来越多的学者意识到，单纯通过波动性已经无法全面地刻画股票市场的风险特征，而股票的异质性、相关性、尾部风险等因素都是股市风险源的重要组

^① 数据来源为 www.policyuncertainty.com

成部分。关于股票的异质性，陈国进和张贻军（2009）、陈国进等（2009）分析了异质信念在股市泡沫形成和暴跌现象中所发挥的作用；左浩苗等（2011）验证了股票市场的特质波动率与横截面收益存在显著的相关性，而当控制换手率等异质变量后，该相关性减弱或消失，说明异质性由于其风险特征的存在而被定价。关于股票的相关性，Pollet和Wilson（2010）用模型证明了资产相关性是一类重要的系统性风险，其重要程度甚至超过了波动率。在股票市场上，这就体现为股票市场的预期收益率如果与系统性风险正相关，则它与各种股票之间的平均相关系数正相关；郑振龙等（2014）将Pollet和Wilson（2010）的模型拓展到中国债券市场，得出了类似的结论；Harvey和Siddique（2000）指出协偏度能够作为风险度量的一个因素，并证明了协偏度风险因子有显著负的风险溢价，即协偏度越高，收益率越低。关于股票市场的尾部风险，郑振龙等（2013）、刘杨树等（2012）分别从特质偏度和香港股票期权隐含高阶矩的角度出发，发现偏度、峰度等风险信息存在显著的风险溢价；Kelly和Hao（2013）从股票市场的收益率中提取出尾部风险，并且发现该风险与股票指数期权中提取的尾部风险高度相关，从而证明了股票市场的收益并非严格的服从正态分布，而是呈现一定的负偏。

因此，本文将综合考虑股票的异质性、相关性、尾部风险等风险特征，并与传统的波动率风险进行对比。其中，异质性风险用异质波动率指标进行衡量，尾部风险分别用偏度和峰度进行衡量，相关性风险分别用个股平均相关系数和协偏度进行衡量。

1.波动率

本文采用的波动率为个股收益率的波动率，该波动率属于静态波动率，具体定义为每个月个股交易日对数收益率的标准差，计算公式为

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{W-1} \sum_{w=1}^W (r_{i,w} - \frac{1}{W} \sum_{w=1}^W r_{i,w})^2} \quad (1)$$

其中， $r_{i,w}$ 分别表示股票 i 在 w 天的日对数总收益率、系统性收益率和残差收益率，对应的 σ_i 分别表示 i 股票的总波动率(TVOL)、系统性波动率(SVOL)和异质波动率(HVOL)， W 表示某月的总交易日。数据来源为国泰安数据库。

总收益率为个股实际对数收益率，残差收益率为 Fama-French 三因素模型回归中的残差项，系统性收益率则为总收益率与残差收益率之差。具体提取残差收益率的方法如下。

对个股超额收益率进行式（2）的 Fama-French 三因子回归。

$$r_{i,w} - r_{f,w} = \alpha_{i,\tau} + \beta_{MKT,\tau} (MKT_w - r_{f,w}) + \beta_{SMB,\tau} SMB_w + \beta_{HML,\tau} HML_w + \varepsilon_{i,w} \quad (2)$$

其中 $r_{i,w}$ 含义同前， $r_{f,w}$ 表示第 w 日的无风险收益率； MKT_w 、 SMB_w 和 HML_w 分别是第 w 日的市场投资组合收益率、基于公司规模的投资组合收益率和基于账面市值比的投资组合收益率； $\varepsilon_{i,w}$ 是股票 i 在第 w 日的回归残差项，即残差收益率。

2.偏度与峰度

类似的，本文采用的偏度和峰度为静态偏度和静态峰度，具体定义为每个月个股交易日对数收益率的偏度值和峰度值，计算公式为

$$Skew_i = \frac{\sigma_i^3}{W} \sum_{w=1}^W (r_{i,w} - \frac{1}{W} \sum_{w=1}^W r_{i,w})^3 \quad (3)$$

$$Kurtosis_i = \frac{\sigma_i^4}{W} \sum_{w=1}^W (r_{i,w} - \frac{1}{W} \sum_{w=1}^W r_{i,w})^4 \quad (4)$$

其中， $Skew_i$ 、 $Kurtosis_i$ 分别表示 i 股票的偏度和峰度，其他变量含义同前。

3. 个股平均相关系数和协偏度

本文采用等权重的加权方法计算个股的平均相关系数，即先对每个月所有个股的日对数收益率两两之间求相关系数，然后对所有相关系数求算术平均值。具体计算公式如下：

$$SAC_i = \frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{j \neq i}^N \rho_{ij} \quad (5)$$

其中， SAC_i 表示每个月个股的平均相关系数， ρ_{ij} 表示对应月份 i 股票日对数收益率与该月其他所有股票日对数收益率的相关系数，N 为对应月份交易的股票数量。

借鉴 Harvey 和 Siddique (2000) 提取协偏度的方法，用股票 i 在 τ 月的每一个交易日的超额收益对市场组合的超额收益和收益的平方进行回归，得到的 $\gamma_{i,\tau}$ 的估计值即为 i 股票在 τ 月的协偏度。具体计算公式如下：

$$r_{i,\tau} - r_{f,w} = \alpha_{i,\tau} + \beta_{i,\tau}(MKT_w - r_{f,w}) + \gamma_{i,\tau}(MKT_w - r_{f,w})^2 + \varepsilon_{i,w} \quad (6)$$

所有变量含义同上所述。

表 3 对 1999 年 1 月至 2013 年 12 月之间个股风险特征变量进行了统计性描述。从统计性描述来看，中国个股收益的波动率均值为 0.4536。尽管中国股市实行涨跌停板的制度，但是相比于国外成熟的股票市场，个股波动率仍然处于较高水平。而异质性波动率高于系统性波动率，说明不同个股收益率的异质成分存在显著差异，这与 Boutchkova et al. (2012) 的结果一致。

偏度的均值为 0.0428，峰度的均值为 3.2134，说明个股收益率总体呈现尖峰厚尾的现象，并且尾部风险具有轻微的正偏特征。从变异系数来看，偏度的变异系数高达 16.222，说明不同个股的尾部正偏与负偏特征差异十分明显。而峰度的变异系数仅为 1.3458，说明个股的尖峰厚尾特征具有一定的共性。

个股平均相关系数和协偏度均值分别为 0.2861 和 -0.8974，说明个股之间收益率和尾部风险都具有较强的关联性，即股票市场不同个股齐涨齐跌的现象较为明显，体现了个股风险之间的传递效应。

表 1 EPU 指标与股市风险特征变量统计性描述

变量	均值	总标准差	组内标准差	组间标准差	变异系数	观测数
EPU	108.59	63.79	—	—	0.5870	180
总波动率	0.4536	0.8230	0.0877	0.8192	1.8144	207734
异质波动率	0.3446	0.8195	0.0902	0.8154	2.3781	207734
系统性波动率	0.2774	0.1296	0.0366	0.1252	0.4672	207734
偏度	0.0428	0.6943	0.2987	0.6338	16.222	207496
协偏度	-0.8974	27.948	2.5563	27.854	-31.143	203741
峰度	3.2134	1.3555	0.1797	1.3458	0.4218	207496
相关系数	0.2861	0.1185	—	—	0.4143	180

注：波动率采用的是年化指标

四、实证分析

本文的实证分析主要从以下几个方面展开：

第一，以市值、账面市值比、股权集中度、动量因子、换手率、流动性指标、宏观景气指数、非预期通胀率、期限溢酬作为控制变量，以EPU作为解释变量，股市风险特征指标作为被解释变量，构建面板模型和时间序列模型，分析EPU指数对股市风险源的影响；同时，运用VAR模型分析股票风险特征面对EPU冲击的脉冲响应函数。

第二，基于门限值估计方法对不同市值和不同账面市值比的股票进行划分，根据门限回归模型判断 EPU 对不同规模和账面市值比个股的风险源冲击是否存在显著的差异。

第三，在模型中引入宏观景气指数，分析不同外部环境下 EPU 指数对个股平均相关系数和协偏度的影响；同时，以 2008 年金融危机为时间界限，将研究区间分为金融危机前和金融危机后，进一步验证外部环境对个股相关性风险敏感度的叠加作用。

第四，根据中国经济金融制度的改革进程，将研究区间细分为 1999-2002 年、2003-2007 年以及 2008 年-2013 年三个阶段，利用虚拟变量回归模型分析不同改革阶段下 EPU 对个股风险源冲击的差异性。

（一）样本描述

由于中国股票市场从 1997 年开始采用涨跌停板的制度，同时基于数据的可得性，本文选取的时间区间为 1999 年 1 月至 2013 年 12 月；选取的股票样本为主板市场上市的 A 股。为提高数据的稳健性，剔除时间区间内累计交易天数小于 1 年的股票、ST 类股票以及已经下市的股票。筛选出的股票共计 1373 只。

（二）变量定义

1. 市值（MV）和账面市值比（BM）

市值和账面市值比是公司市场面和基本面特征的代理变量。本文选用的个股市值为个股每月的流通市值的对数值；账面市值比变量定义为账面价值与市值的比，其中，账面价值采用的数据为个股季度财务报表中所有者权益值。数据来源为锐思数据库。

2. 动量效应（MOM）

动量效应是近年来用于衡量股票市场风险溢价的第四个系统性风险源。就中国实际情况而言，大部分个股持续上涨和下跌的时间较短，动量效应大多表现为一种短期行为。国内的学者通过实证研究也发现在中国市场一般只有在一个月的周期内存在显著的动量风险溢价。因此，本文选取 1 个月惯性因子作为动量效应的代理变量。数据来源为锐思数据库。

3. 股权集中度（OC）

股权集中度用于衡量少数投资人对股价的控制能力，同时也反映管理层对于企业经营决策和市场环境的影响能力。现有研究普遍表明，股权相对集中有利于提高公司的价值和经营绩效，从而其股价表现为更强的抗风险能力。本文选取前10大股东的持股比例作为个股股权集中度的代理变量。数据来源为锐思数据库。

4. 换手率（TR）

异质信念是造成股票市场暴涨暴跌的重要原因，而衡量异质信念的市场指标主要有交易量和换手率。交易量在衡量不同市值的股票时存在较大误差，因此本文选用月换手率衡量市场的异质信念。数据来源为锐思数据库。

5.流动性指标 (Liq)

国内外学者普遍发现股票市场存在较为显著的流动性风险溢价。常见的流动性指标包括 Amihud 测度和 Pastor-Stambaugh 测度。借鉴左浩苗等 (2011) 的方法, 采用 Amihud 测度衡量股票的流动性。具体计算公式为

$$Amihud_{i,t} = \frac{1}{N_{i,t}} \sum_{\tau=1}^{N_{i,t}} \frac{|R_{i,\tau}|}{T_{i,\tau}} \quad (7)$$

其中, $N_{i,t}$ 表示股票 i 在第 t 月的交易天数, $R_{i,\tau}$ 表示股票 i 在 τ 天的对数收益率, $T_{i,\tau}$ 表示股票 i 在 τ 天的交易量 (以百万元为单位)。

6.宏观经济景气指数 (HJ)

宏观经济景气指数是反映外部经济环境的指标, 本文采用宏观经济先行指数, 数据来源为中国 CEIC 经济数据库。

上述七项指标主要用来控制与个股价格变动相关的风险特征指标。而现有国内外文献表明, 个股的相关性风险与外部环境、非预期通货膨胀率和期限溢酬等变量密切相关, 因此将上述三个变量作为控制变量。其中外部环境采用宏观景气指数, 其余两项指标构造如下。

7.非预期通货膨胀率 (UI)

借鉴 Brennan et al. (2004) 的方法, 本文将非预期通货膨胀率定义为已实现通货膨胀率与预期通胀率之差, 即 $UI_t = I_t - EI_t$ 。其中, I_t 、 EI_t 为 t 期已实现通胀率和预期通胀率。 I_t 采用 CPI 同比增长率, EI_t 采用 I_t 的 AR (2) 拟合值。数据来源为国家统计局。

8.期限溢酬 (QXYC)

借鉴郑振龙等 (2014) 的方法, 将期限溢酬定义为银行间国债 10 年期与 1 年期月末到期收益率之差。数据来源为 wind 数据库。

变量的统计性描述和相关系数如表 4、表 5 所示。

表 2 控制变量统计性描述

变量	均值	总标准差	组间标准差	组内标准差	变异系数	观测数
市值	19.865	1.5493	0.8373	1.3624	0.0780	206992
账面市值比	7.3764	141.56	17.511	140.70	19.191	206917
股东集中度	0.5807	0.1627	0.1372	0.0981	0.2802	227791
动量因子	-0.0006	0.0485	—	—	-86.741	247140
换手率	41.235	41.833	19.234	39.846	1.0145	207660
流动性	0.0037	0.1048	0.0096	0.1044	28.004	207734
宏观景气指数	1.0180	0.0156	—	—	0.0153	247140
非预期通胀率	0.0004	0.0095	—	—	23.750	247140
期限溢酬	0.0224	0.0375	—	—	1.6741	247140

变量的相关系数矩阵表明, 除个别变量相关性达到 0.4 左右, 绝大多数变量之间的相关系数均很低, 这说明变量之间不存在严重的多重共线性, 提高了模型参数估计的精度。

表 3 控制变量相关系数矩阵

	EPU	景气 指数	非预期 通胀	期限 溢酬	市值	账面市 值比	股权集 中度	动量 因子	换手率	流动性
EPU	1.000									
景气指数	-0.419	1.000								
非预期通胀	-0.369	0.513	1.000							
期限溢酬	-0.012	0.122	-0.017	1.000						
市值	0.117	0.074	0.101	0.036	1.000					
账面市值比	0.001	-0.035	-0.005	-0.005	0.002	1.000				
股权集中度	-0.094	0.009	0.006	-0.009	0.000	-0.055	1.000			
动量因子	-0.162	0.091	0.148	-0.034	-0.001	-0.173	0.030	1.000		
换手率	-0.108	0.181	0.077	0.021	0.002	-0.020	0.002	0.021	1.000	
流动性	-0.008	0.005	-0.005	-0.003	-0.070	0.312	0.004	-0.001	-0.019	1.000

(三) 基本模型

本文采用静态面板构建基本模型。在实证分析前，必须确定面板模型的具体形式。首先，由于本文选用的横截面变量的数量大于时间变量的数量，可以判断本文的面板类型为短面板；其次，采用 Hausman 检验方法判断应该采用固定效应模型还是随机效应模型。在 Hausman 检验中，由于 p 值为 0.000，因此强烈拒绝“个体效应与总体样本及其他个体效应不相关”的原假设，可以确定固定效应模型比随机效应模型更优；再次，通过固定效应模型 F 统计量对应的 p 值为 0.000 可以基本判定固定效应模型优于混合回归模型；最后，在模型中引入时间项变量。由于模型回归系数中时间项的 p 值均小于 0.05，说明模型具有显著的时间效应。因此，本文最终采用的模型为同时包含个体固定效应和时间效应的双因素模型。估计方法根据统计量的显著性判断应该采用组内估计法还是组间估计法。具体形式如 (8) 所示。

$$RISK_{i,t} = \alpha + \gamma EPU_t + \beta CONTROLS_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

其中 $RISK_{i,t}$ 代表 i 股票在 t 时间的风险指标，包括总波动率 (TVOL)、异质波动率 (HVOL)、系统性波动率 (SVOL)、偏度 (SKEW)、协偏度 (CSKEW)、峰度 (KURTOSIS)。 EPU_t 代表政策不确定性指数， $CONTROL_{i,t}$ 代表 i 股票所包含的市值 (MV)、账面市值比 (BM)、股权集中度 (OC)、动量因子 (MOM)、换手率 (TR)、流动性指标 (Liq)、宏观景气指数 (HJ) 七个控制变量， μ_i 代表 i 股票的固定效应， η_t 代表时间效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为误差项。

对平均相关系数构建时间序列模型，具体如 (9) 所示。

$$SAC_t = \alpha + \gamma EPU_t + \beta CONTROLS_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中 SAC_t 代表时间 t 所有个股的平均相关系数， $CONTROLS_t$ 包括宏观景气指数 (HJ)、非预期通货膨胀率 (UI) 和期限溢酬 (QXYC) 三个控制变量。

从表 4 的结果可以看出，政策不确定性对个股的所有风险指标均存在显著的效应，说明政策不确定性不仅能带来传统的波动性风险，同时对个股的异质风险、高阶矩风险和相关性风险同样具有解释力。在稳健性检验中采用子样本对上述模型进行了重新回归，结果表明，偏度指标的系数符号由负号变为正号，说明偏度风险的结论与数据挖掘相关，稳健性较差，因此下文将略去对于偏度指标的其他分析。除偏度指标外，其余指标的相关结论均表现出稳健性。具体而言，政策不确定性能够提高个股的总波动率、系统性波动率、协偏度、峰度以及个股相关系数，同时能够降低个股的异质波动率。

首先,政策不确定性系统性地提高了随机贴现因子的波动性,从而使得系统性波动率上升。总收益率主要受到系统性收益率的影响,其波动率同样会相应提高,但由于异质性收益率的反向影响,总波动率的政策敏感性略低于系统性波动率的政策敏感性。同时,政策不确定性与异质波动率表现为反向关系,即体现为在政策平稳时期,个股的异质特征能够较大幅度地影响收益率,使得不同类型个股的异质波动率存在显著差异。而当政策不确定性大幅上升时,个股的异质性风险相比于政策变动的系统性风险对股价的冲击作用减弱,系统性收益率占总收益率的比重迅速升高,残差收益率则趋于一致,因此,残差收益率的波动性下降。

值得说明的是,政策不确定性对异质波动率的作用方向与对投资者异质信念的方向相反,原因在于异质波动率与异质信念的主体和风险特征不同。异质波动率衡量的是个股残差收益率的波动性,属于个股异质风险的范畴,而异质信念衡量的是投资者对股市价格走势判断的分歧度,其衡量指标(如市场交易量和换手率等)往往是反映整个市场交易变动的综合指标,因此,异质信念属于系统性风险的范畴。较高的政策不确定性能够加剧异质信念,从而提高了股市的系统性风险,而相应的异质性风险降低。同时,实证结果还表明,政策不确定性可以通过异质信念作用于异质波动率。当在模型 1-2 中加入反映异质信念的换手率这一控制变量时, EPU 系数的绝对值下降至 0.00169, P 值由 0 变为 0.159,说明 EPU 对异质波动率的解释力和显著性都在下降,进而说明异质信念是政策不确定性影响异质波动率的重要渠道。

其次,政策不确定性能够提高个股的尾部风险,即表现为政策不确定性能够增加个股暴涨暴跌的概率,这与理论与现实情况相符。从理论角度来看,政策不确定性影响尾部风险的前提在于政策效应本身对经济的巨大冲击力,而差别在于影响股价变动的时点。政策本身生效应的时点是在政策公布之后,而政策不确定性则主要是在政策公布之前产生效应。当市场上存在较高的政策不确定性时,意味着未来的政策将发生较大幅度的变化。在政策大幅变动的强烈预期下,相关个股的股价往往会提前出现暴涨暴跌。当未来实际的政策符合预期,则股价会继续朝着原有方向变化,但变化幅度由于事先的预期而明显减弱;当未来实际的政策与预期不符,则股价会朝着相反方向加速变化。在中国,大量个股暴涨暴跌的事件都并非单纯受到政策本身的影响,同时还反映了投资者对未来潜在政策不确定性的预期。例如,在上海推出自贸区概念后,市场上流传出天津、重庆、广东等地同样在积极准备自贸区申报,尽管相关政策并没有最终公布,但投资者强烈的买进预期使得该类股票的价格都出现了很大幅度的上升。

最后,政策不确定性能够提高个股的相关性风险。由于政策不确定性主要体现为一类系统性因子,其对于股票市场的影响不单纯局限于影响个别股票,而是对大面积股票都将产生直接或间接的影响。在面临政策不确定性冲击时,之前相关性较弱股票的股价都将出现类似的变动,而之前相关性较强股票的股价则会因为股票风险之间的传递效应而表现出更强的相关性。

表 4 基本模型回归结果

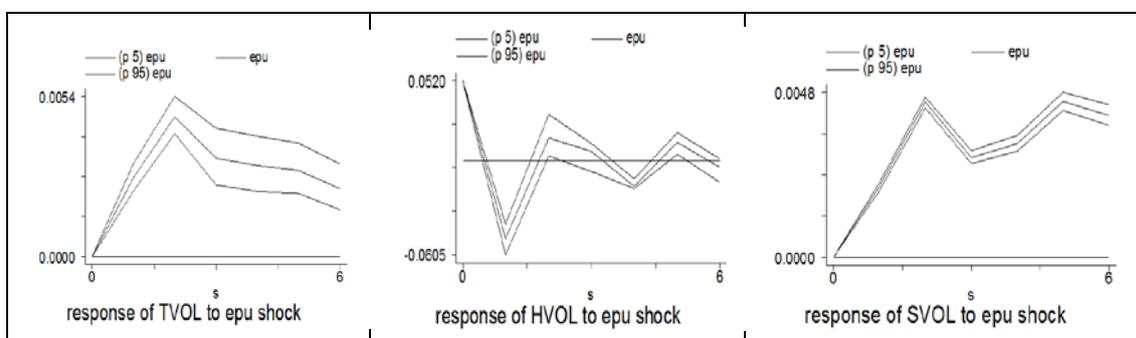
变量	模型 1-1	模型 1-2	模型 1-3	模型 1-4	模型 1-5	模型 1-6	模型 1-7
EPU	0.00616 [0.000]	-0.01064 [0.000]	0.00790 [0.000]	-0.18206 [0.004]	0.34485 [0.000]	0.16490 [0.000]	0.09523 [0.000]
HJ	-0.11243 [0.002]	-0.10296 [0.006]	0.18084 [0.000]	-10.791 [0.000]	-27.556 [0.000]		1.4463 [0.015]
MV	0.00503 [0.000]	0.02398 [0.000]			-0.85747 [0.000]		—
BM	-3.8E-06 [0.081]		-3.5E-06 [0.023]		-0.01152 [0.011]	0.00202 [0.000]	—

MOM	-0.13816 [0.000]	-0.07924 [0.000]	0.18784 [0.000]	-4.1779 [0.000]	21.467 [0.000]	5.1666 [0.013]	—
OC	0.10332 [0.000]	0.14534 [0.000]	-0.01091 [0.000]		-6.0955 [0.000]	0.11053 [0.006]	—
TR	0.00105 [0.000]	—	0.00024 [0.000]	-0.00127 [0.005]			—
Liq		0.01638 [0.030]		6.3823 [0.001]		-2.4968 [0.000]	—
UI	—	—	—	—	—	—	-0.00911 [0.033]
QXYC	—	—	—	—	—	—	-0.00404 [0.049]
固定效应	显著	显著	显著	显著	显著	显著	—
时间效应	显著	显著	显著	显著	显著	显著	—
观测数量	206717	206768	206717	170915	202789	206531	180
R ²	0.0341	0.0078	0.1654	0.0352	0.0017	0.0015	0.2791
F 统计量	413.24 [0.000]	382.14 [0.000]	5707.38 [0.000]	6.21 [0.000]	57.63 [0.000]	35.60 [0.000]	16.94 [0.000]

注：模型 1-1 至模型 1-7 的被解释变量分别为总波动率（TVOL）、异质波动率（HVOL）、系统性波动率（SVOL）、偏度（SKEW）、协偏度（CSKEW）、峰度（KURTOSIS）和平均相关系数（SAC）。括号内为 p 值。表中省略了系数不显著的参数。

为了进一步探讨个股风险指标的政策敏感性，本文基于面板 VAR 模型和时序 VAR 模型描绘了不同风险指标在面临政策冲击时的脉冲响应函数。首先对所有变量进行单位根检验和平稳化处理，其次，利用 AIC 和 SIC 准则判断 VAR 模型变量的最优滞后阶数，最后，利用 GMM 估计和 500 次蒙特卡洛模拟得到参数估计值，并描绘出相应的脉冲响应函数。VAR 结果在此从略。

从脉冲响应函数图可以看出，TVOL、SVOL、CSKEW 和 SAC 在面对 EPU 的冲击时都表现出较强的正向响应，在滞后 1 期至 3 期之间，该效应逐渐增大，随后正向效应呈现下降的趋势。而 HVOL 和 Kurtosis 的脉冲响应则表现出较大的正负波动性，其中 HVOL 主要体现为负向响应，而 Kurtosis 主要体现为正向响应。随着时间的推移，两者的脉冲响应均呈现向均值回归的趋势。这与上文的实证结果基本一致。



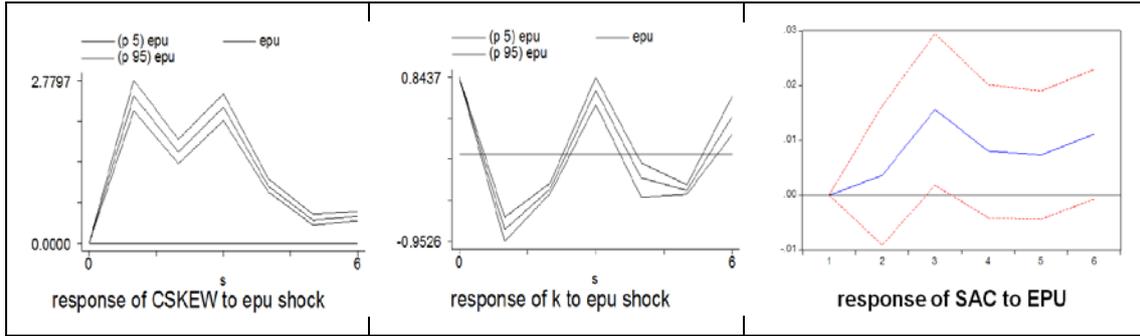


图2 脉冲响应函数图

(四) 门限回归模型

在回归分析中，门限模型常用来分析不同子样本系数的差异性。在对横截面的连续型样本进行划分时，传统的做法是人为设定门限值，然后根据此门限值将样本分为多个子样本，既不对门限值进行参数估计，也不对其显著性进行统计检验。显然，这样的结果缺乏可靠性。因此，本文利用 Hansen（2000）提出的门限回归模型，选取市值和账面市值比作为门限变量，通过严格的统计方法对门限值进行参数估计和假设检验。具体方法可参照相关论文。模型形式如（10）所示。

$$RISK_{i,t} = \alpha + \gamma_1 EPU_t \cdot 1(X_{i,t} < D_1) + \gamma_2 EPU_t \cdot 1(D_1 \leq X_{i,t} \leq D_2) + \gamma_3 EPU_t \cdot 1(X_{i,t} > D_2) + \beta_i CONTROLS_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

其中， $1(\cdot)$ 表示示性函数，即如果括号中的表达式为真，则取值为 1；反之，取值为 0。RISK 代表除偏度、协偏度和平均相关系数之外的其他 4 项指标，D 代表门限值，X 分别表示市值和账面市值比两个变量。控制变量仍然包括市值（MV）、账面市值比（BM）、股权集中度（OC）、动量因子（MOM）、换手率（TR）、流动性指标（Liq）、宏观景气指数（HJ）七个控制变量。在对市值的门限回归中，MV 将不作为控制变量，而在对账面市值比的门限回归中，BM 将不作为控制变量。

在对模型进行估计之前，必须确定模型是否存在显著的门限效应。Hansen 提出使用以下似然比统计量（LR）检验模型的门限效应。

$$LR = [SSR^* - SSR(\hat{\gamma})] / \hat{\sigma}^2 \quad (11)$$

其中 $\hat{\sigma}^2 = \frac{SSR(\hat{\gamma})}{n(T-1)}$ 为扰动项方差的一致估计，n、T 分别代表横截面样本量和时间长度，

$\hat{\gamma}$ 代表门限值的估计量。LR 的临界值通过自举法（Bootstrap）确定。当 LR 统计量超过临界值时，则拒绝原模型不存在门限效应的原假设，即说明原模型门限效应显著。

为了保证门限变量数据的完整性，选用的个股为总样本中 1999 年之前上市的个股。结果显示，基于市值的所有波动率模型门限效应显著，而峰度模型的门限效应不显著。基于账面市值比的模型只有系统性波动率和峰度的门限效应显著，而其他两个模型的门限效应不显著。这说明不同市值个股波动率的政策敏感性存在显著差异，而不同市值个股峰度的政策敏感性不存在显著差异；同时，在面临政策不确定性冲击时，不同账面市值比的个股系统性波动率和峰度存在显著差异，而总波动率和异质波动率的政策敏感性差异不显著。

表 5 门限效应检验结果

门限变量	10%临界值	5%临界值	1%临界值	LR 统计量			
				TVOL	HVOL	SVOL	Kurtosis
市值	48.937	56.317	69.335	321.85*	136.61*	8388.78*	9.5782
账面市值比	17.862	20.800	32.260	8.5531	10.010	130.92*	27.710*

注：以上临界值通过300次自举法（Bootstrap）求得。*表示在10%显著性水平下显著。

进一步对门限效应显著的模型进行分析。回归结果显示，随着市值的增长，个股的总波动率和系统性波动率的政策敏感性呈现下降趋势，即大公司股价的波动性较小，股价不易受到政策不确定性冲击的影响，而小公司的异质波动率敏感性显著高于大公司；对于不同账面市值比的公司，只有大账面市值比的公司系统性波动率的政策敏感性较低，而中小账面市值比公司系统性波动率都易于受到政策不确定性冲击的影响。随着账面市值比的增大，峰度的政策敏感性呈现下降的趋势。现有研究表明，账面市值比大的公司往往是上市时间较长的成熟型公司，而账面市值比很小的公司往往是上市不久的成长型公司，进而说明成熟型公司具有更强的抵御政策不确定性风险的能力。

表 6 门限模型回归结果

	模型 2-1	模型 2-2	模型 2-3	模型 2-4	模型 2-5
HJ	0.18131* [4.214]	0.01776 [0.415]	0.17406* [26.17]	0.17299* [26.06]	-4.2548* [-16.47]
BM	-3.0E-06 [-0.750]	-4.0E-06 [-1.000]	-2.0E-06* [-2.000]		
MV				0.00271* [93.34]	0.12681* [113.8]
MOM	-0.15525* [-12.31]	-0.05724* [4.566]	-0.16936* [-86.90]	-0.17363* [-89.32]	1.1506* [15.19]
OC	0.03561* [5.255]	0.04822* [7.157]	-0.00328* [-3.127]	0.00072 [0.679]	0.84779* [20.38]
TR	0.00092* [54.35]	0.00083* [52.06]	0.00028* [92.33]	0.00022* [71.67]	-0.00314* [-27.76]
Liq	0.00297 [0.597]	0.00749* [1.512]	0.00603* [7.826]	0.00493* [6.769]	-0.02158 [0.761]
γ_1	0.03453* [13.37]	-0.02778* [-10.82]	0.02503* [62.72]	0.00720* [43.13]	0.10665* [13.78]
γ_2	0.00961* [9.384]	0.00081 [0.792]	0.00981* [62.06]	0.00914* [47.12]	0.06334* [7.896]
γ_3	0.00547* [21.93]	-0.00131* [-21.20]	0.00589* [6.117]	0.00412* [9.426]	0.02496* [3.517]
观测量	133355	133355	133355	133355	133355

注：模型 2-1 至模型 2-5 的被解释变量分别为基于市值的总波动率、基于市值的异质波动率、基于市值的系统性波动率、基于账面市值比的系统性波动率、基于账面市值比的峰度。括号内为系数对应的 t 值，*表示在 10%统计性水平下显著。

（五）外部环境模型

由于政策不确定性和宏观景气情况都直接影响个股的相关性风险,为考虑两种因素的叠加效应,在基本模型中引入宏观景气指数这一变量,分别通过交叉项系数和虚拟变量反映不同外部环境下 EPU 指数对相关性的影响。具体公式如下。由于式 (14) 中 λ 的系数不显著,因此采用变量滞后一期值。

$$CSKEW_{i,t} = \alpha + \gamma EPU_t + \lambda HJ_t \cdot EPU_t + \beta_i CONTROLS_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

$$CSKEW_{i,t} = \alpha + \gamma EPU_t + \lambda D_t \cdot EPU_t + \beta_i CONTROLS_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

$$SAC_t = \alpha + \gamma EPU_t + \lambda HJ_{t-1} \cdot EPU_{t-1} + \beta_i CONTROLS_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$SAC_t = \alpha + \gamma EPU_t + \lambda D_t \cdot EPU_t + \beta_i CONTROLS_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

现有学者一般将雷曼兄弟破产作为 2008 年金融危机爆发的起点,因此,本文以 2008 年 9 月为分界点,将样本区间分为金融危机前和金融危机后。当 $t < 2008$ 年 9 月时, $D_t = 0$, 当 $t \geq 2008$ 年 9 月时, $D_t = 1$ 。

结果显示,模型 3-1 的 λ 系数显著为负,说明在经济萧条时,政策不确定性能够更大幅度地提高个股之间的相关性风险,而模型 3-3 的 λ 系数显著为正,说明在滞后一期的情况下,经济萧条能够降低个股相关性风险的政策敏感度。由此证明了萧条的经济环境能够对相关性风险的政策敏感度起到叠加作用,而当期相关性风险政策敏感度的上升也包含了对于过去一期政策敏感度下降的超调反应。

模型 3-2 和模型 3-4 的结果显示,金融危机前后相关性风险的政策敏感度存在显著差异,由于 λ 的系数均显著为正,说明金融危机后相关性风险的政策敏感度更高,这与上文的结论一致。

表 7 外部环境模型回归结果

变量	模型 3-1	模型 3-2	模型 3-3	模型 3-4
EPU	0.75967[0.000]	0.29815[0.000]	0.06489[0.000]	0.05484[0.002]
λ	-0.07545[0.000]	0.26142[0.000]	0.04792[0.002]	0.03150[0.018]
HJ	7.1030[0.000]	—	1.6416[0.056]	—
MV	0.18215[0.033]	-1.3660[0.000]	—	—
MOM	18.923[0.000]	21.208[0.000]	—	—
OC	-4.3003[0.000]	-7.2924[0.000]	—	—
TR	-0.05304[0.000]	0.00101[0.000]	—	—
Liq	—	0.00536[0.001]	—	—
UI	—	—	-0.00772[0.040]	-0.00901[0.092]
QXYC	—	—	-0.00441[0.006]	-0.00341[0.095]
固定效应	显著	显著	—	—
时间效应	显著	显著	—	—
观测数量	202739	85704	180	180
R^2	0.0059	0.0017	0.2818	0.3710
F 统计量	43.00[0.000]	40.93[0.000]	13.65[0.000]	7.786[0.000]

注:模型 3-1 至模型 3-4 的结果对应于式 (12) 至式 (15)。括号内为系数对应的 p 值。

(六) 分阶段改革模型

根据中国经济金融制度改革的历程,可以大致将 1999 年以后的制度环境分为三个阶段。第一阶段是 1999 年-2002 年,该阶段的政策以治理整顿为重点,以此应对亚洲金融危机,化解不良资产,防范金融风险。由于该阶段经历了亚洲金融危机,并且该阶段的政策是以化

险为目标，因此，政策不确定性表现为很强的波动性；第二阶段是 2003 年-2007 年，该阶段的政策旨在把握中国加入 WTO 后的机遇和挑战，努力深化各项改革。由于该阶段经济和政治环境都较为平稳，因此政策不确定性的波动性较低；第三阶段是 2008 年-至今，该阶段政策的主要目标是经济结构转型，寻求经济金融的新的增长点，同时应对全球金融危机和欧债危机，加强国际经济金融合作。由于该阶段的国际经济金融环境发生巨变，受到国际环境的影响，中国的政策不确定性也出现了几次大幅的波动。因此，本文将研究区间细分为 1999-2002 年、2003-2007 年以及 2008 年-2013 年三个阶段。具体公式如下。

$$RISK_{i,t} = \alpha + \gamma EPU_t + \lambda_1 (EPU_t - 1.09759) D_{1,t} + \lambda_2 (EPU_t - 0.93827) D_{2,t} + \beta CONTROLS_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

$$SAC_t = \alpha + \gamma EPU_t + \lambda_1 (EPU_t - 1.09759) D_{1,t} + \lambda_2 (EPU_t - 0.93827) D_{2,t} + \beta CONTROLS_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

其中，当 $t < 2003$ 年 1 月时， $D_{1,t} = 0, D_{2,t} = 0$ ；当 2003 年 1 月 $\leq t < 2007$ 年 12 月时， $D_{1,t} = 1, D_{2,t} = 0$ ；当 $t \geq 2008$ 年 1 月时， $D_{1,t} = 1, D_{2,t} = 1$ 。1.09759 和 0.93827 分别为 2002 年 12 月和 2007 年 12 月的 EPU 值。

结果表明， $\gamma + \lambda_1$ 的系数均显著小于 EPU 的系数，而 $\gamma + \lambda_1 + \lambda_2$ 的系数均显著大于 EPU 的系数，说明在政策不确定性较低的时期，个股风险特征的政策敏感性较低。而当政策不确定性升高时，个股风险特征的政策敏感性也相应升高。如上文所述，政策不确定性较低表明政策环境较为稳定，此时投资者对未来政策走势的分歧度较低。同时，投资者对未来政策变迁的预期也较低，因此，当面临政策不确定性冲击时，投资者往往对政策的反应不足，即体现为个股风险特征缺乏政策敏感性。当政策不确定性处于高位时，一方面提高了投资者对政策走势的分歧度，从而加剧了个股价格的波动，另一方面，政策不确定性较高的情况往往存在于经济萧条时期，此时，悲观预期主导着投资者的行为，在投资者情绪的影响下，个股的风险会因为政策不确定性的存在而被进一步放大。

表 8 分阶段改革模型回归结果

变量	模型 4-1	模型 4-2	模型 4-3	模型 4-4	模型 4-5	模型 4-6
EPU	0.00553 [0.005]	-0.00971 [0.000]	0.01792 [0.000]	0.13194 [0.044]	0.99307 [0.000]	0.13649 [0.000]
λ_1	-0.00105 [0.001]	0.00089 [0.007]	-0.00363 [0.000]	-0.10868 [0.006]	-0.13396 [0.000]	-0.02016 [0.000]
λ_2	0.01270 [0.000]		0.02684 [0.000]	0.86852 [0.005]		0.16535 [0.000]
$\gamma + \lambda_1$	0.00448	-0.00882	0.01429	0.02326	0.85911	0.11633
$\gamma + \lambda_1 + \lambda_2$	0.01718		0.04113	0.89178		0.28168
HJ	-0.10611 [0.004]	-0.24442 [0.000]	0.14280 [0.000]	-19.416 [0.000]	-8.6152 [0.046]	—
MV	0.00507 [0.000]	0.00462 [0.000]	0.00043 [0.002]	0.16391 [0.053]		—
BM	-3.7E-06 [0.086]	-3.7E-06 [0.043]	-3.4E-06 [0.032]		0.00197 [0.000]	—
MOM	-0.14024 [0.000]	-0.02835 [0.081]	-0.19231 [0.000]	18.615 [0.000]	6.8819 [0.053]	—

OC	0.10678 [0.000]	0.11825 [0.000]		-4.4362 [0.000]	0.08505 [0.035]	—
TR	0.00104 [0.000]	0.00098 [0.000]	0.00022 [0.000]	-0.05050 [0.000]	-0.00066 [0.036]	—
Liq		0.01008 [0.093]				—
UI	—	—	—	—	—	-0.00297 [0.074]
QXYC	—	—	—	—	—	-0.00213 [0.028]
固定效应	显著	显著	显著	显著	显著	—
时间效应	显著	显著	显著	显著	显著	—
观测数量	206717	206717	206717	202739	206480	180
R ²	0.0340	0.0285	0.1895	0.0054	0.1274	0.3688
F 统计量	332.47 [0.000]	304.36 [0.000]	5806.52 [0.000]	37.58 [0.000]	19.89 [0.000]	16.85 [0.000]

注：模型 4-1 至模型 4-6 的被解释变量分别为总波动率（TVOL）、异质波动率（HVOL）、系统性波动率（SVOL）、协偏度（CSKEW）、峰度（KURTOSIS）和平均相关系数（SAC）。括号内为 p 值。

五、稳健性检验

为了证明上文的实证结果并非源于数据挖掘，本文采用 2003 年 1 月-2013 年 12 月子样本区间内的个股进行稳健性检验。结果表明，除偏度指数的相关结论缺乏稳健性之外，其他基本模型的结论依然成立。而在模型 5-2 中引入换手率这一控制变量后，EPU 的系数绝对值下降至 0.00134，p 值变为 0.302，与上文的结论一致，由此证明本文的结论并非数据挖掘的结果。

表 9 稳健性检验结果

变量	模型 5-1	模型 5-2	模型 5-3	模型 5-4	模型 5-5	模型 5-6
EPU	0.00400 [0.002]	-0.00882 [0.000]	0.00350 [0.000]	0.64618 [0.000]	0.17005 [0.064]	0.00843 [0.000]
HJ			0.01663 [0.000]			1.1577 [0.052]
MV	0.00608 [0.000]	0.02028 [0.000]	0.00041 [0.033]	-0.75543 [0.000]		—
BM	-0.00006 [0.000]	0.00003 [0.028]	-0.00004 [0.001]	-0.00954 [0.037]	0.00233 [0.000]	—
MOM	-0.18455 [0.000]	0.10587 [0.000]	-0.20370 [0.000]	22.288 [0.000]		—
OC	0.07319 [0.000]	0.11168 [0.000]		-5.3381 [0.000]	0.10994 [0.006]	—
TR	0.00078 [0.000]	—	0.00023 [0.000]			—
Liq		0.01660			-1.2950	—

		[0.004]			[0.002]	
UI	—	—	—	—	—	-0.01087 [0.025]
QXYC	—	—	—	—	—	-0.00336 [0.094]
固定效应	显著	显著	显著	显著	显著	—
时间效应	显著	显著	显著	显著	显著	—
观测数量	162796	162841	162796	160078	162635	180
R ²	0.0304	0.0059	0.1777	0.0015	0.1429	0.2542
F 统计量	354.96 [0.000]	315.52 [0.000]	5308.88 [0.000]	46.83 [0.000]	37.97 [0.000]	13.88 [0.000]

注：模型 5-1 至模型 5-6 的被解释变量分别为总波动率（TVOL）、异质波动率（HVOL）、系统性波动率（SVOL）、协偏度（CSKEW）、峰度（KURTOSIS）和平均相关系数（SAC）。括号内为 p 值。

六、结论

本文基于政策不确定性的视角，利用 EPU 指标对个股风险特征的政策敏感性进行了全面细致地分析，得出了一系列有现实意义的结论。

首先，政策不确定性能够对个股风险特征产生显著的影响。政策不确定性不仅能够提高波动性风险，同时还能提高尾部风险和相关性风险。政策不确定性作为一类系统性风险因子，其显著提高的是系统性波动率以及系统性收益率在总收益率中的占比，而相应的减小异质波动率；政策不确定性能够通过异质信念的渠道作用于异质风险，当对异质信念指标进行控制时，两者的显著性关系减弱或消失；政策不确定性能够解释个股的暴涨暴跌现象，但是无法解释左右尾部风险的不对称特征；政策不确定性能同时提高个股波动性和尾部风险的相关性，说明较高的政策不确定性能够加剧个股风险特征之间的传染。

其次，门限模型证明了不同市值和账面市值比的个股具有显著的门限效应，其中不同市值的个股在波动性风险上差异显著，而不同账面市值比的个股在系统性波动率和峰度风险上差异显著。总体而言，高市值和高账面市值比的公司具有较强的抵御政策不确定性风险的能力，这源于其经营模式的成熟化程度较高，拥有较为充足的现金流储备，维持股价稳定的能力更加突出。

再次，外部宏观经济环境能够对政策不确定性的冲击产生叠加的作用。在经济萧条时，政策不确定性能够更大幅度地提高个股的相关性风险。而金融危机前后，个股相关性风险的政策敏感度也存在显著差异，表现为在金融危机后具有更强的敏感性，进一步证明了经济萧条和政策不确定性能够通过杠杆周期放大对个股相关性风险的冲击。

最后，在政策不确定性较高的改革阶段，政策不确定性对个股风险特征的冲击也较大，而在政策环境较为稳定的改革阶段，个股风险特征的政策敏感度也相应降低。这源于投资者对政策预期的分歧度和对实际政策的反应程度。当政策不确定性较低时，投资者的分歧度较低，易于对政策反应不足，而当政策不确定性升高时，投资者的分歧度加剧，同时受到悲观情绪的影响，易于对政策产生过度反应。

参考文献

- [1]Aouadi, A, Arouri, M, Teulon, F, 2013, Investor attention and stock market activity: Evidence from France[J], Economic Modelling, 35, 674~681.
- [2]Baker, Scott, Nicholas. Bloom, and Steve Davis, 2013, Measuring economic policy uncertainty, Stanford

University mimeo.

- [3] Baker, M, J. Wurgler, 2006, Investor sentiment and the cross-section of stock returns[J], *The Journal of Finance*, 61, 1645~1680.
- [4] Belo, Frederico, Vito D. Gala, Jun Li, 2013, Government spending, political cycles and the cross-section of stock returns[J], *Journal of Financial Economics*, 107[2], 305~324.
- [5] Bryan Kelly, Hao Jiang, 2013, Tail risk and asset prices, Working paper.
- [6] Brennan, M., A. Wang, Y. Xia, 2004, Estimation and test of a simple model of intertemporal capital asset pricing[J], *Journal of Finance*, 59, 1743~1775.
- [7] Bruce E. Hansen, 1999, Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J], *Journal of Econometrics*, 93, 345~368.
- [8] Goel, Rajeev K, Goel, Rajeev K, Nareta, Michael A, 2012, The internet as an indicator of corruption awareness[J], *European Journal of Political Economy*, 28, 64~75.
- [9] Harvey, C. R, Siddique, 2000, A conditional skewness in asset pricing tests[J], *Journal of Finance*, 55, 1263~1295.
- [10] JW Goodell, S Vähämaa, 2013, US presidential elections and implied volatility: The role of political uncertainty[J], *Journal of Banking & Finance*, 37, 1108~1117.
- [11] Knight, F.H., 1921, Risk, uncertainty and profit[M], Chicago: University of Chicago Press.
- [12] Maria Boutchkova, Hitesh Doshi, Art Durnev, Alexander Molchanov, 2012, precarious politics and return volatility, *The Review of Financial Studies* 25, 1115-1154.
- [13] Nikolaos Antonakakis, Ioannis Chatziantoniou, George Filis, 2013, Dynamic co-movements between stock market returns and policy uncertainty[J], *Economics Letters*, 120, 87~92.
- [14] Pastor, Lubo's, Pietro Veronesi, 2012, Uncertainty about government policy and stock prices[J], *Journal of Finance*, 67, 1219~1264.
- [15] Pastor, Lubo's, Pietro Veronesi, 2013, Political uncertainty and risk premia[J], *Journal of Financial Economics* 110[3], 520~545.
- [16] Peri, Massimo, Vandone, D, Baldi, L, 2014, Internet, noise trading and commodity futures prices[J], *International Review of Economics & Finance*, 33, 82~89.
- [17] Pollet, J., M. Wilson, 2010, Average correlation and stock market returns[J], *Journal of Financial Economics*, 96, 364~380.
- [18] Rose, AK, Spiegel, MM, 2012, Dollar illiquidity and central bank swap arrangements during the global financial crisis, *Journal of International Economics*, 88, 326~340.
- [19] SS Lam, W Zhang, 2013, Does Policy Uncertainty Matter for International Equity Markets?, Working Paper.
- [20] Vlastakis, N, Markellos, RN, 2012, Information demand and stock market volatility[J], *Journal of Banking & Finance*, 36, 1808~1821.
- [21] Vozlyublennaya, N, 2014, Investor attention, index performance, and return predictability[J], *Journal of Banking & Finance*, 41, 17~35.
- [22] Yizhong Wang, Carl R. Chen, Ying Sophie Huang, 2014, Economic policy uncertainty and corporate investment: Evidence from China[J], *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, 227~243.
- [23] 陈国进、晁江锋、武晓利、赵向琴：《罕见灾难风险与宏观经济波动》[J]，《经济研究》2014年第8期，54~66。
- [24] 陈国进、张贻军：《异质信念、卖空限制与我国股市暴跌现象研究》[J]，《金融研究》2009年第4期，80~91。
- [25] 陈国进、张贻军、王景：《再售期权、通胀幻觉与中国股市泡沫的影响因素分析》[J]，《经济研究》2009年第5期，106~117。

- [26]陈国进、张润泽、姚莲莲：《政策不确定性与股票市场波动溢出效应》[J]，《金融经济学研究》2014年第5期，70-78。
- [27]刘杨树、郑振龙、张晓南：《风险中性高阶矩：特征、风险与应用》[J]，《系统工程理论与实践》2012年第3期，647~655。
- [28]王红建、李青原、邢斐：《经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值》[J]，《金融研究》2014年第9期，53-68。
- [29]王明涛、路磊、宋锴：《政策因素对股票市场波动的非对称性影响》[J]，《管理科学学报》2012年第12期，40~57。
- [30]王义中、宋敏：《宏观经济不确定性、资金需求与公司投资》[J]，《经济研究》2014年第2期，4~17。
- [31]许均华、李启亚：《宏观政策对我国股市影响的实证研究》[J]，《经济研究》2001年第9期，12~21。
- [32]郑振龙、汤文玉：《波动率风险及风险价格——来自中国A股市场的证据》[J]，《金融研究》2011年第4期，143~157。
- [33]郑振龙、王磊、王路跖：《特质偏度是否被定价?》[J]，《管理科学学报》2013年第5期，1~12。
- [34]郑振龙、王为宁、刘杨树：《平均相关系数与系统性风险：来自中国市场的证据》[J]，《经济学（季刊）》2014年第13卷第3期，1047~1064。
- [35]邹昊平、唐利民、袁国良：《政策性因素对中国股市的影响:政府与股市投资者的博弈分析》[J]，《世界经济》2000年第11期，20~28。