



本科生毕业论文（设计）

题 目: [政策不确定性与股票市场波动性的关系研究](http://bylw.njau.edu.cn/bylw2023/ProcessManagement/View/ProjectDeclaration.aspx?ReportID=9056)

姓 名: 严若琪

学 号: 27119113

学 院: 金融学院

专 业: 投资191

指导教师: 潘军昌 职称: 副教授

2023 年 5 月 1 日

南京农业大学本科生毕业论文（设计）原创性声明

本人郑重声明：所呈交的毕业论文（设计），是本人在导师的指导下，独立进行研究工作所取得的成果。除文中已经注明引用的内容外，本论文不包含任何其他个人或集体已经发表或撰写过的作品成果。对本文的研究做出重要贡献的个人和集体，均已在文中以明确方式标明。本人完全意识到本声明的法律结果由本人承担。

论文作者签名： 日期： 年 月 日

南京农业大学本科生毕业论文（设计）使用授权声明

本学位论文作者完全了解学校有关保留、使用毕业论文（设计）的规定，同意学校保留并向国家有关部门或机构送交论文的复印件和电子版，允许论文被查阅和借阅。本人授权南京农业大学教务处可以将本毕业论文（设计）的全部或部分内容编入有关数据库进行检索，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存和汇编毕业论文（设计）。

论文作者签名： 导师签名：

日期： 年 月 日 日期： 年 月 日

目 录

[政策不确定性与股票市场波动性的关系研究 5](#_Toc135748060)

[摘 要 5](#_Toc135748061)

[ABSTRACT 6](#_Toc135748062)

[第一章 引言 7](#_Toc135748063)

[第二章 文献综述 8](#_Toc135748064)

[2.1经济政策不确定性度量 8](#_Toc135748065)

[2.1.1间接度量法 8](#_Toc135748066)

[2.1.2直接度量法 8](#_Toc135748067)

[2.2股市的区制划分 9](#_Toc135748068)

[2.3经济政策不确定性对股市的影响 10](#_Toc135748069)

[2.3.1直接传导机制 10](#_Toc135748070)

[2.3.2间接传导机制 12](#_Toc135748071)

[2.4 股市波动对经济政策不确定性的影响 13](#_Toc135748072)

[第三章 分析框架与数据来源 15](#_Toc135748073)

[3.1研究问题 15](#_Toc135748074)

[3.2研究方法与方案 15](#_Toc135748075)

[3.2.1数据及变量选取 15](#_Toc135748076)

[3.2.2模型说明---MS-VAR模型 16](#_Toc135748077)

[3.2数据处理 19](#_Toc135748078)

[3.2.1变量描述性统计 19](#_Toc135748079)

[3.2.2平稳性检验 20](#_Toc135748080)

[3.2.3协整检验 20](#_Toc135748081)

[第四章 实证检验与结果分析 22](#_Toc135748082)

[4.1 模型选择 22](#_Toc135748083)

[4.2 模型区制状态转化分析 23](#_Toc135748084)

[4.3模型回归结果分析 27](#_Toc135748085)

[4.4稳健性检验 29](#_Toc135748086)

[4.4.1分类经济政策回归结果分析 29](#_Toc135748087)

[4.4.2 改变经济政策不确定性代理变量 30](#_Toc135748088)

[第五章 结论与政策启示 31](#_Toc135748089)

[参考文献 32](#_Toc135748090)

[致 谢 35](#_Toc135748091)

# [政策不确定性与股票市场波动性的关系研究](http://bylw.njau.edu.cn/bylw2023/ProcessManagement/View/ProjectDeclaration.aspx?ReportID=9056)

# 摘 要

政策不确定性对于中国股票市场存在着动态的时变性影响，本文选用2003年1月至2022年5月的月度数据，使用MSIH(3)－VAR(3)模型划分波动状态，并根据马尔科夫链蒙特卡洛算法构建时变参数向量自回归模型，探究政策不确定性与中国股票市场之间的内在关联。研究结果表明(1)经济政策不确定性对股票市场的冲击作用存在滞后性与明显的时变特征，区制划分特征明显，短期影响强烈;(2) 经济政策不确定性波动对股市影响的状态转换具有非对称性，其中，平稳波动状态比低、高波动状态具有更强的持续性。（3）经济政策不确定性变化率上升时，对于股市的影响在之后一期最强烈，且存在较长期的影响。根据脉冲响应结果，股市收益率和波动率受冲击影响的持续时间较长，股市流动性受冲击影响后在一定时期后逐渐消失。（4）财政政策不确定性与货币政策不确定性对股市的影响较大，影响持续时间较长。总体来说，本研究为理解经济政策不确定性如何影响股市提供了深入的见解，并为政策制定者和投资者提供了参考信息。

**关键词：**经济政策不确定性；马尔可夫区制转换；时变参数向量自回归

Research on the Relationship between Policy Uncertainty and Stock Market Volatility

# ABSTRACT

The policy uncertainty has a dynamic and time-varying impact on the Chinese stock market. This article uses monthly data from January 2003 to May 2022. The MSIH(3)-VAR(3) model is used to identify volatility states, and a time-varying parameter vector autoregressive model is constructed based on the Markov chain Monte Carlo algorithm to explore the intrinsic relationship between economic policy uncertainty and the Chinese stock market. The research findings indicate the following: (1) Economic policy uncertainty has a lagged and evident time-varying impact on the stock market, with distinct features in different volatility states. The short-term impact is strong. (2) The volatility of economic policy uncertainty has an asymmetric effect on the stock market, with more persistence in stable volatility states compared to low and high volatility states. (3) When the rate of change in economic policy uncertainty increases, its impact on the stock market is strongest in the subsequent period and has a longer-term effect. According to the impulse response results, stock market returns and volatility are affected for a longer duration, while the impact on stock market liquidity gradually dissipates after a certain period. (4) Fiscal policy uncertainty and monetary policy uncertainty have a significant impact on the stock market, with a longer duration of influence.

**Key words：**Economic policy uncertainty; Markov regime switching; Time-varying parameter vector autoregression.

# 第一章 引言

随着市场化改革不断深入，中国经济正在经历深层次调整，内外经济环境发生显著变化，特别是在新冠肺炎疫情暴发后，全球各国经济遭受重大冲击，各种经济问题频发，导致了国内外经济结构性的变化。因此，政府会频繁出台财政、货币、监管和其他宏观经济政策对资源配置和经济运行状况进行干预调控，以达到刺激经济、加强就业等目标。而这些政策的频繁调整与出台对于经济行为主体的投资(消费)决策存在着重要影响,对于资产定价、资产价格波动的影响不可小觑。

经济政策不确定性指的是市场参与者难以准确预测政府未来是否会改变现行政策以及改变政策的方式。近年来的研究表明，经济政策不确定性具有明显的逆周期特征，即在经济下行期间，经济政策不确定性增加。

中国股市常被视为政策驱动型市场，因此与相关政策变动密切相关，这些政策变动对股市的波动产生一定影响。尽管近年来我国股票市场的监管机制不断成熟与完善，但随着国内外经济环境和政治局势等的变动，经济政策的频繁调整加深了经济政策的不确定性。这种不确定性在中国股票市场中表现为较为频繁的波动，市场经历了多轮的暴涨和暴跌。

在股市中，不同行业的特征如行业要素密集程度、流通盘大小差异以及行业是否具有周期性等，会导致面临外部不确定性时部分股票出现领涨或领跌的行情。此外，不同年份和经济景气状况下的背景也会影响不确定性冲击的强弱。因此，股市的波动性在不同的时间和条件下可能呈现出不同的特征。

股市的波动性与经济政策不确定性密切相关。政策的变动和调整会引起市场参与者的担忧和不确定情绪，进而影响股市的走势和波动。因此将经济的结构性变化特征考虑在内，基于影响的异质性、滞后性和时变性的角度来进一步研究经济政策不确定性对股市波动性的差异性影响，准确、客观地分析中国经济政策不确定性对经济的时变效应，对提高政策预见性、优化和完善政策操作、实现稳增长与防风险长期均衡具有重要的理论与实践意义；一方面有利于政府实施更有针对性的行业政策和政策工具，另一方面也为投资者在面临不确定性时减少或规避风险提供依据。

# 第二章 文献综述

2.1经济政策不确定性度量

2.1.1间接度量法

已有的研究文献对政策指标地度量一般是采用财政政策和货币政策工具,或者通过事件分析法列举和经济或金融相关的经济政策以衡量经济政策不确定性。Born和Pfeifer(2014)通过构建货币政策、财政政策的时间序列模型,将估计出的时变标准差作为经济政策不确定性的代表。Belo等(2013)将选举作为政策不确定性的代理指标。

货币政策不确定性的度量通常使用货币量（M2环比增速）和利率等作为代理变量。Born和Pfeifer（2014）采用带随机波动率的AR(1)模型来拟合泰勒规则的残差项，从而获得货币政策冲击序列{mt}（t从1到T）。然后，他们利用得到的时变标准差序列{σmt}（t从1到T）来度量货币政策不确定性（MPU）。这种方法通过分析冲击序列的波动性，提供了一种衡量货币政策不确定性的指标。此外，Brogard和Detzel（2015）使用市场收益率的波动性来测度经济不确定性。他们使用了市场收益率的方差（VAR）以及利用GARCH(1,1)模型计算的市场收益率波动指数（GARCH）。这种方法通过分析市场收益率的波动性来捕捉经济不确定性的水平。

2.1.2直接度量法

近年来，随着EPU指数出现与改进，使用其作为经济政策不确定性指标的研究也逐渐增多。

不同研究学者采用了不同的方法来度量中国经济政策的不确定性。李凤羽、杨墨竹（2015）利用斯坦福大学和芝加哥大学联合发布的中国经济政策不确定指数进行测量，该指数具有较好的连续性和时变性。Baker等人（2016）则根据新闻报道素材，运用文本挖掘技术构建了经济政策不确定性指数。Davis等人（2020）则使用《人民日报》和《光明日报》的素材来计算经济政策不确定性指数，该指数覆盖了财政、货币、监管、法律法规等各个方面，具有较高的公信力和解释力度，能够更好地反映经济政策的时变特征。这些指数的值越大，表明当月中国经济政策的不确定性越高。（经济政策不确定性指数）

在参考了Baker等人的方法后，Huang和Luk（2020）提出了一种新的度量中国经济政策不确定性的指数，即中国经济政策不确定性指数（CEPU）。他们选择了国内数十种报刊中的新闻报道，包括人民日报、解放日报等，通过整理其中与经济政策不确定性相关的词汇信息进行综合。CEPU指数包括中国经济政策的总指数以及不同类型的细分指数，其中不同类型的经济政策不确定性细分指数包括财政政策、货币政策、贸易政策以及汇率和资本账户政策等四个指数，方便研究者更深入地探讨不同类型经济政策不确定性对宏观和微观影响的情况。

2.2股市的区制划分

罗军、乔高秀等（2018）在对沪深股市波动率的研究中得出，**沪深股市存在明显的高、低波动**，存在显著的波动聚集性、持续性，且波动在不同状态的行为存在差异性。从股市的随机波动率来看，2007年和2015年为两个明显的波动高峰期，其他时间的波动率较低且相对平稳。通过事件分析法，学者们将高低波动区制的转换与背后相应的外部事件与之对应。随着2005年股权分置改革，人民币升值，QFII额度上调等诸多利好消息的发布，上证指数历时2年，自最低点直超6100点，涨幅超500%。随后的“次贷危机”以及基金暂停发行，使其一路暴跌至1664点。通过IPO重启、紧缩调控等干预措施，上证指数重回3000点且趋于平稳。2014年7月至2015年6月，上证指数总体以上涨趋势攀升至5178点，随后市场反弹并于7月9日跌回3700点，仅一年内便经历了数次大幅涨跌。此外，虽然近年来新冠疫情对股票市场造成了冲击，但市场波动率仍位于较低区间。

基于股市波动状态的变化，**对股市波动状态的区制划分，学者们主要使用两区制和三区制**。方舟（2011）等构造MS-VAR模型进一步论证货币政策的调控作用在股市膨胀期最为显著。王霦,魏先华（2017）在对资产收益的研究中提出，金融资产往往存在两种表现截然不同的时段,在正常时段内金融资产价格变化平稳,波动率较小,而在“危机”时段内,金融资产价格波动剧烈,收益波动性急剧上升。洪绍鹏等（2021）在对上证指数和深圳指数条件波动概率的研究中发现，我国股票市场的波动率具有区制划分明显、长记忆性、复归性、易受外部影响的特点。李力、宫蕾（2018）等通过构建门限VAR模型发现我国EPU指数存在两个明显的区制，认为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特征。而胡一博等（2016）研究发现我国货币政策对股市稳定性的影响系统具有明显的三区制特征，在多个年份股市不稳定性激增，且股市不稳定性具有内在的周期循环特征，与金融不稳定性假说吻合，且三区制的划分比其它学者划分的牛市、熊市二区制更为合理。

2.3经济政策不确定性对股市的影响

EPU的影响分为宏观和微观两种方式，宏观方式体现在国家政府通过制定经济政策（如货币政策、财政政策、贸易政策等）等渠道间接调控市场运行。微观方式为EPU对企业投资规模、利润率、居民风险投资行为等造成负面影响。

2.3.1宏观传导机制

随着各种公共事件的突发带来的EPU指数上升，经济政策不确定性给股票市场的稳定性带来了显著的直接影响。

在对**股票市场风险**的影响上，学者们采用了统计学方法和事件分析法，研究政策颁布前后股票风险的变化，并探讨了政策不确定性对股票风险的影响。陈国进、张润泽等（2018）的实证研究表明，引入传统风险因子并未导致政策不确定性形成的波动率差异出现趋势性变化。这说明政策不确定性与传统风险因子之间的交互效应并不显著，进一步表明政策不确定性作为独立的风险因子具有较强的独立性。进一步区分市场板块，万相昱（2022）等研究发现，在主板市场，经济政策不确定性（EPU）对系统风险的影响非常显著。不同类型的投资组合中，EPU对主板市场股票的系统性风险影响没有符号上的差异。也就是说，随着经济政策不确定性的增加，主板市场股票的系统性风险也会增加。然而，在创业板市场，EPU对不同类型投资组合的系统风险影响存在差异。对于小规模股票，EPU的系数显著小于零，这意味着经济政策不确定性越高，小规模股票的系统风险越低。而对于大规模股票，经济政策不确定性越高，系统风险也越高。

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**。雷立坤等(2018)发现EPU指数对于分析我国股市波动具有重要意义，通过这一指数能够明确股市波动过程中的长期要素，并显著改善对上证综指波动率的预测精度。杨苓和蒋远营（2022）在探究经济政策不确定性、股票市场和房地产市场间的动态关联的研究中发现，中国的EPU指数与股票市场同期负相关，究其原因，当经济政策频繁变动，投资者将采取稳健的投资方式避免潜在风险，因此不确定性的变化一定程度上能够抑制股市波动，但近几年EPU指数波动率的持续增长，抑制效果呈逐年减弱的趋势。

经济政策不确定性对**股票溢价**有积极影响。研究表明，经济政策不确定性对股票市场具有积极影响。Pástor和Veronesi（2012）基于资产定价模型的分析证明，政府政策的变化会使股票回报更加不稳定，从而对股票溢价产生影响。Brogaard和Detzel（2015）的研究考察了经济政策不确定性在截面上的定价能力。通过采用GMM估计方法，他们得出结论，经济政策不确定性给美国股票资产带来显著的负向风险溢价。张润泽（2017）等学者认为，政策不确定性能够解释一部分股权溢价，但风险溢价对政策风险的敏感度很高。随着政策风险的增加，股权溢价也会迅速上升。另外，汪弘等（2018）的研究发现，经济政策不确定性（EPU）是中国股市中一个非常重要的定价因子。他们发现，EPU对未来3个月的股票市场收益有显著的正向影响，并对A股股票资产具有显著的正向溢价作用。

并且，**经济政策不确定性对股市的影响效果是分阶段的**，可能由于国内经济体制的变化或外部环境的改变而发生相应的调整，或者，比如在分析牛市阶段和熊市阶段的影响、又或者是经济周期的不同阶段时可能会得出不一样的论断。郑丽君等（2022）研究发现在不同的政策不确定性状态下，货币政策对股票价格的反应呈现出明显的分区制效应，但均为短期影响。张伟亮、宋丽颖(2022)在对中国经济政策不确定性的时变效应检验中得出，模型参数具有十分显著的时变特征，不变参数的假设是不合理的。李力等（2018）研究发现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。进一步的，杨璐、刘永文等（2022）研究经济不确定性对金融市场的时变效应发现，经济政策不确定性上升使得短期内股价急剧下降，之后负面影响逐渐减小，长期内趋于0。

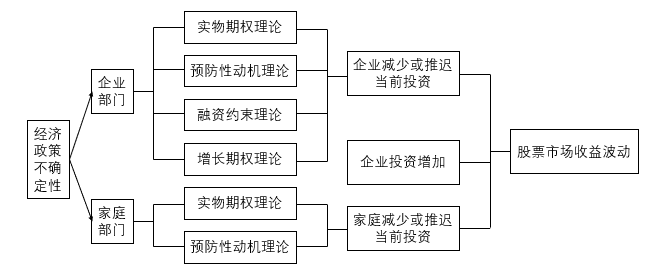
此外，有较多文献聚焦在经济政策不确定性中的**货币政策不确定性对于股票波动率和流动性的影响**。周晖（2010）运用多元GARCH模型，认为货币政策与波动性可双向传导但略有阻滞，货币政策通过宏观经济渠道的间接作用效率更高。胡一博等（2019）研究得出相对股价而言，货币政策对股市波动率和流动性影响较大，股市波动率受货币政策冲击的脉冲响应值相对较小但冲击的持续期较长，而流动性虽受到货币政策的短期冲击，但脉冲响应数值较大，无论系统处于哪个区制，股市流动性均会受到较大的冲击，成为导致股市不稳定的重要因素。林建浩等（2021）利用随机波动率模型估计货币政策不确定性指数，并表明货币政策不确定性为逆周期的经济变量，即宏观经济越不景气，MPU越大。李超杰、郑凯鑫（2022）实证研究得货币政策不确定性指数对于金融市场波动性的影响程度最深。

2.3.2微观传导机制

**企业部门**所受影响主要可分为预防性动机理论、实物期权理论理论、融资约束理论等。从预防性动机角度来说，石永东等（2016）在对经济政策不确定性与企业持有现金策略的实证研究中得出，当经济不确定性增加时，企业会倾向于多持有现金，并且企业持有现金的增加部分来源于投资机会的放弃。根据陈国进等（2018）的研究，政策不确定性的滞后一期变动对企业现金流产生了显著的负向影响，从而降低了企业的现金流水平。这意味着政策不确定性的增加可能会对企业的财务状况产生负面影响。此外，研究还指出政策不确定性可以提高随机贴现因子，即影响未来现金流折现的因素。更具体地说，相对风险厌恶系数对这种效应具有叠加效应。当政策不确定性和相对风险厌恶系数同时增加时，政策不确定性对随机贴现因子的正向影响呈现几何级数的增长。这表明随着政策不确定性和相对风险厌恶系数的提高，企业估值可能会降低。

李凤羽,杨墨竹（2015）研究表明，经济政策不确定性的提高会对企业投资产生抑制作用,与实物期权理论相吻合。从融资约束理论出发,GulenandIon(2012)认为经济政策不确定性的上升增加了企业的破产概率,这会导致企业外部融资成本的上升,进而对企业投资产生抑制作用。杨璐、刘永问（2022）认为经济增长率、杠杆率和社会融资规模是影响股市系统性风险的重要原因，且随着经济增长率和社会融资规模减小，系统性风险升高；金融部门杠杆率越高，市场系统性风险越大。

在政策不确定性与股票价格的传导机制中,家庭的决策行为发挥着重要作用，对于**家庭部门**所受影响的理论主要分为实物期权效应和预防储蓄效应。李永友和钟晓敏(2012)在对家庭最优消费决策和财政政策的关系研究中发现，未预期到的财政政策冲击对居民边际消费倾向产生的综合效应显著为负。胡永刚和郭长林(2013)表明,在引入财政支出规则后,财政政策能够通过居民预期改变其消费行为。陈国进（2017）等在政策不确定性、消费行为与股票资产定价的研究中得出，政策不确定性也可能导致消费的增加，消费者会因为对货币贬值的担心的增加，从而增加当期消费。同时，人们在对未来作出预期时通常会对当下的事件冲击赋予较高的权重，在同一冲击的频率上升后，人们反而对这种事件冲击习以为常，弱化对股市波动造成的影响。



**Figure1政策不确定性影响股价的传导机制**

2.4 股市波动对经济政策不确定性的影响

除了经济政策不确定性对股票市场波动的单向影响外，一些学者还发现，股票市场波动也对经济政策不确定性产生了影响，两者存在双向交互影响。

Antonakakis等（2013）从动态相关性角度发现，美国经济政策不确定性与美国股票市场波动之间存在显著的双向关联。Pástor和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。陈国进等（2014）测度了中国经济政策不确定性与中国股票市场波动之间的双向关联。

进一步的，杨苓、蒋远营（2022）研究发现股市冲击能够减缓EPU指数的波动，中期传导效应相较短、长期更为显著，表明股市冲击对EPU存在较强的滞后负传导效应，且无论其自身波动状态，冲击效果都表现为抑制作用。

# 第三章 分析框架与数据来源

3.1研究问题

综上所述，现有对于经济不确定性与股票市场的关联的研究多集中于货币政策的单一影响以及经济政策不确定性对整体股市的影响的理论研究，而从股市波动性特征出发并基于分区制的实证检验较少；此外，现有研究多是使用间接的代理变量赋值于经济政策不确定性，传统的政策工具在很大程度上无法全面反映政策在不确定性层面的特征。这些传统工具主要关注特定政策措施的实施和效果评估，但往往无法捕捉到政策在时间序列上的连续变动和不确定性所带来的影响。另外，事件分析法通常用于分析股市异常点时的政策效应，它可以帮助我们理解政策措施对市场的短期影响。然而，这种方法往往只能关注特定事件或特定时期，难以全面了解政策效应在时间序列上的持续变动。

因此，本文基于此提出以下研究问题与假设。

基于区制识别，研究系统在所处的不同区制下，经济政策不确定性冲击对股市波动的影响，比较不同波动水平组合下影响效果的差异，并结合相关时点的重大事件进行分析。

“政策风险假说”将政策不确定性看作一种风险，因此资产价格波动和不确定性往往在较差的宏观环境中呈现出双高的特点。李超杰、郑凯鑫在对中国经济政策和金融市场波动的关系研究指出，经济政策不确定性作为一种系统性风险，会加剧金融市场的波动程度，且其中货币政策不确定性每增加1%，股市的波动率也会相应增加0.317%，表现最为显著，且会带来超额股票收益率（Patelis，1997）。关税政策的不确定性使得股票波动率在政策公布日附近显著提升（王红，2023）。因此提出：

**假设1**经济政策不确定性冲击对股市波动性表现出显著的正向影响。

宏观经济的高度非线性特征决定了政策不确定性的非线性，且包含区制转换的高频波动率模型对中国股票市场波动率的预测表现更好。因此提出：

**假设2**截距、方差都是区制依赖的，即在不同的区制状态下经济政策不确定性对股市的影响的系数都是变动的，即不确定性冲击含一定时变特征。

MP理论认为政策变动的传导机制使得其对资产价格的影响存在滞后性，对于政策变动的反应并非有效的；粘性信息理论（Mankiw，2006）也认为，投资者对于货币政策的冲击的反应存在滞后性。因此提出：

**假设3**当EPU指数处于低波动状态时，能够较好的抑制股市波动。当EPU指数处于高波动状态时，股市会相应大幅震荡，表现为滞后效应的正负变化，且在股市波动水平较高时更为显著。

3.2研究方法与方案

3.2.1数据及变量选取

经济政策不确定性的度量采用2000年1月～2022年4月Huang和Luk(2020)构造的中国不同类型经济政策(包括财政政策、货币政策、贸易政策以及汇率和资本账户政策)不确定性指数。

股票市场的波动性以上证综指(SZZZ)月度数据为基础展开研究分析，分别从股市收益率、波动率以及股市流动性三个方面考察。林建浩等（2021）认为，基于上海股市相对成熟、对冲击反映迅速，使用上证综指能够更好反映中国股票市场的波动。

Table 1 选取变量总结

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 类型 | 变量名称 | 符号 | 变量取值 |  |
| 政策层面 | 政策不确定性 | CEPU | 经济政策不确定性 |  |
| EPUM | 货币政策不确定性 |  |
| EPUF | 财政政策不确定性 |  |
| EPUE | 外汇与资本账户政 |  |
| EPUT | 贸易政策不确定 |  |
|  |
|  |
|  |
|  |
| 股市层面 | 波动性 | VOL | 日收益标准差月度化 |  |
| 流动性 | LIQ | 换手率 |  |
| 收益率 | RE | 上证综指收盘价  rt=100\*ln(Pi,t/Pi,t-1) |  |
|  |

3.2.2模型说明---MS-VAR模型

针对研究问题，采用MS-VAR模型以考察经济政策不确定性与股市之间的冲击传导机制。

由于我国EPU指数、股市均存在高、低波动状态，特别是在政策或宏观经济冲击后，股票价格可以从趋势急剧改变为波动，因此采用区制转移模型（RSM），通过将时间序列分为不同的“状态”，设定区制数，将模型部分或全部参数会因为处于不同市场区制而发生的改变纳入考虑，以此来解决基本时间序列建模中的不足。胡一博（2016）认为MS-VAR模型所涉及到的区制个数、不同状态的相对独立性以及参数的可变性等也为旨在为分析非线性、动态非平稳经济问题提供灵活条件。郑丽君（2022）等比较分别使用了考虑和不考虑马尔可夫区制转换的VAR模型后发现考虑马尔科夫区制转换的VAR模型在刻画金融时间序列由于政策不确定变化等因素导致的突然跳跃方面具有优越性，明显优于不考虑区制转换的VAR模型。

为了研究经济不确定性对股市稳定性的影响，我们引入了马尔科夫链到向量自回归模型中，建立了马尔科夫区制转换向量自回归模型，用于分析变量之间的相互作用关系。这种MS-VAR模型可以估计系统在不同区制转换的状态下的行为，并基于此模型计算系统在不同区制下的累计脉冲响应函数。

马尔科夫区制转换向量自回归模型（MS-VAR）最早由国外学者Hamilton（1989）提出。该模型假设回归系数随着一个代表不同区制状态的不可观测离散变量的变化而变化。模型认为时间序列向量yt由其不可观测的离散状态变量st决定，根据st的取值，研究问题或系统可以被划分为M个区制（状态），即st=m，其中m=1,2,...,M。模型参数的估计将根据系统所处的不同状态而发生变化。当系统状态发生转变时，MS-VAR模型可以自动调整VAR模型的参数，并描述特定状态以及状态转变时变量之间的动态特征和相互关系。在对各参数进行一致有效估计的基础上，该模型还能提供各状态之间的转换概率。

马尔科夫区制转换向量自回归模型主要包括转换截距模型和转换均值模型，这些模型的引入允许我们更好地理解和分析系统中的状态转换和变量之间的动态特征。通过将马尔科夫链与向量自回归模型相结合，我们能够更全面地揭示经济不确定性对股市稳定性的影响机制，为投资者和决策者提供更准确的市场预测和风险管理依据。

建模过程如下，首先对时间序列进行平稳性检验并依据结果确定差分阶数，并**建立传统的VAR模型**。

一个K维、p阶滞后的VAR模型可以表示为：

*yt=ν+A1yt-1+…+Apyt-p+ut* (1)

其中yt=(y1t,y2t,…ykt)′,t=1,…,T,截距项矩阵用v表示，Aj为自回归系数矩阵，ut为误差项。若ut~NID（0，Σ），方程（1）可以变换为其均值调整模型：

*yt-u=A1(yt-1-u)+A2(yt-2-u)+…+Ap(yt-p-u)* (2)

以上VAR模型适用于时间序列变量，yt所处的状态不随时间推移发生改变。

其次通过比较不同滞后阶数信息准则（AIC、LL、SC）的大小来确定VAR模型最优的滞后期，基于股市存在m种波动状态，因此设置一个m状态的Markov转换过程，St∈{1,2，…,n}，通过建立截距(I)、系数(A)、方差(H)和均值(M)等各个参数随状态变化的MS-VAR不同组合模型,最后选择在不同区制下的最优模型。其表达式为：

(3)

其中μt~NID(0,Σ(s**t**)),π**i**(i=1,…,p)为方程的系数向量,方程的滞后阶数为p,设s**t**为一个代表不同区制状态、不可观测的离散变量,且取值区间为{1,2,…,m}的马尔可夫链,该变量所表示的含义为经济系统的m种状态区制。

其中二维时间序列变量Yt可拆分为如下联立方程式：

(4)

在此基础上,假定时间序列yt依赖的不可观测的状态变量s**t**,其截距项v、误差项μ**t**均具有状态转换特征,则s**t**的转换概率可表示为：

(5)

如果st服从一个不可约的遍历Markov过程，假设该过程存在M种状态。转换矩阵如下：

(6)

在此基础之上，采用广义脉冲响应函数，基于MS-VAR模型的区制划分，分析在不同区制，即不同EPU和股市波动的组合下，不确定性增加一个标准差(新息)时，股市波动性在当期和未来各期的动态响应过程。(模型的创建与运算通过OxMetrics软件编写的MS-VAR程序包来实现)

对于每一个VAR模型都可以表示成为一个无限阶的向量MA(∞)过程。

(7)

Ψs中第i行第j列元素表示的是，令其他误差项在任何时期都不变的条件下，当第j个变量对应的误差项ujt在t期受到一个单位的冲击后，对第i个内生变量在t+s期造成的影响。对于ut中的每一个误差项，内生变量都对应着一个脉冲响应函数。

3.2数据处理

3.2.1变量描述性统计

Table 变量描述性统计

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **DCEPU** | **DEPUE** | **DEPUF** | **DEPUM** | **DEPUT** | **LIQ** | **RET** | **VOL** |
| **Mean** | 0.0071 | 0.0004 | 0.0048 | 0.0045 | 0.0049 | 1.6902 | 0.0028 | 0.0136 |
| **Median** | 0.0303 | 0.0138 | 0.0328 | 0.0045 | 0.0233 | 1.4955 | 0.0063 | 0.0114 |
| **Maximum** | 1.6561 | 1.3797 | 1.6342 | 0.8491 | 1.5781 | 6.9680 | 0.2425 | 0.0393 |
| **Minimum** | -1.7889 | -1.4371 | -1.3003 | 0.9003 | -1.9661 | 0.0000 | -0.2828 | 0.0028 |
| **Std.Dev** | 0.4671 | 0.4210 | 0.4540 | 0.3027 | 0.5745 | 1.0277 | 0.0750 | 0.0070 |
| **Skewess** | 0.0331 | 0.1946 | 0.2892 | 0.1132 | -0.0239 | 0.2080 | -0.5560 | 1.4062 |
| **Kurtosis** | 4.1115 | 3.4590 | 3.8884 | 3.0115 | 3.5390 | 9.5942 | 5.2051 | 4.7874 |
| **Jarque-Bera** | 12.0359 | 3.5163 | 10.9095 | 0.4987 | 2.8422 | 590.1995 | 59.2113 | 107.7999 |
| **Probability** | 0.0024 | 0.1724 | 0.0043 | 0.7793 | 0.2414 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| **Sum** | 1.6539 | 0.0875 | 1.1282 | 1.0465 | 1.1339 | 393.8247 | 0.6540 | 3.1797 |
| **Sum Sq.Dev** | 50.6185 | 41.1155 | 47.8282 | 21.2519 | 76.5875 | 245.0292 | 1.3039 | 0.0113 |
| **Observations** | 233 | 233 | 233 | 233 | 233 | 233 | 233 | 233 |



Figure 2 经济政策不确定性波动率于股市指标走势图

图2为经济政策不确定性以及股市波动率、收益率、换手率的时序图。由图可见，股票市场指标与各政策不确定大小的波峰波谷相对应，协同性较好。

3.2.2平稳性检验

Table 3 ADF平稳健性检验结果

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | t-statistic | 1%level | 5%level | 10%level | Prob. | Result |
| liq | -5.83306 | -3.99810 | -3.42931 | -3.13814 | 0.0000 | 平稳 |
| ret | -13.5538 | -3.99810 | -3.42931 | -3.13814 | 0.0000 | 平稳 |
| vol | -6.90764 | -3.99643 | -3.42850 | -3.13767 | 0.0000 | 平稳 |
| CEPU | -2.77551 | -3.99846 | -3.42948 | -3.13824 | 0.2079 | 不平稳 |
| EPUE | -3.30882 | -3.99864 | -3.42957 | -3.13829 | 0.0674 | 不平稳 |
| EPUF | -4.32072 | -3.99846 | -3.42948 | -3.13824 | 0.0035 | 平稳 |
| EPUM | -2.67377 | -3.99864 | -3.42957 | -3.13829 | 0.2486 | 不平稳 |
| EPUT | -4.37567 | -3.99846 | -3.42948 | -3.13824 | 0.0029 | 平稳 |
| DCEPU | -16.0799 | -2.57506 | -1.94221 | -1.61578 | 0.0000 | 平稳 |
| DEPUE | -15.1315 | -2.57510 | -1.94222 | -1.61578 | 0.0000 | 平稳 |
| DEPUT | -18.3041 | -2.57506 | -1.94221 | -1.61578 | 0.0000 | 平稳 |

首先使用ADF检验对变量原数据进行单位根检验（如上表所示），其中CEPU，EPUE，EPUM存在单位根，序列不平稳，因此对原序列做一阶差分并再次进行单位根检验，一阶差分序列DCEPU，DEPUE，DEPUM平稳。

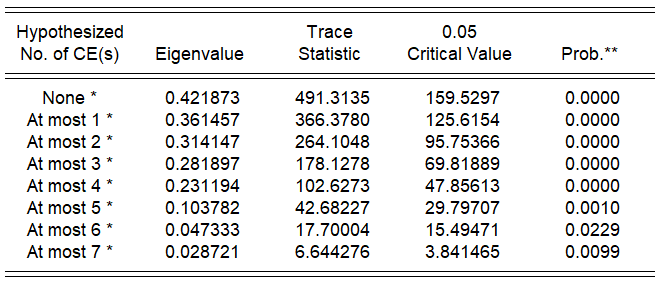
在对经济政策不确定性的五个变量取对数以后，所有变量在5%的置信水平上平稳，不存在单位根。因此使用经济政策不确定性的一阶差分序列，作为实证研究数据。接下来运用变量的平稳序列数据进行相关实证分析。

3.2.3协整检验

非平稳序列常常存在伪回归问题，为了准确判断变量之间是否存在稳定的关系，需要使用协整检验方法。协整检验能够判断变量是否具有长期稳定的关系，其中所有参与协整回归的变量必须是同阶单整的。

本文采用了Johansen协整检验方法来判断DCEPU、DEPUE、DEPUF、DEPUM、DEPUT、liq、ret和vol这八个时间序列是否存在协整关系。该方法基于极大似然估计，用于检验多变量之间的协整关系。根据表中的结果，在显著性水平为5%的情况下，我们选择的这八个指标之间不存在伪回归现象，并且存在两个长期稳定的关系。

Table 4 协整检验



****

# 第四章 实证检验与结果分析

4.1 模型选择

首先根据VAR模型中的AIC准则确定最优滞后期，并依据信息准则最小值原则，确定模型中各变量最优滞后期数为3。

Table 5 滞后期数诊断表

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Lag | LogL | LR | FPE | AlC | SC | HQ |
| 0 | -579.369 | NA | 0.002149 | 5.208648 | 5.269571 | 5.23324 |
| 1 | -380.829 | 388.2167 | 0.000421 | 3.578826 | 3.883438\* | 3.701782 |
| 2 | -345.203 | 68.38873 | 0.000353 | 3.403596 | 3.951897 | 3.624917\* |
| 3 | -328.642 | 31.19938\* | 0.000352\* | 3.398589\* | 4.190578 | 3.718275 |
| 4 | -314.777 | 25.62528 | 0.000359 | 3.417653 | 4.453331 | 3.835703 |
| 5 | -302.292 | 22.62899 | 0.000371 | 3.449037 | 4.728404 | 3.965452 |
| 6 | -292.538 | 17.33035 | 0.000393 | 3.504807 | 5.027863 | 4.119587 |
| 7 | -278.715 | 24.06798 | 0.000401 | 3.524239 | 5.290984 | 4.237383 |
| 8 | -271.851 | 11.70435 | 0.000436 | 3.605816 | 5.616251 | 4.417326 |

传统的VAR模型假设参数是恒定的，未考虑金融冲击、政策性干预等突发因素对市场的影响，因此其模型结果可能不稳定。而MSVAR模型的引入可以克服传统VAR模型的局限性，并更准确地描述实际情况。它能够捕捉到经济系统中存在的不同状态，并允许参数在不同状态下发生变化。这使得能够更全面地分析金融市场中的复杂性和非线性特征，从而更准确地预测和解释市场的动态变化。为了更好地考虑变量之间可能存在的非线性关系，并处理不同状态下的不同截距、均值、滞后系数和方差，因此本文采用了马尔科夫区制转换模型（MSVAR）进行实证研究。该模型可以处理不同状态下的不同截距、均值、滞后系数和方差。MSVAR模型根据这些参数是否随状态变化而分为几种类型：MSI-VAR（截距随状态变化）、MSM-VAR（均值随状态变化）、MSA-VAR（滞后系数随状态变化）和MSH-VAR（方差随状态变化）。此外，也有混合类型，如MSIH-VAR（截距和方差同时随状态变化）和MSIAH-VAR（所有参数均随状态变化）。

因此先分别建立各类模型，再根据准则来选择最优的模型。比较下表的汇总结果，应当使用的MSI(3)-VAR(3)模型，设置区制为3，滞后期为3期，此时模型为最优。

Table 6 模型选择依据

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 统计量 | MSI(2)-VAR(3) | | MSI(3)-VAR(3) | MSIH(3)-VAR(3) \* | | MSM(3)-VAR(3) |
| Log\_likelihood | | 1039.1623 | 1075.2868 | | 1095.4068\* | 1048.9991 |
| AIC | | -8.5753 | -8.8286 | | -9.3462\* | -8.6000 |
| HQ | | -8.2557 | -8.4668 | | -8.8962\* | -8.2382 |
| SC | | -7.7831 | -7.9317 | | -8.2320\* | -7.7031 |
| LR linearity test | | 45.9333 | 118.1822 | | 270.6509\* | 65.6069 |

注:\*号表示AIC、HQ和SC最小值，极大似然估计(Loglikelihood)最大值所在模型

根据表中的模型选择结果, 通过比较不同模型的极大似然值以及AIC、SC信息准则，来评估模型的拟合程度和预测性能。在这个过程中，MSIH（3）-VAR(3)模型显示出较高的准确性和可靠性，因此，构建MSIH（3）-VAR(3)模型进行分析。

4.2 模型区制状态转化分析

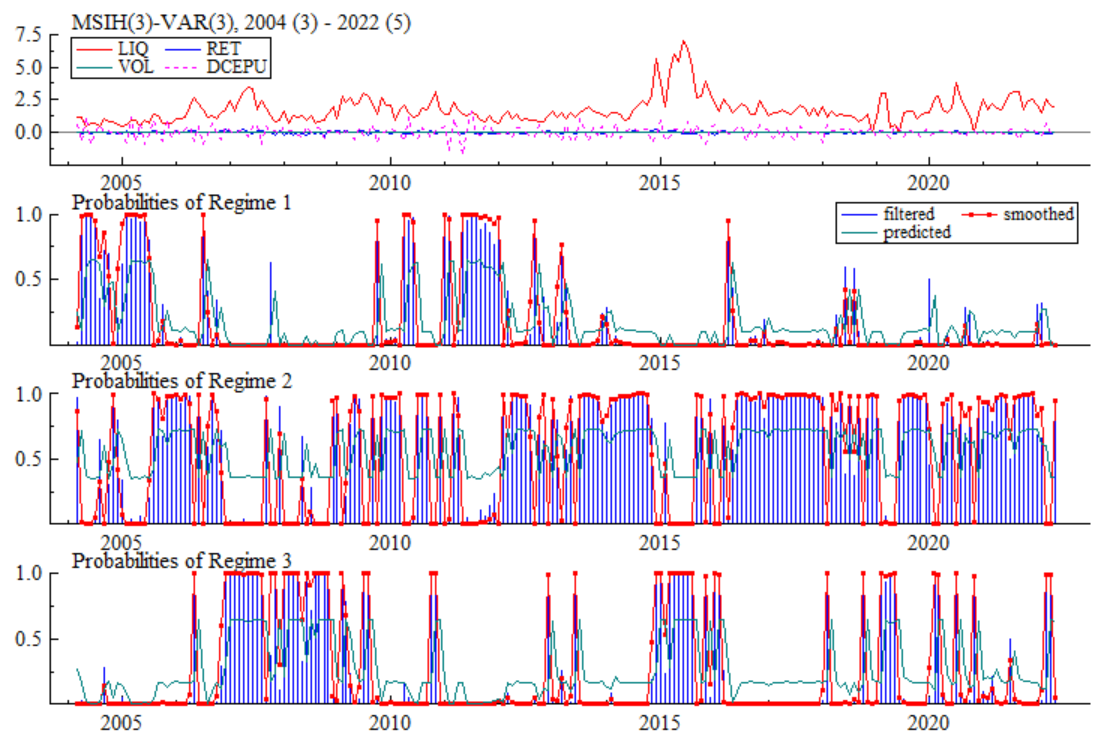


Figure 3区制概率

本文采用MSIH(3)－VAR(3)模型对中国经济政策不确定性对中国股市的影响进行估计，并得到了三个区制状态转换概率图，具体的估计结果可参见图3。图3展示了在2003年1月至2022年5月期间，根据模型的三个区制划分所得到的滤波概率、平滑概率和预测概率。从估计结果中可以观察到，中国经济政策不确定性的波动程度呈现明显的区制转换效应。具体而言，区制1被定义为"平稳波动状态"，区制2被定义为"低波动状态"，而区制3则代表"高波动状态"。图表显示，区制2的低波动状态是一种"常态"，而平稳波动状态1和高波动状态3则表现出较短且不连续的持续时间。高波动状态3主要出现在2004年至2005年、2007年至2009年、2015至2016年以及2019年至2021年。回顾这些年份，我们不难发现，这些时期的不确定性剧烈波动往往受到外部事件冲击的影响，例如2008年的经济危机、2016年6月英国全民公投决定"脱欧"、2018年中美贸易摩擦以及2020年初全球新冠疫情爆发等。平稳波动状态则代表了经济正常运行期间，而低波动状态则伴随着国家政策的调控。以上三个区制的划分结果与中国经济波动的实际情况相符，因此能够很好地反映经济政策不确定性波动在不同区制下对股市状态的影响。

Table 7区制所含样本点

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **区制** | **Regime 1** | **Regime2** | | **Regime3** |
| 所包含的样本区间 | 2005:9 - 2005:9 | 2004:3 - 2004:8 | 2017:6 - 2017:7 | 2004:9 - 2004:9 |
| 2005:11 - 2005:11 | 2004:10 - 2005:1 | 2017:9 - 2018:1 | 2005:2 - 2005:2 |
| 2006:3 - 2006:3 | 2005:3 - 2005:5 | 2018:3 - 2018:3 | 2005:6 - 2005:6 |
| 2006:6 - 2006:6 | 2005:7 - 2005:8 | 2018:6 - 2018:9 | 2006:5 - 2006:5 |
| 2006:8 - 2006:9 | 2005:10 - 2005:10 | 2018:12 - 2019:1 | 2006:12 - 2007:3 |
| 2007:9 - 2007:9 | 2005:12 - 2006:2 | 2019:4 - 2019:5 | 2007:5 - 2007:7 |
| 2008:5 - 2008:5 | 2006:4 - 2006:4 | 2019:8 - 2019:8 | 2007:11 - 2008:4 |
| 2010:4 - 2010:4 | 2006:7 - 2006:7 | 2019:12 - 2020:1 | 2008:6 - 2008:11 |
| 2010:12 - 2010:12 | 2006:10 - 2006:11 | 2020:4 - 2020:5 | 2009:2 - 2009:2 |
| 2011:4 - 2011:4 | 2007:4 - 2007:4 | 2020:8 - 2020:8 | 2009:7 - 2009:8 |
| 2011:9 - 2011:9 | 2007:8 - 2007:8 | 2020:10 - 2020:10 | 2010:5 - 2010:5 |
| 2012:6 - 2012:7 | 2007:10 - 2007:10 | 2021:2 - 2021:4 | 2010:10 - 2010:11 |
| 2012:10 - 2012:10 | 2008:12 - 2009:1 | 2021:7 - 2021:10 | 2012:1 - 2012:1 |
| 2013:4 - 2013:4 | 2009:3 - 2009:6 | 2021:12 - 2021:12 | 2012:12 - 2012:12 |
| 2013:8 - 2013:8 | 2009:9 - 2010:3 | 2022:2 - 2022:2 | 2013:3 - 2013:3 |
| 2014:1 - 2014:1 | 2010:6 - 2010:9 | 2022:4 - 2022:5 | 2014:12 - 2015:1 |
| 2014:4 - 2014:4 | 2011:1 - 2011:3 |  | 2015:3 - 2015:8 |
| 2014:8 - 2014:8 | 2011:5 - 2011:8 |  | 2016:1 - 2016:2 |
| 2015:10 - 2015:11 | 2011:10 - 2011:12 |  | 2018:2 - 2018:2 |
| 2016:7 - 2016:7 | 2012:2 - 2012:5 |  | 2018:10 - 2018:10 |
| 2016:9 - 2016:9 | 2012:8 - 2012:9 |  | 2019:2 - 2019:3 |
| 2017:3 - 2017:5 | 2012:11 - 2012:11 |  | 2020:2 - 2020:3 |
| 2017:8 - 2017:8 | 2013:1 - 2013:2 |  | 2020:7 - 2020:7 |
| 2018:4 - 2018:5 | 2013:5 - 2013:7 |  | 2020:12 - 2020:12 |
| 2018:11 - 2018:11 | 2013:9 - 2013:12 |  | 2022:3 - 2022:3 |
| 2019:6 - 2019:7 | 2014:2 - 2014:3 |  |  |
| 2019:9 - 2019:11 | 2014:5 - 2014:7 |  |  |
| 2020:6 - 2020:6 | 2014:9 - 2014:11 |  |  |
| 2020:9 - 2020:9 | 2015:2 - 2015:2 |  |  |
| 2020:11 - 2020:11 | 2015:9 - 2015:9 |  |  |
| 2021:1 - 2021:1 | 2015:12 - 2015:12 |  |  |
| 2021:5 - 2021:6 | 2016:3 - 2016:6 |  |  |
| 2021:11 - 2021:11 | 2016:8 - 2016:8 |  |  |
| 2022:1 - 2022:1 | 2016:10 - 2017:2 |  |  |

进一步考察经济政策不确定性的波动对股市状态的区制状态转换概率矩阵及其特性，结果如表6、表7所示。

Table 8 MSIH(3)-VAR(3)区制概率转移

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | Regime1 | Regime2 | Regime3 |
| Regime1 | 0.8499 | 0.1501 | 8.923e-006 |
| Regime2 | 0.03592 | 0.7967 | 0.1674 |
| Regime3 | 0.001613 | 0.3203 | 0.6781 |

**首先，在样本区间内，平稳波动的市场运行状态具有较强的持续性，而低、高波动状态持续性相比于区制1的平稳波动状态较弱。**前一时期处于区制1平稳波动，下一时期仍然保持在平稳波动状态的概率为0.8499，前一时期处于区制2低波动，下一时期仍然保持在低波动状态的概率为0.7967，而前一时期处于区制3的高波动状态，下一时期仍然保持在高波动状态的概率仅为0.6781。（区制1-3保持在原区制的概率分别为0.8499、0.7967、0.6781）

**其次，经济政策不确定性波动对股市影响的区制状态转换具有非对称性。**从平稳波动状态（区制1）转换到低波动状态（区制2）的概率为0.1501，而从低波动状态（区制2）转换到平稳波动状态（区制1）的概率为0.03592。从平稳波动状态（区制1）转换到高波动状态（区制3）的概率为0.1031，而从高波动状态（区制3）转换到平稳波动状态（区制1）的概率仅为0.0382。从低波动状态（区制2）转换到高波动状态（区制3）的概率为0.3073，而从高波动状态（区制3）转换到低波动状态（区制2）的概率为0.3896。

**这一结果表明平稳波动的市场状态比低、高波动的市场状态具备更强的持续性，而高波动状态持续性较差，且由更高波动状态转向低一级波动状态区制的可能性更高。**可能的原因是，当经济政策不确定性波动较大时，意味着政府往往会以维护经济稳定为目标，采取系列管控措施，抑制经济状态的大幅波动。

Table 9 区制属性

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | Regime1 | Regime2 | Regime3 |
| 样本数 | 33.8 | 122.2 | 63.1 |
| 概率 | 0.1388 | 0.5666 | 0.2946 |
| 平均持续期 | 6.66 | 4.92 | 3.11 |

**最后，从图表9的各区制属性可以看出，中国经济政策不确定性对于股市波动状态影响的区制状态转换明显，区制状态2所占的比例更高、区制状态1持续时间更长，进一步验证了三区制划分的合理性。**处于区制1的平稳波动状态的样本数为33.8个月，占总样本的15.36%，其平均持续时间可达6.66个月；处于区制2的低波动状态的样本数为122.2个月，占总样本的55.55%，其平均持续时间为4.92个月；而处于区制3的高波动状态的样本数为63.1个月，占总样本的28.68%，其平均持续时间为3.11个月，远低于区制1和区制2的持续期。以上分析表明经济运行具有一定的平滑性，各项经济政策出现突然转向的可能性较低。

4.3模型回归结果分析

本文建立的MSIH(3)－VAR(3)模型假定截距、方差都是区制依赖的，即不同的区制状态下，经济政策不确定性的波动对股市状态影响的系数是变动的。**因此本部分将对经济政策不确定性波动影响股市收益率、波动率、流动性的过程所存在非线性特征的结果进行分析。**

Table 10 模型回归结果

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | **LIQ** | **RET** | **VOL** | **DCEPU** |
| **Const(Reg.1)** | 0.5450 | -0.0381 | 0.0069 | -0.1117 |
| **Const(Reg.2)** | 0.7468 | 0.0014 | 0.0038 | -0.0118 |
| **Const(Reg.3)** | 1.2715 | -0.0151 | 0.0126 | -0.0946 |
| **LIQ\_1** | 0.4559 | -0.0027 | 0.0003 | 0.0544 |
| **LIQ\_2** | 0.0578 | -0.0139 | -0.0001 | -0.0949 |
| **LIQ\_3** | 0.1501 | 0.0172 | -0.0006 | 0.0507 |
| **RET\_1** | 2.7000 | 0.0494 | 0.0019 | -0.5536 |
| **RET\_2** | -0.2370 | 0.1202 | 0.0075 | -0.3652 |
| **RET\_3** | -1.2121 | -0.0286 | -0.0027 | 0.5623 |
| **VOL\_1** | -4.8144 | -1.0830 | 0.3591 | 11.3974 |
| **VOL\_2** | -9.4668 | 1.9803 | 0.1084 | 3.7687 |
| **VOL\_3** | -4.8670 | -0.0987 | 0.0976 | 11.1645 |
| **DCEPU\_1** | -0.0231 | 0.0011 | 0.0002 | -0.5368 |
| **DCEPU\_2** | -0.1011 | 0.0026 | 0.0008 | -0.4406 |
| **DCEPU\_3** | -0.0047 | 0.0048 | 0.0007 | -0.0100 |
| **SE (Reg.1)** | 0.2083 | 0.0492 | 0.0036 | 0.2969 |
| **SE (Reg.2)** | 0.4328 | 0.0706 | 0.0045 | 0.3037 |
| **SE (Reg.3)** | 0.9809 | 0.1214 | 0.0061 | 0.6214 |

表10展示了在不同区制状态下，MSIH(3)－VAR(3)模型的各变量的回归系数。总体估计结果表明，在区制状态3的情况下，MSIH(3)－VAR(3)模型的标准误差显著大于区制状态1和2的调整速度和标准误差。这表明在区制状态3，经济政策的不确定性波动幅度远超过区制状态1和2的波动幅度。这一发现与区制转换概率图中对三个区制中经济政策不确定性波动的划分是一致的。此外，这一结果也表明经济政策不确定性较大的波动往往会伴随股市的波动，因此，可以再次确认经济政策不确定性波动影响股市的过程是满足非线性特征的。

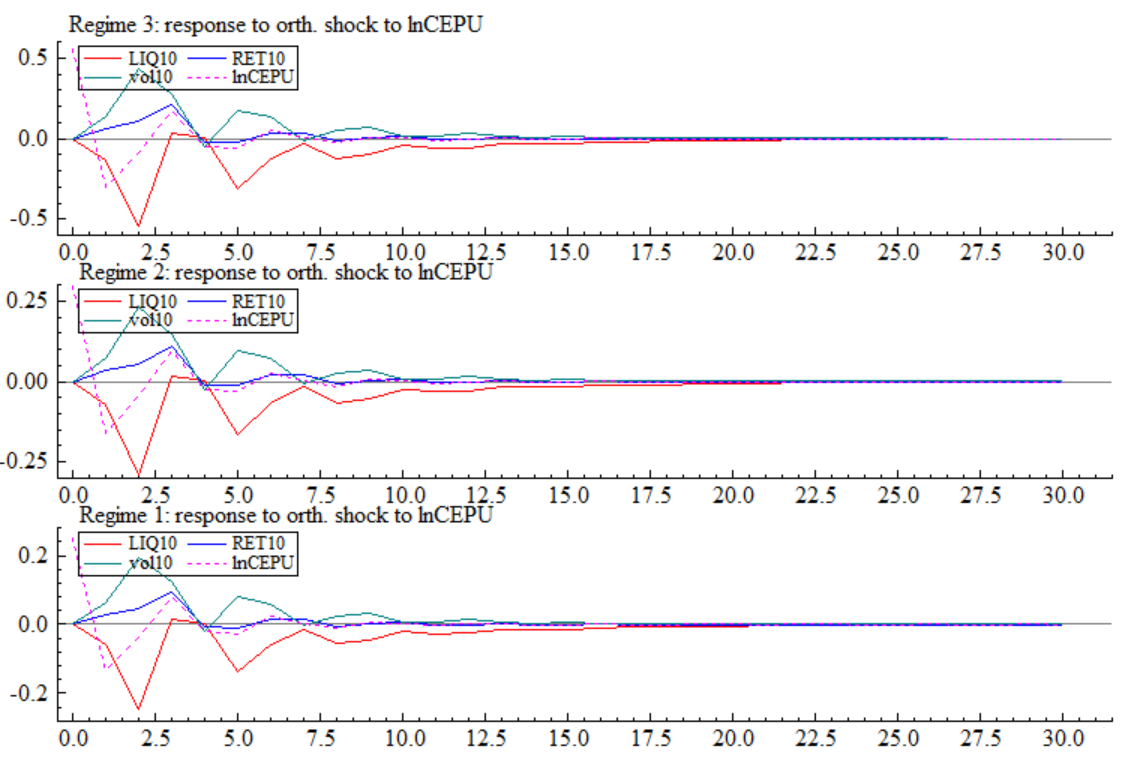


Figure 4 脉冲响应图

图4是股市对于经济政策不确定性冲击的脉冲相应图，从上至下依次是分区制情况下股市收益率、流动性、波动性对经济政策不确定性冲击的反应。根据图中的脉冲响应结果可以看出，政策不确定性的变化会对股市构成冲击，且在不同时刻，呈现显著的时变特征。

**从整体趋势看，经济政策不确定性变化对于股市流动性、收益率和波动率的的影响分别在滞后两期和三期时最强烈，达到峰值，且存在较长期的影响，其中流动性受冲击影响持续时间较长。**股市收益率和波动率的脉冲响应值在1到2个月内急剧上升，分别在2月和3月后到达最高值，之后开始波动型下降，约10到11个月后，经济政策不确定性对收益率的影响消失，股市流动性受冲击影响后在7至8个月后逐渐消失；而股市波动性受冲击的影响持续时间更长，在约16至17个月左右消失。这一结果与MP理论相一致，政策不确定性的冲击存在明显的滞后效果。

其次，**EPU指数不同波动状态的所属区制下，经济政策不确定性对于股市的冲击效果存在较大差异**。从区制1 到区制3，脉冲响应值的范围分别为[-0.2,0.2],[-0.25,0.25],[-0.5,0.5]，各变量受冲击影响的反应逐步增强。原因可能在于当处于高波动状态的区制下时，经济政策不确定性指数的高企意味着不稳定的经济形势，为了恢复经济的平稳运行政府政策会出现转向，出台一系列刺激性、维稳政策，导致了经济政策不确定性指数居高不下，而投资者对于新出台的政策影响、方向、持续时间难以把握，因此预期的分歧也随之增加，影响了机构投资者的投资决策，造成了股市的波动。

4.4稳健性检验

4.4.1分类经济政策回归结果分析

本部分使用各分类政策不确定性指数分别建立MSIH(3)－VAR(3)模型，并在模型估计的基础上做非线性脉冲响应函数，比较脉冲响应结果可以进一步考察不同经济政策不确定性的波动对股市收益率、波动率的短期及长期影响，并通过比较不同区制下的差异性结果，说明三种区制状态下影响的不同效果。

图3从左至右分别给出了不同区制下股市流动性、收益率、波动率受到1单位财政政策不确定性、货币政策不确定性、贸易政策不确定性的正向冲击的累计脉冲响应(滞后期为30期)。由上至下三行图分别为对政策不确定性波动正交脉冲冲击在区制1、2、3上的响应。

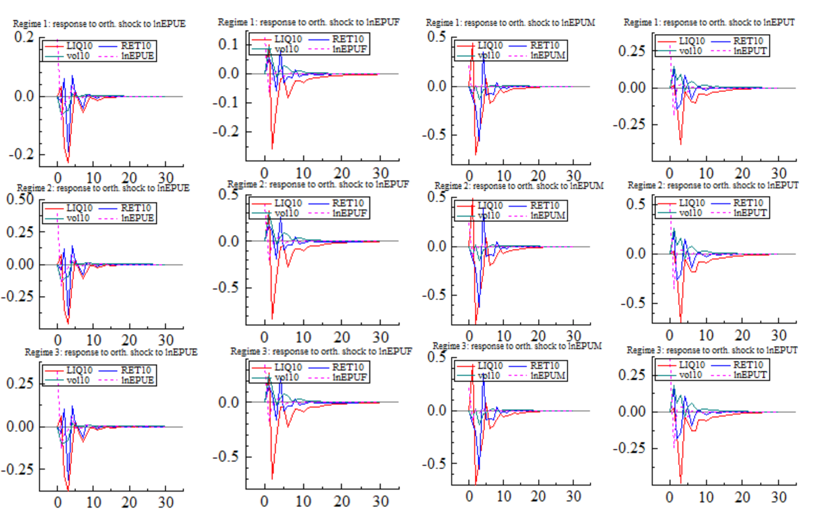


Figure 5 各分类财政政策不确定性脉冲响应结果

响应结果与经济政策不确定的冲击响应结果相似，都在滞后1-3期的范围内达到峰值，其中财政政策不确定性与货币政策不确定性的脉冲响应值较大，说明该政策不确定性的冲击对股市波动的影响较大，符合我国金融市场的资金导向型特征；货币政策不确定性对股市冲击的影响长期成分的影响时间在18个月左右，而财政政策不确定性的衰减速度缓慢，持续时间在四类政策不确定性中最长，并且至20个月左右影响逐渐消失。

此外，政策制定或调整常常会将股票市场的波动情况作为重要参考依据之一，在股市暴涨和暴跌时分别实施相应的政策以维持股价平稳(陈国进等，2014)。因此，股票市场波动性的上涨也会相应的会刺激货币政策不确定性的增长。

4.4.2 改变经济政策不确定性代理变量

为确保回归结果的稳健性，本文将Baker等（2016）根据新闻报道素材，采用文本挖掘技术构建的经济政策不确定性指数作为代理变量，区制划分结果和脉冲响应结果与前文基本一致。

# 第五章 结论与政策启示

在后疫情时代，全球经济形势充满了重大的不确定性。此外，国内经济内生活力的减少增加了对宏观经济的下行压力。为了维持股票市场的稳定并防范和缓解金融风险，必要的措施是亟需的。因此，本文基于2003年1月至2022年5月Huang & Luk编制的中国经济政策不确定性指数以及中国股票市场相关数据，通过MSVAR模型研究我国经济政策不确定性对股票市场波动性的产生的动态影响，主要得到以下结论。

（1）我国股市与经济政策不确性区制划分特征明显，且长期处于低波动状态。

（2）从总体来看，在EPU指数高波动时期，不确定性冲击对股市的影响更为显著。经济政策不确定性冲击对股市流动性的影响更加强烈，且持续其较长。

（3）经济政策不确定性冲击对股票市场收益率有显著的正向影响，而经济政策不确定性冲击对于股票市场收益在两个月后转为负向影响并逐渐减弱至消失。

（4）经济政策不确定性冲击会增加股票市场波动，由于政策的宏观调控的有效性，各经济政策不确定性冲击对股票市场波动的正向影响会逐渐减弱直至接近零。

（5）货币政策和财政政策不确定性对股市的波动趋势的影响最强烈，且财政政策不确定性冲击的影响持续期最长。

针对本文的实证结论，给出的政策建议如下。

（1）频繁变更经济政策会导致短期内对股票市场产生显著影响。这种经济政策不确定性冲击可能引起股票市场过度反应，导致不同政策出现交叉性的影响，进而造成资产价格异常波动，从而加剧了金融系统的不稳定性。因此“宏观政策要保持连续性、稳定性、可持续性”。

（2）本文的脉冲效应分析结果说明经济政策不确定性的影响对我国股票市场波动的冲击具有明显的滞后性和时变性，说明股票市场有时会无法对动态的政策信息做出及时的反应。因此政府的经济政策需要更加精准有效地实施定向调控才能发挥其政策效力。

# 参考文献

[1]杨苓,蒋远营.不确定性冲击与市场波动的联动关系——基于中国股票市场和房地产市场的视角[J/OL].系统工程:1-12[2022-10-04].

[2]万相昱,张晨.因子定价模型的时变特征与股市板块差异——基于时变参数似不相关方法的估计[J].统计与决策,2022,38(04):154-158.

[3]张伟亮,宋丽颖.中国经济政策不确定性时变效应的实证检验[J].统计与决策,2022,38(17):103-108.

[4]林建浩,陈良源,田磊.货币政策不确定性是中国股票市场的定价因子吗?[J].经济学(季刊),2021,21(04):1275-1300.

[5]李超杰,郑凯鑫.中国经济政策与金融市场波动的内在逻辑——基于大数据挖掘的视角[J].现代经济探讨,2022(09):49-61.

[6]裴斌,乔广宇.不同类型经济政策不确定性与股市关系的差异性研究[J].工业技术经济,2022,41(06):135-143.

[7]李力,宫蕾,王博.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[J].金融学季刊,2018,12(04):94-126.

[8]汪弘,宋登辉,陈立慧.经济政策不确定性与股票收益[J].金融学季刊,2018,12(04):1-20.

[9]陈国进,张润泽,赵向琴.政策不确定性、消费行为与股票资产定价[J].世界经济,2017,40(01):116-141.

[10]杨艳,宋思学.经济政策不确定性对股市收益率的影响——基于差异化视角的实证分析[J].农村金融研究,2020(08):58-69.

[11]陈倩,史桂芬.经济政策不确定性冲击下金融风险的跨市场传染[J].统计与决策,2022,38(11):134-139.

[12]刘慧,张勇.货币政策不确定性的定义、测度及成因分析[J].经济学动态,2022(06):61-79.

[13]张克钦,李永波.经济政策不确定性与股票市场波动的全球溢出效应[J].财经科学,2022(07):1-16.

[14]林建浩,陈良源,田磊.货币政策不确定性是中国股票市场的定价因子吗?[J].经济学(季刊),2021,21(04):1275-1300.

[15]胡一博,赖玉洁.我国货币政策与股市稳定性的关系研究——基于MSIH-VAR三区制系统模型[J].技术经济与管理研究,2019(08):85-90.

[16]王霦,魏先华.资产收益的区制转换特征与动态大类资产配置[J].投资研究,2017,36(06):102-115.

[17]郑立君,颜建源,黄友逵,黄灿云,詹振峰.经济政策不确定性、资产价格与货币政策反应——基于MS-VAR模型的分析[J].福建金融,2022(04):27-35.

[18]吕晓英,李先德.经济、社会、政治全球化相互关系的马尔可夫区制转换向量自回归模型分析[J].甘肃社会科学,2021(03):205-212.

[19]胡一博.货币政策与股市波动的马尔可夫转换关系研究[J].西安工业大学学报,2016,36(01):52-55+67.

[20]项后军,于洋.区制视角的货币政策规则以及宏观经济波动的非对称性研究[J].经济科学,2010(04):38-49.

[21]吴建华,张颖,原雪梅.基于区制转换的股市泡沫动态监测模型[J].数理统计与管理,2022,41(01):167-178.DOI:10.13860/j.cnki.sltj.20210305-016.

[22]洪绍鹏,王冀惟.我国股市波动率区制转换特性描述与成因分析——基于MS(2)-GJR-GARCH[J].中国市场,2021(05):31-33.

[23]李凤羽,杨墨竹.经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J].金融研究,2015(04):115-129.

[24]宋玉臣,李洋.突发事件与资本市场系统性风险：制度解释与实证证据[J].上海经济研究,2021(04):100-113

[25]罗君,乔高秀,王璐.股灾背景下沪深股市波动率的结构转换特征分析[J].统计与决策,2018,34(10):167-170.

[26]陈普,欧阳志刚.美国经济政策不确定性对中国创新的非线性溢出效应[J].当代财经,2023,No.461(04):15-28.DOI:10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.2023.04.001.

[27]宋长青,张羽.经济政策不确定性、金融稳定与经济波动——基于TVP-SV-VAR模型的动态分析[J].财经理论与实践,2023,44(02):32-37.DOI:10.16339/j.cnki.hdxbcjb.2023.02.005.

[28]王义中,郑博文,邬介然.不确定性冲击、信贷资源错配与货币财政政策效果[J/OL].世界经济,2023(02):3-30[2023-05-16].https://doi.org/10.19985/j.cnki.cassjwe.2023.02.001.

[29]李振新,陈享光.经济政策不确定性对中国金融稳定性的影响——基于SVAR模型的实证分析[J].当代经济研究,2023,No.331(03):116-128.

[30]宋长青,张羽.经济政策不确定性、金融稳定与经济波动——基于TVP-SV-VAR模型的动态分析[J].财经理论与实践,2023,44(02):32-37.DOI:10.16339/j.cnki.hdxbcjb.2023.02.005.

[31]马锋,王继谦,郭杨莉等.基于跳跃、跳跃强度和机制转换的股票市场波动建模及其预测研究[J].系统工程理论与实践,2023,43(02):371-382.

[32]Huang,Y.andP.Luk,MeasuringeconomicpolicyuncertaintyinChina.ChinaEconomicReview,2020.59:p.101367.

[33]Baker,ScottR,Bloom,NicholasDavis,StevenJ.[MeasuringEconomicPolicyUncertainty](https://schlr.cnki.net/Detail/index/GARJ2016/NSTL3AB1F678039836180AD1E68F0FA11BC5)[J].TheQuarterlyJournalofEconomics.2016(4).

[34]Dakhlaoui,I.andC.Aloui,TheinteractiverelationshipbetweentheUSeconomicpolicyuncertaintyandBRICstockmarkets.InternationalEconomics,2016.146:p.141-157.

[35]Pástor,Ľ.andP.Veronesi,Politicaluncertaintyandriskpremia.JournalofFinancialEconomics,2013.110(3):p.520-545.

[36][Zhang, L.](https://www.emerald.com/insight/search?q=Liguang%20Zhang), [Chen, W.](https://www.emerald.com/insight/search?q=Wanyi%20Chen) and [Hu, N.](https://www.emerald.com/insight/search?q=Ning%20Hu) (2023), "Economic policy uncertainty and stock liquidity: evidence from China", [International Journal of Emerging Markets](https://www.emerald.com/insight/publication/issn/1746-8809), Vol. 18 No. 1, pp. 22-44.

# 致 谢

感谢指导老师的建议与帮助。

感谢家人与朋友始终如一的支持。

祝愿自己可以永葆对宇宙遐想的勇气和怅惘。