

经济政策不确定性冲击与股市波动率

——来自宏观与微观两个层面的经验证据

李 力 宫 蕾 王 博^①

【摘 要】 近年来,我国股票市场波动性显著加大。本文基于 1995—2016 年我国股票市场波动率和个股波动率的月度数据,首先从宏观层面构建门限 VAR 模型捕捉经济政策不确定性对于市场波动率的非线性冲击,进一步基于微观企业角度分析经济政策不确定性对于个股波动率的影响。研究表明,经济政策不确定性上升不仅会明显加大股票市场波动率,而且会使个股波动率提高,因为投资者对公司基本面的意见分歧加大,同时市场悲观情绪增加。经济政策不确定性指数每上升一单位,个股波动率平均增加 0.37%。随着经济政策不确定性上升和市场波动率加大,经济政策不确定性指数对于股市波动率的冲击会显著放大,表现出明显的非线性。我国政府在制定政策时应充分考虑到经济政策不确定性的影响,以避免金融市场波动。

【关键词】 经济政策不确定指数 波动率 TVAR 模型 面板门限模型

一、引 言

近年来,我国宏观经济下行压力增大,股票市场的波动性也明显加剧,股市暴涨暴跌现象时有发生。从全球经济增长放缓、增长不平衡加剧以及国际政治舞台频频上演的“黑天鹅”事件可以看出,全球的经济形势日益复杂,我国未来经济政策面临的不确定性也将进一步增加。经济不确定性的增加可能会对股票市场带来显著的冲击(Pastor 和 Veronesi, 2013)。图 1 给出了我国经济政策不确定性指数(EPU 指数)与上证综合指数波动率的历史趋势图。

^① 李力,北京大学光华管理学院博士研究生。宫蕾,北京大学光华管理学院博士研究生。王博,南开大学金融学院副教授,博士生导师。通讯作者及联系方式:宫蕾,北京市海淀区颐和园路 5 号北京大学光华管理学院;Email: gonglei@pku.edu.cn; 邮政编码: 100871。作者感谢北京大学姜国华教授、刘玉珍教授、王亚平教授,浙江大学蒋岳祥教授、王义中教授以及匿名审稿专家的建设性意见。本文得到了国家社科基金重大项目(17ZDA074)和教育部人文社科规划基金(16YJA790047)的资助,并入选 2018 年中国金融国际年会,感谢与会专家以及光华管理学院金融系博士讨论班各位同学的有益评论。当然,文责自负。

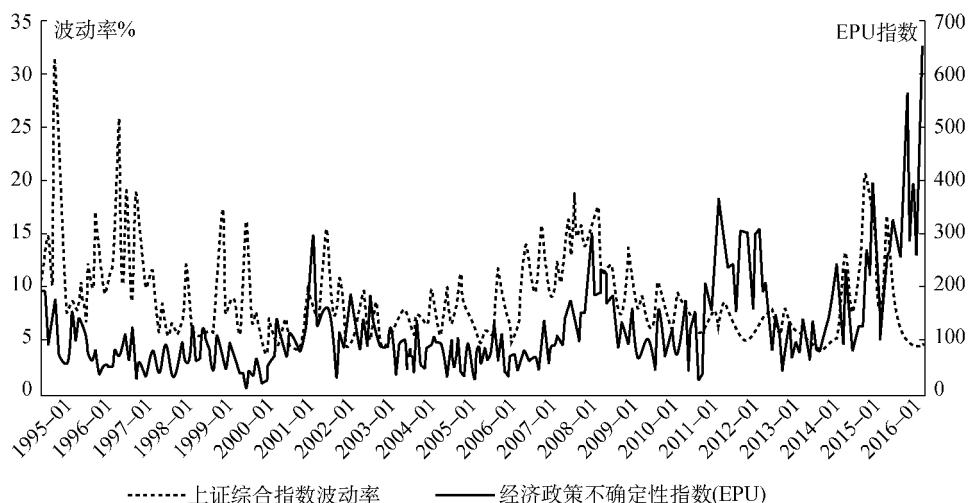


图1 我国经济政策不确定性指数与上证综指波动率的趋势图(1995.01—2016.12)

数据来源: 经济政策不确定性指数来源于 <http://www.policyuncertainty.com/>, 上证综合指数波动率是根据 CSMAR 数据库上证综合指数收盘价数据计算得到的。

从图1中看出,我国EPU指数和上证综合指数波动率呈现出一定的正相关性,经济政策不确定性较高的时期往往对应着股市波动率较大的时期。2015年以来,随着我国经济增速下行以及世界经济不确定性增加,我国的EPU指数显著上升;同一时期的股市也先后经历了疯狂上涨和千股跌停的高波动时期。因此,探讨经济政策不确定性冲击如何影响股市波动率对于我国防范化解金融风险、维持股票市场的平稳发展具有重要意义。

事实上,大量学者探讨了股市波动率的影响因素。Officer(1973)指出宏观经济指标的变动会引起股市波动率的变化,Black(1976)和Christie(1982)的研究结果表明股市的波动率受企业财务杠杆率的影响。Schwert(1989)结合了上述两方面原因,认为股市波动率与GDP的波动率、经济活动和金融杠杆等因素有关。Bekaert和Harvey(1997)的研究表明,影响新兴市场股市波动率的指标不仅包括宏观经济环境,还包括股市发展阶段、市场微观结构和政治风险。Hamilton和Lin(1996)则从商业周期的角度解释股市波动率的变化,他们发现股市在经济衰退时期呈现出的波动率显著大于股市在经济景气时期的波动率(Brandt和Kang,2004)。由于我国股票市场具有供需矛盾、结构矛盾以及市场参与者不成熟等诸多特点,政府对股票市场给予了较强的监管和调控,因此政策干预调控成了股市波动的一个主要影响因素(史代敏,2002)。国内学者对股市波动率的研究主要集中在政策层面,史代敏(2002)、赵振全和张宇(2003)发现政策冲击对股票市场的影响比较显著,且幅度非常大。

自从Baker等(2016)构建EPU指数以来,不少学者分析了EPU指数对股票市

场的影响。目前的研究主要集中在经济政策不确定性对股市收益率的影响以及可能的传导机制方面。部分学者发现经济政策不确定性高的时候,资产收益率会降低(Pastor 和 Veronesi, 2012; Brogaard 和 Detzel, 2015; Liu 等, 2017), Kang 和 Ratti (2013) 在研究原油价格冲击、EPU 指数和美国股市回报率的关系时发现,如果 EPU 指数在市场未预期到的情况下突然上升,那么股市回报率会随之下跌。关于中国股票市场, Kang 和 Ratti (2015) 发现,国际原油市场的冲击会使中国 EPU 指数提高,同时使股市收益率下降。陈国进等(2017) 分析了经济政策不确定性影响股票资产定价的传导机制,认为经济政策不确定性通过影响政府决策、企业账面价值、习惯形成和风险厌恶程度等来影响股票价格。

尽管大量学者探讨了经济政策不确定性对股市收益率的影响,但是少有学者分析其对股市波动率的影响。例如, Antonakakis 等(2013)、Brogaard 和 Detzel (2015) 的研究都表明经济政策不确定性提高会加剧股市收益的波动,但他们集中在分析 EPU 指数对于整体市场波动率的影响,没有深入微观企业层面。与以往研究不同的是,本文不仅分析了 EPU 指数对于市场波动率的影响,并试图从微观个股层面的波动率来理解 EPU 指数对于宏观层面市场波动率的冲击。本文的创新之处在于如下几点。第一,将宏观层面的分析和微观层面的检验相结合。具体来说,我们首先构建门限 VAR 模型从宏观层面捕捉经济政策不确定性对我国市场波动率的非线性冲击,进一步基于微观企业角度分析了经济政策不确定性指数对于个股波动率的影响。第二,无论是总量层面还是个股层面,我们都考虑了经济政策不确定性指数对于波动率的非线性效应。第三,本文从公司基本面和投资者市场情绪两方面出发,尝试检验经济政策不确定性指数影响股市波动率的具体作用渠道。

本文接下来的安排如下:第二部分是理论分析与研究设计,并提出研究假设;第三部分基于 TVAR 模型从宏观层面分析经济政策不确定性对我国股市波动率的影响;第四部分从微观企业角度分析经济政策不确定性对个股波动率的影响;第五部分是本文的结论。

二、理论分析与研究设计

股市的合理波动能够体现资本市场的交易活跃度和流动性,但股市的剧烈波动则可能使得投资者无法准确判断资产价格,出现投资失误,还可能影响投资者情绪和信心,造成市场恐慌和金融市场的风险增加。在我国经济金融的转型阶段,正确认识股市波动情况并了解经济政策的改变对股市波动的影响显得至关重要。

现有研究表明,经济政策不确定性会影响股票市场的波动率。Baker 等(2016)、

Brogaard 和 Detzel(2015) 均指出 EPU 指数可能对股市表现出的长期波动趋势和不稳定性产生重大影响。Liu 和 Zhang(2015) 认为经济政策不确定性与股票市场波动率存在正相关关系, 并且加入经济政策不确定性的预测模型对股票市场波动率的预测能力明显提高。事实上, Shiller(1981, 2000) 指出, 股票价格并不能完全被公司基本面的因素所解释, 市场投资者情绪也会直接影响资产价格, 市场投资者情绪的高涨可能带来股市的非理性繁荣甚至导致泡沫破裂。因此, 经济政策不确定性可能通过公司基本面和投资者情绪两方面作用于股市波动率(见图2): 第一, 当经济政策处于高度不确定性时期或市场对经济政策的看法存在较大差异时, 投资者对于公司未来现金流的意见分歧会显著加大, 进而导致投资者对于公司基本面的异质信念增加, 换手率也随之上升(Hong 和 Sraer, 2016)。进一步地, Jiang 等(2005) 指出, 此时市场对公司基本价值的估计准确度降低, 即公司的信息不确定性上升, 从而使股价波动率加大。第二, EPU 指数也会通过影响投资者情绪进而作用于股市波动率。根据实物期权理论(real option theory) 的观点(Arrow 和 Hurwicz, 1958; Bernanke, 1983), 公司可以将投资决策看成一系列的期权。当经济政策不确定性较大时, 企业的投资决策会推迟。另外, 根据融资约束理论(financial constraint theory), 由于金融市场存在摩擦, 经济政策不确定性增加会使公司面临更高的资金成本, 进而减少投资(饶品贵等, 2017)。同时, 信贷供给的减少也降低了资金的配置效率, 从而导致全要素生产率下降(Gilchrist 等, 2014)。上述因素都会使企业投资下降, 投资者产生更加悲观的情绪, 而与乐观情绪相比, 投资者的悲观情绪增加会更大程度地提高股市波动率(Lee 等, 2002)。基于上述分析, 我们提出第一个研究假说。

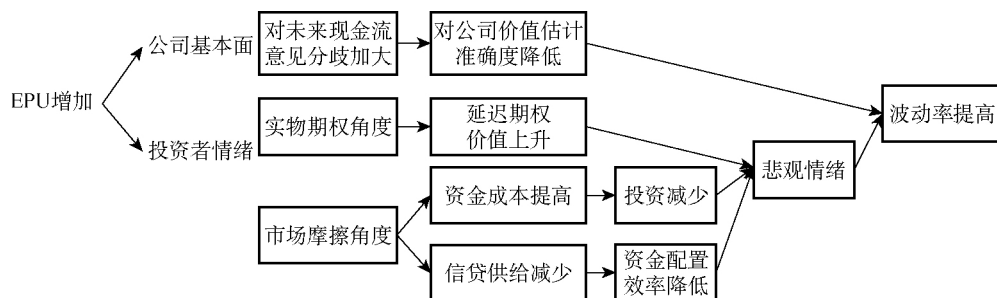


图2 经济政策不确定性指数影响股市波动率的理论分析图

假说1: 经济政策不确定性增加会显著加大我国股市波动率。

进一步地, 我们猜想经济政策不确定性对股市波动率的影响具有非线性关系。张浩等(2015) 指出, 在不同的经济政策不确定性背景下, EPU 指数对房地产价格的影响存在非对称性。那么, 在经济政策不确定性水平较高和较低的两种不同状态

下,EPU指数对股市波动率的影响可能具有差异性。一方面,考虑到我国股市具有“政策市”的特征,且投资者以散户为主(何兴强和李涛,2007),在投资者当期面临较高的经济政策不确定性时,其对股市未来的合理预期变得更加困难。一旦出现新的冲击,投资者更容易产生如过度反应等非理性行为,导致股市的波动幅度加大。另一方面,在企业当期面临较高的经济政策不确定性时,减少投资等行为会更大程度地影响未来现金流状况(Pastor和Veronesi,2013),导致股市波动更加剧烈。因此,我们提出第二个研究假说。

假说2:随着经济政策不确定性的上升,经济政策不确定性对于我国股市波动率的冲击会明显加大。

不同市场环境下,经济政策不确定性指数对于股市波动率的冲击也可能具有差异。何兴强和李涛(2007)的研究表明,我国股市在不同的市场环境下风险和收益存在非对称反应。一方面,当股票市场整体处于波动率较大的区间时,投资者在面临经济政策不确定性冲击时,更容易出现恐慌情绪,从而过度反应,进而加剧市场的波动幅度。另一方面,考虑到我国股票市场上个股往往受到大盘的主导,在市场波动率较高的时期,个股的波动率也会相应地更大。因此,我们提出第三个研究假说。

假说3:随着整体市场波动率的增加,经济政策不确定性对于我国股市波动率的冲击会明显增强。

三、基于TVAR模型宏观层面的分析

我们首先从宏观层面验证上述研究假说。为了验证假说1,我们构建了包含EPU指数与上证综指波动率的TVAR模型来具体分析经济政策不确定性对于股票市场波动率的冲击;为了验证假说2和假说3,我们分别以EPU指数和上证综合指数波动率作为门限变量,考察了不同区制内经济政策不确定性冲击对于股市波动率的非线性效应。

(一)TVAR模型的构建

目前非线性的VAR模型主要有以下三种:门限VAR模型(TVAR模型)、平滑转移VAR模型(LSTVAR模型)以及马尔科夫体制转换VAR模型(MSVAR模型)。由于马尔科夫体制转换VAR模型假设经济状况随着外生不可观测状态变量的变化而变化,一般情况下较难识别其经济意义,而门限VAR和平滑转移VAR模型都可以内生选择门限变量。门限VAR模型在转换值处具有突变性,而LSTVAR模型则在不同

体制之间连续且缓慢地调整。考虑到本文研究的核心变量是 EPU 指数和股价波动率, 二者的变化程度都较快, 且在短期内很可能受到各种不确定性因素的冲击而发生急剧变化甚至“超调”, 因此本文采用门限 VAR 模型进行建模^①。参照 Balke (2000) 的设定, 本文采用如下 TVAR 模型来捕捉经济政策不确定性对我国股市波动率的非线性冲击。

$$Y_t = \begin{cases} c_1 + \sum_{j=1}^p \beta_1 Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} & \text{if } S_{t-d} \leq Y^* \\ c_2 + \sum_{j=1}^p \beta_2 Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} & \text{if } S_{t-d} > Y^* \end{cases} \quad (1)$$

其中, Y_t 是 TVAR 模型的内生变量, 在这里 $Y_t = \{epu_t, vol_t\}'$, epu_t 代表经济政策不确定性指数, vol_t 代表股票市场波动率。 S_{t-d} 是 TVAR 模型的门限变量, d 是门限变量的滞后期数, Y^* 是门限变量的门限值 (threshold value), 当门限变量 S_{t-d} 小于或者大于 Y^* 时, 模型分别处于不同的区制。 c_1 和 c_2 是不同区制内的截距项, β_1 和 β_2 是不同区制内的系数, p 是模型的滞后阶数。 ε_{1t} 和 ε_{2t} 分别是区制依赖的误差项, 假定服从均值为 0 且 i.i.d 的正态分布, 即 $\Sigma_1 = E(\varepsilon_{1t} \varepsilon_{1t}')$ 且 $\Sigma_2 = E(\varepsilon_{2t} \varepsilon_{2t}')$ 。

(二) TVAR 模型的检验和估计

估计 TVAR 模型之前, 我们首先需要对模型进行非线性检验。我们选取 EPU 指数作为经济政策不确定性的代理变量, 市场波动率 (VOL) 是由 GARCH(1, 1) 模型对上证综指收盘价的日度数据进行测算并经月度化处理后的波动率, 样本区间为 1995 年 1 月至 2016 年 12 月。根据 Hansen (1999), 非线性检验采用如下的 LR 统计量。

$$LR_{ij} = T[\ln(\det \hat{\Sigma}_0) - \ln(\det \hat{\Sigma}_1)] \quad (2)$$

其中, $\hat{\Sigma}_0$ 是原假设模型设定下估计的方程协方差矩阵, 而 $\hat{\Sigma}_1$ 是备择假设模型设定下估计出的方程协方差矩阵。在实际操作中, 往往需要进行如下的序贯检验:

H_1 : 线性 VAR 模型 vs 两区制 TVAR 模型。

H_2 : 线性 VAR 模型 vs 三区制 TVAR 模型。

H_3 : 两区制 TVAR 模型 vs 三区制 TVAR 模型。

其中, H_1 和 H_2 用于检验门限效应是否存在。一旦 H_1 和 H_2 有一个原假设被拒

^① 我们也参照张浩等 (2015) 进一步采用 LSTVAR 模型进行了稳健性检验, 得出的结论与 TVAR 模型基本保持一致。

绝,则认为非线性模型优于线性模型,此时需要检验 H_3 来进一步确定门限值的个数。如果 H_3 原假设被拒绝,则认为两个门限值优于单一门限值,否则单一门限值更好;如果 H_1 和 H_2 都接受原假设,则认为线性模型更好。我们采用 Bootstrap 方法,选取 EPU 指数和市场波动率作为不同的门限变量,并设定门限变量不同的滞后期数进行上述检验,检验结果如表 1 所示。

表 1 TVAR 模型非线性检验结果

	检验类型	LR 检验	不确定性指数	市场波动率
$d = 1$	H_1 : 线性 VAR 模型 vs 两区制 TVAR 模型	LR 统计量	72.877 **	58.718 **
		P 值	(0.002)	(0.048)
	H_2 : 线性 VAR 模型 vs 三区制 TVAR 模型	LR 统计量	123.961 **	112.055 **
		P 值	(0.012)	(0.026)
	H_3 : 两区制 TVAR 模型 vs 三区制 TVAR 模型	LR 统计量	51.087	53.337
		P 值	(0.194)	(0.200)
$d = 2$	H_1 : 线性 VAR 模型 vs 两区制 TVAR 模型	LR 统计量	98.616 ***	48.805
		P 值	(0.000)	(0.230)
	H_2 : 线性 VAR 模型 vs 三区制 TVAR 模型	LR 统计量	133.524 ***	95.143
		P 值	(0.000)	(0.240)
	H_3 : 两区制 TVAR 模型 vs 三区制 TVAR 模型	LR 统计量	34.909	46.338
		P 值	(0.782)	(0.416)

注: *、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平,参照 Hansen(1999),每个统计量 Bootstrap 次数等于 500。

根据表 1 的结果,我们发现门限变量滞后期数 d 等于 1 时,无论选取 EPU 还是市场波动率作为门限变量,所有的检验中 H_1 和 H_2 都在 5% 的显著性水平下被拒绝,而在 d 等于 2 时,仅 EPU 作为门限变量能拒绝原假设,这说明非线性模型显著优于线性模型,且门限变量最优的滞后阶数为 1。同时所有检验中 H_3 都不能拒绝原假设,这说明单一门限值优于双门限值。基于此,我们分别采用 EPU 指数和市场波动率作为门限变量,设定门限变量的滞后阶数等于 1,对(1) 式中的 TVAR 模型进行估计。在估计之前,首先根据 HQ 和 SC 等信息准则选取模型滞后阶数 p 等于 3,然后根据 Blake 和 Mumtaz(2012) 利用吉布斯采样和 MH 算法对该 TVAR 模型进行贝叶斯估计,具体估计步骤如下。

Step1: 设定先验分布。假定 $p(Y^*) \sim N(\bar{Y}^*, \sigma^*)$,并在不同区制内设定虚拟观测值来实现共轭先验分布, Y^* 初始值选取为样本均值。

Step2: 根据 Y^* 的抽样值和 S_{t-d} 的大小将样本划分为两个子样本, 分别记为 Y_{1t} 和 Y_{2t} 。

Step3: 在两个子样本内分别对系数 $b_i = \{c_i, \beta_i\}$ 和误差协方差矩阵 Σ_i ($i = 1, 2$) 进行抽样, 抽样分布如下:

$$\begin{aligned} H(b_i/\Sigma_i, Y_t, Y^*) &: N[\text{vec}(B_i^*), \Sigma_i \otimes (X_i^* X_i^*)^{-1}] \\ H(\Sigma_i/b_i, Y_t, Y^*) &: IW(S_i^*, T_i^*) \\ B_i^* &= (X_i^* X_i^*)^{-1} (X_i^* y_i^*) \\ S_i^* &= (y_i^* - X_i^* b_i) (y_i^* - X_i^* b_i)' \end{aligned} \quad (3)$$

其中, $y_i^* = [Y_{1t}; Y_{2t}]$ 且 $X_i^* = [X_{1t}; X_{2t}]$, Y_D 和 X_D 是虚拟观测值。

Step4: 利用 MH 算法对 Y^* 进行抽样, $Y_{new}^* = Y_{old}^* + e$, $e: N(0, \Sigma)$, 并计算出拒绝接受比:

$$\alpha = \frac{F(Y/b_i, \Sigma_i, Y_{new}^*) p(Y_{new}^*)}{F(Y/b_i, \Sigma_i, Y_{old}^*) p(Y_{old}^*)} \quad (4)$$

其中, $F(Y/b_i, \Sigma_i, Y_{new}^*)$ 是似然函数值, 然后抽取 $u: U(0, 1)$ 。如果 $u < \alpha$, 接受 Y_{new}^* ; 反之, 则保留 Y_{old}^* 。

(三) 区制依赖的脉冲响应函数分析

根据上述算法, 我们分别计算出了区制概率图和区制依赖的脉冲响应函数。图 3.1 是以 EPU 指数作为门限变量的区制概率图, 可以看出, EPU 指数存在两个明显的区制, 门限值约为 1.20。EPU 指数超过 1.20 时被界定为“不确定性较高”的时期, 即区制 2; 反之, 则处于“不确定性较低”的区制 1。2003 年以前, 除了亚洲金融危机时期, EPU 指数一直处于较低水平。2003 年, 由于 SAS 病毒的爆发, 国内不确定性增加, 因此 EPU 指数处于区制 2。随后我国进入经济平稳发展时期, EPU 指数处于区制 1。2008 年爆发的金融危机以及 2012 年爆发的欧债危机再一次将 EPU 指数推向高位。2015 年以来, 由于国际政治舞台频频发生的“黑天鹅”事件以及国内经济增速放缓, EPU 指数一路达到历史最高水平。

图 3.2 和图 3.3 分别给出了在不同区制内一个标准差的 EPU 指数冲击对于股市波动率的脉冲响应函数。可以发现, 无论区制 1 还是区制 2, 随着 EPU 指数的增加, 股市波动率也会增加, 即经济政策不确定性上升会加剧我国股市的波动, 这也证实了本文的假说 1。事实上, 不少学者表明我国的股票市场受政策或重大事件的影

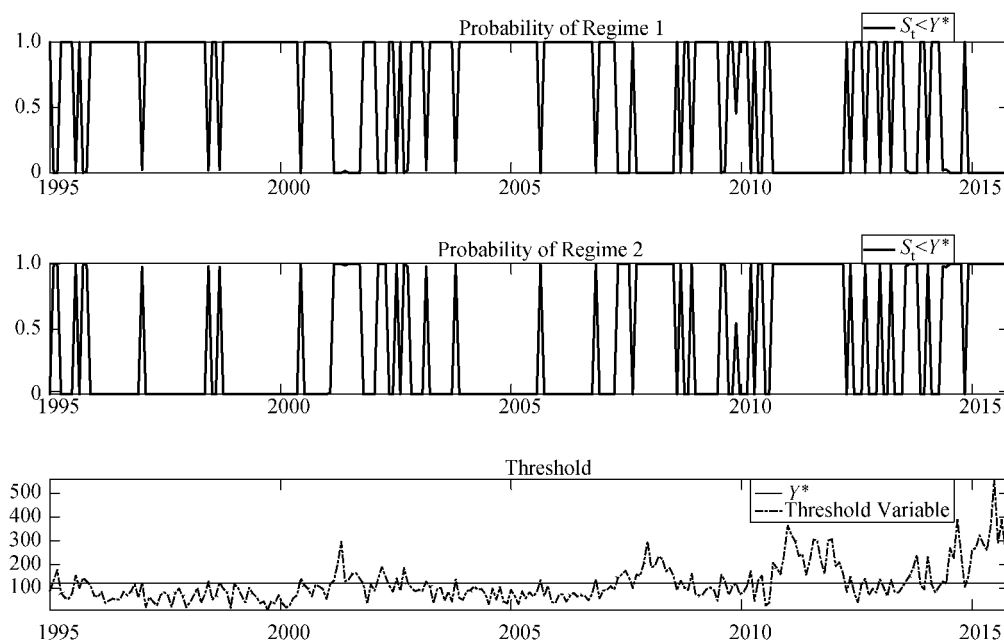
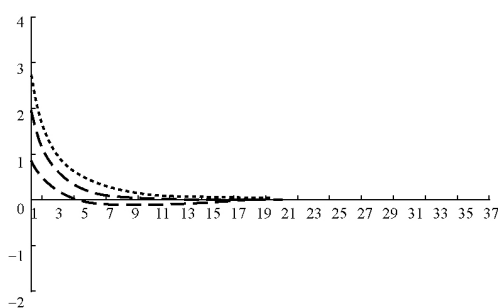
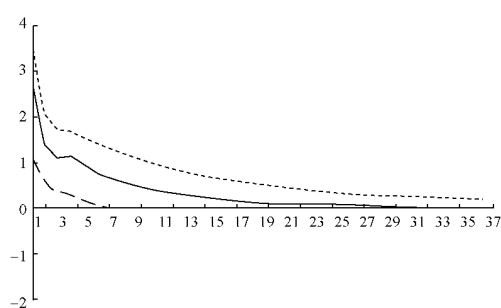


图 3.1 EPU 指数的区制概率图

图 3.2 VOL 对 EPU 指数冲击的
脉冲响应(区制 1)图 3.3 VOL 对 EPU 指数冲击的
脉冲响应(区制 2)

响比较大(赵振全和张宇, 2003), 因此经济政策不确定性的增加会对股票市场波动率产生显著的溢出效应。

值得注意的是, 在 EPU 指数较高的区制 2, 一个标准差的 EPU 指数冲击会使股市波动率在第 1 期上升 2.5%, 且正向响应在 24 期后逐渐为 0, 即持续期约为 2 年; 而在 EPU 指数较低的区制 1, 一个标准差的 EPU 指数冲击会使股市波动率在第 1 期上升 2%, 持续期仅为 1 年左右。这说明经济政策不确定性冲击对于股市波动率的影响存在非线性特征, 即随着 EPU 指数的增加, 这种冲击的影响强度和持续期都会显著增加。这证实了本文的假说 2, 也与张浩等(2015)的研究结论类似, 即当经济政策

不确定性处于较高水平时,股市投资者难以形成对未来的准确预期,一旦出现新的冲击,股价可能会出现更大程度的“超调”,波动幅度也相应增加。

另外,我们也以市场波动率作为门限变量对模型进行了估计,图4.1给出了市场波动率作为门限变量的区制概率图。

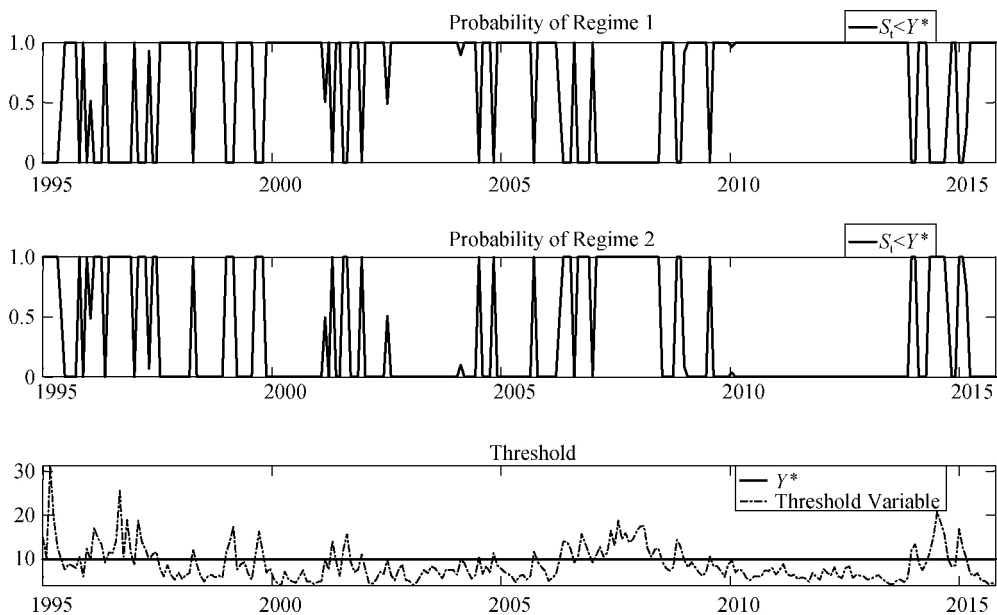


图4.1 市场波动率的区制概率图

从图4.1可以看出,市场波动率也存在两个明显的区制,估计的门限值约为10%。市场指数波动率超过10%时为“波动率较高”的时期,即区制2;反之,则处于“波动率较低”的区制1。1995—1998年,我国股市先后经历了牛市和亚洲金融危机的冲击阶段,市场波动率一直处于较高的水平,1999—2000年的“519”行情使上证综合指数出现井喷,市场波动率也显著上升。随后市场指数运行较为平稳,2005年股权分置改革后市场波动率也有所下降。2007年,在人民币升值预期和国内流动性过剩的背景下,我国再一次出现了一轮牛市,大量热钱流入,上证综合指数达到历史最高位,随后2008年的金融危机又使市场指数急剧暴跌,因此这一时期的市场波动率较高,而2015年爆发的股灾再一次将市场波动率推向高位。

图4.2和图4.3分别给出了在市场波动率较低和较高的区制内一个标准差的EPU指数冲击对于股市波动率的脉冲响应函数。可以发现,无论区制1还是区制2,随着EPU指数的增加,股市波动率也会增加,再一次证实了本文的假说1。同时也可以发现,市场波动率对EPU指数冲击的脉冲响应在两个区制内持续期均在1年左右,但是在市场波动率较高的区制2,市场波动率在第1期会上升3.17%,显著大于区

制1在第1期的反应幅度1.67%。这说明,EPU指数对于市场波动率的冲击也会随着市场波动率的增加而放大,验证了本文的假说3。这是因为当市场整体的波动率处于较高水平时,股市投资者可能出现过度反应,因此一旦发生不确定性事件的冲击,投资者可能产生恐慌情绪,其过度反应行为会进一步加剧市场的波动幅度。

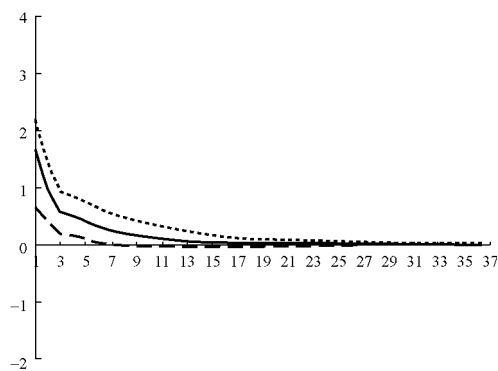


图 4.2 VOL 对 EPU 指数冲击的脉冲响应(区制 1)

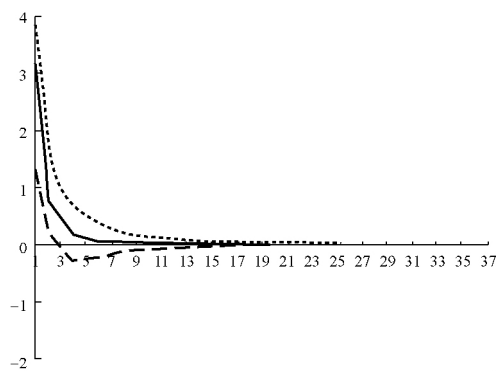


图 4.3 VOL 对 EPU 指数冲击的脉冲响应(区制 2)

四、来自上市公司微观数据的检验

在第三部分中,我们基于 TVAR 模型实证检验了经济政策不确定性指数对于股票市场波动率的非线性冲击,从宏观层面验证了第二部分的 3 个研究假说。为了更好地理解宏观层面背后的微观基础,本文进一步采用我国上市公司股价波动率的面板数据,来探讨经济政策不确定性冲击对个股波动率的影响。

(一) 实证模型设计

基于前文的理论分析和宏观层面的探讨,为了验证假说 1,我们首先构建如下基准回归模型:

$$Vol_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 EPU_t + \beta_2 X_{i,t} + Year_i + Industry_i + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, β_0 是截距项, β_1 是 EPU 指数对于个股波动率的边际影响, $X_{i,t}$ 是其他控制变量,包括换手率、盈利波动率和市场指数波动率等。 $Industry_i$ 是反映行业效应的虚拟变量, $Year_i$ 控制了时间效应, v_i 控制了企业层面的个体效应, $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2)$ 是随机扰动项。若 β_1 的值显著大于 0,则假说 1 得到验证。

为了验证假说 2 和假说 3 中经济政策不确定性指数对于个股波动率的非线性效

应,本文采用面板门限模型进行检验。根据 Hansen(1999),我们设定如下两个面板门限模型:

$$Vol_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 EPU_t I(EPU_t \leq \gamma) + \beta'_1 EPU_t I(EPU_t > \gamma) + \beta_2 X_{i,t} + Year_i + Industry_i + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$Vol_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 EPU_t I(VMKT_{i,t} \leq \gamma) + \beta'_1 EPU_t I(VMKT_{i,t} > \gamma) + \beta_2 X_{i,t} + Year_i + Industry_i + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中 $I(*)$ 为示性函数。 EPU_t 和 $VMKT_{i,t}$ 分别为门限变量, γ 为相应的门限值。 β_1 和 β'_1 分别代表在不同区制内 EPU 指数对于个股波动率的边际效应。若 β'_1 显著大于 β_1 , 则说明 EPU 指数对于个股波动率的冲击具有门限效应, 即当经济政策不确定性指数或市场波动率上升时, 个股波动率受到的冲击会明显增加。

进一步地, 文章也尝试对假说 1 以及图 2 中提出的 EPU 指数影响股市波动率的传导机制进行检验。第一, 针对公司基本面渠道, 我们认为 EPU 指数增加, 投资者对于公司未来现金流的意见分歧会显著加大, 进而导致投资者对于公司基本面信息的异质信念增加, 此时市场对公司基本价值的估计准确度降低, 即公司的信息不确定性上升, 从而使股价波动率加大。基于此, 本文构造了分析师预测分歧指标 (analyst forecast dispersion) 作为市场对公司基本面异质信念的代理变量 (Garfinkel 和 Sokobin, 2006; Dittmar 和 Thakor, 2007)。进一步地, 我们加入其与 EPU 的交互项进行回归:

$$Vol_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 EPU_t + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 EPU_t \times dispersion_t + Year_i + Industry_i + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

如果 β_3 显著大于 0, 则表明 EPU 指数对于股市波动率的影响会随着分析师预测分歧的增加而增大, 从而 EPU 指数可能通过加剧公司基本面信息的异质信念来影响公司的股价波动。

第二, 基于投资者情绪角度, 根据实物期权理论 (real option theory) 的观点, 当经济政策不确定性较大时, 企业的投资决策会推迟。企业投资下降, 会使投资者产生更加悲观的情绪, 而投资者的悲观情绪增加会使股市波动率提高。因此, 根据 Baker 和 Wurgler(2006)、易志高和茅宁(2009)、魏星集等(2014), 我们分别构造了中国的月度投资者情绪指数 CICSI 和 ISI, 并引入投资者情绪与 EPU 指数的交互项进行回归。同时, 根据 Kim 和 Kung(2017), 资产的不可逆程度 (irreversibility) 越高, 实物期权效应越显著, 经济不确定性对于企业延迟投资的影响也越大。基于此, 资产不可逆程度越高的企业受到经济政策不确定性冲击后的股价波动率也应该越大。我们

参照 Gulen 和 Iron(2016) 采用企业固定资产占总资产的比例(PPE)作为资本不可逆程度的代理变量进行回归:

$$Vol_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 EPU_t + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 EPU_t \times Sentiment_t + Year_i + Industry_i + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$Vol_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 EPU_t + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 EPU_t \times PPE_t + Year_i + Industry_i + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

如果(9)式中 β_3 显著小于0,则说明投资者越悲观,EPU指数对于股价波动率的影响越大,同时如果(10)式中的 β_3 显著大于0,则说明资产不可逆程度越高的企业股价波动率受到EPU指数的影响更大,进而检验了假说1中提出的投资者情绪这个作用渠道。

(二) 变量定义

本文选取的被解释变量为上市公司的股价波动率(volatility)。参考大部分文献的研究,本文基于我国上市公司1995—2016年个股收盘价的日度数据,利用GARCH(1,1)模型测算出日度个股波动率然后加权平均得到月度股价收益率,同时我们也采用Fama-French三因子模型测算出企业的特质波动率(idiosyncratic volatility)作为个股波动率的稳健性检验。本文选取的关键解释变量为Baker等(2016)编制的经济政策不确定性指数(Economic Policy Uncertainty,EPU指数)。除此以外,本文选取的控制变量还有如下几个。

(1) 换手率: 上市股票月度转手买卖的频率。一般而言,换手率越高,股票交易越活跃,股价的波动性一般也越大。

(2) 公司规模: 本文采用公司的总资产作为规模的代理变量,并对总资产取对数。总资产越大,代表公司规模越大。

(3) 杠杆率: 本文采用总负债与总资产的比率来衡量企业的杠杆率。

(4) 市值账面比: 公司市值与股东权益的比值。

(5) 净资产收益率: 净利润与平均股东权益的比值,又称为股东权益收益率(ROE)。

(6) 盈利波动率: 反映企业盈利不确定性的指标,本文通过对企业ROE进行AR(1)回归,采用残差项来衡量盈利的波动率。

(7) 市场波动率: 股票市场指数的波动率,此处采用GARCH(1,1)模型测算出上证综指的波动率。

(8) GDP增长率: 季度GDP的增长速度,作为外部宏观经济环境的代理变量。

在稳健性检验中 , 还采用月度工业增加值增速代替 GDP 增长率。

(9) GDP 增长率的波动率: 根据 GDP 增速的季度数据 , 采用 AR(1) 模型测算出的波动率。

(10) 分析师预测分歧: 参考 Garfinkel 和 Sokobin (2006) 、Dittmar 和 Thakor (2007) 的构建方法 , 该指标值越大 , 代表分析师预测分歧越大。

(11) 投资者情绪指数: 有 CICSI(易志高和茅宁 , 2009) 和 ISI(魏星集等 , 2014) 两种 , 主回归采用 ISI 指数 , 稳健性检验采用 CICSI 指数。该指数值越大 , 代表投资者情绪越高涨。

除了上述控制变量外 , 我们还控制了行业和时间的固定效应。主要变量的解释说明以及数据来源见表 2。

表 2 变量描述

变量	名称	计算方法
Volatility_garch (%)	GARCH (1 , 1) 波动率	采用 GARCH(1 , 1) 模型测算出日度对数收益率的波动率均值 , 再乘以月度平均交易日的平方根 $\sqrt{21}$ 转化为月度波动率(Pan 等 , 2015)
EPU_China (/ 100)	中国 EPU 指数	月度数据 , 来源于 http://www.policyuncertainty.com/
EPU_Global (/ 100)	全球 EPU 指数	月度数据 , 来源于 http://www.policyuncertainty.com/
EPU_Brazil (/ 100)	巴西 EPU 指数	月度数据 , 来源于 http://www.policyuncertainty.com/
EPU_India (/ 100)	印度 EPU 指数	月度数据 , 来源于 http://www.policyuncertainty.com/
EPU_Russia (/ 100)	俄罗斯 EPU 指数	月度数据 , 来源于 http://www.policyuncertainty.com/
Turnover (%)	换手率	成交量 / 流通总股数 , 月度数据 , 来源于 RESSET 数据库
Size	公司规模	总资产的对数值 , 季度数据 , 来源于 CSMAR 数据库
Leverage	杠杆率	总负债 / 总资产 , 季度数据 , 来源于 CSMAR 数据库
M/B	市值账面比	所有者权益市值 / 账面股东权益 , 季度数据 , 来源于 CSMAR 数据库
ROE	净资产收益率	净利润 / 平均股东权益 , 季度数据 , 来源于 CSMAR 数据库
VROE	盈利的波动率	对 ROE 拟合 AR(1) 过程的残差波动率(Pastor 和 Veronesi , 2003) , 季度数据
VMKT (%)	市场波动率	采用 GARCH(1 , 1) 模型测算出上证综指数收益率的波动率均值 , 再乘以 $\sqrt{21}$ 转化为月度波动率(Pan 等 , 2015)

(续表)

变量	名称	计算方法
GDP growth	GDP 增速	实际 GDP 增速,季度数据,来源于 CSMAR 数据库
GDP growth volatility	GDP 增 速 波 动率	根据 GDP 增速的季度数据,采用 AR(1) 模型测算出的波动率;本文还采用 HP 滤波法计算该指标进行了稳健性检验
Analyst forecast dispersion (%)	分析师预测分歧	$Dispersion = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N (f_n - \bar{f})^2} / BPS$, 其中 f_n 和 \bar{f} 分别表示个体分析师对该公司 EPS 的预测值和全体分析师对该公司 EPS 预测值的均值, N 是对该公司做出 EPS 预测的分析师总数, BPS 是公司的每股账面价值(Garfinkel 和 Sokobin , 2006; Dittmar 和 Thakor , 2007) ,年度数据
Investor sentiment	投资者情绪指数	月度数据,有 CICSI(易志高和茅宁 2009) 和 ISI(魏星集等 2014) ,主回归采用 ISI 指数,稳健性检验采用 CICSI 指数,来源于 CSMAR 数据库
PPE	固定资产占比	企业固定资产占总资产比例,季度数据

(三) 样本描述

我们选取沪深两市 A 股的上市公司,并进行了如下筛选: (1) 剔除 ST、PT 类上市公司; (2) 剔除金融保险类上市公司,因为金融保险类企业的相关财务指标与其他行业的企业不具备可比性; (3) 剔除相关财务数据缺失的公司以及 ROE 为负的企业; (4) 使用 winsorize 方法对财务数据变量的异常值进行了处理: 令大于 99%分位数的变量值等于该变量 99%分位数的值,令小于 1%分位数的变量值等于该变量 1%分位数的值。数据的描述性统计如表 3 所示。

表 3 描述性统计

	N	Mean	p25	median	p75
Volatility_garch (%)	301 371	17.61	11.40	14.68	19.98
Volatility_ff3 (%)	301 371	9.68	6.17	8.74	12.28
EPU_China (/100)	301 371	1.52	0.82	1.18	1.94
EPU_Global (/100)	297 836	1.17	0.83	1.07	1.41
EPU_Brazil (/100)	301 371	1.48	0.89	1.28	1.75
EPU_India (/100)	263 686	1.04	0.63	0.92	1.36
EPU_Russia (/100)	301 371	1.36	0.80	1.17	1.75
Turnover (%)	301 371	48.90	16.36	33.04	64.21

(续表)

	N	Mean	p25	median	p75
Size	301 371	7.87	6.95	7.66	8.52
Leverage	301 371	0.17	0.03	0.15	0.28
M/B	301 371	3.71	1.91	2.93	4.58
ROE	301 371	0.06	0.02	0.04	0.08
VROE	301 371	0.05	0.01	0.03	0.05
VMKT (%)	301 371	8.24	5.87	7.17	9.81
GDP growth	301 371	0.09	0.08	0.09	0.11
GDP growth volatility_AR (%)	301 371	1.91	1.11	1.67	2.08
GDP growth volatility_HP (%)	301 371	28.23	13.55	24.11	41.67
Analyst forecast dispersion (%)	152 305	5.71	1.71	3.68	7.40
Investor sentiment (CICSII)	263 686	35.21	31.37	35.97	40.03
Investor sentiment (ISI)	263 686	51.29	31.70	45.23	57.12
PPE	301 371	0.24	0.11	0.21	0.34

(四) 实证检验结果

1. 基准回归结果

表4为全样本下基准模型的回归结果。从表4的第一列可以看出,换手率 Turnover 对于个股波动率具有显著的影响,换手率越高,个股波动率越大。考虑到我国具有以散户投资者为主的市场结构,整体趋势交易行为特征明显,换手率较高的股票,往往也是短线资金追逐的对象,投机性比较强,风险也相对较大,因此股票价格的波动率也较大。同时,盈利不确定性 VROE 对于个股波动率也有显著的正向影响,公司的盈利不确定性越高,股价波动率也越大。这是因为公司的股票价格是未来股利的折现值,公司的盈利不确定性越高,意味着未来现金流状况和股利的不确定性也会增加,从而可能导致股票价格的波动率增加。市场指数的波动率 VMKT 对于个股波动率的影响在 1% 的水平下显著为正,这说明我国上市公司股价的波动率会受到整体市场波动率的显著影响。这是因为大盘指数是所有股票的综合反映,个股的走势往往由大盘的主导,尤其是在我国市场上,投资者“羊群效应”较为明显,大盘点位越高,投资者往往跟风进入市场,导致个股的价格被进一步推高,而在大盘急剧下跌时,投资者又迅速杀跌,个股的价格进一步下降,这样就会导致市场指数波动率对个股波动率产生明显的溢出效应。

由于杠杆率越高的企业本身财务风险也较大,因此其杠杆率对于企业股价波动

率具有明显的正向影响。市值账面比对于企业股价波动率也具有明显的正向作用,这是因为 MB 值较高的公司平均月收益率高于 MB 值较低的公司,风险也相应加大;同理,一般而言小盘股比大盘股的收益率高,风险更高,因此公司规模对股价波动率的影响显著为负,这些与传统的 Fama-French 三因子定价模型也是吻合的。

表4 全样本及分公司性质回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EPU	0.368***	0.457***	0.304***	0.257**	0.421***	0.343***
	(11.30)	(10.76)	(6.40)	(2.70)	(5.06)	(4.99)
Turnover	0.040***	0.049***	0.034***	0.052***	0.041***	0.056***
	(23.49)	(22.49)	(13.92)	(9.93)	(11.99)	(11.22)
Size	-0.716***	-0.908***	-1.016***	-0.064	-0.136	-0.114
	(-3.05)	(-3.21)	(-2.71)	(-0.37)	(-0.27)	(-0.10)
Leverage	6.111***	4.766***	8.171***	5.026***	7.787*	1.986
	(4.85)	(3.59)	(3.43)	(4.18)	(1.78)	(0.41)
M/B	0.347***	0.255***	0.362***	0.082	0.233*	0.652***
	(6.75)	(4.24)	(4.46)	(0.82)	(1.92)	(3.02)
ROE	-3.362	-1.142	-2.372	-7.558**	-10.149**	-16.367***
	(-1.33)	(-0.86)	(-1.45)	(-2.53)	(-2.43)	(-2.98)
VROE	8.033***	1.249	14.333**	2.938	1.048	16.107**
	(2.67)	(0.75)	(2.08)	(1.29)	(0.46)	(2.48)
VMKT	1.004***	1.016***	0.994***	1.060***	1.079***	0.927***
	(94.69)	(71.00)	(62.84)	(11.25)	(24.96)	(21.41)
GDP growth	9.449**	11.922***	6.079*	19.269*	11.876	24.476***
	(2.44)	(5.70)	(1.90)	(1.97)	(1.37)	(2.95)
GDP growth volatility	0.263***	0.174***	0.404***	1.120***	0.703***	0.149
	(4.52)	(2.94)	(3.04)	(5.22)	(2.86)	(0.58)
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	301 371	150 441	122 761	2 747	8 236	17 186
R^2	0.193	0.213	0.196	0.597	0.499	0.376

注:方程(1)为全样本回归,方程(2)~(6)分别为国有企业、民营企业、集体企业、外资企业和其他企业的子样本回归。括号中报告经过方差稳健性调整的 t 统计量,*、**和***分别表示10%、5%和1%水平下显著。

值得注意的是,从表4的第一列可以看出,经济政策不确定性指数对于个股波动率的影响在1%的显著性水平下为正,即EPU指数每增加1单位,平均而言会导致企业股价的波动率上升0.37%,这进一步从微观角度验证了本文的假说1。考虑到我国的历史国情,股票市场从计划经济向市场经济转轨的过程中,政府干预的主导作用导致了我国股市“政策市”的特点鲜明,因此政府经济政策不确定性增加势必会深刻影响上市公司股价的波动率。

同时注意到,EPU指数对于国有企业和外资企业股价波动率的影响明显强于民营企业和集体企业。具体来看,EPU指数每增加一单位会使国有企业股价波动率上升0.46%,外资企业股价波动率上升0.42%,而民营企业和集体企业则仅仅上升0.30%和0.26%。这是因为国有企业是国民经济的主导,政府的经济政策往往优先照顾国有企业,中小企业则相对难以获得政策红利,因此经济政策不确定性的上升对于国有企业的冲击是最大的。同时,由于我们采用的EPU指数在编制时很大一部分权重考虑到了外部经济环境的影响,即世界经济的不确定性,因此外资企业受到的冲击也比较大。

2. 分样本回归结果

表5给出了按照公司规模和杠杆率进行分样本回归的结果。

表5 按公司规模和杠杆率进行的分样本回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
EPU	0.065 ^{**}	0.399 ^{***}	0.489 ^{***}	0.340 ^{***}	0.428 ^{***}	0.468 ^{***}
	(2.24)	(9.69)	(13.53)	(7.70)	(7.39)	(10.85)
Turnover	0.034 ^{***}	0.043 ^{***}	0.059 ^{***}	0.034 ^{***}	0.044 ^{***}	0.043 ^{***}
	(11.01)	(24.84)	(21.02)	(13.10)	(22.54)	(14.35)
Size	-4.010 ^{***}	-0.751 ^{***}	-0.053	-0.779 ^{***}	-0.200	-1.661 ^{***}
	(-3.08)	(-2.68)	(-0.13)	(-2.97)	(-0.63)	(-5.12)
Leverage	14.723 ^{***}	4.786 ^{***}	0.300	18.957	5.633 ^{***}	7.302 ^{**}
	(4.74)	(3.72)	(0.20)	(1.51)	(3.03)	(2.35)
M/B	0.246 ^{***}	0.347 ^{***}	0.501 ^{***}	0.283 ^{***}	0.449 ^{***}	0.239 ^{**}
	(2.66)	(5.65)	(4.20)	(4.58)	(6.18)	(2.32)
ROE	-3.522	-5.444 [*]	-5.379	-4.398	-7.760 ^{**}	-3.396
	(-0.72)	(-1.95)	(-1.53)	(-1.34)	(-2.27)	(-1.04)
VROE	6.573	6.453 ^{**}	4.683 [*]	11.493 ^{***}	10.586 ^{**}	3.291
	(1.55)	(2.04)	(1.78)	(3.41)	(2.45)	(1.14)

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VMKT	0.892 ^{***}	1.029 ^{***}	1.039 ^{***}	1.007 ^{***}	1.024 ^{***}	0.977 ^{***}
	(40.42)	(89.52)	(56.55)	(55.25)	(80.82)	(43.97)
GDP growth	12.073 ^{**}	13.597 ^{***}	2.406	10.354 ^{**}	8.167 ^{**}	11.028 ^{**}
	(2.41)	(5.19)	(0.63)	(2.09)	(2.57)	(2.38)
GDP growth volatility	0.441 ^{**}	0.476 ^{***}	0.323 ^{***}	0.514 ^{***}	0.349 ^{***}	0.433 ^{***}
	(2.41)	(6.14)	(3.28)	(3.41)	(3.79)	(3.19)
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	75 326	150 672	75 373	75 357	150 670	75 344
R ²	0.143	0.233	0.236	0.232	0.214	0.153

注: 方程(1) — (3) 分别为公司规模小于25分位数、位于25分位数与75分位数之间和大于75分位数的子样本回归, 方程(4) — (6) 分别为公司杠杆率小于25分位数、位于25分位数与75分位数之间和大于75分位数的子样本回归。括号中报告经过方差稳健性调整的 t 统计量, *, ** 和 *** 分别表示10%、5%和1%水平下显著。

从表5方程(1) — (3) 可以发现, 公司规模对于个股波动率的影响显著为负, 同时随着公司规模的增加, EPU 指数对于个股波动率的影响会明显上升。这说明经济政策不确定性冲击对于大公司的影响明显更大, 这与上面的结果在一定程度上是契合的。由于我国政府经济政策主要面向国有企业, 中小企业较难享受到政策优惠, 一旦面临经济政策不确定性的冲击, 大公司受到的影响更为显著。从表5可以看出, 随着杠杆率的增加, EPU 指数对于个股波动率的影响也会显著加大。这说明杠杆率越高的企业, 越容易受到经济政策不确定性冲击的影响, 这是因为经济政策不确定性往往在经济衰退期增加, 负债率越高的企业由于财务负担较重, 面对不利冲击时资产负债表和现金流状况会明显恶化, 因此股价的波动率也较高。

表6给出了分时间段回归的结果, 我们主要考察股市异常波动时期和股市平稳运行时期 EPU 指数对于股价波动率的影响是否存在差异。鉴于此, 我们特地选取了1996年5月至1997年5月(牛市)、1999年5月至2001年6月(牛市)、2007年6月至2009年8月(金融危机期间)、2015年6月至2016年1月(股灾)作为股市波动率较大的代表性时期进行回归, 结果如表6所示。

表6 分时间段回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
EPU	15.735 ***	3.957 ***	2.172 ***	1.704 ***	0.185 ***
	(5.47)	(14.90)	(7.91)	(30.84)	(5.43)
Turnover	0.067 ***	0.072 ***	0.049 ***	0.031 ***	0.039 ***
	(6.45)	(10.87)	(16.43)	(15.03)	(19.20)
Size	-2.562 ***	-2.573 ***	-0.719 ***	-0.580 ***	-0.726 ***
	(-2.79)	(-3.68)	(-2.73)	(-2.65)	(-3.02)
Leverage	13.329 **	10.747 ***	4.044 **	3.702 ***	6.500 ***
	(2.10)	(3.15)	(2.11)	(2.71)	(5.04)
M/B	0.171	0.354 **	0.295 ***	0.263 ***	0.335 ***
	(0.32)	(2.37)	(3.16)	(3.56)	(5.24)
ROE	-3.057	-2.297	-4.163	-17.227 ***	-1.395
	(-0.19)	(-0.34)	(-1.13)	(-3.60)	(-0.52)
VROE	9.883 *	1.143	9.348 **	13.629 ***	7.929 ***
	(1.66)	(0.33)	(2.54)	(3.71)	(2.61)
VMKT	0.053	0.970 ***	0.972 ***	0.969 ***	0.867 ***
	(0.56)	(33.18)	(62.40)	(44.08)	(80.81)
GDP growth	24.982 ***	12.601 ***	7.925 ***	10.652 ***	4.087 ***
	(2.84)	(8.93)	(6.82)	(9.64)	(14.20)
GDP growth volatility	4.910 ***	5.331 ***	0.413 ***	17.955 ***	0.369 ***
	(3.18)	(17.63)	(3.51)	(9.99)	(4.93)
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	2 391	10 208	34 213	15 963	238 557
R ²	0.108	0.170	0.165	0.376	0.116

注: 方程(1) — (4) 的时间区间分别为 1996 年 5 月至 1997 年 5 月、1999 年 5 月至 2001 年 6 月、2007 年 6 月至 2009 年 8 月和 2015 年 6 月至 2016 年 1 月, 方程(5) 为除上述股市剧烈波动期外的回归结果。括号中报告经过方差稳健性调整的 t 统计量, *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

从表 6 可以发现, EPU 指数在股市剧烈波动时期对于个股波动率的影响显著大于股市平稳运行时期, 尤其是在 1996 年 5 月至 1997 年 5 月期间以及 1999 年 5 月至 2001 年 6 月期间, 这两段期间我国政府的政策发挥了主导作用。在 1996 至 2001 年内, 央行共有 7 次降息、2 次降准行为, 同时国有企业改革、股票发行体制改革和印花

税改革等都刺激了当时股市的繁荣。2015年6月至2016年1月期间,EPU指数对于个股波动率的影响再一次攀升,我国股市先在“一带一路”和“改革牛”等主题的推动下疯狂上涨,随后又经历了数轮千股跌停,而2016年的熔断机制则再一次触发市场暴跌,总之这一期间我国股市受政府政策调控和监管部门干预较强,经济政策不确定性指数对于股价波动率的影响较为明显,同时在市场剧烈波动时期,投资者的羊群效应也可能会加剧,从而增大股市波动率。另外,比较表6中方程(1)~(5)EPU指数的系数可以看出,EPU指数对股市波动率的影响显著为正但是在不断下降。这是因为随着我国股票市场化改革进程的推进,政府逐步减少对股市的干预,股市的政策色彩逐步淡化。

3. EPU指数的交互效应检验

为了进一步检验前文假说1中EPU指数对于股票波动率的影响,首先我们分别将换手率(Turnover)、盈利波动率(VROE)和市场指数波动率(VMKT)对EPU指数进行回归,其次通过在基准回归中分别引入EPU指数与个股换手率、公司盈利波动性和市场指数波动率的交互项,探究EPU指数对股市波动率的放大作用。回归结果如表7所示。

表7 EPU指数的交互效应检验

	(1) Turnover	(2) VROE	(3) VMKT	(4) Vol	(5) Vol	(6) Vol	(7) Vol
EPU	1.596 *** (12.73)	0.007 *** (3.21)	0.236 *** (5.04)	0.287 *** (8.22)	0.240 *** (11.98)	0.214 *** (9.79)	0.209 *** (15.31)
Turnover×EPU				0.001 *** (6.80)			0.002 (0.27)
VROE×EPU					0.158 ** (2.07)		0.140 ** (2.36)
VMKT×EPU						0.182 *** (33.13)	0.182 *** (33.64)
Turnover		0.000 *** (4.92)	0.003 *** (29.93)	0.041 *** (19.65)	0.040 *** (23.50)	0.041 *** (23.77)	0.040 *** (18.05)
Size	-9.972 *** (-37.37)	-0.012 *** (-8.08)	-0.040 *** (-13.52)	-0.716 *** (-3.05)	-0.716 *** (-3.05)	-0.712 *** (-3.03)	-0.917 *** (-3.77)
Leverage	6.399 *** (3.75)	0.125 *** (10.58)	0.150 *** (6.59)	6.109 *** (4.86)	6.111 *** (4.85)	6.069 *** (4.82)	6.485 *** (5.40)

(续表)

	(1) Turnover	(2) VROE	(3) VMKT	(4) Vol	(5) Vol	(6) Vol	(7) Vol
M/B	0.473***	0.010***	0.044***	0.348***	0.347***	0.338***	0.215***
	(5.67)	(14.56)	(17.90)	(6.70)	(6.75)	(6.59)	(5.68)
ROE	-12.823***	-0.679***	-1.514***	-3.364	-3.364	-3.540	-0.301
	(-6.22)	(-25.77)	(-9.49)	(-1.33)	(-1.33)	(-1.40)	(-0.28)
VROE	7.182***		0.144***	8.029***	7.996***	8.129***	3.451***
	(5.20)		(4.90)	(2.67)	(2.61)	(2.70)	(2.61)
VMKT	1.024***	0.001***		1.004***	1.004***	0.680***	0.666***
	(31.98)	(5.86)		(95.26)	(94.54)	(49.43)	(53.03)
GDP growth	1.894***	0.133***	0.789***	3.520	3.436	-1.079	5.108***
	(11.01)	(4.02)	(2.76)	(1.48)	(1.44)	(-0.46)	(2.94)
GDP growth volatility	1.482***	0.005***	0.608***	0.264***	0.263***	0.230***	0.233***
	(4.83)	(6.96)	(10.58)	(4.59)	(4.54)	(3.97)	(4.07)
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	301 371	301 371	301 371	301 371	301 371	301 371	301 371
R ²	0.244	0.294	0.539	0.195	0.195	0.203	0.204

注: 括号中报告经过方差稳健性调整的 t 统计量, *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

从表 7 的方程 (1) — (3) 中可以看出, EPU 指数每上升一单位, 会分别使个股换手率、公司盈利波动性和市场指数波动率显著提高 1.596%、0.007% 和 0.236%, 结合表 4 的全样本回归结果, 个股换手率、公司盈利波动性和市场指数波动率对股市波动率均有显著的正向影响, 这表明 EPU 指数会通过影响个股换手率、公司盈利波动性和市场指数波动率进一步放大股市的波动率。

进一步地, 方程 (4) — (6) 为单独加入交互项的结果, EPU 指数与个股换手率、公司盈利波动性和市场指数波动率的交互效应均显著为正, 方程 (7) 表明, 同时加入三个交互项时, EPU 指数与盈利波动性和市场波动率的交互项依然在 5% 的水平下显著为正。第一, 换手率 Turnover 对于个股波动率的影响随着 EPU 指数的上升而增加, 经济政策不确定性增加时, 由于投资者对于未来的预期更加模糊, 很难对市场未来的不确定性做出合理判断, 可能在当期出现过度交易行为, 从而导致换手率加大, 增加股市波动率。第二, 盈利波动率 VROE 对于个股波动率的影响随着 EPU 指数的

上升而加大,企业面临的经济政策不确定性增加时,会降低投资(饶品贵等,2017),导致企业未来的盈利波动性加大,使企业股价的波动性上升,这也与 Pastor 和 Veronesi(2013)的结论吻合。第三,市场波动率 VMKT 对于个股波动率的影响同样随着 EPU 指数的增加而增大,这说明当经济政策不确定性增加时,市场波动率会对个股波动率产生更强的溢出效应,这与第三部分 TVAR 模型的结论吻合。因此,EPU 指数会放大个股换手率、公司盈利波动性和市场指数波动率对个股波动率的影响,从而进一步加剧股市波动。

4. 面板门限回归结果

为了从微观角度验证假说2和假说3中的非线性效应,本文对(6)和(7)式中的面板门限模型进行了估计。在回归之前,首先进行面板门限效应检验,检验结果如表8.1所示^①。无论以EPU指数还是市场波动率作为门限变量,都能在5%的显著性水平下拒绝线性模型的原假设,这说明面板门限效应确实存在。

表8.1 门限效应检验

原假设	门限变量	F 统计量	5%显著性下的临界值
零个门限	EPU	187.78	154.35
单个门限	EPU	92.06	163.94
零个门限	VMKT	729.94	375.55
单个门限	VMKT	746.62	985.75

接下来,我们分别以EPU指数和市场波动率作为门限变量,对面板门限模型进行估计,估计结果如表8.2所示,从表8.2可以看出,当EPU指数低于1.16时,EPU指数每增加一单位会使股市波动率增加0.15%;而当EPU指数超过1.16时,EPU指数每增加一单位会使股市波动率增加0.26%。这说明EPU指数对于股价波动率的影响随着EPU指数的增加呈现出非线性效应,即当经济政策不确定性处于较高水平时,投资者难以形成对未来的准确预期,一旦出现新的冲击,股价波动幅度会相应更大。这一结果从微观角度验证了假说2,又与前文宏观层面的分析相呼应。

从表8.2的方程(3)和(4)可以发现,当市场波动率低于14.3%时,EPU指数每增加一单位会使股市波动率增加0.14%;而当市场波动率超过14.3%时,EPU指数每增加一单位则会使股市波动率增加1.67%。这说明EPU指数对于股价波动率的影响随着整体市场指数波动率的增加会显著加大,当市场指数整体的波动率处于较高水平时,股市投资者一旦面临经济政策不确定性冲击,就可能如同惊弓之鸟,出现恐

^① 根据 Hansen(1999)采用自助法(bootstrap)模拟500次得到F检验统计量,同时我们也进行了双门限的面板门限模型检验,发现第二个门限值并不显著,因此采用单一门限值。

慌情绪, 从而进一步加剧市场的波动幅度。这同样从微观角度验证了本文的假说3, 并与宏观层面的分析相契合。

表 8.2 面板门限回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
EPU (EPU \leq 1.16)	0.153 ***			
	(4.88)			
EPU (EPU > 1.16)		0.264 ***		
		(12.89)		
EPU (VMKT \leq 14.3%)			0.141 ***	
			(6.87)	
EPU (VMKT > 14.3%)				1.668 ***
				(41.70)
Turnover	0.049 ***	0.049 ***	0.052 ***	0.052 ***
	(61.94)	(61.94)	(65.79)	(65.79)
Size	-0.195 ***	-0.195 ***	-0.176 ***	-0.176 ***
	(-3.29)	(-3.29)	(-3.15)	(-3.15)
Leverage	0.698 ***	0.698 ***	0.836 ***	0.836 ***
	(3.06)	(3.06)	(3.74)	(3.74)
M/B	0.137 ***	0.137 ***	0.145 ***	0.145 ***
	(8.18)	(8.18)	(8.78)	(8.78)
ROE	-5.142 ***	-5.142 ***	-4.170 ***	-4.170 ***
	(-8.89)	(-8.89)	(-7.38)	(-7.38)
VROE	1.582 ***	1.582 ***	1.175 ***	1.175 ***
	(4.99)	(4.99)	(3.76)	(3.76)
VMKT	0.944 ***	0.944 ***	0.759 ***	0.759 ***
	(122.77)	(122.77)	(72.91)	(72.91)
GDP growth	1.477 **	1.477 **	2.129 ***	2.129 ***
	(2.18)	(2.18)	(3.13)	(3.13)
GDP growth volatility	0.131 ***	0.131 ***	0.140 ***	0.140 ***
	(4.14)	(4.14)	(5.65)	(5.65)
Obs.	43 776	43 776	43 776	43 776
R^2	0.609	0.609	0.623	0.623

注: 括号中报告的是经过方差稳健性调整的 t 统计量, *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

5. EPU 对于股市波动率的影响机制检验

为了验证假说1中提出的EPU对于股市波动率的影响机制,参照实证检验的设计部分,我们分别引入了分析师的预测分歧、投资者情绪、固定资产占比及它们与EPU的交互项进行回归,结果如表9所示。

从表9可以看出,EPU指数对于股市波动的影响在1%的水平下显著为正。分析师预测分歧对于股市波动率的影响显著为正,这说明公司基本面信息的预测分歧越大,则股价波动率越大,同时EPU指数与分析师预测分歧的交互项显著为正,表明基本面信息分歧越大的企业受到经济政策不确定性的冲击越大。从方程(2)看出,投资者情绪以及其与EPU的交互项都在1%的水平下显著为负,这说明悲观情绪更容易引起市场股价的波动,同时悲观情绪会加剧EPU指数对于股市波动率的影响。从方程(3)发现,固定资产占比越高的企业股价往往波动率较大,并且EPU指数对于股价波动率的影响随着固定资产占比上升而提高,这些都与假说1以及图2中的分析一致。

表9 EPU 对于股市波动率的影响机制检验

	(1)	(2)	(3)
EPU	0.303***	0.338***	0.268***
	(10.76)	(29.85)	(3.67)
Analyst forecast dispersion	0.051**		
	(2.10)		
Investor sentiment		-0.010***	
		(-8.09)	
PPE			2.728**
			(1.98)
Dispersion×EPU	0.047***		
	(3.45)		
Investor sentiment×EPU		-0.021***	
		(-15.04)	
PPE×EPU			0.064***
			(3.36)
Turnover	0.038***	0.040***	0.040***
	(28.84)	(23.75)	(23.55)
Size	-0.064***	-0.589***	-0.712***
	(-6.30)	(-2.70)	(-3.02)

(续表)

	(1)	(2)	(3)
Leverage	3.064 ^{***}	5.522 ^{***}	6.529 ^{***}
	(2.98)	(4.54)	(5.38)
M/B	0.386 ^{***}	0.350 ^{***}	0.336 ^{***}
	(8.26)	(6.97)	(6.58)
ROE	-7.418 ^{***}	-3.852	-3.330
	(-2.81)	(-1.49)	(-1.32)
VROE	5.933 ^{***}	8.860 ^{***}	8.004 ^{***}
	(2.61)	(3.00)	(2.66)
VMKT	1.029 ^{***}	1.011 ^{***}	1.005 ^{***}
	(92.58)	(98.02)	(95.11)
GDP growth	1.044	14.219 ^{***}	3.321
	(0.39)	(5.80)	(1.40)
GDP growth volatility	0.548 ^{***}	0.490 ^{***}	0.283 ^{***}
	(10.47)	(8.14)	(4.78)
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes
Industry fixed effects	Yes	Yes	Yes
Obs.	301 371	301 371	301 371
R ²	0.285	0.284	0.293

注: 括号中报告经过方差稳健性调整的 t 统计量, *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

6. 稳健性检验

考虑到前文中的个股波动率是由 GARCH(1, 1) 模型得到的, 我们采用 Fama-French 三因子模型对企业特质波动率(idiosyncratic volatility)进行测算, 并将其作为个股波动率的代理变量。其中, 企业特质波动率的测算参照 Ang 等(2006), 对个股收益率回归如下:

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i1}mkt_t + \beta_{i2}smbl_t + \beta_{i3}hml_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

其中, mkt_t , $smbl_t$, hml_t 分别是市场因子、规模因子和价值因子, 特质波动率定义为 $\sqrt{\text{var}(\varepsilon_{i,t})}$, 再乘以月度平均交易日的平方根 $\sqrt{21}$ 转化为月度波动率(Pan 等, 2015) 检验结果如表 10 所示。

表 10 EPU 指数对于特质波动率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
EPU	0.133 ***	0.089 ***	0.074 ***	0.065 ***	0.058 ***
	(12.36)	(6.46)	(11.98)	(8.79)	(19.50)
Turnover×EPU		0.001 ***			0.001
		(3.30)			(0.06)
VROE×EPU			0.038 **		0.039 **
			(2.46)		(2.39)
VMKT×EPU				0.053 ***	0.054 ***
				(20.09)	(20.18)
Turnover	0.044 ***	0.047 ***	0.044 ***	0.044 ***	0.046 ***
	(125.01)	(91.59)	(125.07)	(124.72)	(89.38)
Size	-0.022	-0.022	-0.022	-0.023	-0.023
	(-0.91)	(-0.92)	(-0.91)	(-0.94)	(-0.94)
Leverage	0.856 ***	0.850 ***	0.859 ***	0.869 ***	0.867 ***
	(5.57)	(5.53)	(5.58)	(5.66)	(5.64)
M/B	0.213 ***	0.216 ***	0.213 ***	0.215 ***	0.217 ***
	(26.82)	(26.98)	(26.75)	(27.00)	(27.02)
ROE	-0.426	-0.433	-0.438	-0.371	-0.392
	(-1.32)	(-1.34)	(-1.36)	(-1.15)	(-1.22)
VROE	1.906 ***	1.895 ***	1.694 ***	1.876 ***	1.607 ***
	(7.66)	(7.62)	(6.05)	(7.58)	(5.83)
VMKT	0.309 ***	0.309 ***	0.308 ***	0.409 ***	0.406 ***
	(83.72)	(84.28)	(83.86)	(69.88)	(68.50)
GDP growth	3.521 ***	3.254 ***	3.593 ***	2.108 **	2.048 **
	(3.46)	(3.19)	(3.53)	(2.07)	(2.01)
GDP growth volatility	0.171 ***	0.167 ***	0.170 ***	0.161 ***	0.158 ***
	(7.21)	(7.08)	(7.19)	(6.77)	(6.65)
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	301 371	301 371	301 371	301 371	301 371
R ²	0.425	0.439	0.439	0.444	0.446

注: 括号中报告的是经过方差稳健性调整的 t 统计量, *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

从表 10 可以看出,所有的回归模型中,EPU 指数对于特质波动率的影响依然在 1%的水平下显著为正,同时 EPU 指数与个股换手率、公司盈利波动性和市场指数波动率的交互效应都在 5%的水平下显著为正,将三个交互项同时加入回归方程,EPU 指数与盈利波动性和市场波动率的交互项仍在 5%的水平下显著为正,这都与前文中用 GARCH(1,1)模型测度的波动率得到的回归结果保持一致,说明本文得出的结论是稳健的。

模型中存在的内生性问题可能会导致 OLS 的估计结果有偏且不一致。在本文的研究当中,经济政策不确定性指数与企业股价波动率之间可能存在双向因果关系:一方面,EPU 指数增加会使股价波动率加大;另一方面,企业股价波动率加大也可能使宏观经济不确定性增加,从而 EPU 指数上升。尽管我们在前述模型中均对所有的解释变量滞后一期以降低内生性的影响,但是考虑到预期因素,我们分别选取 EPU 指数滞后一期的值、滞后一至二期的值和滞后一至三期的值作为工具变量。由于当期 EPU 指数往往与前几期的 EPU 指数相关,因此满足相关性的要求;而由于滞后变量已经发生,从当期来看,其取值已经固定,为前定变量,可能与当期的扰动项不相关,满足外生性的要求。回归结果见表 11。

表 11 滞后期 EPU 广义矩回归结果

	(1)	(2)	(3)
EPU	0.356***	0.338***	0.210***
	(30.92)	(29.85)	(19.19)
Turnover	0.046***	0.046***	0.046***
	(264.81)	(264.69)	(263.24)
Size	-0.444***	-0.452***	-0.507***
	(-38.44)	(-39.21)	(-44.25)
Leverage	0.754***	0.742***	0.654***
	(10.75)	(10.58)	(9.33)
M/B	0.093***	0.093***	0.098***
	(38.39)	(38.66)	(40.48)
ROE	-2.296***	-2.294***	-2.277***
	(-25.60)	(-25.58)	(-25.39)
VROE	0.048***	0.048***	0.045***
	(3.69)	(3.68)	(3.64)

(续表)

	(1)	(2)	(3)
VMKT	1.027 ***	1.027 ***	1.029 ***
	(488.36)	(488.59)	(489.74)
GDP growth	5.851 ***	5.649 ***	4.196 ***
	(14.39)	(13.92)	(10.38)
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes
Industry fixed effects	Yes	Yes	Yes
Obs.	327 465	327 465	327 465
R^2	0.573	0.573	0.573

注: 方程(1) — (3) 的工具变量分别为 EPU 滞后一期的值、滞后一至二期的值和滞后一至三期的值, 采用 GMM 估计。括号中报告的是经过方差稳健性调整的 t 统计量, *, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

从表 11 的方程(1) — (3) 中可以看出, EPU 指数对股市波动率的影响显著为正, 说明本文的结论稳健。同时, 我们在采用 EPU 滞后期作为工具变量的基础上, 还选取了印度、巴西、俄罗斯等新兴市场国家以及全球总体平均的 EPU 指数作为工具变量。第一, 新兴市场国家经济发达程度相似, EPU 指数往往同向变化, 我国 EPU 指数也与全球 EPU 指数密切相关, 故满足相关性的条件; 第二, 我国股市波动主要受国内经济以及国内不确定性的影响, 直接受国外的 EPU 指数影响较小, 全球的 EPU 指数可以认为是只通过影响我国的 EPU 指数从而影响了我国股市波动, 一定程度上可以满足外生性条件。结果如表 12 所示, 我们发现无论以全球 EPU 指数、巴西 EPU 指数、印度 EPU 指数、俄罗斯 EPU 指数作为工具变量, 还是同时使用所有的工具变量, EPU 指数对于股市波动率的影响都在 1% 的水平下显著为正, 这说明本文研究结论的稳健性。

表 12 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
EPU	0.337 ***	0.269 ***	0.411 ***	0.362 ***	0.348 ***
	(3.76)	(15.11)	(18.76)	(16.29)	(5.23)
Turnover	0.044 ***	0.046 ***	0.041 ***	0.042 ***	0.042 ***
	(224.75)	(230.55)	(196.56)	(154.03)	(216.11)
Size	-0.465 ***	-0.361 ***	-0.636 ***	-0.954 ***	-0.430 ***
	(-36.58)	(-25.87)	(-34.58)	(-29.77)	(-28.62)

(续表)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Leverage	0.235***	0.526***	0.350***	0.371***	0.736***
	(2.86)	(6.50)	(3.74)	(3.92)	(8.16)
M/B	0.153***	0.153***	0.206***	0.196***	0.187***
	(43.27)	(43.12)	(52.32)	(46.27)	(49.54)
ROE	-3.971***	-4.660***	-4.084***	-2.867***	-4.801***
	(-22.24)	(-26.10)	(-21.52)	(-13.98)	(-26.09)
VROE	2.261***	2.576***	1.553***	1.458***	2.037***
	(13.05)	(14.90)	(8.51)	(7.76)	(11.41)
VMKT	1.030***	1.017***	1.057***	1.039***	1.047***
	(434.30)	(428.40)	(416.90)	(388.11)	(426.46)
GDP growth	13.628***	10.127***	18.807***	28.541***	12.128***
	(21.86)	(15.52)	(26.20)	(25.55)	(19.35)
GDP growth volatility	0.321***	0.296***	0.256***	0.368***	0.247***
	(33.03)	(30.35)	(25.56)	(34.28)	(25.03)
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.	301 371	301 371	301 371	301 371	301 371
R^2	0.540	0.538	0.552	0.499	0.564

注: 方程(1) — (4) 的工具变量分别为全球 EPU 指数、巴西 EPU 指数、印度 EPU 指数、俄罗斯 EPU 指数, 表(5) 则采用(1) — (4) 中所有的工具变量。模型采用 GMM 估计。括号中报告的是经过方差稳健性调整的 t 统计量,*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

五、结论

本文基于 1995—2016 年我国股票市场波动率以及经济政策不确定性指数的月度数据,实证检验了经济政策不确定性对于股票市场波动率的影响。我们先构建了门限 VAR 模型,从宏观层面刻画经济政策不确定性对于我国股市波动率的非线性冲击,发现经济政策不确定性上升会加剧我国股票市场总体的波动率,同时这种冲击随着 EPU 指数的上升和市场波动率的加大会明显增强。我们进一步基于微观企业角度分析了经济政策不确定性指数对于个股波动率的影响,发现 EPU 指数通过加剧公司基本面信息的分歧以及投资者的悲观情绪从而加大了个股的波动率,资产不可

逆程度越高的企业受到的影响越大。同时,EPU指数对于个股波动率的影响同样随着EPU指数的上升和市场波动率的加大而表现出非线性的特点。

长期以来,随着市场化改革的不断推进,我国股票市场迅速发展壮大。但是2015年以来,我国股票市场时有暴涨暴跌的现象发生,股市波动性显著加大。一方面,我国经济的增速逐步放缓,经济下滑的压力增加;另一方面,全球经济增长乏力,各国经济政策和经济走势不确定性增加,加上国际政治频发的“黑天鹅”事件,使我国的经济政策不确定性明显上升,这些对于我国宏观经济和股票市场的稳定性都会带来冲击。根据本文的研究结论,我国政府应将全球主要经济体的经济政策不确定性纳入政策制定的框架中,让经济政策不确定性指数成为判断经济形势和决策的参考依据,发挥经济政策不确定性在政府决策制定过程中的重要作用,以减少各种不确定性因素所带来的风险,为我国股票市场提供一个良好而稳定的发展环境。

参 考 文 献

- 陈国进,刘晓群,谢沛霖,等.2016.已实现跳跃波动与中国股市风险溢价研究——基于股票组合视角[J].管理科学学报,19(6):98-113.
- 何兴强,李涛.2007.不同市场态势下股票市场的非对称反应——基于中国上证股市的实证分析[J].金融研究,(8a):131-140.
- 饶品贵,岳衡,姜国华.2017.经济政策不确定性与企业投资行为研究[J].世界经济,40(2):27-51.
- 史代敏.2002.股票市场波动的政策影响效应[J].管理世界,(8):11-15.
- 魏星集,夏维力,孙彤彤.2014.基于BW模型的A股市场投资者情绪测度研究[J].管理观察,(33):71-73.
- 易志高,茅宁.2009.中国股市投资者情绪测量研究: CICS的构建[J].金融研究,(11):174-184.
- 张浩,李仲飞,邓柏峻.2015.政策不确定,宏观冲击与房价波动——基于LSTVAR模型的实证分析[J].金融研究,(10):32-47.
- 赵振全,张宇.2003.中国股票市场波动和宏观经济波动关系的实证分析[J].数量经济技术经济研究,20(6):143-146.
- ANG A, HODRICK R J, XING Y, ZHANG X. 2006. The cross-section of volatility and expected returns [J]. The Journal of Finance, 61(1): 259-299.
- ANTONAKAKIS N, CHATZIANTONIOU I, FILIS G. 2013. Dynamic co-movements of stock market returns, implied volatility and policy uncertainty [J]. Economics Letters, 120(1): 87-92.
- BAKER S R, BLOOM N, DAVIS S J. 2016. Measuring economic policy uncertainty [J]. The Quarterly Journal of Economics, 131(4): 1593-1636.
- BAKER M, WUGLER J. 2006. Investor sentiment and the cross section of stock returns [J]. The Journal of Finance, 61(4): 1645-1680.
- BALKE N S. 2000. Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks [J]. Review of Economics and Statistics, 82(2): 344-349.

- BEKAERT G , HARVEY C R. 1997. Emerging equity market volatility [J]. *Journal of Financial Economics* , 43(1) : 29-77.
- BERNANKE B S. 1983. Non-monetary effects of the financial crisis in the propagation of the Great Depression [J]. *The American Economic Review* , 73(3) : 257-276.
- BLACK F. 1976. Studies of stock price volatility changes [J]. *Meetings of the Business and Economics Statistics Section* , American Statistical Association: 177-181.
- BLAKE A P , MUMTAZ H. 2012. *Applied Bayesian econometrics for central bankers* [J]. Technical Books.
- BRANDT M W , KANG Q. 2004. On the relationship between the conditional mean and volatility of stock returns: A latent VAR approach [J]. *Journal of Financial Economics* , 72(2) : 217-257.
- BROGAARD J , DETZEL A. 2015. The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty [J]. *Management Science* , 61(1) : 3-18.
- CHRISTIE A A. 1982. The stochastic behavior of common stock variances: Value , leverage and interest rate effects [J]. *Journal of Financial Economics* , 10(4) : 407-432.
- DITTMAR A , THAKOR A. 2007. Why do firms issue equity? [J]. *The Journal of Finance* , 62(1) : 1-54.
- GARFINKEL J A , SOKOBIN J. 2006. Volume , opinion divergence , and returns: A study of post-earnings announcement drift [J]. *Journal of Accounting Research* , 44(1) : 85-112.
- GILCHRIST S , SIM J W , ZAKRAJŠEK E. 2014. *Uncertainty , Financial Frictions , and Investment Dynamics* [J]. Meeting Papers. Society for Economic Dynamics.
- Gulen H , and Ion M. Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of Financial Studies* 29: 523-564.
- GULEN H , ION M. 2016. Policy uncertainty and corporate investment [J]. *The Review of Financial Studies* , 29(3) : 523-564.
- HAMILTON J D , LIN G. 1996. Stock market volatility and the business cycle [J]. *Journal of Applied Econometrics* , 11(5) : 573-593.
- HANSEN B E. 1999. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation , testing , and inference [J]. *Journal of Econometrics* , 93(2) : 345-368.
- HONG H , SRAER D A. 2016. Speculative Betas [J]. *Journal of Finance* , 71(5) : 2095-2144.
- JIANG G , Lee C M C , Zhang Y. 2005. Information Uncertainty and Expected Returns [J]. *Review of Accounting Studies* , 10(2-3) : 185-221.
- KANG W , RATTI R A. 2013. Oil shocks , policy uncertainty and stock market returns [J]. *Journal of International Financial Markets , Institutions and Money* , 26: 305-318.
- KANG W , RATTI R A. 2015. Policy uncertainty in China , oil shocks and stock returns [J]. *Economics of Transition* 23(4) : 657-676.
- ARROW K J , HURWICZ L. 1958. On the stability of the competitive equilibrium , I [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*: 522-552.
- KIM H , KUNG H. 2016. The asset redeployability channel: How uncertainty affects corporate investment [J]. *The Review of Financial Studies* 30(1) : 245-280.
- LEE W Y , JIANG C X , INDRO D C. 2002. Stock market volatility , excess returns , and the role of investor sentiment [J]. *Journal of Banking and Finance* , 26(12) : 2277-2299.

- LIU L X , SHU H , WEI K C J. 2017. The impacts of political uncertainty on asset prices: Evidence from the Bo scandal in China[J]. *Journal of Financial Economics* , 125(2) : 286–310.
- LIU L , Zhang T. 2015. Economic policy uncertainty and stock market volatility[J]. *Finance Research Letters* , 15: 99–105.
- OFFICER R R. 1973. The variability of the market factor of the New York Stock Exchange[J]. *The Journal of Business* , 46(3) : 434–453.
- PAN Y , WANG T Y , WEISBACH M S. 2015. Learning about CEO ability and stock return volatility[J]. *The Review of Financial Studies* , 28(6) : 1623–1666.
- PÁSTOR PIETRO V. 2003. Stock valuation and learning about profitability[J]. *The Journal of Finance* , 58(5) : 1749–1789.
- SCHWERT G W. 1989. Why does stock market volatility change over time? [J]. *The Journal of Finance* , 44(5) : 1115–1153.
- SHILLER R J. 1981. Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? [J]. *American Economic Review* , 71(3) : 421–436.
- SHILLER R J. 2000. *Irrational exuberance* , Princeton[M]. New Jersey: Princeton University Press.

Economic Policy Uncertainty and Stock Market Volatility: Evidence from Macro and Micro Levels

Li Li Lei Gong Wang Bo

Abstract In recent years , the volatility of stock market in China has increased significantly. By using the monthly data of stock volatility from 1995 to 2016 , this paper first captures the nonlinear impact of economic policy uncertainty (EPU) on stock market volatility with the threshold VAR model from macro level. It further analyzes the influence of EPU on volatility of individual stocks. The empirical results show that: (1) the increase of EPU not only amplifies the market volatility , but also spills over to the volatility of individual stocks through magnifying the information disagreement of company fundamentals and the pessimistic sentiment of investors; (2) one unit of EPU increase will lead to an average increase of stock volatility by 0.37%; (3) with the increase of EPU or market volatility , the impact of EPU on stock market volatility will be enlarged , showing distinct nonlinearity. This paper implies that the government should take the possible influence of economic policy on capital markets into consideration to avoid fluctuation.

Key words economic policy uncertainty volatility TVAR model panel threshold model