上海交通大学

SHANGHAI JIAO TONG UNIVERSITY

# 学士学位论文

论文题目：

中国经济不确定性对经济增长与金融市场的影响

学生姓名：沈之诣

学生学号：515120910142

专　　业：金融学试点班

指导教师：李楠

学院(系)：安泰经济与管理学院

# 上海交通大学
# 毕业设计（论文）学术诚信声明

本人郑重声明：所呈交的毕业设计（论文），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。

作者签名：　　沈之诣

日期：　　2019 年　6 月　18 日

# 上海交通大学
# 毕业设计（论文）版权使用授权书

本毕业设计（论文）作者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。本人授权上海交通大学可以将本毕业设计（论文）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本毕业设计（论文）。

**保密**□，在___年解密后适用本授权书。

本论文属于

**不保密**√。

（请在以上方框内打“√”）

作者签名：　沈之诣　　指导教师签名：　李楠

日期：　2019 年 6 月 18 日　　日期：　2019 年 6 月 18 日

# 中国经济不确定性对经济增长与金融市场的影响

## 摘要

本文研究了中国经济不确定性与主要宏观经济指标和股票整体市场表现之间的长期与短期关系，特别关注了经济不确定性是否有助于预测宏观经济变量以及股票市场的变化，以及股票市场是否能反映未来经济不确定性的预期变化。本文所探讨的经济不确定性是指经济变量中不可被可观测到的信息预测的那一部分, 黄卓等（2018）根据 Jurado et al.（2015）提出的方法基于中国的数据构造了 2002 年 6 月至 2017 年 12 月的宏观经济不确定性指数和金融不确定性指数，本文利用 VAR 模型来探讨宏观经济不确定性指数和金融不确定性指数与宏观经济变量以及股票市场价值等经济金融指标之间的动态关系。本文发现，首先，宏观经济不确定性与金融不确定性均有助于预测股票市场红利现金流，但是对于预测股票市场收益率没有帮助；其次，股票收益率有助于预测未来金融不确定性的变化，即股票价格在一定程度上反映了金融不确定性的预期变化；第三，当宏观经济不确定性增加时，企业投资和工业增加值在短期内降低，这说明经济不确定性的增加对于社会总体投资和整体生产力有负面影响，与黄卓等（2018）的结果是一致的；第四，当宏观经济不确定性或金融不确定性增加时，企业盈利降低，且股票收益率降低，这说明股票的市场价值反映了不确定性对于企业生产的负面影响，特别是，当金融不确定性增加时，股票收益率在 1 个月内大幅下降，但在 2 个月后大幅回升，持续半年之久，这说明投资者对于金融不确定性有过度反映；最后，95%以上的股票收益率的变化由其自身的冲击所解释，而 75%以上的股票红利的变化由其自身冲击所解释，这说明中国股票市场的波动与实体经济相关性不大。

**关键词：**宏观经济不确定性，金融不确定性，股票红利，股票收益率，VAR 模型

# THE EFFECT OF ECONOMIC UNCERTAINTY ON ECONOMIC GROWTH AND THE FINANCIAL MARKET IN CHINA

## ABSTRACT

This paper studies the long-term and short-term relationship among Chinese economic uncertainty, main macroeconomic indicators and the performance of the stock market. Particularly, this paper focuses on the problem of whether economic uncertainty is helpful to predict the changes in macroeconomic variables and the stock market and the problem of whether the stock market can reflect the expected change in future economic uncertainty. The economic uncertainty this paper studies is defined as the component of economic variables that is unforecastable by the observable information. According to the method put forward by Jurado et al. (2015), Huang et al. (2018) constructed the macroeconomic uncertainty index and the financial uncertainty index in China from June 2002 to December 2017. This paper studies the dynamic relationship among several economic and financial indicators, namely, macroeconomic uncertainty index, financial uncertainty index, macroeconomic variables and the value of Chinese stock market with Vector Autoregression (VAR) model. We find that, firstly, macroeconomic uncertainty and financial uncertainty are helpful in predicting the dividend cash flow in the stock market while they both provide no aid in forecasting the stock market return. Secondly, changes in future financial uncertainty can be predicted by the current stock market return, that is, expected changes in uncertainty in financial markets is reflected in current stock prices to a certain degree. Thirdly, when macroeconomic uncertainty increases, firms' investment and industrial value added decrease in the short run. This result shows that an increase in economic uncertainty exerts a negative effect on social investment and productivity, which is in consistent with the conclusions made by Huang et al. (2018). Fourthly, when macroeconomic uncertainty or financial uncertainty increase, firms' profit and their stock returns both drop, which indicates that the market value of the stocks reflects the negative influence on companies' production imposed by uncertainty. In particular, when financial uncertainty rises, although stock return drops significantly in a month, it tend to recover after two months and the positive effect lasts for six months, indicating investors' overreaction to financial uncertainty. Finally, we find that over 95% of the changes in stock return can be explained by its own shock and over 75% of the changes in stock dividend can be explained by its own shock, which means that the correlation between Chinese stock market fluctuations and real economy is not large.

**Key words:** Macroeconomic Uncertainty, Financial Uncertainty, Stock Dividend, Stock Return,

VAR

# 目 录

第一章 绪论----1
1.1 课题研究背景与意义----1
1.2 文献综述----3
1.3 研究内容与创新点----4
第二章 数据描述与模型设定----6
2.1 数据的来源与构造方法----6
2.2 数据描述性统计----8
2.2.1 不确定指数----8
2.2.2 宏观经济变量----11
2.2.3 金融市场变量----12
2.3 模型设定----17
第三章 不确定性与宏观经济变量的关系----18
3.1 宏观经济不确定性与宏观经济变量----18
3.2 金融不确定性与宏观经济变量----21
3.3 本章小结----23
第四章 不确定性对经济增长与金融市场的影响----24
4.1 不确定性与各个变量的引导滞后关系----24
4.2 不确定性对各个变量波动的解释程度----26
4.3 不确定性 VAR 系统中各个变量之间长短期的动态关系----28
4.4 分企业类型下不确定性对金融市场变量的影响----32
4.4.1 不确定性对红利序列的影响----32
4.4.2 不确定性对收益率的影响----35
4.5 本章小结----37
第五章 总结与展望----39
5.1 研究主要结论----39
5.2 启示和建议----39
5.3 研究局限性与展望----40
参考文献----41
附录----43
谢辞----55

# 第一章 绪论

近年来，在中国经济快速崛起，经济规模不断增长的过程中，国内外经济环境中日益加剧的不确定性对中国的经济发展和相关经济政策的制定提出了巨大的挑战。因此，量化不确定性对于中国经济增长、企业生产活动和企业股票市场价值的长期与短期的影响至关重要，只有了解了经济不确定性的影响，才有可能制定有效合理的经济政策和金融市场监管规则。

## 1.1 课题研究背景与意义

经济不确定性有别于风险，度量的是未来发生的事件中不可预测的部分。在经典的经济和金融理论中，一般假设经济人虽然不知道未来的何种事件会发生，但是经济人知道并可度量未来各种可能发生的事件的概率分布，即假设经济人面临风险。而不确定性是指经济人不仅不知道未来的何种事件会发生，而且不知道或者无法度量未来各种可能发生的事件的概率分布，这样的情况实际上更加贴合现实。Knight（1921）最早提出风险厌恶与不确定性厌恶是影响经济金融领域决策两个不同的因素，他提出的不确定性的概念又被称为Knight不确定性（Knightian uncertainty）或模糊性（ambiguity）[1]。

不确定性与风险的差异在著名的Ellsberg（1961）所提出的悖论中有所体现，在实验中人们更偏好于选择概率已知确定的选项[2]。该悖论说明了，当经济决策人既面对风险也面对不确定性时，冯诺依曼独立性公理不再成立，决策人的理性决策不再是极大化其预期效用，而是极大化在最差概率分布下的期望效用。Gilboa and Schmeidler（1989）提出了maximin期望效用的公理基础作为对于理性公理的修正，即在信息集中变量的分布未知的情况下，经济人通常会做出“最差的可能性下的最优决策”，而这种决策往往是较为保守的策略，会降低经济人的最终效用[3]。

在投资模型下，风险与不确定性也有着不同的意义。Schmeidler（1989）指出当投资者具有足够的信息来分析投资价值上升与下降的概率时，所面临的是风险[4]，而 Fox and Tversky（1995）指出当投资者无法拥有足够信息去了解他们对于未来投资收益预测的不准确性时，所面临的是不确定性[5]。由于经典投资模型存在投资者已知风险资产收益率概率分布的限制，非多样化投资之谜（underdiversification puzzle）、本土投资偏好（home bias）等一系列现象都无法在经典投资框架下解释，但可以通过引入不确定性的概念进行解释。Epstein and Schneider（2008）认为不确定性厌恶的投资者偏好于对信息质量好的公司进行风险投资，而避免投资于自己所不熟知且基本面情况变化剧烈的公司，并且即便公司基本面不发生改变，信息质量的冲击依旧对股价有持续的负面影响[6]。

在理论层面，一些学者就不确定性对金融与经济领域的影响展开了一系列的探讨。Hansen（2007）在理论上证明了风险与不确定性在资产定价上是不同的，并说明不确定性溢价反映了投资者对于概率模型的疑虑，在宏观经济增长迟缓时不断认知低频事件会产生高不确定性溢价[7]；Barillas et al.（2009）在一般均衡的模型中论证了经济不确定性的增加会使得社会整体福利降低[8]；Hansen（2014）提出了应用于模型外部研究者与模型内部投资者的计量方法，该资产定价模型考虑到了投资者面临的不确定性，并指出在货币政策、环境政策以及金融市场监管政策的制定中简单明晰的政策才是更为审慎的[9]。

不确定性对于经济活动的抑制作用有多种理论可以解释。一是“实物期权效应”（real

option effect），投资不可逆性使得投资行为相当于执行了看涨期权，这一固定成本相当于期权执行价格，不确定性增加了实物期权的价值，也就是等待未来更好投资机会的权利的价值，因而企业会主动推迟投资与生产（Bloom et al., 2007）[10]。二是“预警性储蓄效应”（precautionary savings effect），人们对于未来经济环境与金融市场可能的下行与异常波动往往显示出厌恶态度，并会增加当期储蓄，减少当期消费与投资以便应对未来不可预计的突发事件（Gauriglia et al., 2004）[11]；三是“金融摩擦效应”（financial frictions effect），在不完全有效的金融市场中，更高的经济不确定性会导致代理成本上升，加剧信息不对称性，企业会因外部融资约束、资本成本过高而减少投资，进而抑制经济增长的速度（Arellano et al., 2012）[12]。

想要量化经济不确定性对于经济增长和金融市场的影响，首先需要合理度量经济不确定性。然而，由于不确定性无法直接从公开数据中观察到，在研究中必须使用合适的代理变量来度量不确定性。现有的衡量经济不确定性的指标主要有如下几类构造方法：

第一类是Jurado et al.（2015）提出的基于大量宏观经济变量的预测误差的条件波动率构造的经济不确定性指标[13]，黄卓等（2018）利用该方法构造了基于中国宏观经济数据和金融市场数据的宏观经济不确定性与金融不确定性指数序列[14-15]。这一构造方法从定义上来说更加符合不确定性的含义，全面探讨了经济基本面所含有的不确定性，特别是通过综合大量时间序列逼近决策者在不确定性环境中的总信息集，使得该指标已经剔除了所有经济体中可预测的信息，与本文研究目标相契合，因此，本文采用了这一指标。

第二类是基于文本分析的结果，例如Baker et al.（2016）提出的一项基于媒体对经济政策不确定性关注报道程度的指数[16]。中国学者大多参考Baker et al.（2013）开发编制的中国经济政策不确定性指数[17]，该指数的构造基于香港《南华早报》中“中国”、“经济”、“不确定性”等字眼出现的频率。Huang and Luk（2018）基于类似的方法，以中国大陆10份发行于主要城市，数据量完整的报纸为样本，统计含有经济、政策以及不确定性相关词汇的文章的出现频率，构造得到一项更加贴合中国实际经济运行状况的经济政策不确定性指数[18]。但是基于报刊的文本分析得到的不确定性会受到记者或编辑的主观看法的影响，也没有考虑到关键词汇的语意和语境，并且容易忽略掉一些重要的经济事件以及政策制定者的想法，使得该方法无法准确反映经济人决策时真实的经济不确定性，与不确定性不相关的噪音较大，不是本文所研究的对象。

第三类是基于金融市场微观数据的结果，例如VIX，即“恐慌指数”（Bloom, 2009）[19]，该指数从期权中的隐含波动率提取出，很大程度上反映了金融市场的不确定性，不仅反映了经济基本面的不确定性，也有可能反映了投资者的情绪波动与风险偏好的改变。此外还有一些基于方差风险溢价、债券利差（Bachmann, 2013）[20]的指数，也存在类似的问题。

第四类根据横截面上信息的差异性构造，例如基于横截面上股票收益率差异、企业财务数据差异和分析师预测信息的方法，可参考Bloom（2009）[19]，Rossi and Sekhposyan（2015）[21]和Scotti（2016）[22]。但由于这些方法其涉及对象较为具体单一，难以代表整个经济体或者资本市场，而且这些代理变量容易受到杠杆率变化、市场情绪变化、公司商业活动周期异质性、对共同风险因子曝露的异质性以及分析师主观意见不一致的影响，因而指标变化容易有过多的波动，且无法反映经济基本面真正的不确定性因素，本文也不采用。

第五类是由Brenner and Izhakian（2018）提出的基于股票日间交易数据构造的不确定性指数[23]。该不确定性指标的构造基于股票收益率服从一族正态概率分布函数的假设，用该分布函数的“方差”的“平均值”来衡量股票的不确定性。他们利用这一方法构造了美国股票市场指数标普500的不确定性指数，并以此来度量整体金融市场的不确定性，发现投资者对正的收益持不确定性厌恶态度，对负的收益持不确定性喜好态度，且不确定性的引入强化了风险在解释股市预期收益上的作用。朱宇宏（2019）则利用中国上证300的股票指数构造

了Brenner–Izhakian不确定性指标[24]。但是这一指标主要衡量了股票市场的不确定性，没有全面涵盖整体经济的不确定性，因此本文不使用该指标作为不确定性的衡量。

本文主要通过建立 VAR 模型探讨中国经济不确定性与主要宏观经济指标和股票整体市场价值之间的长期与短期关系，基于黄卓等（2018）构造的宏观经济不确定性 MU 与金融不确定性 FU 展开一系列相关检验[14-15]。

## 1.2 文献综述

国内外众多学者对不确定性在金融以及经济领域的影响进行了广泛的研究，并发现经济不确定性对经济活动有着重要影响。Bloom（2009）在文章中首先提出，经济不确定性的提高会导致投资、就业以及产出增长率的显著下降，主要使用金融市场与公司层面的数据衡量了不确定性[19]。Anderson et al.（2009）根据分析师预测数据的差异构造了不确定性，发现高不确定性能够带来高股票溢价[25]。Pάstor and Veronesi（2013）在一般均衡模型中指出政府政策不确定性的提高将抑制股票价格，提升股市波动率，增加风险溢价，增强股票之间的相关性，该效应在经济衰退时期更为显著[26]。Jurado et al.（2015）利用132个美国宏观经济变量和147个金融财务变量的月度时间序列构造了美国宏观经济经济不确定性指数，发现经济不确定性会负面影响实体经济的增长率，而且经济不确定性是宏观经济周期的潜在驱动力[13]。Ludvigson（2015）建立SVAR模型发现了基于Jurado et al.（2015）的方法构造的金融不确定性是美国宏观经济产出波动的一个重要原因，而宏观经济不确定性是产出波动的一个内生结果，并能加大其他冲击对于经济体表现的负面影响[27]。Bali et al.（2016）研究了经济不确定性对风险在美国股票市场上的定价的影响，他们利用Jurado et al.（2015）构造的经济不确定性指数作为影响投资机会的状态变量，并发现与宏观经济不确定性指数相关性越高的股票预期收益率越低[28]。Baker et al.（2016）发现基于对主流媒体报刊文本分析得到的政策不确定性，与政治选举、恐怖袭击、战争、金融危机等事件相契合。在国防、医疗、基建等对政策敏感的产业中，政策不确定性增加时，股价波动率增加，投资与就业减少；而在宏观层面上，政策不确定性增加时，美国实际GDP下降3.2%，民间投资下降16%，工作岗位减少230万个[16]。

在2008年金融危机之后，中国学者对于经济不确定性的关注不断提高，目前现有的研究主要集中在探讨不确定性对居民储蓄率、信贷供给、公司的财务决策、资产定价以及资本市场造成的影响。

沈坤荣和谢勇（2012）以不确定性收入和社保参与情况衡量不确定性，发现不确定性与中国城镇居民储蓄率之间存在显著正相关关系[29]。辛兵海等（2015）基于多个时间序列得到多维不确定性指标，发现经济不确定性对商业银行信贷供给产生负向影响，中资银行比外资银行在信贷供给方面对经济不确定性的变化更加敏感[30]。李凤羽和杨墨竹（2015）发现经济政策不确定性的上升会对国内上市公司的投资产生抑制作用[31]。饶品贵等（2017）进一步发现，企业的投资效率会随着经济政策不确定性的上升而提高，对于受到政策影响大的企业群体，这一效应更加明显[32]。经济不确定性对上市公司投资的影响渠道有多种理论，王义中和宋敏（2014）以GDP变化率的条件方差作为不确定性指标，指出高宏观经济不确定性会削弱外部需求、流动性资金需求和长期资金需求这三个渠道对公司投资的正向刺激作用[33]。谭小芬和张文婧（2017）发现经济政策不确定性通过实物期权和金融摩擦这两个渠道影响企业投资决策，从整体上市公司来看，实物期权渠道占主导地位，外部融资约束越大的企业受到金融摩擦渠道的影响越大[34]。王红建等（2014）研究了经济政策不确定性影响公司现金持有水平的具体作用机制及其经济后果，发现经济政策不确定性越高，代理问题越严重，公司的现金持有水平越高[35]。许志伟等（2018）基于Max-share方法的结构向量自回归识别技术，发现基于文本分析的政策不确定性上升会导致产出和物价水平显著下降，从而表

现为负的需求冲击[36]。Huang and Luk（2018）基于10份中国大陆报刊构造了2000-2018年的月度中国经济政策不确定性指数，该指标不受媒体审查制度的影响，并且发现该指数的提高预示着未来权益资产价格、就业和产出的降低[18]。

在经济不确定性对中国的主要金融资产价格与资本市场的影响方面，You et al.（2017）发现国际原油价格、中国经济不确定性对中国不同行业的股票收益率的影响为负，但是其影响大小严重依赖于市场环境[37]。贾清（2016）指出预期消费增长率和好的不确定性会提高A股总体价格水平，而坏的不确定性会降低价格水平，任何不确定性都会增加对风险溢价的要求[38]。陈国进等（2014）则通过建立GARCH族模型发现短期内中国股票市场与政策不确定性的波动性之间存在双向溢出效应；在长期只存在股市向政策不确定性的波动溢出，政策不确定性对于股市的波动溢出效应不具有持续性[39]。进一步地，陈国进等（2017）指出，经济政策不确定性是中国股票市场的定价因子，经济政策不确定性影响随机贴现因子和股票价格[40]。Chen et al.（2017）发现基于新闻报道的中国经济政策不确定性与股市预期未来的收益率有显著的负相关关系，这一结果与行为资产定价模型预期的结果相一致，即高不确定性加深了行为偏差，并在卖空限制下产生投机性的错误定价[41]。

上述研究大多使用了基于文本分析的经济政策不确定性，或者根据某个经济金融变量时间序列构造的不确定性代理变量作为研究对象，难以涵盖经济体整体运行中的不确定性。对于中国经济内部日益加强的不确定性，急需一个相对权威、客观与合理的指标来量化这一不确定性，以便研究其冲击对于其他经济金融变量的影响。黄卓等（2018）根据Jurado et al.（2015）提出的方法[13]，利用224个中国经济变量构造2002-2017月度中国宏观经济不确定性指数，是基于159个宏观经济变量的预测误差波动率加权和的结果[14]。本文也将主要运用这一经济不确定性完成一系列的检验，而此前，他们已经有了一些初步的检验结果，发现在中国，经济不确性增加时，国企投资率上升，民企投资率下降，在宏观层面将导致工业增加值、发电量、PPI下降，对CPI和股市收益率影响不大。黄卓等（2018）进一步地利用VAR模型，发现美国宏观经济不确定性有对于中国宏观经济不确定性的单向溢出效应，两国不确定性对于中国的实体经济都有负面作用，且美国不确定性的影响更大[42]。而对于金融不确定性，黄卓等（2018）用类似的方法构造了这一指数，是基于与债市、股市相关的127个变量的预测误差波动率加权和的结果，发现金融不确定性指数对于股市波动率有显著预测作用，它的增加也会显著提升金融机构的系统性风险[15]。

## 1.3 研究内容与创新点

基于上述背景，本文着重探讨两类不确定性指标、宏观经济变量与股票市场价值变量三者之间的长短期动态关系。具体而言，本文将使用基于Cholesky分解的VAR模型（即向量自回归模型）作为研究手段，首先通过修正黄卓等（2018）的VAR模型设定[42]，探讨不确定性指数、货币量、经价格指数调整的实际货币以及以发电量代表的全国生产水平之间的关系，着重考察了不确定性的增加是否有助于预测后三个变量，以及通过脉冲响应图观察不确定性的冲击是如何影响后三个变量在长短期的变化的。然后，在VAR系统中引入与金融市场相关的变量，形成不确定性指数、货币量、宏观经济变量和股票市场价值变量的四维VAR系统，其中宏观经济变量包含消费、投资与工业增加值，股票市场价值变量包含股市整体红利现金流序列以及股市整体收益率序列。此部分类似地通过格兰杰因果检验、方差分解和脉冲响应函数重点考察该VAR系统中各变量的动态关系。为了进行深入的考察，进一步将整体市场根据企业性质分为国企与民企，并根据企业所属板块分为主板、中小板与创业板，考察不同市场下的异同。最终，以简单加权与总市值加权的股票市场价值序列，以及不同预测期长度的不确定性，重复VAR系统的各个检验，作为稳健性检验，在各个部分行文中简略提

出与基准模型的结论的异同，并在附录中放入部分结果。

与国内其他已有研究相比，本文的主要贡献体现在以下几个方面：

（1）国内大多数文献均基于政策不确定性展开，该指数是运用文本分析的方法构建起来的。而本文使用黄卓等（2018）基于宏观经济变量和金融市场数据最新构造的两类不确定性指数进行检验[14-15]，该指数将大量经济金融变量时间序列上预测误差的波动率定义为不确定性，这样的定义与整体经济或金融市场的表现有更加紧密的联系，能够更为贴切地度量经济不确定性。该类不确定性指数与现有其他构造方法相比更加合理客观，并对经济政策的制定有更大的指导作用，但针对这类指数的检验国内相关文献不多。

（2）国内有较多文献探讨经济不确定性对宏观经济变量，企业财务决策与投资决策的影响，但涉及股票市场价值的研究较少，而国外已有一些文献探讨了不确定性因子是否在发达国家金融市场被定价，是否会影响市场整体的价值。本文依照Hansen et al.（2008）以及其他学者提出的方法[43]，利用股票市场组合的月度收益率构造了股票市场组合的月度现金流序列，即长期持有股票市场组合能够获得的月度红利，并以此来度量中国股票市场的长期获利。这种度量手段是资产定价领域中研究长期风险的常用方法，而本文是为数不多的利用中国股票市场数据来度量股票市场的长期获利的研究，因而本文可以填补这方面研究在中国这一尚不成熟的金融市场的空白。

（3）本文通过建立VAR模型并分析脉冲响应，量化分析了不确定性在长短期对于市场红利现金流、收益率以及市场价值的负面作用，考察了经济不确定性与宏观经济增长以及股票市场的动态关系，而国内大多数文献大多是利用面板数据研究了这些变量之间的静态关系，难以估计自变量扰动对因变量长期的影响。本文的实证分析发现，经济不确定性的增加对于经济增长，企业投资以及股票市场均有负面影响。这一研究结果说明了，政策制定者应当着眼于经济的长期稳定发展，降低不必要的因政策不确定性而带来的经济不确定性，而美国特朗普政府“出尔反尔”式的不确定性巨大的政策对于经济增长和金融市场发展的影响从长期来看必将是负面的。

本文整体分为六个章节展开分析与论述：

第一章为绪论，介绍了经济不确定性的定义、研究背景、构造方法，并就国内外相关文献做了总结梳理，阐述文章主要独创的工作。

第二章为数据描述与模型设定，对于所使用变量的来源，序列的构造，数据基本特征以及本文主要使用的方法做了简述。

第三章为不确定性与宏观经济变量的关系，通过修正黄卓等（2018）在文章中提出的VAR模型[42]，探究不确定性在长短期如何影响货币量、价格指数以及社会生产。

第四章分别讨论了中国宏观经济不确定性和金融不确定性对于宏观经济变量和金融市场价值变量的影响，并通过格兰杰因果检验、方差分解以及脉冲响应的方法细致研究了这些变量在VAR系统中的动态关系。

第五章为总结与展望，总结本文各部分结论，基于研究成果提出政策意见，指出文章的不足，并进一步提出可能的改进方案。

# 第二章 数据描述与模型设定

本文主要研究目的在于探究黄卓等（2018）[14-15]构造的两种不确定性指标是否有助于预测宏观经济变量以及衡量股票市场的一些指标。因而在选用序列时，从以上几个方面分别选择具有代表性的序列作为考察对象。本章内容主要阐述数据的来源、序列构造方法、相关数据的描述性统计以及VAR模型分析方法。

## 2.1 数据的来源与构造方法

本文主要选取以下几类数据：不确定性指数、代表经济政策（货币政策）的变量、宏观经济变量以及金融市场价值变量。共同样本的时间区间为2004年12月至2017年12月，均使用月度数据。数据具体来源与构造方法如下：

（1）不确定指数选用黄卓等（2018）[14-15]根据Jurado et al.（2015）[8]提出的方法构造的宏观经济不确定性（Macroeconomic Uncertainty, MU）以及金融市场不确定性（Financial Uncertainty, FU），该指标是基于大量宏观经济指标和金融市场指标构造的预测误差的波动率，从2002年6月开始编制。[1]

选用该指标的原因在于该方法能够整合大量宏观经济变量和金融市场指标的信息，剔除宏观经济变量中可预测的部分，寻找众多经济变量中共同的不确定性的变动，因此与经济不确定性的相关性更大，比基于市场意见普查和分析师预测数据的度量更为客观。Jurado et al.（2015）[13]基于此方法构造的经济不确定性指数与实体经济的衰退相关性更大，而峰值出现得没有那么频繁，对于冲击的反应期更长。而经济不确定性的其他代理变量则波动较大，受其他因素干扰程度较大，稳定性较差，在经济平稳时期也会出现较多峰值，因此这些变量中与经济不确定性不相关的噪音可能更大。

具体而言，如果$Y_t$是包括所有经济变量$y_{it}$的N维向量，那么在t时刻预测的未来h期所含有的不确定性定义为经济变量$y_{it}$在未来t+h期无法被t期信息预测的条件波动率，记为$u_{it}^{y}(h)$，即：

$$u_{it}^{y}(h)=\sqrt{E[(y_{it+h}-E[y_{it+h}|I_t])^2|I_t]} \tag{2-1}$$

其中，$E(\cdot|I_t)$是指基于经济人在 t 时刻的信息集$I_t$的条件期望值。如果基于过去所有可得信息现在对于$y_{it+h}$的预测方差提升了，该时间序列的不确定性也就增加了。于是，在每个时间点用等权重$w_i$加权平均单变量的不确定性，即可以得到经济总体不确定性指数：

$$U_t^{Y}(h)=plim_{N_Y\to\infty}\sum_{i=1}^{N_Y}w_i\,u_{it}^{y}(h)=E_w[u_{it}^{y}(h)] \tag{2-2}$$

公式（2-1）与（2-2）中两个变量的估计一共需要三个主要步骤，具体步骤详见附录 1。大致思路为：第一步通过主成分分析提取大量预测变量的共同因子；第二步通过线性回归估计每一个变量的动态方程，得到预测误差，并假设共同因子及其波动率为 1 阶自回归过程，估计出每个变量预测误差的波动率；第三步将每一个变量$y_i$在 t 时刻未来不同期限 h 的预测误差波动率$u_{it}^{y}(h)$等权平均加总，即可得到经济体整体的不确定性指数$U_t^{y}(h)$。

本文选取的宏观经济不确定性 MU 所采用的总信息集包含 224 个时间序列，并以此构建预测模型。该总经济信息集合$X_t$包括 201 个中国自身的经济变量，15 个美国的经济变量

[1] 作者特别感谢黄卓老师提供的宏观经济不确定性与金融不确定性两项指数的数据。

和 8 个国际大宗商品价格指数。中国自身的经济变量由两部分组成，分别是 159 个宏观经济变量和 42 个股市的不同因子收益率。最后得到的中国经济不确定性是通过简单平均加总 159 个中国宏观经济变量的不确定性得到的。其中 159 个宏观经济变量指标包括：实际产出、物流、实际投资类、房地产、实际消费类、进出口类、期货市场、股票市场、外汇、财政收支、货币和信贷、价格、利率和债市。具体指标信息参见黄卓等（2018）文章附录[14]。

而金融不确定性 FU 所采用的总信息集包含 280 个时间序列，包括 127 个金融变量和 153 个宏观经济变量。这 280 维信息集中包括了 257 个中国自身的经济变量，15 个美国的经济变量和 8 个国际大宗商品价格指数。中国自身的经济变量由两部分组成，分别是 127 个金融市场变量（21 个债市变量和 106 个股市变量）和 130 个中国宏观经济变量。最后得到的金融不确定性指数是通过简单平均加总 127 个金融变量的不确定性得到的，其余指标在信息集中用于剔除金融变量中可预测的部分。其中股市变量主要是 98 个不同的因子收益率，例如行业因子、交易摩擦因子、动量因子、价值因子、成长因子、盈利因子、财务流动性因子等，这些因子本身是各类系统性风险的度量。130 个宏观经济变量指标包括：实际产出、物流、实际投资类、房地产、实际消费类、进出口类、外汇、财政收支、货币和信贷、价格、利率等。具体指标信息参见黄卓等（2018）文章附录[15]。

（2）本文选取货币供应量M2来衡量货币政策，月度M2数据来自中国人民银行，通过Wind数据库下载，其中为了剔除季节性因素，本文选取了经季节性调整的M2，数据区间为2004年12月至2018年6月。由于自2013年起，央行设立了常备借贷便利、中期借贷便利与抵押补充贷款等货币政策工具，所以在计算货币量时对这几项的余额进行了调整，以便真实反映由政策因素导致的货币量变化。

（3）对于宏观经济变量，选用最具代表性的消费、投资以及工业增加值序列。本文选取1994年1月至2018年6月的月度数据序列作为考察区间，其中选取1994年的月度数据是为了得到1995年各变量的同比值或者通过取平均去除数据的季节性。原始数据包括月度工业增加值的同比增速（不变价格）、社会消费品零售总额同比增速与当月值、固定资产投资完成额累计值、发电量同比增速、居民消费价格指数同比及环比值（作为所有数据通货膨胀调整的基础）、工业生产者出厂价价格指数同比值。以上数据均来自Wind数据库，数据源为国家统计局。选取同比增速是为了剔除季节性因素。

（4）衡量市场价值的变量包括收益率序列、代表市场现金流序列的红利序列以及市值等。实际上，根据股利恒定增长模型，想要预测市场价值，就需要了解股市收益率（折现因子）以及现金流序列增长率受到不确定性的影响，因而选取了以上变量作为考察对象。

收益率序列参考CRSP数据库中ret与retx的定义，分别选取国泰安数据库中除去金融股与ST股的所有A股的考虑现金红利再投资的日可比价格序列以及不考虑现金红利的日可比价格序列，以此构造每一只股票的月度ret与retx序列，并且取简单平均、流通市值加权平均与总市值加权平均三种方法构造出全市场的ret与retx序列。这里的全市场将进一步细分，根据不同的所有制、是否中小创企业进行分组，考察不同组别下不确定性、货币政策、经济增长与金融市场之间动态关系的差异。

红利序列的含义是在 1995 年 1 月买入由本文选取的样本股组成的一个指数一股，其后一直持有，每月的红利也就是以某种形式权重加权后的我们从市场整体中能得到的红利。实际上，将每一期红利折现后加总就是市场整体价值的一个估计。这里根据 Hansen et al.（2008）提出的方法，构造月度股票综合市场的红利序列以及收益率序列[42]。定义$P_t$为去除红利因素的市场整体价格指数，$Div_t$为当期的红利，考虑如下公式（2-3）-（2-7）：

$$retx_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \ ; \ retx_t = \frac{P_t + Div_t}{P_{t-1}} - 1 \qquad (2\text{-}3)$$

$$P_t = P_{t-1} * (1 + retx_t) \qquad (2\text{-}4)$$

$$\frac{Div_t}{P_{t-1}} = ret_t - retx_t \tag{2-5}$$

$$\frac{P_{t-1}}{P_0} = \prod_1^{i=t-1}(1+retx_t); \quad \frac{Div_t}{P_0} = (ret_t - retx_t) * \prod_1^{i=t-1}(1+retx_t) \tag{2-6}$$

$$\frac{Div_t}{P_t} = \frac{\frac{Div_t}{P_0}}{\frac{P_t}{P_0}} = \frac{ret_t - retx_t}{1+retx_t} \tag{2-7}$$

因而可以根据公式（2-6）计算出相对初始价格的不含红利的价格序列和相对初始价格的红利序列，根据公式（2-7）计算出股息率序列。由于红利序列带有明显的季节性，每一期的红利序列调整为过去 12 个月红利金额的平均数。

所有宏观经济变量与市场价值变量中的名义值数据都要经过消费者价格指数同比值与环比值的调整，调整时以 2013 年 1 月为基点，全部转化为该时间点的不变价格，去除各个序列中相同的趋势部分，避免在 VAR 系统中产生协整关系。

## 2.2 数据描述性统计

### 2.2.1 不确定性指数

黄卓等（2018）构造的两项不确定性指数均有 12 个不同期限的指标，分别代表未来 12 个月的不确定性。图 2-1 与图 2-2 显示了未来一个月、三个月、六个月与十二个月两种不确定性指数的走势图，样本自 2002 年 6 月至 2017 年 12 月，表 2-1 汇总了相关重要的统计性质。从图中阴影部分的峰值可以看出，这两项不确定性指数均与重大经济金融事件有着密切的关联，例如在 2007 年中国防通胀，2008 年美国次贷危机爆发而向全球蔓延的金融危机，2011 年中国宏观调控，以及 2015 年中国制造业困境、房地产泡沫和股灾等事件时，MU 与 FU 处于较高的位置，时间点相吻合。

MU 与 FU 对比，相同预测时期的不确定性指数，FU 数值上更大，波动率更大，体现出金融市场整体不确定性比宏观经济更显著，更不稳定。而对于每一类指数的内部不同预测时期的指数，月份越大，通常数值越大，波动率越小。这说明距离现在越远的事情越是难以预测，误差更大，不确定性越高；但与此同时长期预测相对更加稳定，不像短期预测那么容易受到突发事件扰动的影响，进而波动率更小，符合常理。但其中 FU12 数值上在 FU 中最大，且波动率也很大，说明金融市场中的不确定性在长期受到事件的影响可能会累积放大。在 ADF 检验中，MU 均不存在单位根，但 FU 均无法拒绝单位根的原假设。在实证分析中为了便于解释数据，使用了对数的形式，其中 log(MU1)，log(MU12)与 log(FU1)均不存在单位根，但 log(FU12)依旧存在单位根。从定义上来说，由于 MU 与 FU 都衡量的是时间序列中无法用确定因素解释的部分，预测误差的波动率在不同时期之间不应该存在单位根过程，而且有限样本的单位根检验结果并不稳健，通过 ADF 检验的平稳序列特定条件下也可以用一个不平稳的序列去逼近，容易出现过度拒绝或者过度接受的情况。因而在下文的实证检验中，根据经济意义，依旧认为 MU 与 FU 的对数形式是平稳的时间序列，可以放入 VAR 模型中分析。

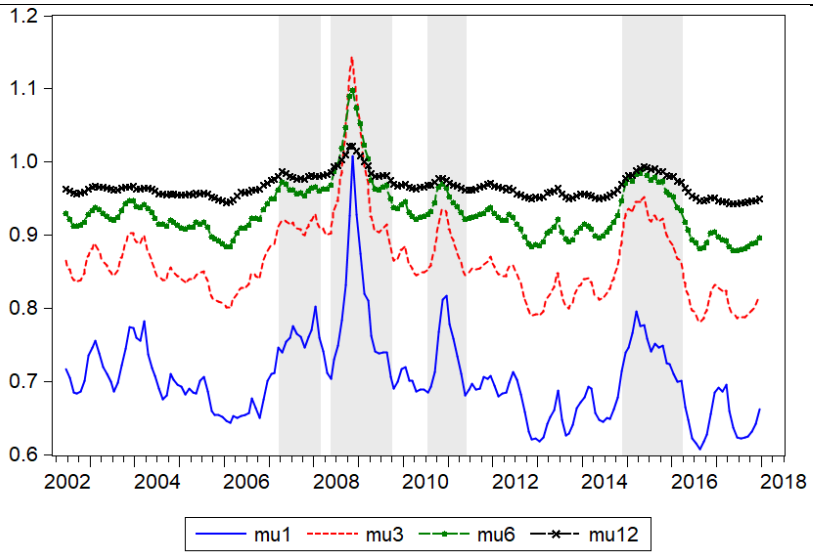



图 2-1 宏观经济不确定性指数示意图

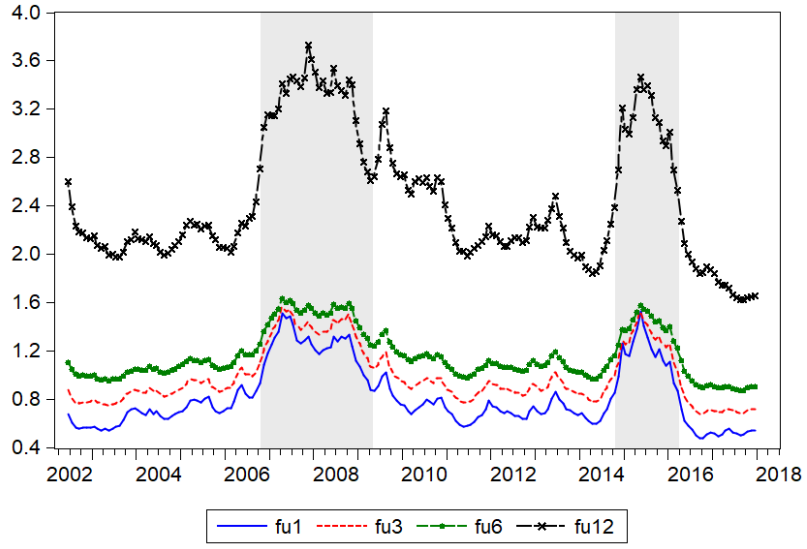



图 2-2 金融不确定性指数示意图

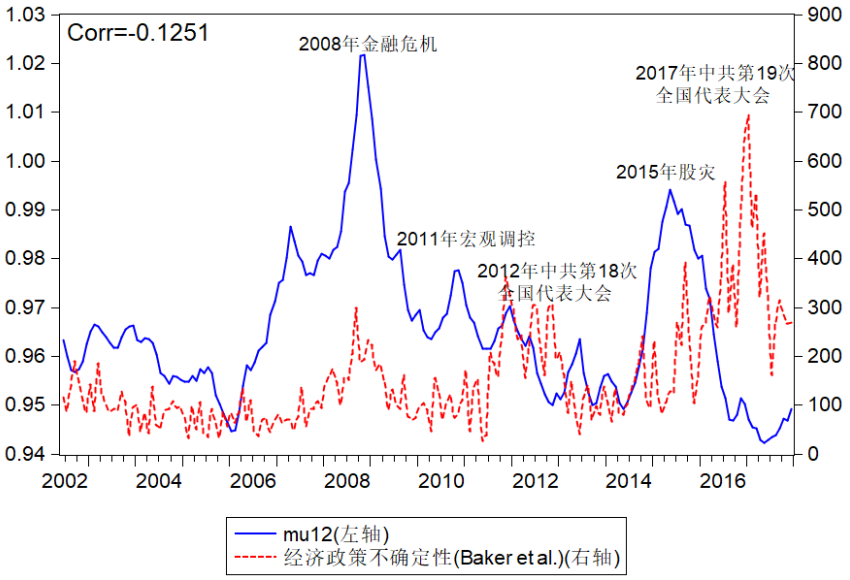
表 2-1 部分不确定性指数统计性质

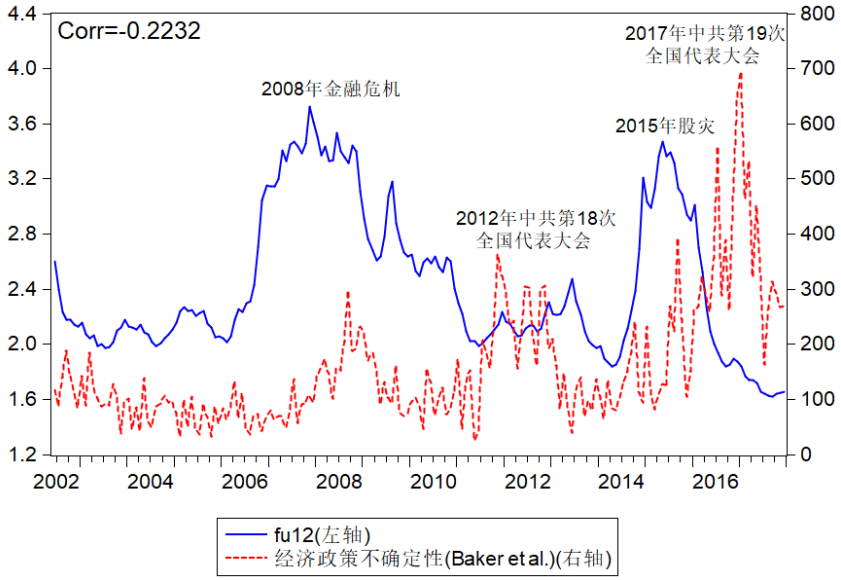
| | MU1 | MU3 | MU6 | MU12 | FU1 | FU3 | FU6 | FU12 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 均值 | 0.706 | 0.866 | 0.932 | 0.966 | 0.819 | 0.986 | 1.159 | 2.427 |
| 中位数 | 0.699 | 0.853 | 0.924 | 0.963 | 0.721 | 0.902 | 1.096 | 2.221 |
| 标准差 | 0.059 | 0.058 | 0.038 | 0.016 | 0.266 | 0.236 | 0.205 | 0.535 |
| 最大值 | 1.008 | 1.143 | 1.098 | 1.022 | 1.529 | 1.566 | 1.629 | 3.728 |
| 最小值 | 0.608 | 0.781 | 0.879 | 0.942 | 0.472 | 0.673 | 0.869 | 1.619 |
| 样本数 | 187 | 187 | 187 | 187 | 187 | 187 | 187 | 187 |
| 是否包含单位根 | 否 | 否 | 否 | 否 | 有 | 有 | 有 | 有 |

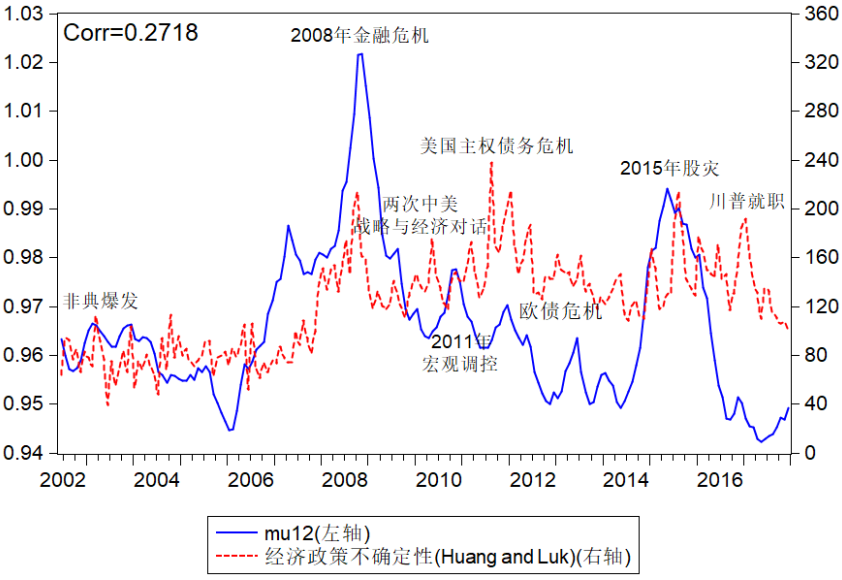
（注：考虑到时序序列的强自相关性，我们采用包含趋势项、滞后项与截距的完整基准模型检验，形式如公式（2-8）：

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \theta_i \Delta y_{t-i} + u_i \quad (2\text{-}8)$$

原假设为$\delta = 0$，即存在单位根。若趋势项与截距项不显著，则按照去掉不显著项的模型进行检验。）


Corr=-0.1251
2008年金融危机
2017年中共第19次
全国代表大会
2015年股灾
2011年宏观调控
2012年中共第18次
全国代表大会
mu12(左轴)
经济政策不确定性(Baker et al.)(右轴)


Corr=-0.2232
2017年中共第19次
全国代表大会
2008年金融危机
2015年股灾
2012年中共第18次
全国代表大会
fu12(左轴)
经济政策不确定性(Baker et al.)(右轴)


Corr=0.2718
2008年金融危机
美国主权债务危机
2015年股灾
两次中美
战略与经济对话
川普就职
非典爆发
欧债危机
2011年
宏观调控
mu12(左轴)
经济政策不确定性(Huang and Luk)(右轴)

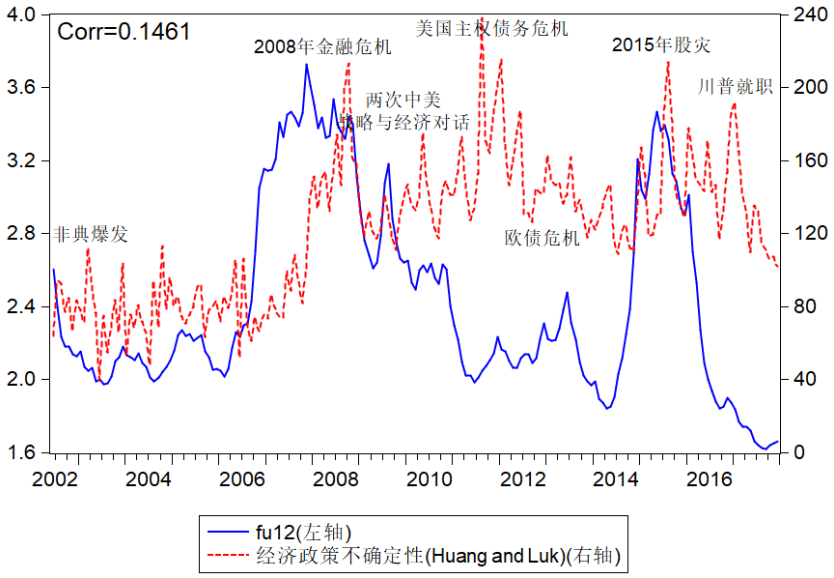



**图 2-3 两种构造方法不确定性指数对比示意图**

图 2-3 将根据宏观经济与金融变量序列预测误差条件波动率构造的不确定性指数与根据文本分析方法得到的经济政策不确定性指数进行了对比。与 MU 和 FU 不同的是，由 Baker et al.（2013）[17]构造的不确定性指数与政治事件关联更加密切，特别是在 2012 与 2017 年两次全国代表大会时有较大幅度的上升，并且该指数与本文选用的两项指数的相关系数均为负。由于本文着重考查存在于经济整体与金融市场基本面的不确定性，而该经济政策不确定性指数未能捕捉重要的经济金融事件，因而本文不选用。

而考虑 Huang and Luk（2018）[18]基于中国大陆 10 份报刊所构造的经济政策不确定性指数，虽然该指标在 2008 年金融危机、2011 年宏观调控、2015 年股灾等重要经济金融时期有提升，与经济体中信息不确定性的拟合程度较高，但它也同时过多捕捉了非典爆发、中美经济对话、欧债危机、川普就职等医疗卫生与政治方面的事件，并且包含了很多国际事件。由于该项指数所含有的非中国经济与金融市场基本面的因素过多，且其文本分析的构造方法噪音更多，而 MU 与 FU 是直接基于关键变量的时间序列所构造的，因而从定义与指数走势上来看，本文选用的不确定性指数更加合理客观。

对于其他构造方法的指数，目前国内没有权威统一的指标公开，因而本文略过，不再进行走势的对比，但从经济含义上来说，本文选用的指数能够更好、更直接地反映宏观经济与金融市场中存在的不确定性。

### 2.2.2 宏观经济变量

为了考察不确定性对于宏观经济变量的影响，本文选取了几个具代表性的公开月度宏观序列，以反映经济体的供需状况。其中，社会消费品零售总额同比增速表示居民消费行为，体现了经济体的总需求增速；固定资产投资完成额同比增速表示社会与企业整体的投资行为，体现经济体为未来经济增长投入的精力；使用工业增加值同比增速以及发电量同比增速表示经济体生产，体现了社会总供给的能力，这四个变量的时间序列见图 2-4。

从时间序列上来看，投资序列增速的波动最大，消费、发电量与工业增加值增速波动较小，其中工业增加值与发电量的变动非常类似，相关系数达到 0.87。在大部分情况下，四者同向变动。一般而言，工业增加值（或发电量）作为整体经济增长的指标，会有明显带动未来消费与投资的作用，而进一步的投资将会为未来的工业生产的增长提供基础，在图中也能看到一些时间点，投资与消费的增长略微滞后于工业增加值（或发电量）的增长。投资方面

有几处特别的时间点：在 2004 年末，政府为应对经济过热，固定资产资本金比例调高，因而在 2003 年出现高峰后，在 2004 年后半年投资增速大幅下滑；在 2009 年左右投资出现反常增加的变动，主要是由于当时的金融危机对于消费与经济生产的抑制作用非常显著，而投资方面，仍有国家能源、基建、铁路建设等重大项目的政策支持，而且为应对金融危机，资本金门槛降低，固定资产增值税标准也有所降低，促进了当年的投资增长趋势。自 2010 起，几项指标总体趋势下滑，与宏观经济放缓，基数过大，经济发展步入“新常态”相一致。

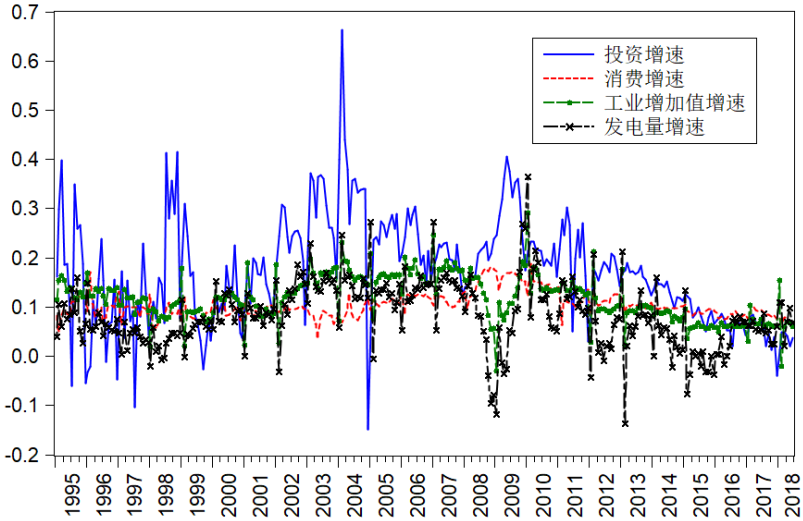



**图 2-4 宏观变量时间序列示意图**

为了在 VAR 系统中考虑货币政策与不确定性的动态关系，也选用了经各类借贷便利余额调整的 M2 序列放入 VAR 系统。M2 在近 15 年内稳步增长，月度对数增长率基本在 3% 以内，相对于其他宏观变量，对数增长率波动很小。在 2008 年金融危机与 2015 年股灾后货币量有明显的提升以刺激经济发展。在 2011 年前半年为了应对经济过热与通胀，存款准备金率与贷款利率不断上调，货币量出现负增长，而此后随着货币政策的宽松，货币量在年末又快速恢复稳健的增速。

表 2-2 列出了所有宏观经济变量序列的统计性质。

**表 2-2 宏观经济变量序列统计性质**

| | 投资增速 | 消费增速 | 工业增加值增速 | 发电量增速 | 货币量对数增长率 |
|---|---|---|---|---|---|
| 均值 | 17.31% | 11.44% | 11.59% | 7.94% | 1.25% |
| 中位数 | 17.53% | 10.86% | 10.75% | 7.85% | 1.20% |
| 标准差 | 8.40% | 2.70% | 5.04% | 7.74% | 0.72% |
| 最大值 | 40.64% | 18.89% | 29.20% | 36.46% | 5.06% |
| 最小值 | -4.02% | 6.34% | -2.93% | -13.70% | -0.71% |
| 样本数 | 156 | 156 | 156 | 156 | 156 |
| 是否有单位根 | 无 | 无 | 无 | 无 | 无 |

### 2.2.3 金融市场变量

依据简单加权、流通市值加权以及总市值加权，本文构造了三类金融市场收益率与红利现金流序列，并且依据公司性质进一步构造各个分市场的金融市场变量。

为了看出三种加权序列的差别，假定 1995 年 1 月的名义红利金额恰好等于当期社会消费品零售总额，且 1994 年 12 月价格定为基准名义价格 1，那么三种加权方式下 A 股整体不含红利价格走势如图 2-5。对红利序列完成季节性以及通货膨胀调整后，各期红利与初始价格比的序列走势如图 2-6。可以明显观察到，自 2009 年起，通过简单平均 A 股市场各股的收益率计算出来的价格序列与红利序列相较于通过市值加权计算出来的序列明显偏高，流通市值加权的序列略高于总市值加权的序列。原因可能在于资本市场内参与的小公司数量猛增，上市门槛降低，特别是深市开设了中小板、创业板，且小公司分红更为频繁，相对量更大。此外投资者对于小公司的投机行为更为明显，投资情绪更加非理性，容易在短时间内形成对于小公司股价的高估或者低估，造成股价过大的波动。整体来说，经市值加权的序列走势与沪深 300 较为吻合，在之后的 VAR 建模中优先以更为合理，更能描摹市场交易真实情况的流通市值下计算的红利与收益率指标为标准，简单平均与总市值平均的序列作为替代性指标，用以查看结果是否稳健。

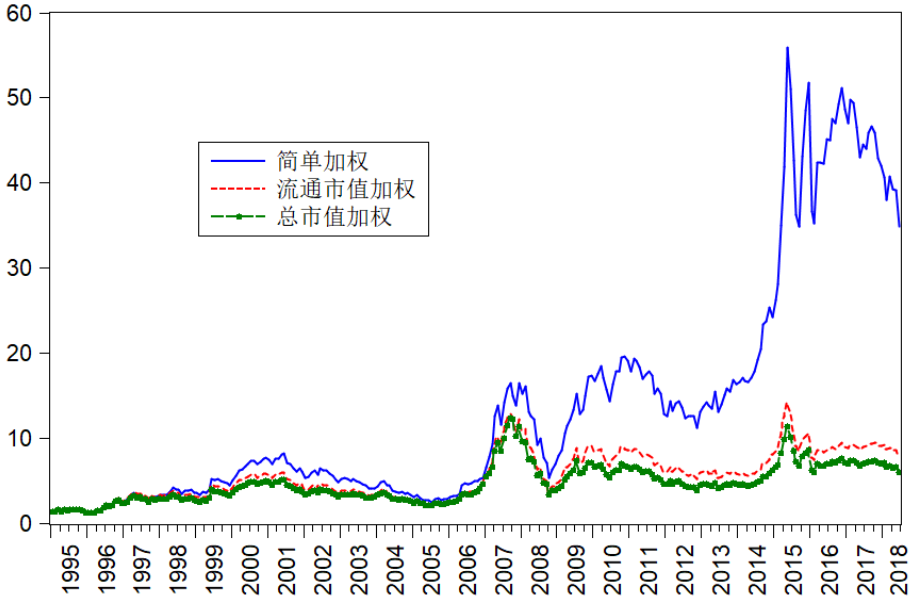



图 2-5 三种加权方式的不含红利价格序列示意图

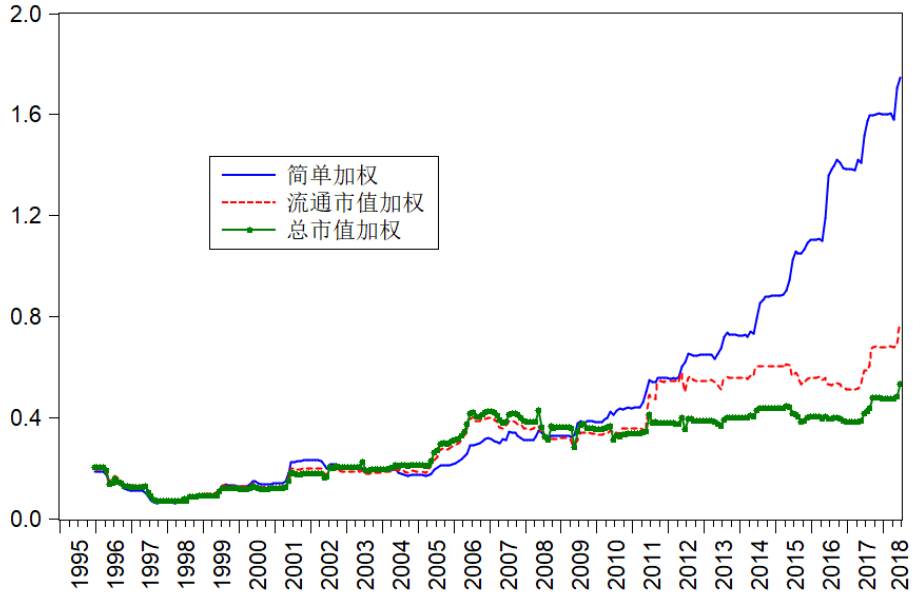



图 2-6 三种加权方式的红利比初始价格序列示意图

表 2-3 显示了在共同样本（2005 年 1 月-2017 年 12 月）中，各金融市场变量的重要统计性质，收益率与红利对数差分序列在分布上均呈现出尖峰厚尾的性质，其中简单加权的收益率序列与红利一阶对数差分序列的均值比其他两个序列大很多，且收益率波动更大，红利一阶对数差分序列波动更小，仍旧表明小公司股票价格波动更大，红利发放多且相对稳定的事实。但从红利占价格的比例来看，市值加权的序列更大。由于小公司股价容易上升过快，公司更偏好于将一部分资金留存下来以备后续生产研发，大多为成长股；大市值公司经营管理更加稳定，则更愿意将盈利作为红利发放出去，大多为价值股。如果观察时间序列，可以发现从 2011 年下半年起，流通市值占总市值比率较大的公司发放红利占价格的比重变大，侧面反映从这个时间点起资本市场回馈投资者的力度加大，资本市场也能为企业提供好的融资环境，帮助企业实现更多盈利，进而发放更多红利，表明资本市场的作用越来越显著。

**表 2-3 三种加权方式下重要金融市场变量统计性质**

| | 含红利的收益率 | | | 红利增长率 | | | 股息率 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 简单平均 | 流通市值加权 | 总市值加权 | 简单平均 | 流通市值加权 | 总市值加权 | 简单平均 | 流通市值加权 | 总市值加权 |
| 均值 | 2.28% | 1.33% | 1.20% | 1.43% | 0.82% | 0.52% | 0.06% | 0.11% | 0.12% |
| 中位数 | 2.38% | 1.59% | 1.48% | 0.30% | 0.01% | 0.06% | 0.06% | 0.11% | 0.11% |
| 标准差 | 10.78% | 9.30% | 9.16% | 3.14% | 4.68% | 4.94% | 0.02% | 0.04% | 0.04% |
| 最大值 | 34.53% | 31.41% | 28.23% | 13.17% | 36.21% | 20.07% | 0.13% | 0.20% | 0.22% |
| 最小值 | -29.20% | -27.14% | -27.47% | -5.75% | -13.92% | -23.06% | 0.03% | 0.05% | 0.05% |
| 样本数 | 156 | 156 | 156 | 156 | 156 | 156 | 156 | 156 | 156 |
| 是否有单位根 | 无 | 无 | 无 | 无 | 无 | 无 | 无 | 无 | 无 |

在共同样本中，我们进一步按照公司性质分成了国企与民企，表 2-4 概括了分企业性质的以流通市值加权计算的各个金融市场变量的统计性质，图 2-7 展示了分企业性质不同市场流通市值平均值序列走势。可以发现在样本范围内，国企收益率均值显著低于民企，差异达到每月 0.584%，红利一阶对数差分序列两者均值差异不显著，国企均值略低，股息率国企均值达到 0.13%，显著高于民企的 0.06%。而从平均流通市值上来看，国企市值通常为民企同期的 2-3 倍。由于国企经营效率相对民企较低，且其经营目标中往往并非将提升其股票收益率作为首要目标，所以国企平均收益率较低。另一方面，国企多为大规模成熟企业，净现值为正的投资项目相对会少一些，且在政府政策支持下，融资成本更低，不需要大量收益留存在企业中，更多的盈利能够通过红利的形式回馈给投资者，因而分红占股价的比例国企显著更大。而民企中小规模成长股较多，往往有很多潜在盈利的项目需要大量再投资，但融资渠道受限，融资成本较高，需要动用内部留存收益，因而红利相较于高起的股价较低。

**表 2-4 分国企、民企的重要金融市场变量统计性质**

| | 含红利的收益率 | | 红利增长率 | | 股息率 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 国企 | 民企 | 国企 | 民企 | 国企 | 民企 |
| 均值 | 1.17% | 1.75% | 0.77% | 1.06% | 0.13% | 0.06% |
| 中位数 | 1.80% | 1.81% | 0.00% | 0.04% | 0.13% | 0.06% |
| 标准差 | 9.19% | 10.44% | 5.68% | 5.04% | 0.05% | 0.02% |
| 最大值 | 31.62% | 35.04% | 41.27% | 18.90% | 0.22% | 0.13% |
| 最小值 | -27.26% | -30.20% | -18.64% | -16.49% | 0.05% | 0.03% |
| 样本数 | 156 | 156 | 156 | 156 | 156 | 156 |
| 是否有单位根 | 无 | 无 | 无 | 无 | 无 | 无 |
| 单尾均值 T 检验（国企-民企） | -0.584%** | | -0.295% | | 0.068%*** | |

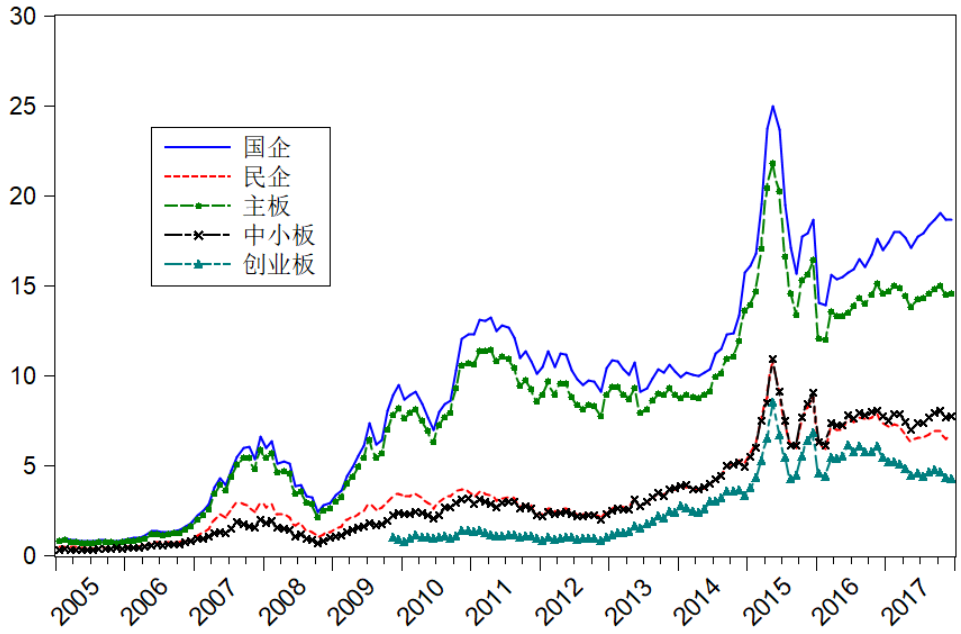



**图 2-7 分企业性质不同市场流通市值平均值序列示意图（单位：百万元）**

根据表 2-5 与表 2-6，从分版块的数据来说，主板企业市值明显高于其他版块，创业板企业略低于中小板企业，这与企业上市最低门槛有关。主板企业收益率平均来说低于中小板与创业板企业，但整体不显著。创业板企业红利增速高于主板和中小板企业，整体同样不显著。然而主板企业股息率显著高于其他两个板块，主要是由于主板企业多为大规模成熟企业，融资成本较低，留存收益充足，股价不会过度攀升，能更好地以发放红利的形式回馈投资者。

**表 2-5 分主板与中小板的重要金融市场变量统计性质（中小板设立后时间样本）**

| | 含红利的收益率 | | 红利增长率 | | 股息率 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 主板 | 中小板 | 主板 | 中小板 | 主板 | 中小板 |
| 均值 | 1.26% | 1.75% | 0.79% | 0.66% | 0.12% | 0.07% |
| 中位数 | 1.73% | 1.96% | 0.01% | 0.01% | 0.12% | 0.06% |
| 标准差 | 9.22% | 9.97% | 5.09% | 5.29% | 0.04% | 0.03% |
| 最大值 | 31.90% | 29.87% | 40.16% | 17.80% | 0.20% | 0.18% |
| 最小值 | -26.71% | -29.78% | -16.10% | -23.78% | 0.05% | 0.03% |
| 样本数 | 156 | 156 | 150 | 150 | 151 | 151 |
| 是否有单位根 | 无 | 无 | 无 | 无 | 无 | 无 |
| 单尾均值 T 检验（主板-中小板） | -0.489% | | 0.127% | | 0.050%*** | |

（注：由于涉及到红利序列需要取 12 个月平均值去除季节性，数据量较收益率序列少一些，红利一阶对数差分时间样本范围为 2005 年 7 月到 2017 年 12 月，股息率时间样本范围为 2005 年 6 月至 2017 年 12 月，而收益率时间样本范围为 2005 年 1 月至 2017 年 12 月。）

**表 2-6 分主板、中小板与创业板的重要金融市场变量统计性质（创业板设立后时间样本）**

| | 含红利的收益率 | | | 红利增长率 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 主板 | 中小板 | 创业板 | 主板 | 中小板 | 创业板 |
| 均值 | 0.42% | 1.05% | 1.12% | 0.80% | 0.78% | 0.96% |
| 中位数 | 0.92% | 1.00% | 0.85% | 0.00% | 0.09% | 0.08% |
| 标准差 | 7.18% | 8.96% | 11.08% | 5.82% | 4.10% | 4.35% |
| 最大值 | 21.65% | 29.87% | 36.63% | 40.16% | 14.90% | 21.73% |
| 最小值 | -25.78% | -29.78% | -31.21% | -16.10% | -8.22% | -10.74% |
| 样本数 | 98 | 98 | 98 | 86 | 86 | 86 |
| 是否有单位根 | 无 | 无 | 无 | 无 | 无 | 无 |
| 单尾均值 T 检验（主板-创业板） | | -0.704% | | | -0.161% | |

| | 股息率 | | |
|---|---|---|---|
| | 主板 | 中小板 | 创业板 |
| 均值 | 0.13% | 0.07% | 0.05% |
| 中位数 | 0.14% | 0.06% | 0.04% |
| 标准差 | 0.03% | 0.02% | 0.02% |
| 最大值 | 0.20% | 0.11% | 0.10% |
| 最小值 | 0.07% | 0.03% | 0.02% |
| 样本数 | 87 | 87 | 87 |
| 是否有单位根 | 无 | 无 | 无 |
| 单尾均值 T 检验（主板-创业板） | | 0.080%*** | |

（注：考虑到创业板设立较晚，为便于比较，增加了在创业板设立后的共同时间样本进行比较。红利一阶对数差分时间样本范围为 2010 年 11 月到 2017 年 12 月，股息率时间样本

范围为 2010 年 10 月至 2017 年 12 月，而收益率时间样本范围为 2009 年 11 月至 2017 年 12 月。）

## 2.3 模型设定

在本文接下来的分析中，主要使用 VAR 模型（即向量自回归模型）对于各变量之间预测滞后关系进行考察。为了识别出不确定性上的波动对系统带来的冲击，这里使用了标准 Cholesky 分解，将残差部分设定为下三角矩阵，这样排列在前面的变量的冲击可以在当期马上影响到后面的变量，但反过来后面的变量上的冲击无法马上影响之前的变量。

由于本文主要关心的是不确定性指标是否有助于解释与预测未来的宏观经济指标与市场价值指标，为了在脉冲响应中完整地保留与不确定性相关的冲击，将不确定性指标放在第一位。考虑到宏观经济变量与货币量对于市场价值的影响，而且本文主要考察的因变量是衡量市场价值的几个指标，我们将市场价值指标放在最后一位，将宏观经济变量与货币量放在中间的位置，那么宏观经济变量的冲击将排除与不确定性相关的部分，以便更好地探索前几个变量自身冲击对于市场价值的影响。这样在脉冲响应中可以考虑经济不确定性的冲击在第一期对其他变量的影响，而其他变量的冲击也可以在第一期就对金融市场变量造成影响。具体而言，我们将采用如下形式的 VAR 模型，如公式（2-9）：

$$y_t = \sum_{i=1}^{n} A_i y_{t-i} + C\varepsilon_t \qquad (2\text{-}9)$$

其中$y_t = \begin{bmatrix} \text{不确定性指数} \\ \text{货币政策变量} \\ \text{宏观经济变量} \\ \text{金融市场价值变量} \end{bmatrix}$，n 为模型滞后阶数

在建立 VAR 模型时，我们首先按照 AIC、SC、HQ 等信息准则来选择最优的滞后阶数，以便兼顾模型的简洁程度和拟合程度。选择的滞后阶数必须使得 AR 特征根的模在单位圆之外，残差符合白噪声过程的条件。

然后对该系统进行格兰杰因果检验，考察加入特定变量是否有助于解释与预测因变量。再进行方差分解，分析出自变量波动对于因变量波动（或者预测误差方差）的解释程度，特别是不确定性指标是否能有助于解释宏观经济变量与市场价值指标的波动。

最后，对该系统进行脉冲响应的测试，观察某自变量的冲击是如何在长短期影响因变量的，以及能影响多久，给出定性与定量的结论。

在后续模型中，为了保证模型的稳定性，所有放入 VAR 模型的序列都必须是平稳的，因而大部分数据均采用了同比增长率或者一阶对数差分的形式。此外，由于资本市场中上市公司的表现无法完全代表整体经济的运行状况，因而社会总体的消费、投资等变量与根据股票市场收益率计算出的红利现金流等指标之间不应该存在显著的协整关系，我们认为这些序列可以直接对数差分，放入 VAR 模型中进行考察。

# 第三章 不确定性与宏观经济变量的关系

黄卓等（2018）在探究中美宏观经济不确定性对于两国宏观经济变量的溢出效应时，使用了中美两国的宏观经济不确定性指数和货币指标 M2、价格指数 PPI、CPI 以及发电量的一阶对数差分形式构造结构性 VAR 模型[42]。本文参考其模型设定形式，建立如下基本 VAR 模型：

$$y_t = \sum_{i=1}^{n} A_i y_{t-i} + C\varepsilon_t \qquad (3\text{-}1)$$

其中，$y_t = \begin{bmatrix} \log(\text{Uncertainty}) \\ \Delta\log(\text{M2}) \\ \log(\text{M2}) - \log(\text{Price}) \\ \Delta\log(\text{EEP}) \end{bmatrix}$，n 为模型滞后阶数

该模型中$y_t$是一个四维向量，具体而言：第一个变量为不确定性指标，以便能在第一个月观察到不确定性的冲击对于其他三个变量带来的影响；第二个变量为经过季节性调整的 M2，选用该指标作为货币政策变量是为了平滑货币量数据的短期波动；第三个变量为价格指数，可以是 PPI 或者 CPI；第四个变量为代表实际生产的发电量。对于其中存在单位根的变量，包括货币量、价格指数以及发电量，均采用一阶对数差分的形式以保证系统的稳定性，其中发电量囿于数据的可得性以及季节性的原因，选择同比增长率。而考虑到 PPI、CPI 以及 M2 之间可能存在协整关系，会使得该模型的设置有误，需要进行协整检验，即将三个变量两两配对进行 Engle-Granger 两步法基于残差的检验。

首先，这三个变量的对数形式均是一阶单整的序列。对于 PPI 与 CPI，对两者进行简单回归后的残差进行 ADF 检验，在 10%的置信水平下，该残差不存在单位根过程，因而这两个变量之间存在较弱的协整关系，不适宜同时放置在同一个 VAR 模型中。同样地，对其他两组变量进行检验，当使用季节性调整过的 M2 时，PPI 与之无协整关系，但 CPI 与之有显著协整关系。由于通货膨胀与流通的货币数量关系紧密，货币指标与价格指数之间会存在一定的长期均衡关系。因而在 VAR 的模型设定时，不能直接同时放入价格指数与货币指标的一阶对数差分，要考虑加入调整项$\log(\text{M2}) - \log(\text{Price})$，形成伴随型 VAR 模型（companion form VAR）。该形式的 VAR 模型等价于带有误差修正项的 VECM 模型，但使用伴随型 VAR 模型可以更简便地计算出价格指数本身的脉冲响应结果。

## 3.1 宏观经济不确定性与宏观经济变量

不确定性采用 MU1，即未来一个月的宏观经济不确定性，价格指数分别采用经 CPI 和 PPI 通货膨胀调整的实际货币量，根据 AIC 信息准则，均选择二阶滞后模型。根据表 3-1，在使用 CPI 作为通货膨胀调整系数时，格兰杰因果检验显示宏观经济不确定性有助于预测货币量增速与发电量，但没有变量能够显著预测宏观经济不确定性。此外由于货币量增速与真实货币存在本质关联，两者互相引导；发电量增速与真实货币也互相引导，表明货币政策与经济实体产出有紧密的关系。在使用 PPI 作为通货膨胀调整系数时，宏观经济不确定性有助于预测真实货币，而无助于预测货币量增速，且发电量无助于真实货币，其他结论与 CPI 的类似。使用不同期限的 MU，所得结果基本类似，MU 对于货币量增速与真实货币有一定的预测作用，对发电量有显著的预测作用，表明不确定性确实能够影响货币政策的制定，也

会对社会实际产出有所影响。但不确定性从定义上来说就是剔除了宏观经济金融变量可解释部分后，剩余的在经济体中无法预测的部分，在黄卓等（2018）[14]构造的步骤中，该部分被定义为预测误差的波动率，因而其他变量应该无法有助于预测该不确定性。

**表 3-1 宏观经济不确定性下的格兰杰因果检验结果**

| 原假设：不确定性不是该变量的格兰杰原因 | CPI 调整 | | | PPI 调整 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 货币量增速 | 真实货币 | 发电量增速 | 货币量增速 | 真实货币 | 发电量增速 |
| 卡方统计量 | 4.56 | 3.65 | 8.38 | 3.45 | 4.42 | 6.83 |
| p 值 | 0.10 | 0.16 | 0.02 | 0.18 | 0.10 | 0.03 |
| 不确定性是否是该变量的格兰杰原因 | 是* | 不是 | 是*** | 不是 | 是* | 是** |

| 原假设：该变量不是不确定性的格兰杰原因 | CPI 调整 | | | PPI 调整 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 货币量增速 | 真实货币 | 发电量增速 | 货币量增速 | 真实货币 | 发电量增速 |
| 卡方统计量 | 0.89 | 1.40 | 0.65 | 1.49 | 2.72 | 1.42 |
| p 值 | 0.64 | 0.50 | 0.72 | 0.47 | 0.26 | 0.49 |
| 该变量是否是不确定性的格兰杰原因 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 |

从表 3-2 的 48 期方差分解的结果也可以看出，宏观经济不确定性的未来波动主要来源于自身，占比均在 93%以上。该不确定性的扰动能够解释货币量的波动的比例大约在 5-6%，能够解释发电量的波动的比例大约在 17-20%。特别地，该不确定性波动对于经 PPI 调整的真实货币量未来波动的贡献（33.65%）大于对经 CPI 调整的真实货币量未来波动的贡献（17.15%），而后者的波动主要来源于货币量。这说明了不确定性更能影响企业原材料价格，而不是消费品价格，MU 与经济体中的生产环节更加相关。使用更大预测期限的 MU 的方差分解结果类似，各变量来源于其他变量的波动会略微大一些。

**表 3-2 宏观经济不确定性下的方差分解表**

| 方差分解对象 | 方差分解因素 | | | |
|---|---|---|---|---|
| | log (MU) | $\Delta\log(M2)$ | $\log(M2)-\log(CPI)$ | $\Delta\log(EEP)$ |
| log (MU) | 98.21% | 0.31% | 1.17% | 0.31% |
| $\Delta\log(M2)$ | 5.51% | 93.55% | 0.16% | 0.79% |
| $\log(M2)-\log(CPI)$ | 17.15% | 40.79% | 30.72% | 11.34% |
| $\Delta\log(EEP)$ | 17.34% | 2.49% | 2.62% | 77.56% |

| 方差分解对象 | 方差分解因素 | | | |
|---|---|---|---|---|
| | log (MU) | $\Delta\log(M2)$ | $\log(M2)-\log(PPI)$ | $\Delta\log(EEP)$ |
| log (MU) | 93.51% | 1.17% | 5.01% | 0.31% |
| $\Delta\log(M2)$ | 5.38% | 91.82% | 2.38% | 0.42% |
| $\log(M2)-\log(PPI)$ | 33.65% | 3.16% | 58.28% | 4.92% |
| $\Delta\log(EEP)$ | 20.07% | 1.32% | 8.66% | 69.95% |

为了研究 MU 的变化对于各个变量的冲击，作出了各变量的脉冲响应图，其中 CPI 与 PPI 受到的影响额外计算，具体而言根据如下公式（3-2）进行运算：

$$\frac{\partial \Delta \log(\text{Price})_{t+j}}{\partial \varepsilon_t} = -\left\{\frac{\partial [\log(\text{M2})-\log(\text{Price})]_{t+j}}{\partial \varepsilon_t} - \frac{\partial [\log(\text{M2})-\log(\text{Price})]_{t+j-1}}{\partial \varepsilon_t}\right\} + \frac{\partial \Delta \log(\text{M2})_{t+j}}{\partial \varepsilon_t} \quad (3\text{-}2)$$

根据图 3-1，可以发现宏观经济不确定性的正向冲击对于其他变量未来的影响在本文修正的模型中相比于黄卓原文更加统一，脉冲响应曲线更加平滑，不会出现对未来多期有正负不同的影响，在正确考虑了变量之间协整关系后得出的模型更能体现出宏观经济不确定性对中国宏观变量的预测作用。

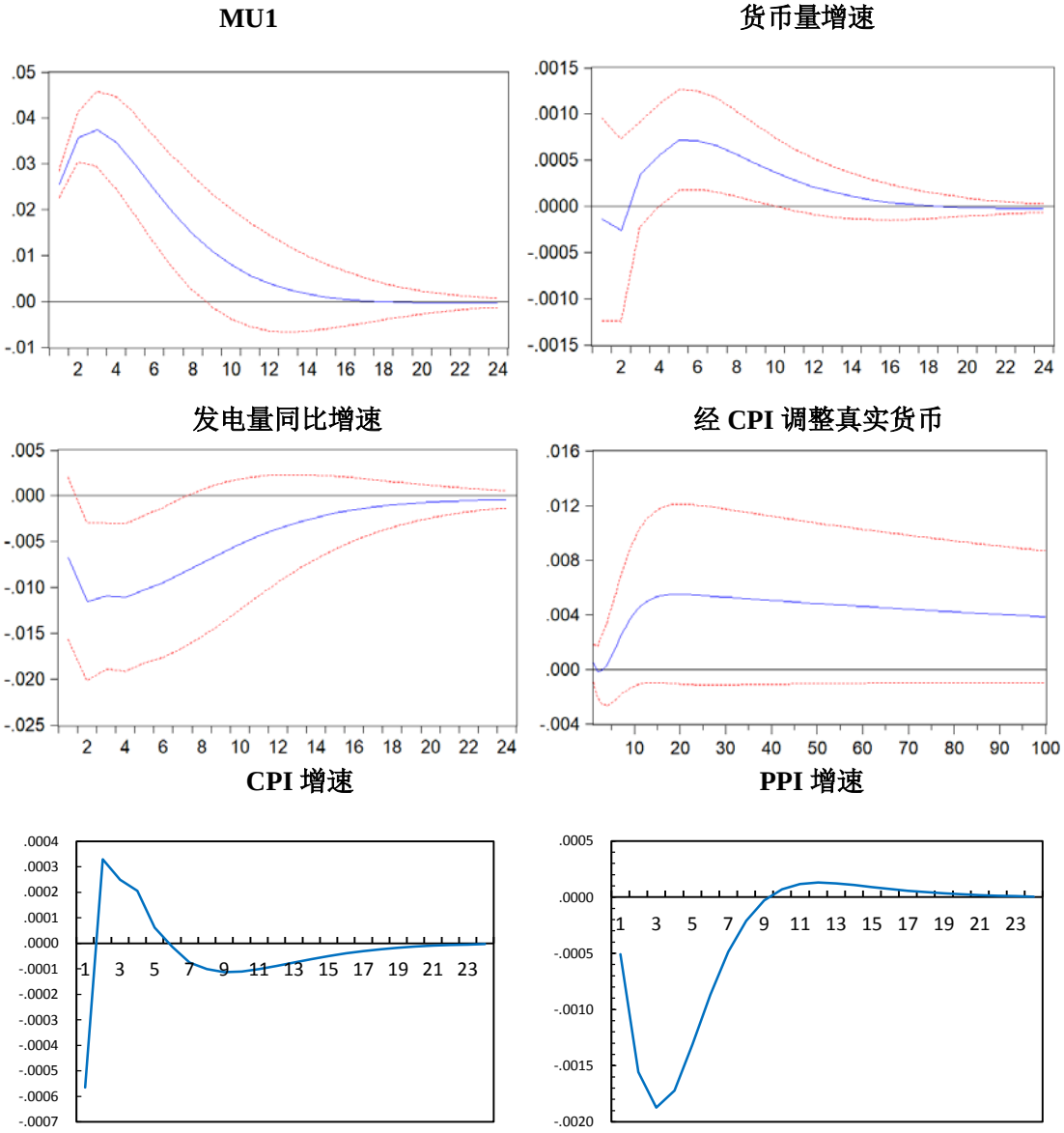



**图 3-1 各个变量受到 MU 冲击的脉冲响应**

具体而言，宏观经济不确定性一个标准差的正向冲击对自身的影响在第 2、第 3 个月最大，都将上升约 3.5%，影响在第 9 个月开始不再显著。同样的一个冲击对货币量增速在前三个月有不显著的影响，从第 4 个月至第 8 个月有显著的正面影响，在第 5 个月影响最大，货币量增速提高了 0.07%，货币量一年累计提升 0.45%，说明在货币当局感受到宏观经济不确定性增加时会采取一定的扩张型货币政策，刺激经济回到正轨，货币政策的实施有 3 个月的延迟，持续时间为半年。在该冲击的影响下，经 CPI 调整的实际货币供应量提升约 0.54%，

经 PPI 调整的实际货币供应量提升约 1.17%。最后该冲击也将负面影响发电量增速，也就是影响了全国工业生产，该影响在 7 个月内显著，在第 2-5 个月之间发电量增速都降低 1-1.2%，在 15 个月后该影响消退，发电量一年累计降低约 9.5-10%。

CPI 增速在第 1 个月有明显的过度反应，降低约 0.06%，此后回调，并于半年后再次下降，整体变动幅度与方向均不显著。PPI 增速在受到这样一个冲击之后 6 个月内有显著的负面影响，9 个月后完全消失，第 3 个月时负面影响达到最大值，PPI 增速降低 0.19%，9 个月累计 PPI 降幅达到 0.86%。

各个变量的冲击对于 MU 的影响在长短期都不是显著的，因而无法得出该影响方向与幅度方面的结论。采用更长期限的 MU，将会使得冲击的影响幅度略微增加，影响的时期增长，整体结论不变。

## 3.2 金融不确定性与宏观经济变量

本小节，将第一位置不确定性换为 FU1，即未来一个月的金融不确定性，进行与上一小节类似的检验。根据 AIC 信息准则，依旧选择二阶滞后模型。根据表 3-3，在使用 CPI 作为通货膨胀调整系数时，格兰杰因果检验显示金融不确定性仅有助于发电量，没有变量能够显著预测金融不确定性，而使用 PPI 作为通货膨胀调整系数时，这一不确定性与其他变量没有任何双向引导关系。

使用不同预测期限的 FU，所得结果基本类似，在使用 FU12 时，该不确定性对于发电量的预测作用也不再显著。FU 仅对于发电量有一定的预测作用，表明金融市场的不确定性对货币政策的制定影响不大，对社会实际产出的影响有限。该不确定性本身从构造上来说，也与宏观经济变量无关，格兰杰因果检验的结果是合理的。

**表 3-3 金融市场不确定性下格兰杰因果检验结果**

| 原假设：不确定性不是该变量的格兰杰原因 | CPI 调整 | | | PPI 调整 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 货币量增速 | 真实货币 | 发电量增速 | 货币量增速 | 真实货币 | 发电量增速 |
| 卡方统计量 | 0.15 | 1.79 | 6.02 | 0.19 | 0.25 | 3.10 |
| p 值 | 0.93 | 0.41 | 0.05 | 0.91 | 0.88 | 0.21 |
| 不确定性是否是该变量的格兰杰原因 | 不是 | 不是 | 是** | 不是 | 不是 | 不是 |

| 原假设：该变量不是不确定性的格兰杰原因 | CPI 调整 | | | PPI 调整 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 货币量增速 | 真实货币 | 发电量增速 | 货币量增速 | 真实货币 | 发电量增速 |
| 卡方统计量 | 1.57 | 2.27 | 1.38 | 1.49 | 2.72 | 1.42 |
| p 值 | 0.46 | 0.32 | 0.50 | 0.47 | 0.26 | 0.49 |
| 该变量是否是不确定性的格兰杰原因 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 |

相比于 MU，FU 的方差分解结果显示，FU 与其他三个经济变量的关联更小。在表 3-4 的 48 期方差分解的结果中，金融不确定性的未来波动几乎完全来源于自身，占比均在 97%以上。该不确定性的扰动能够解释货币量的波动的比例大约在 3.4%，能够解释发电量的波动的比例在 10%以下。该不确定性波动对于经 PPI 调整的真实货币量未来波动的贡献（9.64%）大于对经 CPI 调整的真实货币量未来波动的贡献（0.88%），而后者的波动主要来源于货币量，与上一节结论相同，比例更小。金融不确定性对于价格指数的影响小于宏观经济不确定性，但依旧是对于原材料价格的影响略大于消费价格。

**表 3-4 金融不确定性下方差分解结果**

| 方差分解对象 | 方差分解因素 | | | |
|---|---|---|---|---|
| | log (FU) | Δlog(M2) | log(M2) − log(CPI) | Δlog(EEP) |
| log (FU) | 98.18% | 0.70% | 0.91% | 0.21% |
| Δlog(M2) | 3.42% | 94.34% | 0.12% | 2.13% |
| log(M2) − log(CPI) | 0.88% | 44.12% | 33.71% | 21.29% |
| Δlog(EEP) | 9.78% | 2.98% | 4.39% | 82.86% |

| 方差分解对象 | 方差分解因素 | | | |
|---|---|---|---|---|
| | log (FU) | Δlog(M2) | log(M2) − log(PPI) | Δlog(EEP) |
| log (FU) | 97.85% | 0.16% | 1.87% | 0.13% |
| Δlog(M2) | 3.44% | 91.36% | 4.30% | 0.91% |
| log(M2) − log(PPI) | 9.64% | 1.08% | 83.00% | 6.28% |
| Δlog(EEP) | 9.78% | 1.04% | 18.77% | 70.42% |

根据图 3-2，金融不确定性一个标准差的正向冲击对自身的影响在第 3-4 个月达到最大值，上升约 9%，至第 16 个月该影响才不显著。同样的一个冲击对货币量增速在前三个月有负面影响，货币量一年累计下降 0.16%，表明股市债市的不确定短期容易形成信贷收缩，货币创造过程受到阻碍，而在长期逐渐回调，影响转为正，但总体不显著。该冲击在长期不影响经 CPI 调整的实际货币供应量，短期略有降低，整体影响不显著，但经 PPI 调整的实际货币供应量在长期上升约 0.7%。该冲击也将负面影响发电量增速，在第 8-11 个月内较明显，单月发电量同比增速降低 0.6%以上，在一年后该影响不再显著，发电量一年累计降低约 4.7-5.2%，这一结果比 MU 冲击的影响小一些。

与前一小节类似，CPI 增速在第 1 个月有明显的过度反应，降低约 0.07%，此后回调，CPI 一年累计增长 0.13%，整体变动幅度与方向均不显著。PPI 增速在受到这样一个冲击之后将减小，第 3 个月时负面影响达到最大值，PPI 增速降低 0.07%，一年累计 PPI 降幅达到 0.5%，但整体变动不显著。

各个变量的冲击对于 FU 的影响在长短期都不是显著的，因而也无法得出该影响方向与幅度方面的结论。采用更长期限的 FU，同样会使得冲击的影响幅度略微增加，影响的时期增长，整体结论不变。

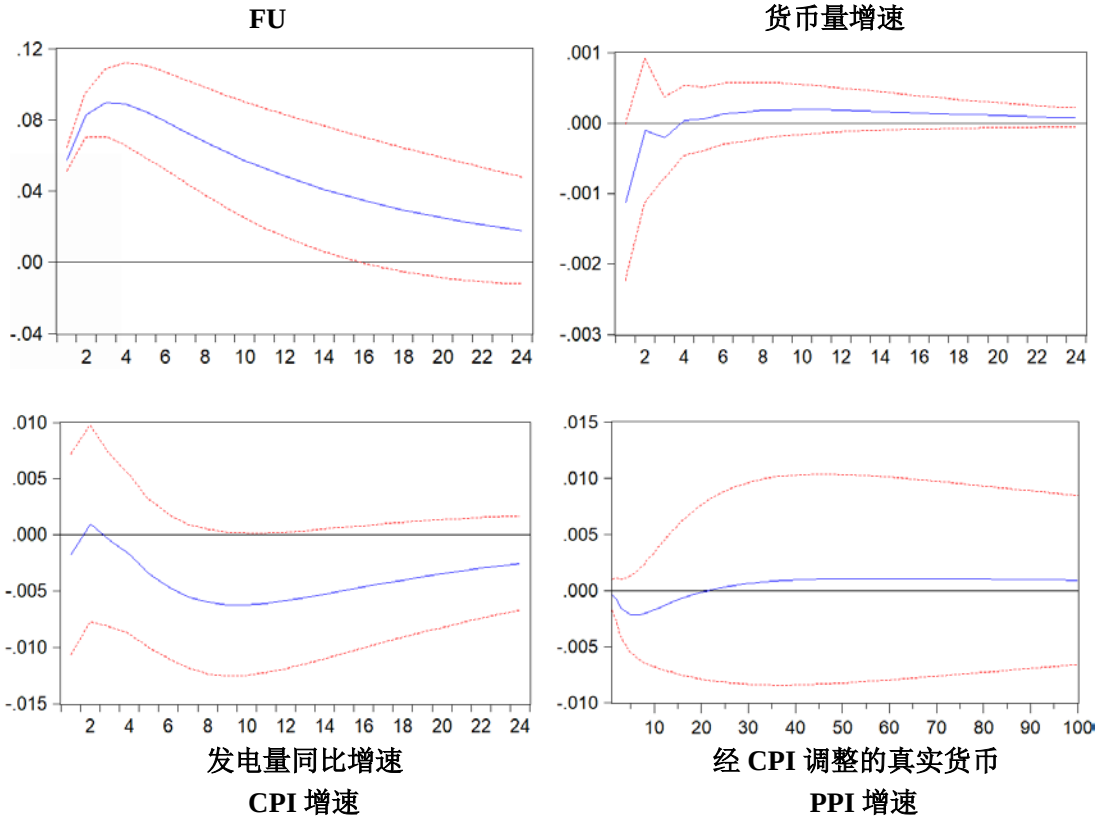
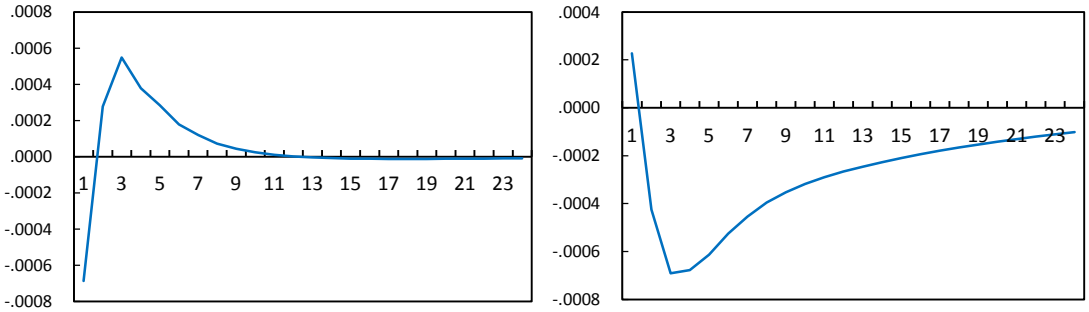



**图 3-2 各个变量受到 FU 冲击的脉冲响应**

## 3.3 本章小结

根据本章检验结果，当宏观经济的不确定性上升时，经济体的实际产出有所下降，原材料价格受到负面影响，推动扩张型货币政策的推出，但对居民消费价格影响不大。而且不确定性对自身有正反馈，对经济体运行的难以预测性容易在短期快速上升，引发人们愈加保守



的决策，进而恐慌情绪进一步积累，恶性循环。

而当金融不确定性上升时，同样会负面影响到经济体的实际产出，原材料价格的小幅下降，居民消费价格小幅上升，信贷受阻，整体对于宏观经济变量的影响与宏观经济不确定性相比更不显著。金融不确定性对自身的正反馈比宏观经济不确定性更加剧烈，金融市场的恐慌情绪比人们对于宏观经济失去把握的情绪蔓延得更快，持续时间更久，更难消退，可能会在更大程度上影响金融市场变量。

上述结论对于不同预测期限的宏观经济不确定性与金融不确定性依旧是成立的，稳健性检验结果见附录 2。

# 第四章 不确定性对经济增长与金融市场的影响

为了研究中国经济不确定性会如何在长期与短期影响宏观经济的运行以及金融市场变量，需要以相关变量建立起合理的 VAR 系统，通过格兰杰因果检验、方差分解与脉冲响应等检验方法明确这些变量之间的联系以及变化规律。

本部分优先使用流通市值加权下的金融市场序列进行检验，因为这样的序列能更好地反映出不同规模公司之间的差异，代表市场整体的资金收益。其余加权方式序列将用于稳健性检验。

## 4.1 不确定性与各个变量的引导滞后关系

依据第二章 2.3 部分描述的模型设定，建立如下四维 VAR 基准模型：

$$y_t = \begin{bmatrix} \log(\mathrm{MU}) \\ \Delta\log(\mathrm{M2}) \\ \Delta\log(\mathrm{macro}) \\ \Delta\log(\mathrm{dividend})\ \text{or}\ \mathrm{return} \end{bmatrix}$$

即四维向量中分别包含了不确定性的对数值、货币量一阶对数差分、宏观变量一阶对数差分和红利序列一阶对数差分或收益率。特别需要说明的是，选用 12 个月的经济不确定性是因为其定义与后续变量中的同比增速以及经季节性调整的序列（取过去 12 个月平均值）做对应。宏观经济变量序列由于具有强烈的季节性，可使用同比增速序列来近似代替宏观经济变量序列的一阶差分，消除季节性的问题。

将金融市场变量分别代入红利序列与收益率序列，在宏观变量位置依次替换投资、消费与工业增加值，综合 AIC 与 SC 信息准则，每个不同的模型均选择二阶滞后变量进行构造。

在选用红利增速作为金融市场变量时，宏观经济不确定性 MU 对于货币量增速、投资增速、消费增速以及市场红利现金流增速都有显著的预测作用，但无法预测工业增加值增速。除此以外，货币量与投资也有助于预测红利增速，投资有助于预测货币量，消费与货币量、红利与投资形成双向引导关系。这表明金融市场中上市公司盈利会受到货币政策与宏观经济中资本量的影响，却也反过来能进一步促进社会资本的积累。而投资往往涉及到借贷，会大大影响到 M2 的量，同时货币政策对居民消费的刺激作用，也就是对于社会总需求的刺激最为明显。这表明宏观经济与金融市场之间存在一定的溢出效应。除去工业增加增速对 MU 有较弱的引导作用外，其余变量都无法预测 MU。

在选用收益率作为金融市场变量时，宏观经济不确定性仅对货币量与消费有显著预测作用，无法预测收益率，表明金融市场的表现与宏观不确定性关联不大。此外，收益率可以显著预测消费与工业增加值，表明金融市场的繁荣最终将转化为对于居民消费的刺激与工业的产量的提升，促成经济的增长。但无论换成什么宏观变量，都无法显著预测收益率，表明宏观经济增长向金融市场传导的效应不明显。其余格兰杰因果结果与红利序列的模型类似。重要的格兰杰因果检验结果见表 4-1。

**表 4-1 包含宏观经济不确定性基准模型的格兰杰因果检验结果**

| 原假设：不确定性不是这些变量的格兰杰原因 | 红利序列 | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | 货币量增速 | 投资增速 | 消费增速 | 工业增加值增速 | 红利增速 |
| 卡方统计量 | 10.16 | 4.97 | 6.96 | 1.90 | 7.30 |
| p 值 | 0.01 | 0.08 | 0.03 | 0.39 | 0.03 |
| 不确定性是否是该变量的格兰杰原因 | 是*** | 是* | 是** | 不是 | 是** |

| 原假设：不确定性不是这些变量的格兰杰原因 | 收益率序列 | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | 货币量增速 | 投资增速 | 消费增速 | 工业增加值增速 | 收益率 |
| 卡方统计量 | 5.08 | 1.91 | 7.69 | 1.83 | 0.13 |
| p 值 | 0.08 | 0.39 | 0.02 | 0.40 | 0.94 |
| 不确定性是否是该变量的格兰杰原因 | 是* | 不是 | 是** | 不是 | 不是 |

（注：在红利作为金融变量的 VAR 中，由于投资对于红利有更加显著的预测作用，表中不确定性对于货币量增速与红利增速的格兰杰因果检验结果选用的是投资作为宏观变量的结果，采用其他宏观变量结果类似，显著性略有差别。同样地，在收益率作为金融变量的 VAR 中，由于消费与收益率的关系更加密切，优先使用收益率作为宏观变量的结果，采用其他宏观变量依然结果类似，显著性略有差别。）

FU 与 MU 在构造上运用了类似的信息集，但是 MU 是基于 159 个宏观经济变量的预测误差波动率加权和的结果，FU 是基于其中与债市、股市相关的 127 个变量的预测误差波动率加权和的结果。因而 MU 更多衡量的是整个经济大环境的不确定性，例如与社会生产、价格、进出口贸易、货币政策相关的不确定性，对全社会层面经济的运行有负面作用，而 FU 偏重于金融市场中系统性风险的部分。下面将基准模型中第一位置换为 FU，考虑金融不确定性：

$$y_t = \begin{bmatrix} \log(\mathrm{FU}) \\ \Delta \log(\mathrm{M2}) \\ \Delta \log(\mathrm{macro}) \\ \Delta \log(\mathrm{dividend\ or\ return}) \end{bmatrix}$$

在选用红利增速作为金融市场变量时，金融不确定性 FU 仅仅对于红利增速序列有显著的预测作用。此外，三个宏观经济变量以及红利增速都无法预测 FU，表明金融市场的不确定性中确实已经排除了宏观经济与金融市场中可预测部分的因素，该不确定性相对独立。

在选用收益率作为金融市场变量时，金融不确定性 FU 对于包括收益率在内所有变量均没有显著的预测作用，表明与股市、债市相关的未来不确定性对于宏观经济整体的运行以及金融市场表现的影响不明确，在长短期并没有体现出显著的不确定性溢价。其他显著的格兰杰因果关系与 MU 的模型类似，特别是无论换成什么宏观变量，都无法显著预测收益率。但是，在三种宏观变量的模型中，收益率对于 FU 都有较弱的预测作用，p 值在 0.10 左右，可能是必要回报率的提升反映了人们对于不确定性预期的提升，表明人们更加难以预测金融

市场未来发展形势。重要的格兰杰因果检验结果见表 4-2。

**表 4-2 包含金融不确定性基准模型的格兰杰因果检验结果**

| 原假设：不确定性不是这些变量的格兰杰原因 | 红利序列 | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | 货币量增速 | 投资增速 | 消费增速 | 工业增加值增速 | 红利增速 |
| 卡方统计量 | 2.69 | 4.40 | 1.68 | 0.45 | 13.00 |
| p 值 | 0.26 | 0.11 | 0.43 | 0.80 | 0.00 |
| 不确定性是否是该变量的格兰杰原因 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 是*** |

| 原假设：不确定性不是这些变量的格兰杰原因 | 收益率序列 | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | 货币量增速 | 投资增速 | 消费增速 | 工业增加值增速 | 收益率 |
| 卡方统计量 | 0. 77 | 1.22 | 3.33 | 0.29 | 1.16 |
| p 值 | 0. 68 | 0.54 | 0.19 | 0.86 | 0.56 |
| 不确定性是否是该变量的格兰杰原因 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 |

## 4. 2 不确定性对于各个变量波动的解释程度

首先考虑宏观经济不确定性 MU，表 4-3 显示了 48 期后 VAR 系统的方差分解结果，限于篇幅仅列出与红利相关模型的方差分解，收益率相关模型会在分析中列出。从整体来看，VAR 中四个变量之间预测误差方差上的互相的贡献并不明显。

**表 4-3 以 MU 为不确定性，引入不同宏观变量序列的方差分解结果**

| 方差分解对象 | 方差分解因素 | | | |
|---|---|---|---|---|
| | log (MU) | Δlog(M2) | Δlog(invest) | Δlog (dividend) |
| log (MU) | 96.74% | 0.12% | 3.06% | 0.07% |
| Δlog(M2) | 12.12% | 78.99% | 7.92% | 0.97% |
| Δlog(invest) | 17.50% | 2.02% | 74.12% | 6.36% |
| Δlog (dividend) | 4.97% | 7.36% | 10.60% | 77.06% |

| 方差分解对象 | 方差分解因素 | | | |
|---|---|---|---|---|
| | log (MU) | Δlog(M2) | Δlog(consumption) | Δlog (dividend) |
| log (MU) | 90.87% | 1.56% | 6.95% | 0.62% |
| Δlog(M2) | 9.36% | 83.52% | 6.41% | 0.71% |
| Δlog(consumption) | 15.80% | 13.65% | 70.10% | 0.46% |
| Δlog (dividend) | 4.52% | 5.58% | 1.16% | 88.74% |

| 方差分解对象 | 方差分解因素 | | | |
|---|---|---|---|---|
| | log (MU) | Δlog(M2) | Δlog(工业增加值) | Δlog (dividend) |
| log (MU) | 78.61% | 0.74% | 20.15% | 0.51% |
| Δlog(M2) | 8.39% | 86.60% | 4.33% | 0.67% |
| Δlog(工业增加值) | 3.27% | 3.95% | 92.67% | 0.10% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Δlog (dividend) | 4.25% | 5.40% | 1.43% | 88.92% |

引入投资增速序列，可以发现宏观经济不确定性对于货币量与投资的预测误差的方差贡献较大，都超过了 12%，而在红利序列的方差分解中，贡献最大的是来自投资上的扰动，不确定性的影响较小。这说明货币政策、宏观经济与金融市场之间的溢出效应是存在的，但是该效应规模不大，三者之间的关系仍然存在一定的脱离。在使用收益率作为金融市场变量时，几乎所有收益率的未来波动误差都来自于自身，其对于投资序列波动的解释占比也仅为1%，说明金融市场表现确实很难受到宏观经济中确定与不确定因素的影响。

引入消费增速序列，大致结果与投资序列的结果相似，但是消费对于红利序列的解释程度远低于投资对于红利序列的解释程度，而货币政策对消费的影响大于对投资的影响。改用消费序列，收益率的未来波动依旧主要来自自身，其与消费的关联略微强于与投资的关联。

引入工业增加值增速序列，发现宏观经济不确定性中有 20%的波动可以由工业增加值的变化解释，但其他各个变量对于工业增加值的影响很小。此外，红利的方差分解结果与引入消费序列时非常相似。因而当金融市场变量选用红利时，最恰当引入的变量应该是投资序列。当金融变量换为收益率时，收益率波动对于工业增加值的解释占比提高到 5%，收益率依旧与其他变量相对独立。

综合格兰杰因果检验与方差分解的结果，可以发现宏观经济不确定性对于红利的解释力度远大于其对于收益率的解释力度，而宏观变量中，与红利关联最为紧密的是投资，与收益率关系最为紧密的是消费，而工业增加值对于不确定性 MU 有较弱的引导作用。

然后考虑金融不确定性，表 4-4 显示了各个模型 48 期后 VAR 系统的方差分解结果，限于篇幅仅列出与消费、收益率相关模型的方差分解，红利增速相关模型会在分析中列出。从整体来看，VAR 中四个变量之间误差上的互相的贡献同样不明显。

**表 4-4 以 FU 为不确定性，引入不同宏观变量序列的方差分解结果**

| | 方差分解因素 | | | |
|---|---|---|---|---|
| | log (FU) | Δlog(M2) | Δlog(invest) | return |
| log (FU) | 68.86% | 4.92% | 18.39% | 7.83% |
| Δlog(M2) | 6.00% | 81.64% | 10.60% | 1.76% |
| Δlog(invest) | 10.69% | 8.16% | 77.76% | 3.39% |
| return | 0.79% | 1.63% | 2.13% | 95.46% |

| 方差分解对象 | 方差分解因素 | | | |
|---|---|---|---|---|
| | log (FU) | Δlog(M2) | Δlog(consumption) | return |
| log (FU) | 85.10% | 5.49% | 3.97% | 5.44% |
| Δlog(M2) | 6.09% | 85.45% | 7.46% | 1.01% |
| Δlog(consumption) | 19.87% | 15.41% | 63.35% | 1.36% |
| return | 0.78% | 1.37% | 2.24% | 95.59% |

| 方差分解对象 | 方差分解因素 | | | |
|---|---|---|---|---|
| | log (FU) | Δlog(M2) | Δlog(工业增加值) | return |
| log (FU) | 74.54% | 4.79% | 10.25% | 10.41% |
| Δlog(M2) | 5.10% | 92.61% | 0.69% | 1.59% |
| Δlog(工业增加值) | 0.78% | 3.46% | 89.94% | 5.83% |
| return | 1.00% | 1.81% | 0.41% | 96.77% |

引入投资增速序列，可以发现金融不确定性对于收益率波动的解释程度非常小，对于投资波动的解释程度也很有限。收益率的波动依旧几乎都来源于自身，但收益率对于 FU 的解释程度达到近 8%，远远高于 MU 中的 0.03%，表明收益率与金融市场的关联远大于与宏观经济的关联，收益率上的不稳定可能直接与 FU 的大小相联系。在使用红利增速作为金融市场变量时，方差分解表大体类似，但是红利增速对于 FU 波动的贡献很小，对于投资增速波动的贡献略微大一些，但与 MU 对投资增速解释比例的 17.50%相比小一些。红利序列中 7.2%的波动可以由货币量增速解释，10.7%的波动可以由投资增速解释，6.55%的波动可以由 FU 解释，这一结果与 MU 对红利增速解释比例的 4.97%相比略微大一些，表明金融不确定性与金融市场变量关系更加密切，而宏观经济不确定性与宏观变量关系更加密切。

引入消费增速序列，大致结果与投资序列的结果相似，但是 FU 对于消费序列的解释程度（19.87%）高于 FU 对于投资序列的解释程度（10.69%），货币政策对消费的影响也大于对投资的影响。改用红利序列，仍然可以发现 FU 对于红利的解释比例（6.71%）大于 MU 对于红利的解释比例（4.52%），并且 FU 对于消费的解释比例也比 MU 对于消费的解释比例略微高一些，FU 波动对于消费的影响程度也大于对投资的影响。

引入工业增加值增速序列，收益率对于 FU 与工业增加值的解释比例被放大，工业增加值的变动也能解释 10%左右 FU 的变动，这一结果少于工业增加值对于 MU20%的解释比例。然而 FU 波动对于工业增加值波动的贡献非常低，不足 1%，远低于其对于消费和投资的贡献比例。换用红利增速序列，则同样可以发现 FU 对于红利的解释比例（6.74%）大于 MU 对于红利的解释比例（4.25%）。综合三个宏观经济替代变量，可以发现，与之前使用 MU 的模型一样，红利除了对于投资解释程度高一些以外，对于其他各个变量的解释程度低。

综合格兰杰因果检验与方差分解的结果，可以发现金融不确定性可以由金融市场收益率进行预测，收益率可能是一个前瞻性变量，而该不确定性，相比于比宏观经济不确定性，对金融市场变量的影响更大。金融不确定性对消费、红利的解释程度较大，而宏观经济不确定性对货币量、投资、工业增加值的解释程度更大，表明终端消费市场的需求以及企业盈利对于金融不确定性更敏感，其中红利正是一个代表企业盈利的滞后型变量，而货币量、供给端、社会生产等对于宏观经济中存在的不确定性更加敏感。收益率始终很难由其他政策变量、宏观变量或者不确定性来预测，股市的表现与宏观经济的关联性不高。

## 4.3 不确定性 VAR 系统中各个变量之间长短期的动态关系

图 4-1 显示了各个变量受到宏观经济不确定性一个单位标准差增加时在长短期受到的脉冲响应，由于大部分冲击需要在 48 个月后才展现出收敛到 0 的趋势，因而横轴最长标注至 48 个月。

当宏观经济不确定性有一个标准差增加的扰动后，对其自身有正反馈作用，在前 15 个月有显著的提升，第 3-7 个月时单月提升幅度都超过 0.5%。由于 MU12 本身的标准差比 MU1 小，因而这一提升的幅度小于前文 MU1 对自身的提升。不确定性的冲击出现后，货币量增速先降后升，在第 5-17 个月期间货币量有显著的提升，表明货币当局观察到信贷收缩后采用了扩张型的货币政策来刺激不确定性较强的经济环境，该影响在第 9 个月最大，增长幅度为 0.065%，货币量两年累计提升了约 0.95%。

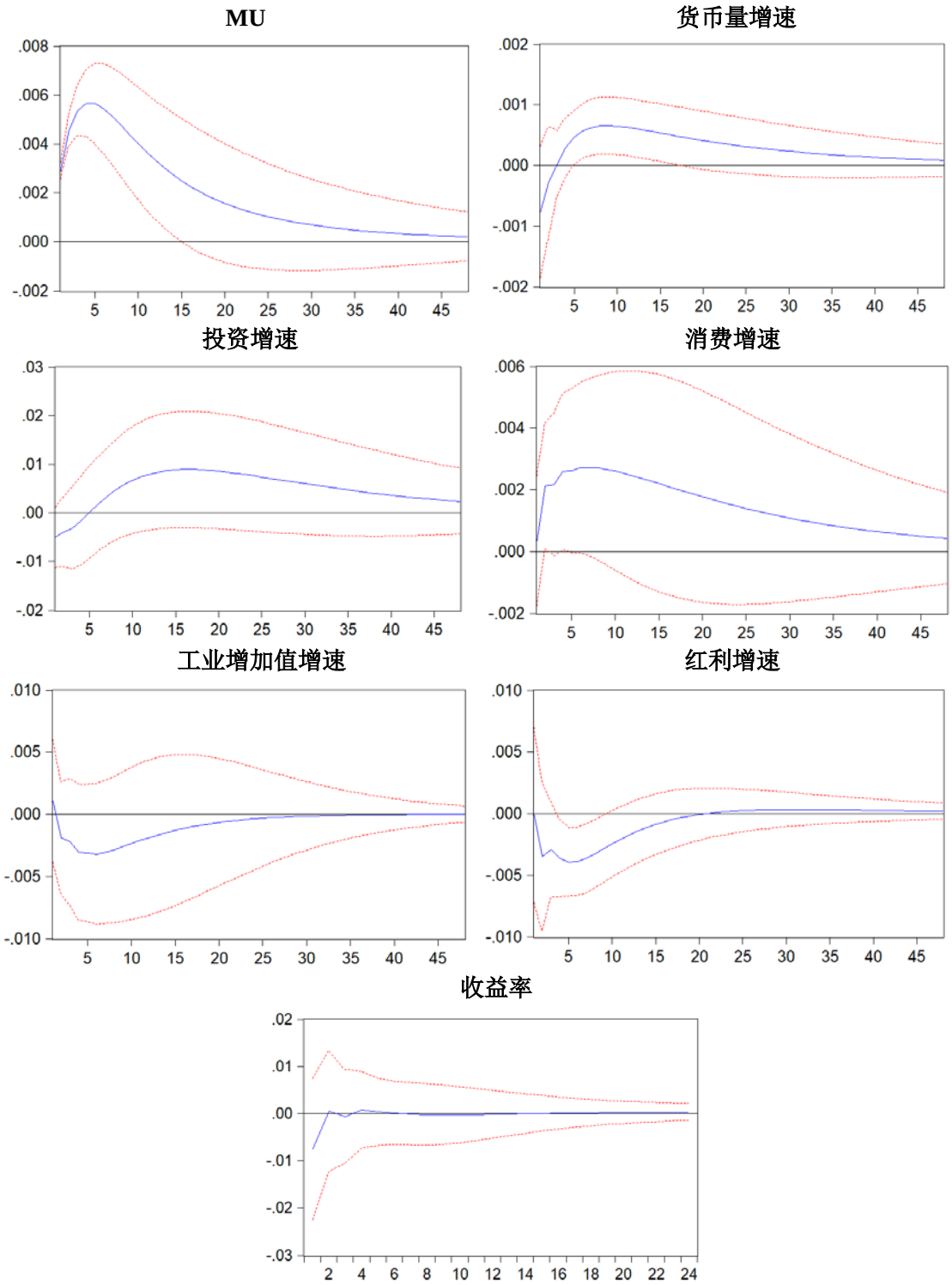



**图 4-1 各个变量受到一个标准差 MU 冲击后的脉冲响应**

在宏观变量方面，该冲击对于投资增速的影响也是先降后升，首月降幅达到 0.5%，投资前五个月累计降低约 1.36%，之后发生转折，在第 16 个月增长最大值达到 0.89%，并累计提升约 6%。这个结果与货币政策上的变化同步，说明经济上的不确定性在短期会引发人们对于各类投资项目盈利性的质疑，为了能够有所储蓄以防未来可能的经济下滑，投资的选

择会更加谨慎，总量会有所抑制；但在长期，随着货币政策的刺激，企业往往会选择增加固定资产的投入，以便保障未来的生产与充足的现金流。将投资增速换为其他宏观序列，在该冲击影响下，工业增加值增速在两年内会持续降低，在第 6 个月最大降幅为 0.32%，两年累计降幅达到 3.8%，表明不确定性负面影响了企业生产规模。但消费量在该冲击下持续提升，特别在第 6-8 个月消费增速均提升了约 0.27%，两年累计提升 5%。这一结果与国外的文献有所差别，可能是因为中国经济出现较大不确定时，投资上的减少有一部分在短期转化为确定能够获得一定效用的消费，而随着政策出台，消费增速达到顶峰，经济进一步好转。

该冲击对于红利增速序列的影响在长短期更加统一，在第 4-9 个月内显著为负，期间最大降幅达 0.4%，红利本身在第 20 个月共累计降低 3.9%。这表明在不确定性的经济环境中企业的投资决策更加保守，这样就限制了公司潜在能实现的盈利，进而能够在未来用于发放的红利序列随之减少。该冲击对于收益率的影响整体不显著，仅仅在第 1 个月有幅度较为明显的降低，大约降低 0.7%，年化降低幅度约为 8.73%，此后几乎对于股市整体收益率没有影响。

各个变量的冲击对于 MU 带来的脉冲响应基本都不显著，从性质上来看，代表上市公司盈利能力的红利增长降低了不确定性，而货币量以及各个宏观变量的增长增加了不确定性。

图 4-2 显示了各个变量受到金融不确定性一个单位标准差增加时在长短期受到的脉冲响应，横轴最长依旧标注至 48 个月以便看清脉冲响应函数收敛的情况。

当金融不确定性有一个标准差增加的扰动时，在前 19 期对于自身都有显著的正反馈作用，在第 3-7 个月都有 6%的提升，这一幅度与持续时间均大于 MU 一个标准差增加对自身的脉冲响应，表明不确定性在金融市场的延续性强于在宏观经济中的延续性，即在金融市场该影响更难消退。同样的扰动对货币量增速的影响也是先降后升，与此前的解释和结果类似，两年累计增长 0.55%，但整体影响不再显著。

在宏观变量方面，金融不确定性对于投资增速的影响和宏观经济不确定性对于投资增速的影响一样，也是先降后升，前五个月累计降低投资约 1.6%，之后发生转折，在第 21 个月增长最大值达到 0.6%，并且投资量累计提升约 5.26%，这个结果也与货币政策上的变化同步。该冲击对于消费的冲击整体依然不显著，在第 12-18 个月消费增速提升 0.24%，消费量两年累计提升 5%，与 MU 对消费的影响较为类似，但持续时间更长。该冲击对于工业增加值的影响在长短期影响都不显著，幅度也很小。

该冲击对于红利增速序列的影响在第 4-10 个月内显著为负，期间最大降幅达 0.44%，红利本身在两年共累计降低 5.2%，这一结果比宏观经济不确定性的冲击对于红利的负面效果更加明显，表明企业整体的盈利能力受到股市债市中的不确定性的影响大于受到宏观经济不确定性的影响。该冲击对于收益率的影响整体不显著，在第 1 个月大约有 0.4%的降幅，此后迅速恢复为正，在第 2 个月收益率体现为 0.6%的涨幅，其后迅速衰减，在半年后该影响收敛于零。这表明在短期当股民与分析师感到股市走向难以通过基本面与公开信息获得时，会产生一定的恐慌，在保守的决策下会选择让资金更多地退出股市。而在第二个月起，该不确定性冲击对于收益率反而有拉动作用，这说明在股市逐渐开始将不确定性作为一个定价因子，认为该不确定性与系统风险一样需要进一步补偿，也就是正的不确定性溢价，而该溢价在第 2 个月最为明显，也就是前文提到的 0.6%的溢价。

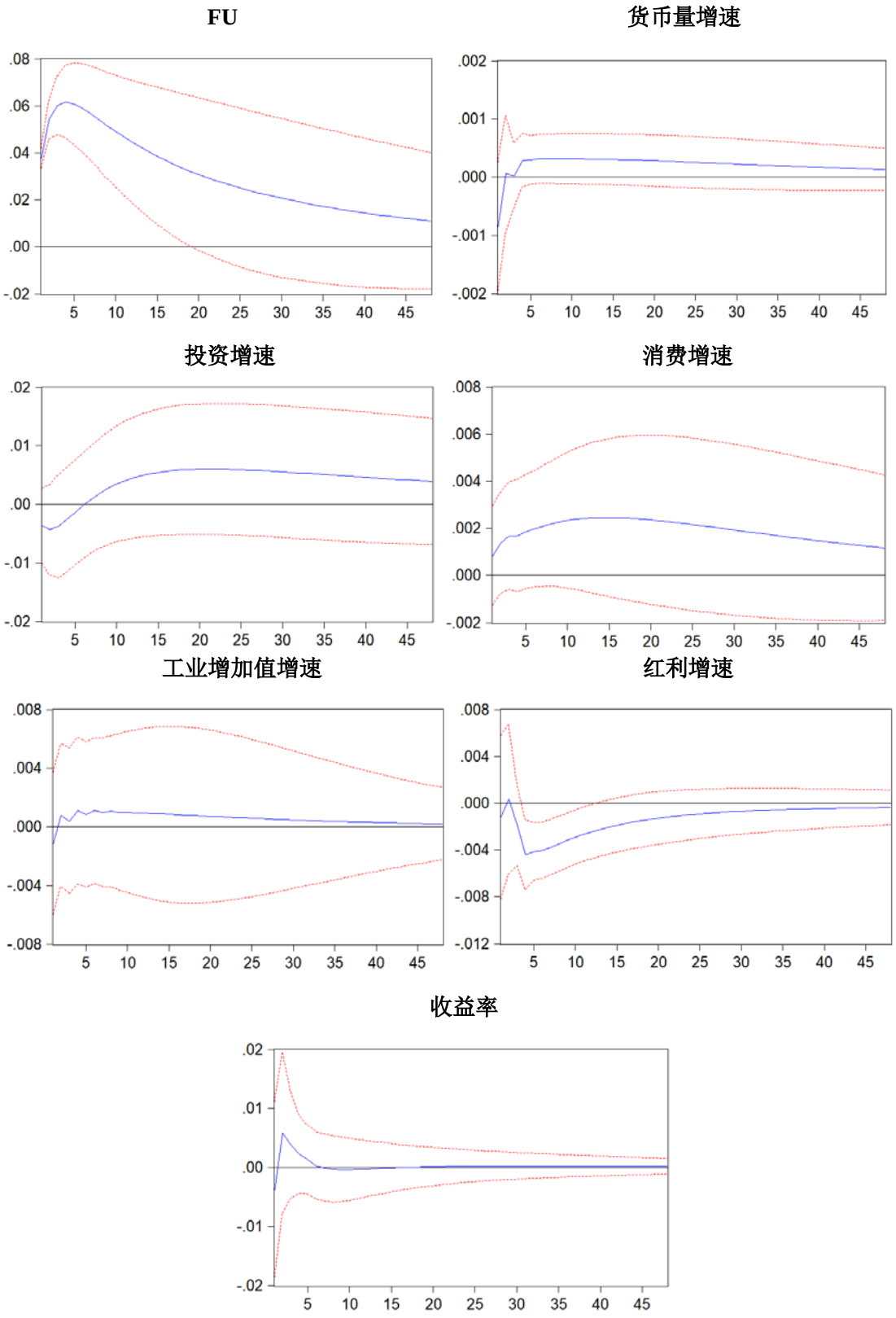



图 4-2 各个变量受到一个标准差 FU 冲击后的脉冲响应

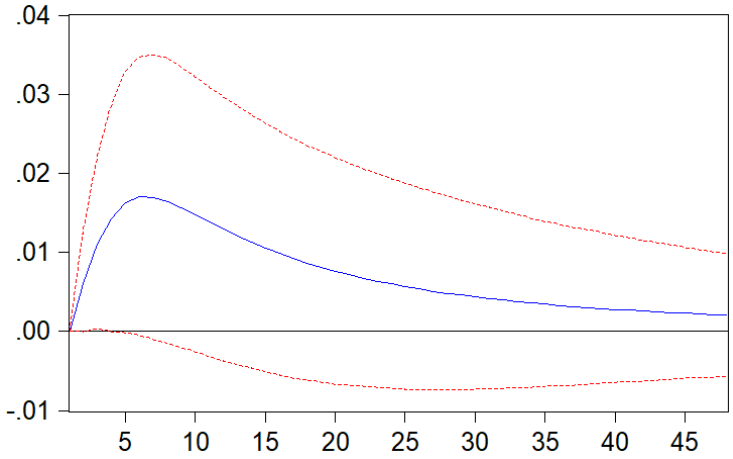



**图 4-3 金融不确定性受到收益率冲击的脉冲响应**

各个变量的冲击，除去收益率，对于 FU 带来的脉冲响应基本都不显著。从性质上来看，代表上市公司盈利能力的红利增长降低了不确定性，而货币量以及各个宏观变量的增长增加了不确定性，最大单月提升幅度在 1-2%之间。而在股票整体市场收益率提升一个标准差时，根据图 4-3，该冲击后半年内，金融不确定性会有显著的提升，并在第 6 个月达到 1.7%的最大涨幅，其后影响逐渐衰减，在第 15 个月仍有大约 1%的提升。收益率的提升实际上反映了投资者对于企业未来必要回报率提升的预期，也反映了风险与不确定性溢价的提升，预期企业采取激进的投资策略，投资者更加难以预测公司未来盈利能力，股市整体动向更难预测，金融不确定性有所提升。相反，在收益率下降时，投资者对于企业整体风险的估计减小，预期企业会采取保守稳健的投资策略，能保证一定可预测的收益，因而分析师与投资者更容易根据经济基本面去对公司估值，各大股市重要因子变得更加稳定，预测误差的波动自然下降。

## 4.4 分企业类型下不确定性对金融市场变量的影响

### 4.4.1 不确定性对红利序列的影响

下面将整体 A 股市场分成国企（地方国有企业与中央国有企业）与民企进行分析，并将非主板企业进一步细分为中小板和创业板。由于在沪深 A 股市场中，国企整体市值远大于民企，因而国企的 VAR 结果将更加接近整体 VAR 的结果。主板的结果则基本与 A 股整体类似，不再单列。本部分先采用【不确定性、货币量、投资、红利】的 VAR 模型，其余宏观变量的放入对于结果依然是稳健的。

从格兰杰因果检验来看，国企与整体市场的结果类似，各对显著的格兰杰引导关系在使用国企的红利序列时依旧显著。但在使用民企整体红利序列时，宏观经济不确定性与红利序列对于投资序列的预测作用都不再显著，该不确定性对于红利序列的预测作用也不再显著，并且投资序列对于红利序列的预测作用很弱。这一点表明，民营企业受到宏观经济因素的影响低于国企，同时民营企业红利现金流对于社会总体的投资决策影响程度也远远低于国企。国企与中国宏观经济发展的关系更为密切，系统性风险更大，往往政策与社会总体的投资状况将很明显地影响到国企在金融市场的行为与表现；而民企更多的风险来自于自身的异质性风险，与宏观经济运行关系较弱，系统性风险更小，也更难使用宏观经济指标来预测其未来的发展状况。如果额外区分中小企业板与创业板，相比于民企的结果，中小板企业中，其他三个变量对于红利的预测关系都不再显著，而创业板企业中，仅有货币量能显著预测红利序列，说明对于市值较小，尚不成熟的高新技术企业，其受到宏观经济的影响相比于大市值传统行业的企业要小，但仍会受到一定货币政策方面的影响。

在表 4-5 的 48 期方差分解中，全市场、民企与国企三个分类下，对不确定性 MU 以及货币政策变量的方差分解结果类似。然而对于代表宏观经济运行的投资序列未来波动的分解中，民企的红利序列上的扰动对于投资的贡献程度大大低于其他两个序列，仅为 0.46%。对于红利序列本身未来波动的分解中，民企模型下经济不确定性、货币量以及投资对于红利序列的波动的贡献相较于其他两个模型也显著更低，再次说明民企金融市场现金流受到宏观经济运行的因素较小。类似的结果存在于中小板与创业板企业间，只是投资序列波动对于创业板企业红利波动的贡献更低仅为 0.35%，而货币量波动对于中小板企业红利波动的贡献较低，仅占 2.83%。

**表 4-5 红利模型下不同性质企业下方差分解结果对比**

| 方差分解对象 | Δlog(invest) | | | |
|---|---|---|---|---|
| 方差分解因素 | log (MU) | Δlog(M2) | Δlog(invest) | Δlog (dividend) |
| 全市场 | 17.50% | 2.02% | 74.12% | 6.36% |
| 国企 | 17.73% | 2.22% | 74.82% | 5.24% |
| 民企 | 17.21% | 4.32% | 78.01% | 0.46% |
| 中小板 | 21.45% | 3.58% | 74.54% | 0.43% |
| 创业板 | 4.17% | 0.81% | 92.45% | 2.57% |

| 方差分解对象 | Δlog (dividend) | | | |
|---|---|---|---|---|
| 方差分解因素 | log (MU) | Δlog(M2) | Δlog(invest) | Δlog (dividend) |
| 全市场 | 4.97% | 7.36% | 10.60% | 77.06% |
| 国企 | 4.72% | 7.96% | 9.12% | 78.20% |
| 民企 | 2.98% | 6.38% | 2.63% | 88.01% |
| 中小板 | 0.30% | 2.83% | 2.63% | 94.24% |
| 创业板 | 1.81% | 7.81% | 0.35% | 90.04% |

为了与创业板市场更好地比较，如果将时间样本范围设定为 2010 年 1 月以后，在全 A 股市场模型中，宏观经济不确定性能够解释大约 2%的货币量波动，6.18%的投资波动，5.26%的红利波动，可以发现近年来，经济不确定性对货币政策与投资的影响在下降，对公司红利的影响在上升，但依旧是高新技术产业公司受到宏观经济因素影响较低。

而从图 4-4 的脉冲响应的结果来看，在宏观经济不确定性有了一个标准差的提升后，国企的红利序列变化与 A 股整体相近，且受到负面影响的程度更大，在第 5 个月有 0.46%的降幅，此后逐渐衰退，大约一年半后，负面影响降至 0.05%以下，表明国有资本控股的企业更容易在长期持续受到中国经济大环境中不确定性的影响。民企在同样的不确定性的增加下，在第一期有显著的红利序列的下降，降幅达到 0.76%，在该过度反应后，从第 3 个月起，不确定性带来的负面影响基本控制在 0.2%以内，远低于 A 股整体市场的影响。这一点说明民企的盈利能力容易在短期受到不确定性的负面冲击，但该影响也能很快被消化，可能是因为民企的战略决策的制定与实施更加高效，能及时针对经济大环境做出大胆改变，适应新的宏观背景，进而减少不确定性带来的负面影响。

民企的特征在中小企业身上更加明显，在第 1 个月红利序列有 0.2%的降低后，能在第 2 个月迅速恢复同样幅度的红利，在长期仅留有 0.1%以内的负面影响。创业板公司多处于高新技术行业，在不确定性较大的时期，其用于研发的资金也会受到严重限制，而且经济体内总需求也会有一定的萎缩，进而在前半年内，会受到较明显的负面影响，特别是在第 2 个月有 0.44%的降低（在同时间样本下依旧低于全市场的负面影响）。但从第 8 个月开始，

由于科技型公司盈利主要依靠的是核心技术的研发，且产品需求弹性较大，随着经济环境的好转，创业板公司能够及时借助新产品的推出、新客户的开发、新渠道的拓宽等方式，将过去的负面影响逐渐修正，因而经济不确定性在长期几乎对这类公司没有太大影响。

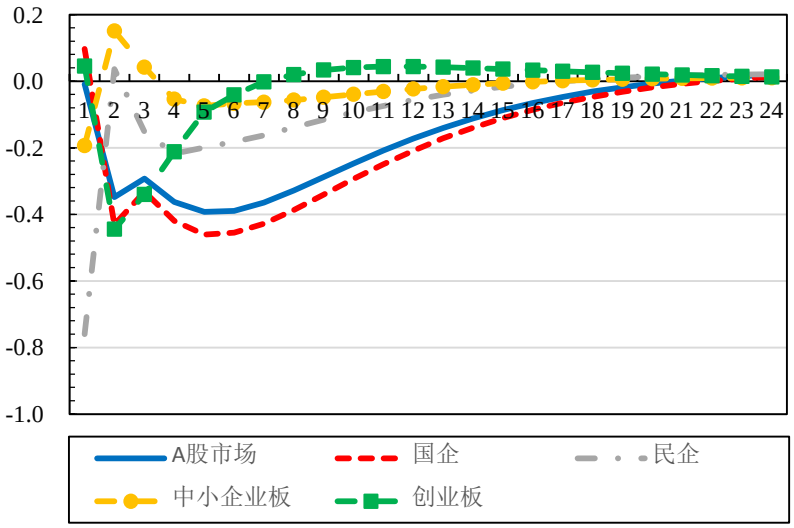



**图 4-4 红利序列受到宏观经济不确定性冲击的脉冲响应图（纵轴单位为%）**

若将不确定性换为金融不确定性，从格兰杰因果检验上来看，该不确定性也是对于国企的盈利能力有更大的影响，对民企、中小板企业与创业板企业影响较小，但货币政策的制定依旧可以影响到创业板企业以及民企红利序列的大小。方差分解结果与宏观经济不确定性的结果类似。

而就图 4-5 中，红利序列受到金融不确定性 FU 的脉冲响应来看，除去创业板市场，各个市场红利在前两个月所受市场的影响不稳定，在第一个月表现为负面的过度反应，第二个月有少量正面回复，从第三个月起开始出现长期较为持续的负面影响。受影响程度依旧是国企大于民企，从最大降幅来看，国企红利在第 4 个月降低 0.53%，民企红利在第 5 个月降低 0.23%，中小企业红利在第 3 个月降低 0.22%。注意到这些降幅都比 MU 对其的影响要大一些，表明这些企业的红利也同样是受到金融不确定性冲击的影响更大。而创业板红利从第 2 个月开始就受到金融不确定性的影响，其后三个月内负面影响达到 0.32%，此阶段内与宏观经济不确定性的负面影响相比小一些，表明高新技术公司盈利与金融市场的不确定性关联较小，受宏观经济供需不确定性的冲击影响更大。在同时间样本检验中，创业板红利下降幅度也比全市场小，说明高新技术企业盈利受到金融不确定性的影响比其他传统企业小。

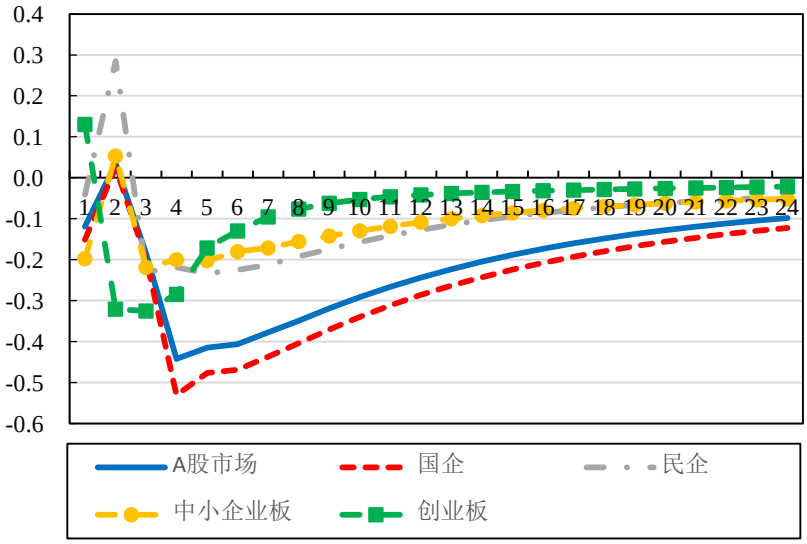



**图 4-5 红利序列受到金融不确定性冲击的脉冲响应图（纵轴单位为%）**

### 4.4.2 不确定性对收益率的影响

由于宏观经济不确定性对收益率的影响集中在前几期，且大部分格兰杰因果检验与方差分解结果与 A 股整体相类似，本部分仅通过文字叙述阐明脉冲响应的结果。为便于比较，统一采用【不确定性、货币量、消费、收益率】的 VAR 模型

当宏观经济不确定性有一个标准差的提升时，在第一个月时，A 股整体收益率下降 0.7%，国企收益率下降 0.6%，民企收益率下降 0.99%，中小板企业收益率下降 1.13%，表明规模较大，带有国资背景的企业股票的市场表现所受到宏观经济的影响较小，投资者认为在不确定性大的环境下，该类企业股票的防御属性良好，有足够资金面对潜在的经营不佳。但小企业与民企因其本身的异质性风险较大，容易有谨慎的投资者撤出资金，导致股票下跌。创业板企业收益率面对不确定性的反映与前面市场的明显不同，即便对其他市场做同样本检验，创业板在第一个月 1.5%收益率的上升超过其他市场，可能是创业板企业对于经济环境中的不确定性更加敏感，不确定性的提升显著增加了这些企业的融资成本，提升了必要回报率，进而反映在正的不确定性溢价上。

若考察金融不确定性，在表 4-6 的 48 期的方差分解中，除去创业板外其他各板块的结果类似，金融不确定性能够解释大约 6%的货币量波动，大约 19%的消费波动，低于 4%的收益率波动。其中，金融不确定性对于国企收益率的方差贡献程度低于其对于民企收益率的方差贡献。而使用创业板市场平均收益率时，金融不确定性对于消费的贡献更小，货币量对于收益率的贡献更大，收益率对于金融不确定性贡献更大，这表明金融不确定性中有一部分可能来自于高新技术公司在股票市场中的表现。

如果将全市场的时间样本也取为 2010 年 1 月以后，可以发现，金融不确定性能够解释 2.3%的货币量波动，0.92%的消费波动以及 1.95%的收益率波动，这一结果与全时间样本对比，表明近年金融市场的不确定性与中国宏观经济的联系更加不明显，而与市场收益率的关系略微提高。

**表 4-6 收益率模型下不同性质企业方差分解结果对比**

| 方差分解对象 | Δlog(consumption) | | | |
|---|---|---|---|---|
| 方差分解因素 | log (FU) | Δlog(M2) | Δlog(consumption) | return |
| 全市场 | 19.87% | 15.41% | 63.45% | 1.37% |
| 国企 | 20.20% | 15.09% | 63.31% | 1.40% |
| 民企 | 19.07% | 15.58% | 64.25% | 1.11% |
| 中小板 | 18.56% | 15.84% | 64.65% | 0.94% |
| 创业板 | 4.98% | 0.88% | 92.09% | 2.06% |

| 方差分解对象 | return | | | |
|---|---|---|---|---|
| 方差分解因素 | log (FU) | Δlog(M2) | Δlog(consumption) | return |
| 全市场 | 0.78% | 1.37% | 2.25% | 95.60% |
| 国企 | 0.80% | 1.33% | 1.93% | 95.94% |
| 民企 | 2.22% | 1.66% | 2.89% | 93.23% |
| 中小板 | 3.11% | 2.42% | 2.33% | 92.14% |
| 创业板 | 1.83% | 7.38% | 0.46% | 90.34% |

根据图 4-6 中几大细分市场的收益率所受到金融不确定性的冲击来看，当金融不确定性有一个标准差的提升后，民企、中小板企业在当期的收益率会有 1%以上的降幅，而国企收益率在当期几乎不受太大影响，创业板公司甚至有 0.53%收益率的提升。自第 2 个月后起影响均为正，最大提升幅度均在 0.58%以上，此后逐渐衰减。这里说明金融不确定性对于民企的短期负面作用大于国企，而在长期，不确定性依旧是一个风险因子，对于必要回报率有一定的提升。由于创业板设立较晚，如果对其他市场收益率序列也取与创业板同样的时间样本，可以发现全市场收益率在第 1 个月提升了 1%，国企收益率提升了 1.4%，而民企提升了 0.4%，表明国企股价更为明显地反映了人们对于不确定性的认识，创业板公司相对民企更快地体现出不确定性溢价。

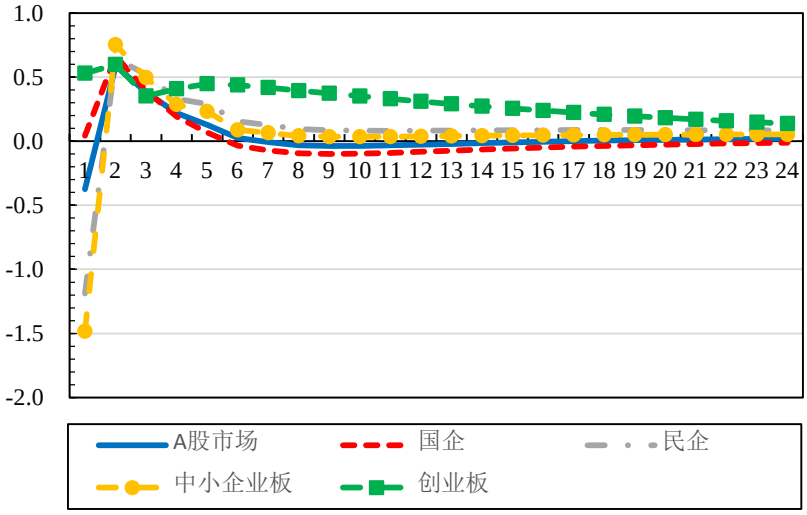



**图 4-6 收益率受到金融不确定性冲击的脉冲响应图（纵轴单位为%）**

根据图 4-7，从收益率一个标准差提升对于金融不确定性的影响来看，民企大于国企，中小板企业位于两者之间，创业板在短期能大幅提升不确定性，而在长期影响较弱。以第 6 个月为例，除去创业板，收益率冲击对于不确定性的提升均达到最大幅度，民企为 1.76%，中小板企业为 1.56%，国企为 1.49%，A 股整体为 1.70%，创业板在第 5 个月达到 1.83%的峰值。但无论大小，各市场收益率的提升均能使不确定性有所上升，也就是当投资者预期的必要回报率上升时，投资者对于企业决策的风险程度的预测也会上升，企业基本面更难预测，股市债市各大因子变得更加不稳定，这一情况在短期民企比国企更加明显，而创业板企业最为显著。

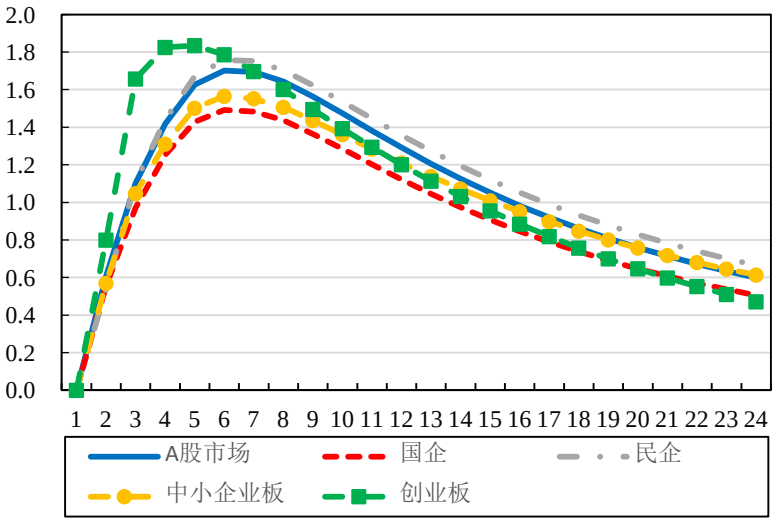



**图 4-7 金融不确定性受到收益率冲击的脉冲响应图（纵轴单位为%）**

## 4.5 本章小结

根据本章分析，我们发现宏观经济不确定性的提升将在短期推动扩展型货币政策制定，社会与企业的投资减少，并且负面影响金融市场的表现。而在长期，消费与投资在政策刺激下均有好转，但企业盈利能力受到投资决策保守的影响，持续下降，金融市场红利现金流随之减少，工业增加值增长有所限制。宏观经济不确定性能够解释一部分宏观经济与金融市场的表现，但从方差分解的结果来看，三者之间溢出效应依旧较为微弱，特别是股市收益率与宏观经济中确定以及不确定的因素关联都不大，表明宏观经济的利好并无法完全体现在金融市场的收益上，市场有效性存疑。

从分市场的结果来看，当宏观经济不确定性有所提升时，大规模国企系统性风险较大，红利现金流以及其盈利长期有所限制，但股票收益率下降不大；小规模民企异质性风险较大，短期红利大幅下降后能快速恢复，但不确定性厌恶的投资者会不愿投资这些难以通过宏观经济形势预测的企业，股市收益率会在短期有较大的下降。

而相比于宏观经济不确定性，金融不确定性与宏观经济变量的关联较小，但在该不确定性上升时，市场红利现金流下降幅度更大，且该不确定性与收益率的关系更加明显。特别地，金融不确定性的提升在短期会使投资者变得谨慎，而对金融市场信心不足，收益率有些许降低，但在长期该不确定性将逐渐转化为一个正的不确定性溢价体现在市场必要回报率中。与此同时，收益率的提升意味着对于未来不确定性预期的加深，进一步促进了不确定性的形成。

从分企业性质的结果来看，依旧是国企红利序列受到不确定性的影响比民企大，但从收

益率上来说，民企短期受到的负面冲击更加明显，而且民企收益率的提升更容易形成金融不确定性的进一步提升，形成正反馈。

本部分检验优先使用了 12 个月的不确定性指数与流通市值加权所得的红利增速序列和收益率序列，但使用更短预测期的不确定性指数仍旧可以得到相近的结论，因而对这些代替变量来说，本章结果是稳健的。然而，使用简单加权和总市值加权的金融变量序列与上文使用流通市值加权序列所得结果有一定差异，可能是由于简单加权的序列错误地放大了小市值公司的表现，总市值加权的序列错误地放大了非流通市值较大的公司的表现，而流通市值加权序列更能反映大流通市值公司对于资本市场的影响，更贴近金融市场实际运行状况。具体稳健性检验的部分结果参见附录 3。

# 第五章 总结与展望

## 5.1 研究主要结论

自 Knight（1921）提出不确定性与风险会对经济决策和资产定价产生不同的影响以来[1]，越来越多的学者、经济决策者和政策制定者开始关注经济不确定性。Hansen（2007）从理论上论证了不确定性对于资产价格和投资决策的影响[7]，但是基于实际数据的实证分析并不多见，尤其是关于其对中国股票市场价值影响的文献较少，主要的挑战在于如何有效地衡量经济不确定性。本文基于近年来的最新研究成果，采用了两种基于不同数据构造的不确定性指标，并探索了其与核心宏观经济指标以及金融市场价值在中国的动态关系。本文构造了能够衡量股市整体价值的两项指标：红利现金流与收益率，基于 VAR 模型，探索了不确定性指标的引入是否能够更好地帮助预测宏观经济变化与市场整体价值。本文得出的主要结论有：

（1）当宏观经济不确定性与金融不确定性提升时，社会产出水平在长期持续下降。其中宏观经济不确定性对宏观经济增长的负面作用更加明显，政府倾向于在短期尽快制定扩张性货币政策来刺激经济。而金融不确定性主要存在于股市与债市，对自身的正反馈更加明显，对于自身冲击的反应期也更长，并且在短期信贷有所收缩，但与实际生产与投资等宏观经济变量没有直接的关联性。此外，两项指数均与 PPI 的关系更加密切，而对 CPI 的影响整体不显著。

（2）宏观经济不确定性有助于预测众多宏观经济变量，例如该不确定性提升时，货币量有一定的增加，社会生产与企业的投资降低，进而限制了企业的盈利能力。代表企业盈利能力的红利现金流序列相当于一个滞后变量，当不确定性提升时在长短期均显著降低。

（3）金融不确定性对于红利的负面影响，以及与收益率的关系强于宏观经济不确定性。该不确定性提升时，市场收益率在 1 个月内下降，但该冲击半年内会形成一定正的不确定性溢价，反映在市场必要回报率中。而高市场回报率也体现了人们对于未来金融市场不确定性的预期有所上升，也就是股票的定价中存在不确定性的因子。收益率在这里成为一个前瞻性变量，有助于预测未来金融市场中不确定因素的大小。

（4）两类不确定性能够解释一部分宏观经济与金融市场的表现，但从方差分解的结果来看，三者之间溢出效应依旧较小，特别是宏观经济的利好并不一定能反映在股市收益率的提升上，收益率本身很难通过宏观经济中确定或不确定的因素来预测，金融市场表现与基本面关联性不大。

（5）大规模国企容易受到包含不确定性在内的系统性风险的影响，盈利在长期受阻，但与此同时这些企业相对成熟，容易得到政策的支持，在短期能较好地应对潜在的经济下滑，具有一定的防御属性，其收益率在短期的下跌程度较小。相较而言，小市值民企体制更加灵活，能更快地从高不确定性环境中恢复原有的盈利能力，保持一定的红利现金流，但由于异质性风险较大，在短期投资者不会选择持有该股票，收益率下降幅度较大。

## 5.2 启示与建议

针对本文得出的主要结论，我们可以得到如下启示，并进一步提出政策建议：

首先，从方差分解的结果来看，股票市场与实体经济之间的相关性不强，金融市场表现

与相关经济政策之间存在一定的脱离。因而在政策制定与市场改革上，必须要加强实体经济表现与金融市场价值之间的联系，加强市场有效性，减少投资者的非理性情绪与恶意投机行为，让股价能够回归基本面。

其次，不确定性的提升会降低红利现金流，而该现金流最终反映了投资者的投资收益，与社会总体效用有关，因而政策制定上需要考虑尽可能降低宏观经济变量的不确定性，也就是要提高政策的透明度与前后一致性，让政策更加易于理解与预测，保证整体经济平稳的增长。

最后，市场的收益率对于金融不确定性有前瞻性作用，但反过来，该不确定性无法用来预测收益率等市场价值指标。这可能是由于不确定性中掺杂了积极与悲观的情绪，投机者会利用市场非理性情绪套利，公司经营者也有可能拥有额外内部确定性的信息，这种信息不对称与不透明以及众多股市中的“噪音交易者”降低了股市的有效性，进而金融不确定性与股市收益的关系并不明确，可能需要深入到公司层面做进一步微观层面的分析。

## 5.3 研究局限性与展望

本文的结果能够印证一部分经济逻辑，并且为以后进一步的研究提供初步分析的基础，然而在很多方面文章仍然有不完善之处，有待之后的文章做进一步检验。

从检验的角度来看，本文仅仅选取了几个具有代表性的宏观层面序列，可能遗失了一部分重要的变量。并且，本文采取的 VAR 模型设定较为简易，从方差分解上来看，核心变量对于预测误差方差的贡献也较小，效果不是特别理想，要想全面考虑不确定性、宏观经济增长与金融市场三者的动态关系可能需要进一步借助更加复杂的模型进行检验。另外，描述金融市场的指标可以再多样化一些，不只局限于 A 股整体市场红利与价格的层面，考察金融系统中特定金融工具的使用。由于中国目前仍然以间接融资为主，金融不确定性可能与微观层面的市场价值关联度不高，未来的研究可以进一步考虑金融不确定性对金融机构运行以及金融系统中的系统性风险的影响。基于稳健性，未来也可以检验更多不同构造方法的指数，例如基于日度高频交易数据的不确定指数序列，以及 Huang and Luk 基于改进的文本分析方法构造的经济政策不确定性指数[18]。最后本文只是基于宏观数据和 A 股市场整体进行了检验，也没有分时间段进行细致的考察，未来可以进一步具体到行业与公司的层面进行探究，例如进一步刻画每一家企业与经济体大环境中不确定性的关联度。

而从理论角度来看，本文主要基于现有不确定性指数和宏观数据进行了研究，从各变量变动幅度与方向有了定性与一定定量的分析，但对于具体不确定性影响社会经济发展与金融市场运行的机理和微观渠道，并没有详细探讨。下一步可能需要基于此实证结果搭建理论模型，给出更加完备的，有经济意义的解释。

# 参考文献

[1] Knight, F. M. Risk, Uncertainty and Profit[M]. Boston: Houghton Miffli, 1921.
[2] Ellsberg, D. Risk, Ambiguity, and the Savage Axioms[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1961, 75(4):643-669.
[3] Gilboa, I., Schmeidler, D. Maxmin Expected Utility with Non-unique Prior[J]. Journal of Mathematical Economics, 1989, 18(2):141-153.
[4] Schmeidler, D. Subjective Probability and Expected Utility without Additivity[J]. Econometrica, 1989, 57(3):571-587.
[5] Fox, C. R., Tversky, A. Ambiguity Aversion and Comparative Ignorance[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(3):585–603.
[6] Epstein, L. G., Schneider, M. Ambiguity, Information Quality, and Asset Pricing[J]. The Journal of Finance, 2008, 63(1):197-228.
[7] Hansen, L. P. Beliefs, Doubts and Learning: Valuing Macroeconomic Risk[J]. American Economic Review, 2007, 97(2):1-30.
[8] Barillas, F., Hansen, L. P., Sargent, T. J. Doubts or variability?[J] Journal of Economic Theory, 2009(144):2388–2418.
[9] Hansen, L. P. Uncertainty Outside and Inside Economic Models[J]. Journal of Political Economy, 2014, 122(5):945-87.
[10] Bloom, N., Bond, S., Van Reenen, J. Uncertainty and investment dynamics[J]. The Review of Economic Studies, 2007, 74(2):391－415.
[11] Gauriglia, A., Kim, B. Y. Earnings uncertainty, precautionary saving, and moonlighting in Russia[J]. Journal of Population Economics, 2004, 17(2):289-310.
[12] Arellano, C., Bai, Y., Kehoe, P. Financial markets and fluctuations in uncertainty[R]. Federal Reserve Bank of Minneapolis Staff Report, 2012.
[13] Jurado, K., Ludvigson, S. C., Ng, S. Measuring uncertainty[J]. American Economic Review, 2015, 105(3):177-216.
[14] 黄卓, 童晨, 邱晗, 沈艳. 测量中国的经济不确定性：基于大数据的构建方法. 北京大学国家发展研究院讨论稿, 2018.
[15] 黄卓, 邱晗, 沈艳, 童晨. 测量中国的金融不确定性——基于大数据的方法[J]. 金融研究. 2018, 461(11):30-46
[16] Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S.J. Measuring economic policy uncertainty[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4):1593-636.
[17] Baker, S.R., Bloom, N., Davis, S.J., Wang, X. A measure of economic policy uncertainty for China. Working paper, University of Chicago, 2013.
[18] Huang, Y., Luk, P. Measuring economic policy uncertainty in China. Working paper, Hong Kong Baptist University, 2018.
[19] Bloom, N. The impact of uncertainty shocks[J]. Econometrica, 2009 May 1;77(3):623-85.
[20] Bachmann, R., Elstner, S. and Sims, E. R. Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2013, 5(2):217-49.

[21] Rossi, B., Sekhposyan, T. Macroeconomic uncertainty indices based on nowcast and forecast error distributions[J]. American Economic Review, 2015, 105(5):650-55.
[22] Scotti, C. Surprise and uncertainty indexes: Real-time aggregation of real-activity macrosurprises[J]. Journal of Monetary Economics, 2016, 82:1-19.
[23] Brenner, M., Izhakian, Y. Asset pricing and ambiguity: empirical evidence[J]. Journal of Financial Economics, 2018, 130(3):503-531.
[24] 朱宇宏. 基于日间收益率的股市不确定性度量和实证检验[D]. 上海：上海交通大学安泰经济与管理学院, 2019.
[25] Andersen, E. W., Ghysels, E., Juergens, J. L. The impact of risk and uncertainty on expected returns[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94(2):233-263
[26] Pάstor, L., Veronesi, P. Political uncertainty and risk premia[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 110(3):520-545
[27] Ludvigson, S. C., Ma, S., Ng, S. Uncertainty and business cycles: exogenous impulse or exdogenous response? 2015, NBER Working Paper, 21803
[28] Bali, T. G., Brown, S. J.,Tang, Y. Is economic uncertainty priced in the cross-section of stock returns?[J] Journal of Financial Economics, 2016, 126(3):471-489.
[29] 沈坤荣, 谢勇. 不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究[J]. 金融研究, 2012(3):1-3.
[30] 辛兵海, 张晓云, 陶江. 经济不确定性与银行信贷供给[J]. 产经评论, 2015(5):101-114
[31] 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(4):115-29.
[32] 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究[J]. 世界经济, 2017(2):27-51.
[33] 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, 2(55):2008-12.
[34] 谭小芬, 张文婧. 经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析[J]. 世界经济，2017, 12:002.
[35] 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(9):53-68.
[36] 许志伟, 王文甫. 经济政策不确定性对宏观经济的影响——基于实证与理论的动态分析[J]. 经济学（季刊）, 2018(18)
[37] You, W., Guo, Y., Zhu, H., Tang, Y. Oil price shocks, economic policy uncertainty and industry stock returns in China: Asymmetric effects with quantile regression[J]. Energy Economics, 2017(68):1-8.
[38] 贾清. 宏观经济不确定性对我国 A 股市场的影响[D]. 东北财经大学硕士论文, 2016.
[39] 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(5):70-78
[40] 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(1):116-41.
[41] Chen, J., Jiang, F., Tong, G. Economic Policy Uncertainty in China and Stock Market Expected Returns[J]. Accounting & Finance, 2017, 57(5):1265-1286.
[42] Huang, Z., Tong, C., Qiu, H., Shen, Y. The spillover of macroeconomic uncertainty between the U.S. and China[J]. Economics Letters 2018(171):123–127
[43] Hansen, L. P., Heaton, J. C., Li, N. Consumption Strikes Back? Measuring Long-Run Risk[J]. Journal of Political Economy, 2008, 116(2):260-302.

# 附录

## 附录 1：不确定性指数的具体构造方式

第一步是计算单个变量$y_i$的条件期望$\mathrm{E}[y_{it+h}|I_t]$。为了尽可能剔除变量$y_i$的可预测的部分，黄卓等使用大量预测变量$\{X_{it}\}$，i=1,2,…N 构建总信息集$X_t$逼近$I_t$。由于大量的变量会造成“维度灾难”，假设每一个预测变量$X_{it}$具有如下形式的因子结构：

$$X_{it} = \square_i^F F_t + e_{it}^X \tag{6-1}$$

其中$F_t$是黄卓等采用主成分分析法，从总信息集$X_t$中提取的的潜在共同因子。

第二步，定义变量$y_i$在时刻 t 未来 h 期的预测误差为$v_{it+h}^y = y_{it+h} - E[y_{it+h}|I_t]$，那么需要计算该预测误差的条件波动率$\mathrm{E}[(v_{it+h}^y)^2|I_t]$。利用第一步提取的共同因子$F_t$建立$y_{it}$的动态方程：

$$y_{it+1} = \emptyset^y(L)y_{it} + \gamma^y(L)F_t + \gamma^w(L)W_t + v_{it+1}^y, \quad v_{it+1}^y \sim N(0,(\sigma_{it+1}^y)^2) \tag{6-2}$$

在公式（6-2）中，对于每一个变量$y_{it}$都建立了滞后 4 阶的自回归模型，并加入共同因子$F_t$的滞后项，此外为了控制非线性效应，模型中还控制了共同因子$F_t$的平方项的滞后项，包含在$W_t$内。这样通过线性回归进行估计，可以得到每一个变量的预测误差$v_{it+h}^y$。而为了计算预测误差的波动率$\sigma_{it}^y$，假设该波动率满足 1 阶自回归过程，如公式（6-3）：

$$\log(\sigma_{it+1}^y)^2 = \alpha^y + \beta^y \log(\sigma_{it}^y)^2 + \tau^y \eta_{it+1}^y, \quad \eta_{it+1}^y \sim iid\ N(0,1) \tag{6-3}$$

在多期预测中需要共同因子$F_t$的动态方程，继续假设每一个共同因子$F_t$满足 1 阶自回归过程，如公式（6-4），并且共同因子的预测误差$v_t^F$的波动率$\sigma_t^F$也满足 1 阶自回归过程，如公式（6-5）：

$$F_{t+1} = \emptyset^F(L)F_t + v_{t+1}^F, \quad v_{t+1}^F \sim N(0,(\sigma_{t+1}^F)^2) \tag{6-4}$$

$$\log(\sigma_{t+1}^F)^2 = \alpha^F + \beta^F \log(\sigma_t^F)^2 + \tau^F \eta_{t+1}^F, \quad \eta_{t+1}^F \sim iid\ N(0,1) \tag{6-5}$$

使用马尔科夫蒙特卡洛算法估计上述随机波动率方程，这样可以直接得到变量预测误差的波动率序列$\sigma_{it}^y$和共同因子预测误差的波动率序列$\sigma_t^F$。

第三步，在成功估计公式（6-2）至（6-5）后，可以得到每一个变量$y_i$在 t 时刻未来不同期限 h 的预测误差波动率$\mathrm{E}[(v_{it+h}^y)^2|I_t]$，即可以得到：

$$u_{it}^y(h) = \sqrt{E[(y_{it+h} - E[y_{it+h}|I_t])^2|I_t]} \tag{6-6}$$

也就是该变量的不确定性的衡量。最后经过公式（6-7）中简单等权平均加总大量时间序列的不确定性后即可得到经济体整体的不确定性指数$U_t^y(h)$：

$$U_t^Y(h) = plim_{N_Y \to \infty} \sum_{i=1}^{N_Y} w_i\, u_{it}^y(h) = E_w[u_{it}^y(h)] \tag{6-7}$$

## 附录 2：正文第三章稳健性检验部分结果与说明

本部分针对不确定性与宏观经济变量的关系，对使用不同预测期限的不确定性指数的情况进行稳健性检验。

从表 6-1 中可以看出使用更长预测期限的不确定性指数对结果影响不大，显著性略有区别。差异较大的是，FU 预测期限加长后变得难以预测发电量增速，而且 MU 预测期限加长后变得更加有助于预测货币量增速。长预测期的 FU 更加贴合金融市场的不确定性，长预测期的 MU 更加贴合宏观经济的不确定性。此外，在不同预测期限的不确定性下，依旧没有任何变量有助于预测不确定性。

**表 6-1 第三章格兰杰因果检验稳健性检验结果**

| 不确定性是否是该变量的格兰杰原因 | CPI 调整 | | | PPI 调整 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 货币量增速 | 真实货币 | 发电量增速 | 货币量增速 | 真实货币 | 发电量增速 |
| MU1 | 是* | 不是 | 是*** | 不是 | 是* | 是** |
| MU3 | 是** | 是* | 是*** | 是* | 是** | 是*** |
| MU6 | 是** | 是* | 是*** | 是** | 是** | 是*** |
| MU12 | 是** | 不是 | 是*** | 是* | 是** | 是*** |
| FU1 | 不是 | 不是 | 是** | 不是 | 不是 | 不是 |
| FU3 | 不是 | 不是 | 是* | 不是 | 不是 | 不是 |
| FU6 | 不是 | 不是 | 是* | 不是 | 不是 | 不是 |
| FU12 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 |

如表 6-2 所示，方差分解结果大体变化不大，MU 对于发电量预测误差的方差解释比例大致在 17-23%之间，FU 对于发电量预测误差的方差解释比例的解释比例大约在 5-10%。在使用 3 个月与 6 个月的指标时，各变量未来波动中可被其他变量解释的比例较高。无论使用什么不确定性指标，仍旧可以发现 MU 与宏观经济变量关系更加密切，不确定性对于经 PPI 调整的真实货币解释程度更高。

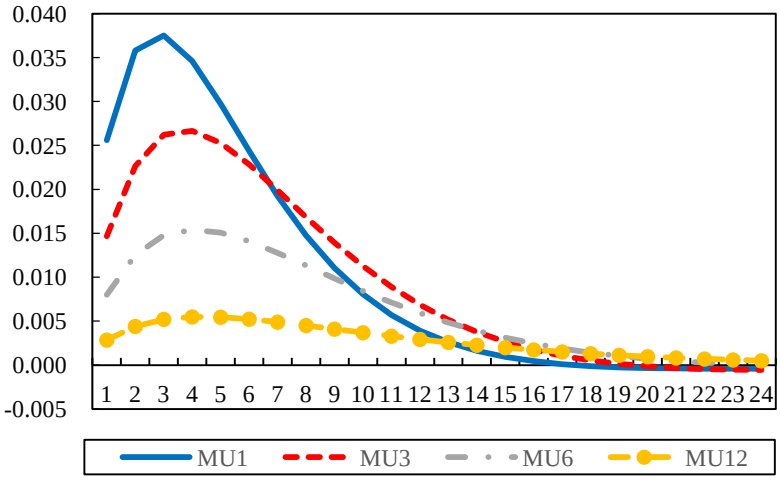
**表 6-2 第三章方差分解稳健性检验结果，分解因素为不同预测期限的不确定性指数**

| 调整货币量的价格指数 | CPI | | | |
|---|---|---|---|---|
| 方差分解对象 | log (Unc) | Δlog(M2) | 真实货币 | Δlog (eep) |
| MU1 | 98.21% | 5.51% | 17.15% | 17.34% |
| MU3 | 98.55% | 7.89% | 23.98% | 19.63% |
| MU6 | 98.11% | 8.81% | 27.66% | 19.81% |
| MU12 | 96.05% | 8.09% | 28.99% | 19.02% |
| FU1 | 98.18% | 3.42% | 0.88% | 9.78% |
| FU3 | 98.29% | 4.22% | 1.56% | 10.33% |
| FU6 | 97.99% | 3.95% | 1.52% | 8.93% |
| FU12 | 96.26% | 2.76% | 0.72% | 5.55% |

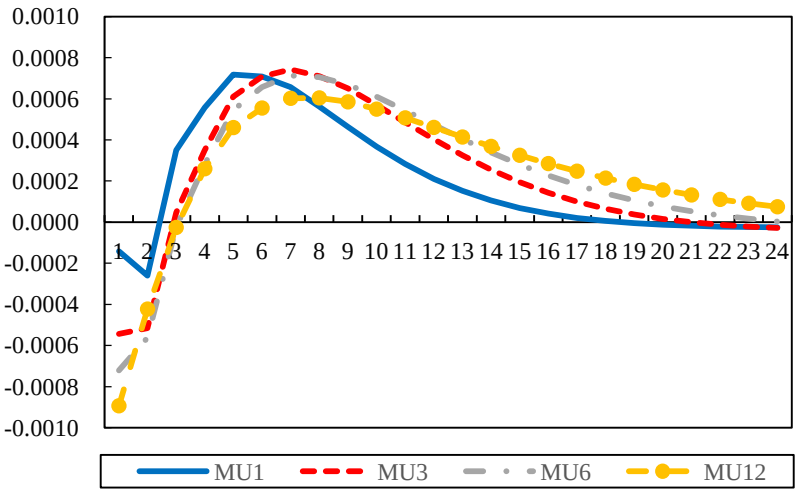
| 调整货币量的价格指数 | PPI | | | |
|---|---|---|---|---|
| 方差分解对象 | log (Unc) | Δlog(M2) | 真实货币 | Δlog (eep) |
| MU1 | 93.51% | 5.38% | 33.65% | 20.07% |
| MU3 | 89.21% | 7.04% | 46.52% | 22.79% |
| MU6 | 89.11% | 7.78% | 51.26% | 22.96% |
| MU12 | 92.39% | 7.50% | 46.81% | 21.69% |
| FU1 | 97.85% | 3.44% | 9.64% | 9.78% |
| FU3 | 97.75% | 4.14% | 12.60% | 10.67% |
| FU6 | 97.43% | 3.85% | 12.07% | 9.39% |
| FU12 | 96.87% | 2.54% | 10.34% | 6.38% |

在图 6-1 与图 6-2 中预测期限较短的不确定性在自身冲击下的正反馈更加明显，可能是由于短期预测受各类不确定事件的干扰较多，更加不稳定，波动更大。FU12 稍有例外，其对于自身的正反馈比 FU9 更大，可能是因为金融市场的不确定性事件在长期有累计效应，长期预测不一定是稳定的。大多脉冲响应图从变化方向与性质上来说，正文所得出的结论均是稳健的，预测期长的不确定性指数对于宏观变量在长期的影响更加大一些，持续期更长，而在短期略小一些。但 FU12 对于发电量的负面影响反而小于 FU1，可以理解为长期预测下得出的 FU 更加反映了金融市场的情况，对宏观经济代表变量的影响反而较小。

**MU**




**货币量增速**




**发电量增速**

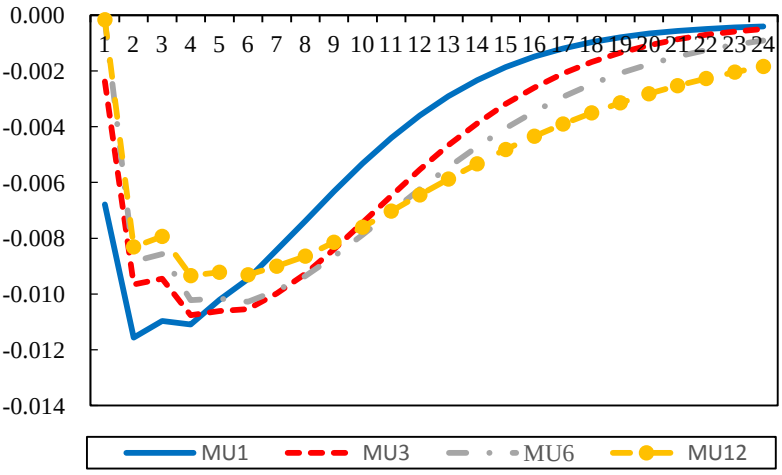



**图 6-1 各个变量受到不同预测期限的 MU 一个标准差冲击的脉冲响应曲线**

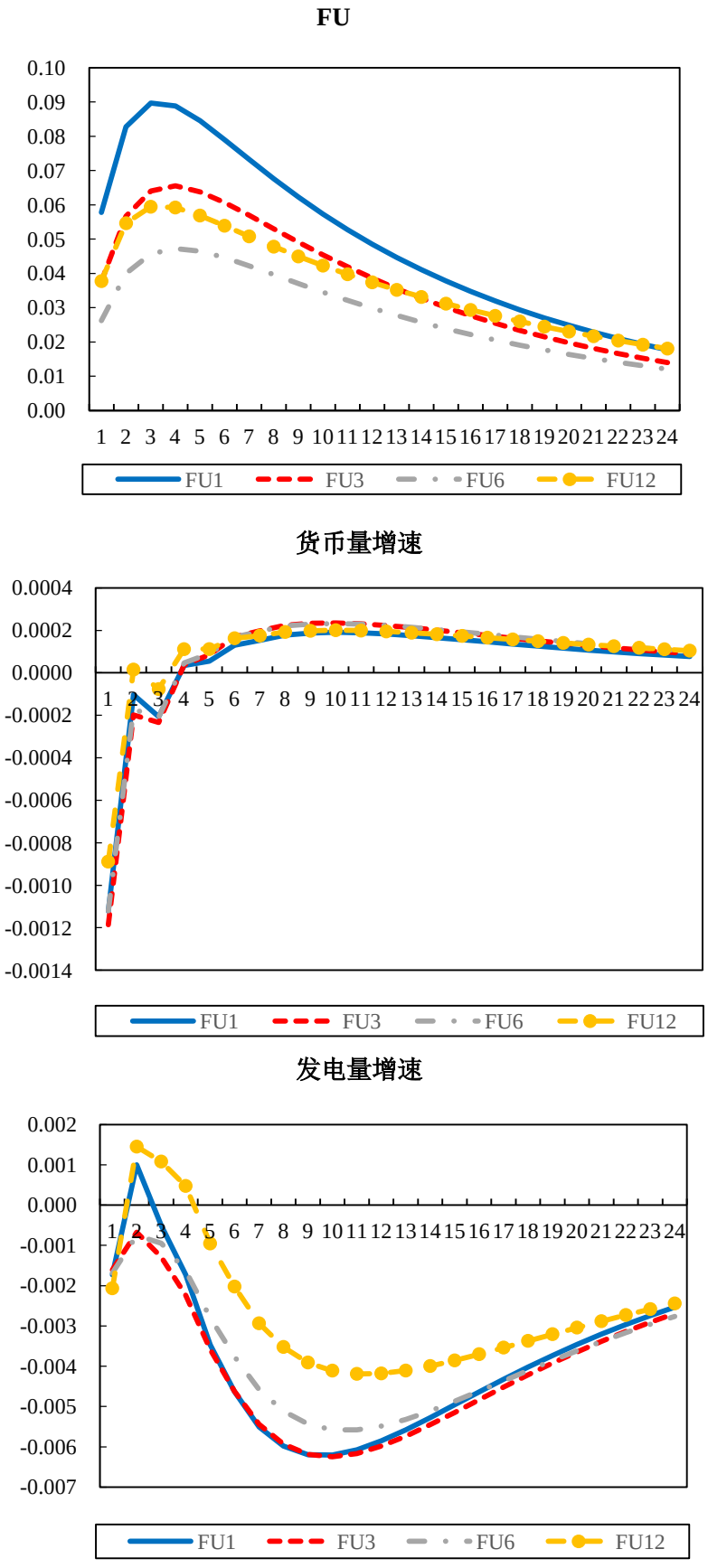



图 6-2 各个变量受到不同预测期限的 FU 一个标准差冲击的脉冲响应曲线

**附录 3：正文第四章稳健性检验部分结果与说明**

本部分将正文中使用的预测期限为 12 个月的 MU 与 FU 替换为更短预测期限的不确定性指标，将流通市值加权的红利与收益率指标替换为简单加权和总市值加权的指标进行稳健性检验。

如表 6-3，使用不同预测期限的不确定性指标对结果影响不大，但采用简单平均与总市值加权平均的红利序列时，不确定性对于红利序列的预测作用很多不再显著，因而这一部分结果不稳健。但对于不同加权方式的收益率序列，格兰杰因果检验的结果依旧是稳健的，特别是依旧可以发现三种加权方式的收益率对于金融不确定性都有显著预测作用。

**表 6-3 第四章格兰杰因果检验稳健性检验结果**

| 不确定性是否是该变量的格兰杰原因 | MU1 | MU3 | MU6 | MU12 | FU1 | FU3 | FU6 | FU12 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 货币量增速 | 是* | 是** | 是** | 是*** | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 |
| 投资增速 | 是* | 是** | 是* | 是* | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 |
| 消费增速 | 不是 | 不是 | 是* | 是** | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 |
| 工业增加值增速 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 |
| 简单加权下红利增速 | 是* | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 |
| 流通市值加权下红利增速 | 不是 | 是* | 是* | 是** | 是** | 是*** | 是*** | 是*** |
| 总市值加权下红利增速 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 是* | 是** |
| 简单加权的收益率 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 |
| 流通市值加权的收益率 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 |
| 总市值加权的收益率 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 | 不是 |

根据表 6-4，就不确定性对于宏观经济变量的预测误差方差的解释比例来看，使用不同预测期限的不确定性指标对结果影响不大，依旧是 MU 对投资与工业增加值序列的解释程度更大，FU 对消费的解释程度更大。整体来说不确定性上冲击对于宏观变量变化的解释比例不超过 20%。

根据表 6-5，就不确定性对于金融变量的预测误差方差的解释比例来看，替换各个替代变量的影响不大，解释比例依然很小，MU 对于金融变量波动的解释比例整体小于 FU，印证了金融市场更受 FU 扰动的影响。同时红利序列波动中来源于自身的冲击比例依旧均大于 75%，收益率波动中来源于自身的冲击比例依旧均大于 95%，说明金融市场与实体经济关联度不高。

**表 6-4 不确定性对于宏观经济变量的方差分解比例的稳健性检验结果**

| 不确定性对于宏观经济变量的方差分解比例 | 投资增速 | 消费增速 | 工业增加值增速 |
|---|---|---|---|
| MU1 | 20.52% | 4.93% | 2.79% |
| MU3 | 18.99% | 9.88% | 3.72% |
| MU6 | 18.80% | 12.48% | 3.89% |
| MU12 | 17.50% | 15.80% | 3.27% |
| FU1 | 10.67% | 15.21% | 0.89% |
| FU3 | 11.97% | 18.40% | 0.60% |
| FU6 | 12.21% | 20.58% | 0.89% |
| FU12 | 12.16% | 18.84% | 1.32% |

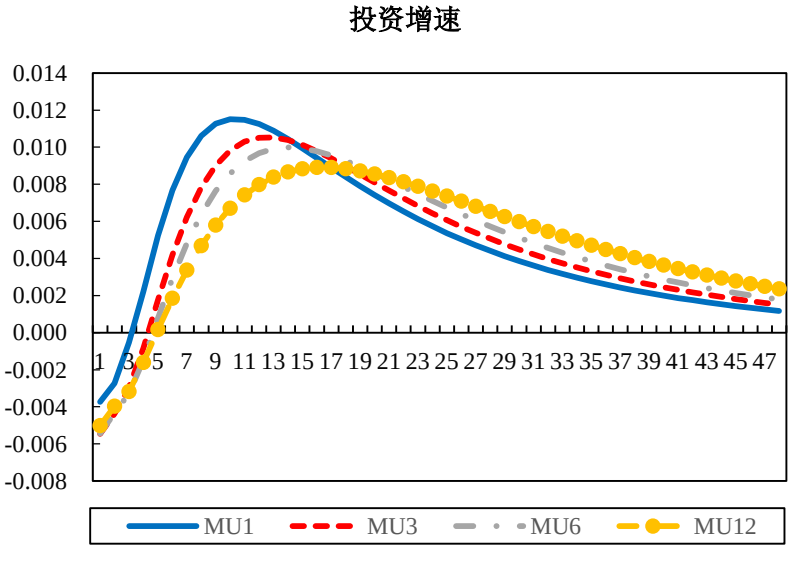
（注：均与流通市值加权的红利序列一同放入 VAR 中进行比较）

**表 6-5 不确定性对于金融变量的方差分解比例的稳健性检验结果**

| 不确定性对于金融变量的方差分解比例 | 简单加权下红利增速 | 流通市值加权下红利增速 | 总市值加权的红利增速 | 简单加权的收益率 | 流通市值加权的收益率 | 总市值加权的收益率 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| MU1 | 6.09% | 3.62% | 1.69% | 0.62% | 0.52% | 0.38% |
| MU3 | 4.79% | 4.19% | 1.99% | 1.47% | 0.69% | 0.49% |
| MU6 | 4.03% | 4.51% | 2.26% | 1.66% | 0.80% | 0.61% |
| MU12 | 3.55% | 4.97% | 2.79% | 1.25% | 0.65% | 0.44% |
| FU1 | 1.24% | 4.15% | 1.66% | 2.62% | 1.97% | 2.07% |
| FU3 | 1.56% | 4.64% | 1.92% | 2.51% | 1.57% | 1.47% |
| FU6 | 1.79% | 5.29% | 2.32% | 2.50% | 1.43% | 1.22% |
| FU12 | 2.52% | 6.55% | 3.44% | 2.12% | 0.78% | 0.68% |

（注：与 MU 一起放入 VAR 的是投资序列，与 FU 一起放入 VAR 的是消费序列）

以不同预测期限的 MU 为例，根据图 6-3，各个宏观经济变量对于不确定性冲击的反映从性质与变动方向上没有太大差异，预测期较长的 MU 对于宏观经济变量的影响稍大，持续期更长。



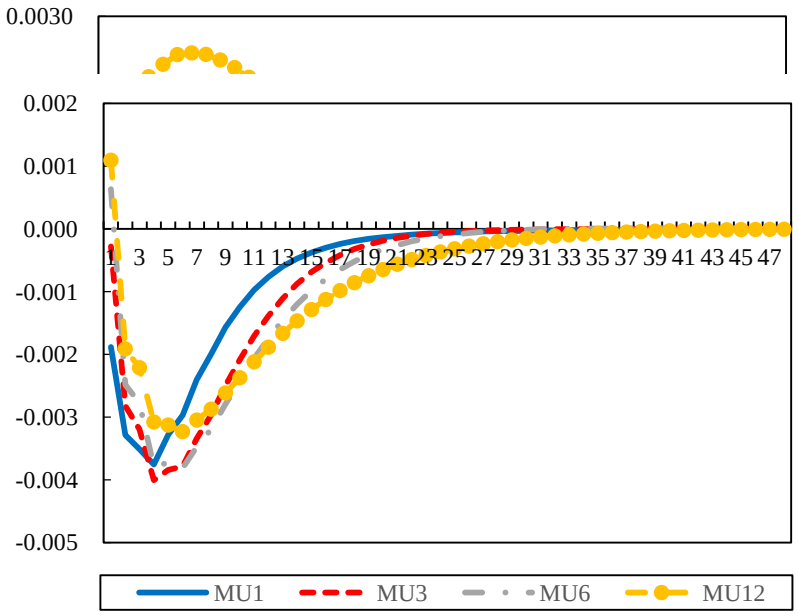
**消费增速**

**工业增加值增速**

**图 6-3 各个宏观经济变量受到不同预测期限的 MU 一个标准差冲击的脉冲响应曲线**

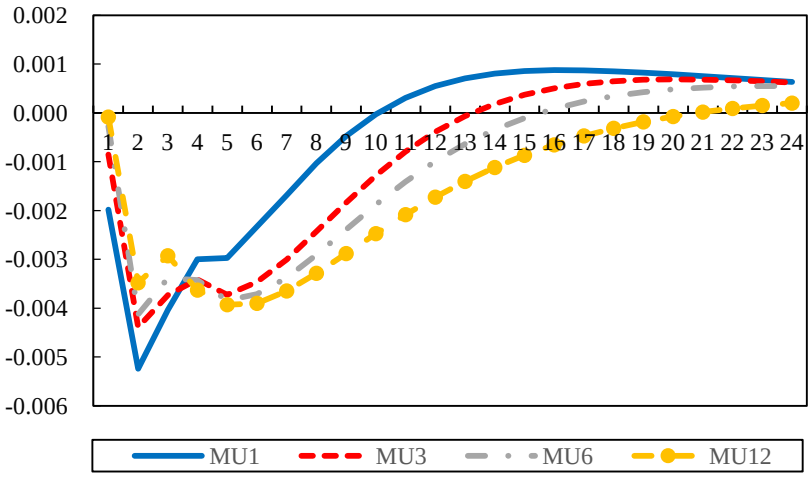
下面将针对各个金融变量的脉冲响应做稳健性检验，与红利相关的模型均采用投资增速作为宏观经济变量，与收益率相关的模型均采用消费作为宏观经济变量。

首先替换不同预测期限长度的不确定性指数。在图 6-4 中，预测期限长的不确定性对于红利序列增速的负面影响在长期更大，可能是由于长期预测更难，预测误差更大，相同一个单位标准差的冲击，12 期不确定性的增加对金融市场价值的影响更大。收益率方面，长预测期不确定性指数所包含的不确定事件持续性更强，对于企业未来盈利可能造成实质性影响，因而在短期会出现收益率大幅下跌的过度反应。而短预测期不确定性指数在第一期对于收益率就有提升作用，体现为对于眼前不确定事件要求的必要回报率提升，投资者并没有对于短期不确定性的提高形成恐慌。根据图 6-5，收益率的提升对于长期金融不确定性的提高有更

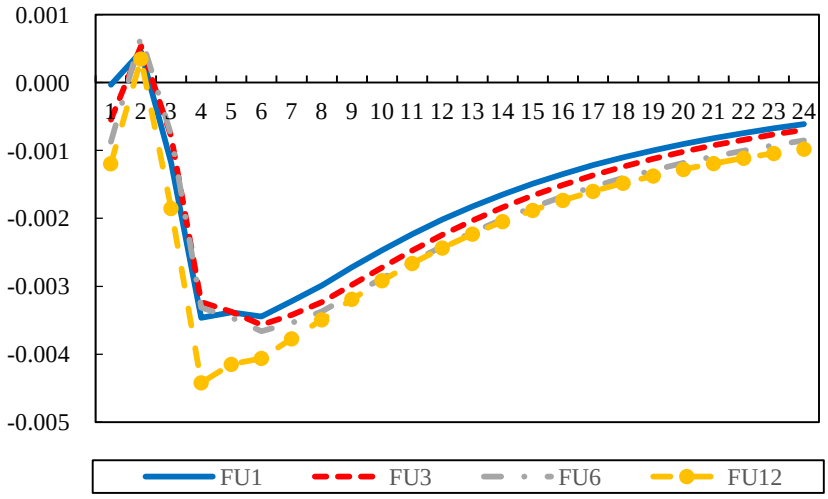



加持久与显著的作用，因为不确定性时间的影响会随着时间推移不断放大，体现在更难对经济金融变量进行预测。

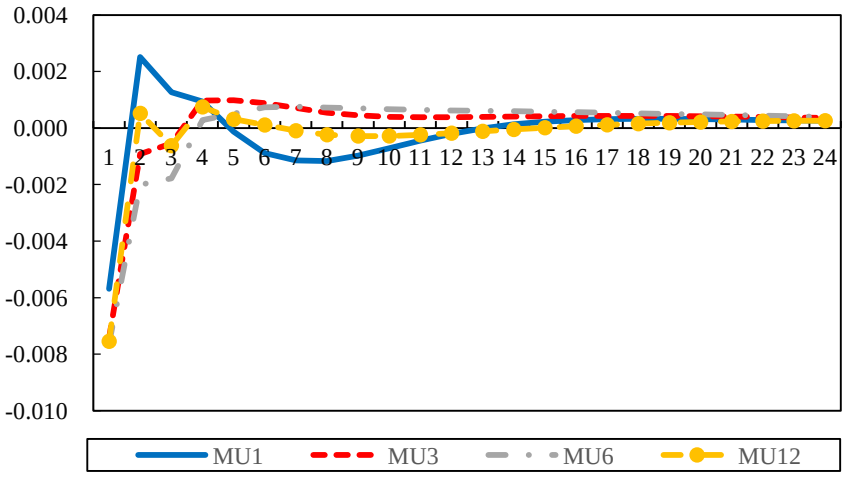
**红利受到不同预测期限 MU 的脉冲响应**




**红利受到不同预测期限 FU 的脉冲响应**




**收益率受到不同预测期限 MU 的脉冲响应**




**收益率受到不同预测期限 FU 的脉冲响应**

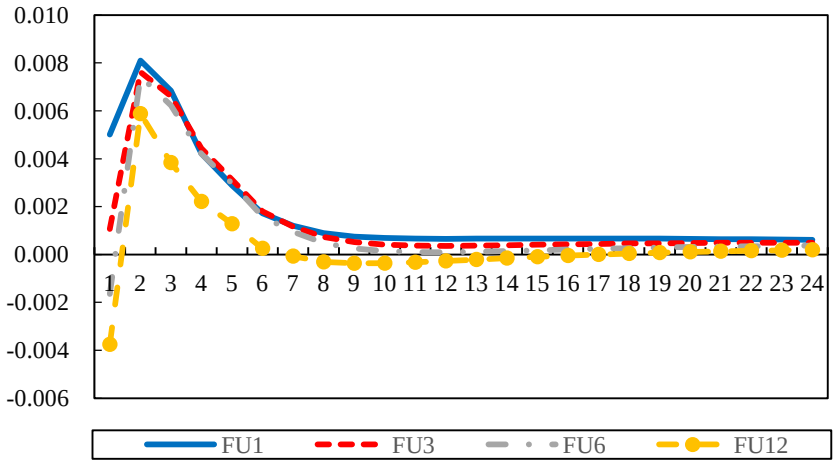



**图 6-4 各个金融变量受到不同预测期限的不确定性一个标准差冲击的脉冲响应曲线**

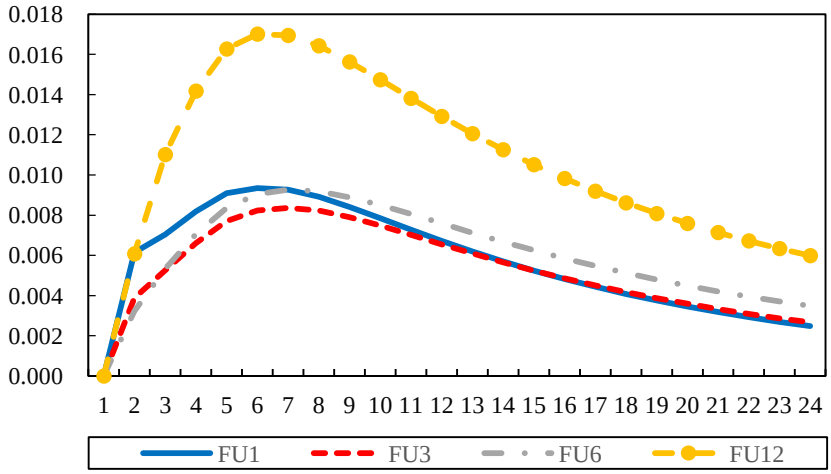
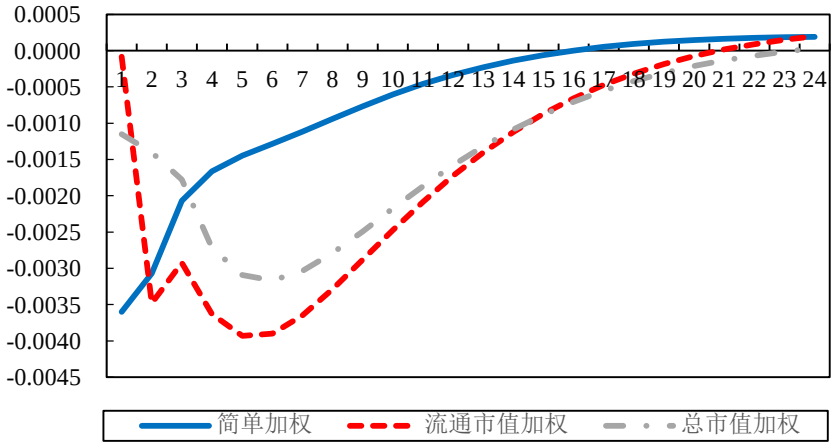


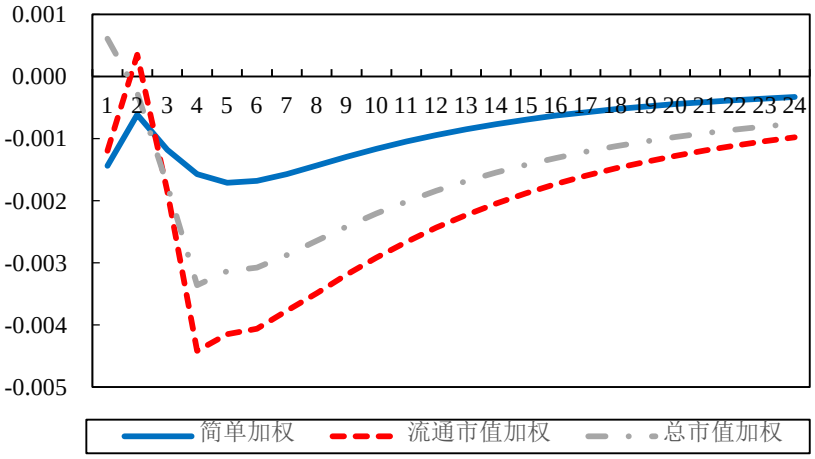

**图 6-5 不同预测期限 FU 受到流通市值加权的收益率一个单位标准差提升时的脉冲响应图**

最后针对其他两种加权方式的序列，进行稳健性检验，见图 6-6 与图 6-7，不确定性取 MU12 和 FU12。

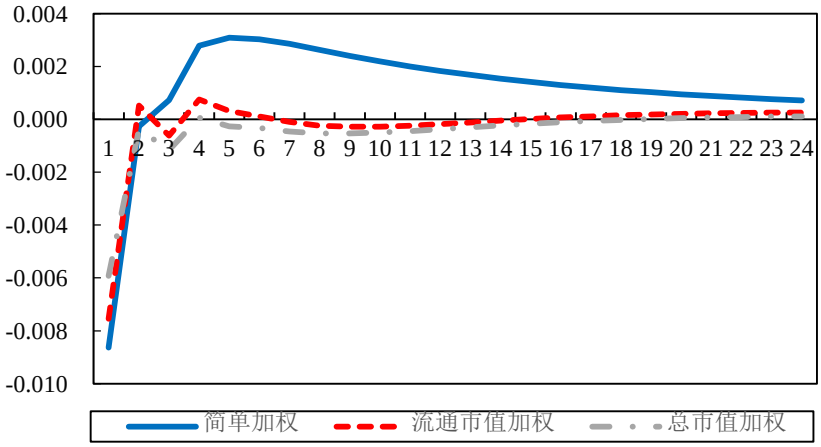
**不同加权方式的红利受到 MU12 的脉冲响应**




**不同加权方式的红利受到 FU12 的脉冲响应**




**不同加权方式的收益率受到 MU12 的脉冲响应**




**不同加权方式的收益率受到 FU12 的脉冲响应**

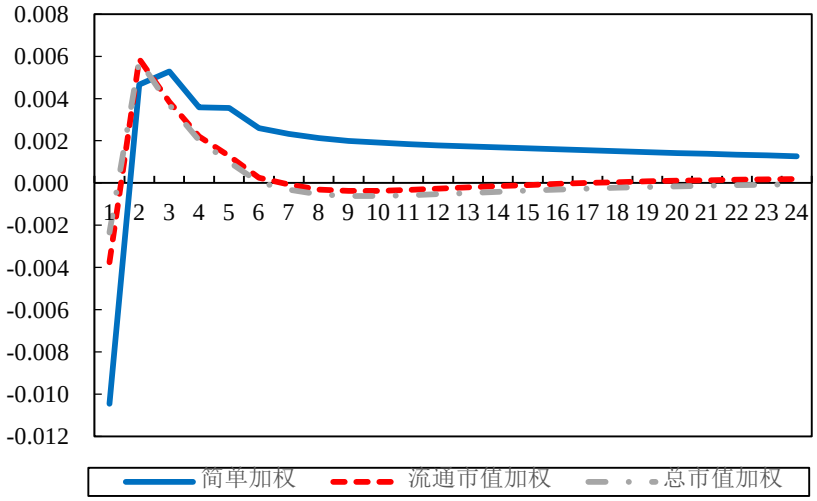



**图 6-6 不同加权方式的金融变量受到一个单位标准差不确定性提升时的脉冲响应图**

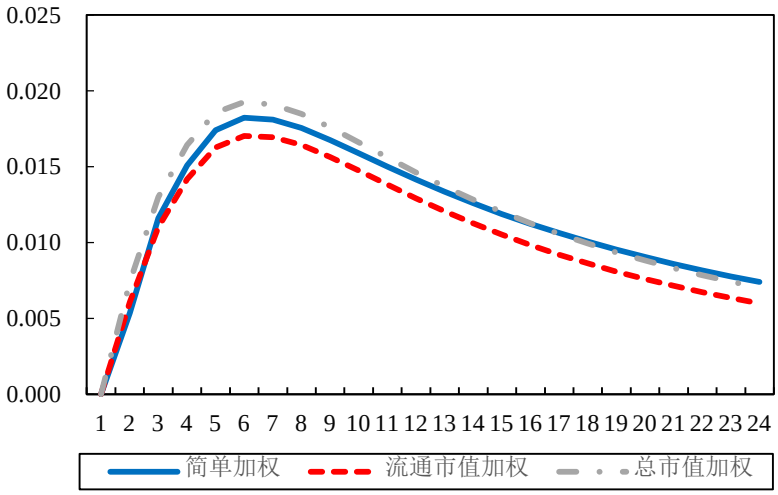



**图 6-7 FU12 受到不同加权方式的收益率一个单位标准差提升时的脉冲响应图**

总体来说，使用简单加权的金融变量序列的脉冲响应结果与其他两种加权方式变量序列的结果有一定的差异，但因变量变化的方向与趋势大致是稳健的。不确定性对于流通市值加权红利序列的负面影响较大一些，而对于简单加权红利序列的影响较小，这说明小市值与非流通市值大的企业的盈利受到不确定性的影响较小，可能是由于这些企业决策机制更加灵活高效，企业能较快应对经济体中存在的不确定性，防止红利现金流有过大降低。简单加权的收益率序列在受到不确定性冲击后有明显的过度反应，说明小市值企业相对大市值企业在短期容易受到投资者对其未来盈利性的质疑，而后又能迅速恢复，在长期依旧体现为正的不确定性溢价。三种加权方式的序列收益率的提升对于金融不确定的正面影响则基本相同，结果是稳健的。

# 谢辞

时光飞逝，转眼间已到了大学四年生活的末尾，我很庆幸自己在一路上能遇到那么多一直帮助和鼓舞我前行的老师与伙伴。毕业论文是大学四年学习成果的总结与展示，在本文的结尾，我也想借此机会感谢曾经帮助过我的每一个人。

首先，我要诚挚地感谢毕业论文导师李楠老师在论文写作过程中悉心的指导和耐心的点评。在毕业论文的整个写作过程中，李老师在选题、课题开展思路、研究方法以及写作的措辞用语等方方面面，都提出了很多宝贵的建议，特别是帮助我规范了书面用语，并让我学会在写作中抓住重点，详略得当，用简明的语言阐述严谨的论证过程。这些经验都有助于我未来在金融学的学术或者专业领域内撰写出更加高质量的报告。虽然在论文写作过程中我也感受到学术研究的艰辛，但李老师对于学术研究一丝不苟的态度让我更加明白我应该以同样的态度面对未来的每一项挑战。

其次，我想感谢大学四年期间教授课程的每一位老师，是您们引领我从对经济学和金融学的懵懂无知到现在的虽仍粗浅但全面的认识，同时也让我领会了用经济学独特的思维方式去思考生活中的事。我还想感谢每一个帮助过我的同学和学长，正是有了你们的鼓励与扶持，我才能顺利地度过四年美好的大学时光。

最后，我要由衷地感谢黄卓老师提供的中国经济不确定性指标数据，不仅让我能顺利地完成本文的研究，而且让我对经济不确定性的重要性有了更加深入的认识。

真诚地祝愿各位心想事成，幸福安康！

# THE EFFECT OF ECONOMIC UNCERTAINTY ON ECONOMIC GROWTH AND THE FINANCIAL MARKET IN CHINA

**Background:**

In recent years, with the rapid development of Chinese economy, the increasing uncertainty in the economic environment home and abroad has become a huge challenge for the future of Chinese economy and relevant policy makers. Thus, it is high time that we should quantify the long-term and short-term effect of economic uncertainty on economic growth, firms' production activity and the value of the stock market.

Uncertainty or ambiguity is different from risk and is generally defined as the component of future events that is unforecastable by the available information set. In classic economic theory, an economic agent is assumed to know exactly the probability distribution of all the potential events and then he/she faces risk. However, in real life situations, the economic agent also does not know or cannot measure the probability distribution of all outcomes, where he/she also faces uncertainty. Knight (1921) first proposed that risk aversion and uncertainty aversion are two distinct features of preference that affect the financial decision making. The famous Ellsberg (1961) paradox showed that when the economic agent faces both risk and uncertainty, axiom of independence is violated and the rational goal is not to maximize his/her expected utility but to maximize the expected utility under the worst case. If the economic agent follows this maximin principle, the decisions made tend to be conservative and is likely to reduce the final utility.

Theoretically, Hansen (2007) proved that risk and uncertainty are different in asset pricing and uncertainty premia just reflects investors' doubts about their probability models. Barillas et al. (2009) argued that the increase in economic uncertainty can reduce social welfare. According to past literature, in partial equilibrium settings, increases in uncertainty can depress hiring, investment, or consumption if agents are subject to fixed costs or partial irreversibilities, if agents are risk averse, or if financial constraints tighten in response to higher uncertainty.

In order to quantify the effect of economic uncertainty on economic growth and financial markets, we need to find suitable proxies or indicators to measure uncertainty since objective measure of uncertainty cannot be observed directly. Up till now, the empirical literature has proposed many kinds of methods to construct uncertainty index, such as the appearance of certain uncertainty-related key words in news publications, the implied volatility of stock market returns and the cross-sectional dispersion of firm profits or forecasts. However, these traditional indexes may be restricted in their correlation with the real uncertainty in the economy. For example, uncertainty index based on the frequency of key words in new reports may only reflect the subjective opinions of journalists and it may ignore some important economic events and policy makers' thoughts. Stock market volatility may change dramatically over time even if there is no change in uncertainty about the economic fundamentals or if investors' risk aversion and

sentiment changes. Cross-sectional data based uncertainty may be very sensitive to subjective forecasts and heterogeneity in the cyclicality of firms' business activities.

In this paper, we adopt the method first put forward by Jurado et al. (2015). Huang et al. (2018) constructed Chinese macroeconomic uncertainty index and financial uncertainty index from June 2002 to December 2017 with a rich source of Chinese data as available information set based on Jurado's method. The two indexes are both calculated by averaging the conditional volatility of the forecast error of many macroeconomic or financial variables. This kind of index has a stronger correlation with economic uncertainty since forecastable information has been eliminated and the index considers the common uncertainty existing in a wide range of key variables. Besides, these two indexes tend to be less volatile and more persistent according to Jurado et al. Finally, compared with indexes constructed by economic survey data or forecast data, these two indexes are much more objective. Thus, we choose these two relatively objective and reasonable indexes as the research subject. In earlier literature, Jurado et al. (2015) found that economic uncertainty has a negative correlation with the growth rate of real economy and that economic uncertainty is the potential driven force of the macro economy cycle. Bali et al. (2016) found that the stocks that have a stronger correlation with economic uncertainty tend to have lower returns. Huang et al. (2018) found that when macroeconomic uncertainty increases, production, PPI and private firm investments decrease while CPI and stock returns show insignificant changes. Besides, financial uncertainty can help to predict stock market volatility and it is positively correlated with the financial institutions' systematic risk.

**Approach:**

Based on the research background above, this paper studies the dynamic relationship among Chinese economic uncertainty, main macroeconomic indicators and the performance of the whole stock market. Particularly, this paper focuses on the problem of whether economic uncertainty is helpful to predict the changes in macroeconomic variables and the stock market and the problem of whether the stock market can reflect the expected change in future economic uncertainty. Thus, we adopt VAR (Vector Autoregression) model to study the lead-lad effect among these variables. In order to identify the effect of uncertainty shock to the entire system, we apply Cholesky specification in calculating impulse response functions. Under this method, we force the residual matrix to be a lower triangle matrix so that the shock from the variable listed first in the vector can immediately exert an effect on other variables one period later. For our research purpose, we should place uncertainty index in the first place and financial indicators in the last place.

For each VAR setting, we would first choose optimal number of lags according to information rules like AIC, SC or HQ and ensure that the modulus of all characteristics roots should be larger than 1 and that the residual part of the model follows white noise. Then we carry out Granger Causality test to study whether the lag of certain explanatory variable is helpful to predict certain explained variable. Besides, we do variance decomposition to analyze how much of the forecast error variance is due to the change in a specified variable. Finally, we calculate and draw the impulse response functions to figure out how the shock from a certain explanatory variable (a standard deviation's increase) will affect the explained variable over different periods.

Specifically, we first want to focus on uncertainty and macroeconomic variables. We introduce a companion form VAR to correct the model proposed by Huang et al. (2018) because of the cointegration relationship between price index and money supply. The four variables we put in

the vector are [uncertainty index, money supply, real money supply adjusted by price index, electric energy production]. Then we introduce financial market value indicators like dividend growth and stock returns and form a four-variable VAR as follows: [uncertainty index, money supply, macroeconomic variables (investment, consumption and industrial value added), financial market value indicators]. Finally, we divide the whole market into different groups to study the similarity and difference between firms with different properties. We can categorize companies as state-owned companies or private firms based on ownership, and as mainboard, small-and-medium enterprise board and growth enterprise market based on the market where these firms are listed.

**Contributions:**

Compared with other literature, our contributions are listed as follows:

(1) Most of the literature in China has adopted economic policy uncertainty or an uncertainty index constructed with a certain economic variable as research subject, while we use the uncertainty index constructed by Huang et al. (2018). This index is more objective and reasonable than other existing proxies since its definition has a closer relationship with the performance of the entire economy and financial market. The testing result based on this new index will provide better guidance for policy-making. However, tests based on this index have been very few in past literature.

(2) This paper carries out qualitative analysis of the long-term and short-term negative effect of uncertainty on the value of financial markets. Most literature in China has studied static relationship between these variables using panel data and cannot draw conclusions about the long-term effect of shocks from different variables.

(3) Past literature in China has studied the effect of uncertainty on macro economy and the firms' investment decisions but few has covered the research of stock market value. This paper constructs monthly time series of market price and dividend as financial market indicators according to the method put forward by Hansen et al. (2008). Thus, this paper can fill in part of the vacancy in this research area.

**Conclusions:**

According to the empirical analysis in Part 3 and Part 4 in this paper, we can draw the following conclusions:

(1) When macroeconomic uncertainty and financial uncertainty increases, social output continues to decline in the long run and the negative effect brought by the rise in macroeconomic uncertainty is larger. The government tend to adopt expansionary monetary policy about three months after the shock in macroeconomic uncertainty to stimulate the economic development. Financial uncertainty mainly exists in the stock and bond market and it is more persistent than macroeconomic uncertainty. The increase in financial uncertainty may cause credit contraction and restrict the process of money creation. However, it has no significant correlation with macroeconomic variables like investment or industrial value added. Besides, increase in both uncertainty tend to be followed by a decrease in PPI but shocks in uncertainty lead to insignificant changes in CPI.

(2) Macroeconomic uncertainty is helpful in predicting many macroeconomic variables. For example, when it increases, money supply grows, while social output and firms' investment

decreases, restricting firms' profits. Dividend, which is a backward-looking financial variable reflecting firms' profits, decreases significantly both in the short run and in the long run.

(3) Financial uncertainty's negative effect on dividend and its relationship with stock returns is stronger than those of macroeconomic uncertainty. When financial uncertainty increases, stock market return decreases in a month but slightly increases within six months after the shock, reflecting a positive uncertainty premium. Besides, high stock market required return is a signal of an increase in the expectation of future uncertainty. Stock market return can be viewed as a forward-looking variable, which can help to predict future uncertainty in the financial market.

(4) The two uncertainty indexes can help to predict some of the performance of real economy and the financial market, but the mutual relationship among them is still very limited according to the result of variance decomposition. In particular, a boom in macro economy may not necessarily be followed by an increase in the stock market return. Return is very hard to be predicted by any certain or uncertain macroeconomic factors. Thus, the correlation between Chinese stock market and real economy is not large.

(5) Large-scale state-owned firms are more likely to be affected by systematic risk in the economy including uncertainty, and thus in the long run, their profits will reduce. However, since these firms tend to be more mature and more likely to be supported by policies, they can better react to economic downturn in the short run, and thus their returns may decline less. On the other hand, small-size private firms can better recover their profits from the economic environment with high uncertainty and maintain sufficient dividends in the long run. Nevertheless, in the short run, investors will not choose to invest in these stocks because of high idiosyncratic risks, and thus their stock returns may decline a lot in the short run.

Based on these results, we propose that policy-making and market reforms should put an emphasis on enforcing the stock market efficiency so that stock prices can be consistent with the stock's fundamentals and there can be a stronger correlation between real economy and the financial market. What's more, since both uncertainty in the macro economy and the financial market will exert a negative effect on the stock market value, government officials should make transparent and consistent policies over time that are easy to predict and understand in order to ensure steady economic growth. Finally, the relationship between financial uncertainty and stock market returns may be blurred due to information asymmetry, heterogeneity in firms and "noise trader" (like speculators) in the market. Further research regarding data of specific firms should be carried out to study relevant topics in details.